

# Ekonometrijska analiza učinaka konkurentnosti i bogatstva u visoko tečajno izloženoj zemlji - primjer Republike Hrvatske

---

**Banić, Frane**

**Master's thesis / Diplomski rad**

**2019**

*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:148:504695>

*Rights / Prava:* [In copyright](#)/[Zaštićeno autorskim pravom.](#)

*Download date / Datum preuzimanja:* **2024-07-24**



*Repository / Repozitorij:*

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



**Sveučilište u Zagrebu**  
**Ekonomski fakultet**  
**Diplomski sveučilišni studij Ekonomije**

**EKONOMETRIJSKA ANALIZA UČINAKA  
KONKURENTNOSTI I BOGATSTVA U VISOKO TEČAJNO  
IZLOŽENOJ ZEMLJI – PRIMJER REPUBLIKE HRVATSKE**

**Diplomski rad**

**Frane Banić**

**Zagreb, srpanj 2019.**

**Sveučilište u Zagrebu**  
**Ekonomski fakultet**  
**Diplomski sveučilišni studij Ekonomije**

**EKONOMETRIJSKA ANALIZA UČINAKA  
KONKURENTNOSTI I BOGATSTVA U VISOKO TEČAJNO  
IZLOŽENOJ ZEMLJI – PRIMJER REPUBLIKE HRVATSKE**

**ECONOMETRIC ANALYSIS OF THE IMPACT OF  
COMPETITIVENESS AND WEALTH EFFECTS IN HIGHLY  
FOREIGN CURRENCY EXPOSED COUNTRY – CASE OF  
THE REPUBLIC OF CROATIA**

**Diplomski rad**

**Student: univ.bacc.oec. Frane Banić, JMBAG: 0067526754**

**Mentor: doc.dr.sc. Irena Palić**

**Zagreb, srpanj 2019.**

Ime i prezime studenta: Frane Banić

## IZJAVA O AKADEMSKOJ ČESTITOSTI

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

Student: Frane Banić

U Zagrebu, 12. srpnja 2019.

Frane Banić

(potpis)

## SAŽETAK

Cilj diplomskog rada je provesti analizu učinaka konkurentnosti i bogatstva u malom otvorenom gospodarstvu s visokom tečajnom izloženošću na primjeru Republike Hrvatske. S jedne strane, prema ekonomskoj teoriji, porast realnog tečaja, odnosno realna deprecijacija uz Marshall – Lernerov uvjet pozitivno utječe na neto izvoz i gospodarski rast putem učinka konkurentnosti. S druge strane, utjecaj realne deprecijacije na osobnu potrošnju i gospodarski rast putem učinka bogatstva ovisi o razini tečajne izloženosti zemlje. Tečajna izloženost zemlje definirana je odnosom razine imovine i obveza koje su denominirane u domaćoj i stranoj valuti. U slučaju visoke tečajne izloženosti pri čemu su obveze denominirane u stranoj valuti veće od domaćeg bogatstva, kao u Republici Hrvatskoj, očekivano je da će realna deprecijacija djelovati na smanjenje osobne potrošnje i procecijski na gospodarstvo. U svrhu empirijske analize učinaka konkurentnosti i bogatstva primijenjen je Johansenov pristup kointegraciji te su procijenjena tri modela dugog roka. U prvom modelu procijenjen je učinak konkurentnosti putem analize dugoročne povezanosti realnog deviznog tečaja i neto izvoza roba. Rezultati u prvom modelu upućuju na postojanje jedne kointegracijske relacije između varijabli te na pozitivan utjecaj realne deprecijacije na neto izvoz roba u dugom roku. U drugom modelu ispitan je dugoročni utjecaj realne deprecijacije na inozemni dug. Rezultati također ukazuju na postojanje jedne kointegracijske relacije između varijabli te na dugoročni pozitivan utjecaj realne deprecijacije na inozemni dug. Nadalje, u trećem modelu je ispitan povezanost neto bogatstva i osobne potrošnje u dugom roku. Rezultati upućuju na postojanje jedne kointegracijske relacije između varijabli te na pozitivnu dugoročnu povezanost neto bogatstva i osobne potrošnje. Naposljetku, rezultati ekonometrijske analize ukazuju na to da bi uslijed realne deprecijacije negativan učinak bogatstva istisnuo pozitivan učinak konkurentnosti, što bi se posljedično odrazilo na smanjenje gospodarskog rasta. Budući da je Republika Hrvatska visoko tečajno izložena, ne preporuča se provođenje realne deprecijacije, kako zbog negativnog učinka bogatstva na gospodarstvo, tako i zbog utjecaja na efikasnu monetarnu politiku Hrvatske narodne banke, uzevši u obzir uspješno dugogodišnje ostvarivanje primarnog cilja, odnosno stabilnosti cijena i posljedično financijske stabilnosti u zemlji.

**KLJUČNE RIJEČI:** učinak konkurentnosti, visoka tečajna izloženost, učinak bogatstva, Johansenov pristup kointegraciji, model dugog roka

## **ABSTRACT**

The Master's Thesis aims to conduct an econometric analysis of the competitiveness and wealth effects in a small open economy with high foreign currency exposure in the case of the Republic of Croatia. On the one hand, according to economic theory, an increase in the real exchange rate, namely real depreciation, along with Marshall - Lerner 's condition positively affects net exports and economic growth through competitiveness effect. On the other hand, the impact of real depreciation on personal consumption and economic growth through wealth effect depends on the level of currency exposure of the country. The currency exposure is defined as the ratio of the level of assets and liabilities denominated in domestic and foreign currency. In the case of high foreign currency exposure, where liabilities denominated in foreign currency are greater than total private wealth, as in the Republic of Croatia, it is expected that real depreciation will negatively affect personal consumption and thus reduce economic growth. To conduct an empirical analysis of the competitiveness and wealth effects, Johansen's cointegration approach is used and three long-run models are estimated. In the first model, the competitiveness effect is assessed by analysing the long-run relationship of the real exchange rate and net exports of goods. The results of the first model point to the existence of one cointegration relation among the variables and to the positive impact of real exchange rate depreciation on net exports in the long-run. In the second model, the impact of real exchange rate depreciation on the external debt is examined. The results also point to the existence of one cointegration relation among the variables and the long-run positive impact of real exchange rate depreciation on external debt. Furthermore, the third model examines the relationship between net wealth and personal consumption in the long-run. The results point to the existence of one cointegration relation between the variables and the positive long-run relationship between the net wealth and personal consumption. Finally, the results of the econometric analysis indicate that in the case of real exchange rate depreciation the negative wealth effect could crowd out the positive competitiveness effect, which could consequently lead to a reduction in economic growth. Since the Republic of Croatia is highly currency exposed, it is not advisable to conduct real exchange rate depreciation not only due to negative wealth effect on the economy, but also due to its impact on the effective monetary policy of the Croatian National Bank, taking into account the successful long-term achievement of the primary goal, ie, price stability and consequently the financial stability in the country.

**KEY WORDS:** the competitiveness effect, the foreign currency exposure, the wealth effect, Johansen's cointegration approach, long-run model

# Sadržaj

<b>1. UVOD</b> .....	1
1.1. Predmet istraživanja .....	1
1.2. Opći ciljevi i hipoteza rada.....	2
1.3. Podaci i metode istraživanja.....	3
1.4. Sadržaj i struktura rada.....	4
<b>2. PREGLED RADA I DOSADAŠNJIH EMPIRIJSKIH ISTRAŽIVANJA</b> .....	4
2.1. Teorijski okvir učinaka konkurentnosti i bogatstva u visoko zaduženim zemljama .....	4
2.1.1. Implikacije hipoteze „izvornog grijeha“ na vođenje monetarne politike .....	4
2.1.2. Učinak konkurentnosti uslijed promjene deviznog tečaja.....	8
2.1.3. Učinak bogatstva kroz Modiglianijevu funkciju potrošnje .....	12
2.1.4. Efikasnost monetarne politike s aspekta tečajne izloženosti zemlje.....	14
2.2. Empirijska istraživanja učinaka tečajne politike na ekonomski rast i vanjski dug.....	17
2.2.1. Učinak konkurentnosti u domaćim i inozemnim istraživanjima .....	17
2.2.2. Relevantna domaća i inozemna istraživanja učinka bogatstva i utjecaja tečajne politike na vanjski dug .....	20
<b>3. EMPIRIJSKE KARAKTERISTIKE REPUBLIKE HRVATSKE U KONTEKSTU MALE I OTVORENE EKONOMIJE S VISOKOM TEČAJNOM IZLOŽENOŠĆU</b> .....	25
3.1. Analiza osobne potrošnje i vanjskog duga Republike Hrvatske u predrecesijskom, recesijskom i postrecesijskom razdoblju .....	25
3.2. Učinci tečajne politike i ulaska u Europsku uniju na trgovinsku bilancu Republike Hrvatske..	30
3.3. Značaj euroizacije u Republici Hrvatskoj .....	35
<b>4. EKONOMETRIJSKA ANALIZA UČINAKA KONKURENTNOSTI I BOGATSTVA NA EKONOMSKI RAST U REPUBLICI HRVATSKOJ</b> .....	38
4.1. Opis odabranih varijabli .....	38
4.2. Testiranje stacionarnosti.....	40
4.3. Opis vektorskih modela vremenskih nizova.....	44
4.4. Procjena modela vektorske autoregresije .....	49
4.5. Ispitivanje pretpostavki modela.....	57
4.5.1. Problem heteroskedastičnosti grešaka relacije .....	57
4.5.2. Problem autokorelacije rezidualnih odstupanja.....	58
<b>5. ZAKLJUČAK</b> .....	61
<b>POPIS LITERATURE</b> .....	65
<b>POPIS SLIKA</b> .....	69
<b>POPIS TABLICA</b> .....	69
<b>ŽIVOTOPIS STUDENTA</b> .....	70

# 1. UVOD

## 1.1. Predmet istraživanja

Budući da je Republika Hrvatska okarakterizirana kao malo otvoreno gospodarstvo (engl. *small open economy*), postoji brojni niz mjera s ciljem dodatnog poticanja ekonomskog rasta putem izvozne konkurentnosti. Jedna od potencijalnih mjera poticanja cjenovne konkurentnosti ogleda se kroz promjenu tečaja, tj. porasta tečaja. Porast tečaja, odnosno deprecijacija, uz zadovoljen Marshall – Lernerov uvjet i nepotpuni *pass - through* učinak rezultira porastom neto izvoza i gospodarskim rastom (Blanchard, 2005). Preciznije rečeno, promjena realnog tečaja će uzrokovati relativnu promjenu cijena domaćih i inozemnih dobara. Uz porast realnog tečaja, tj. realnu deprecijaciju, dolazi do porasta inozemne potražnje za domaćim dobrima s obzirom da su cijene domaćih dobara relativno jeftinije i atraktivnije u usporedbi s cijenama inozemnih dobara što posljedično utječe na porast izvozne komponente i gospodarskog rasta u zemlji. Navedeno povećanje neto izvoza uslijed porasta realnog tečaja, odnosno realne deprecijacije, naziva se učinkom konkurentnosti (Dumičić et al., 2011). Realna deprecijacija ne utječe na bruto domaći proizvod samo putem učinka konkurentnosti, već i putem učinka bogatstva. Naime, za razliku od jasno definirane pozitivne povezanosti realnog tečaja i neto izvoza uz ispunjen Marshall – Lernerov uvjet, porast realnog tečaja može imati dvojak utjecaj na bruto domaći proizvod (BDP) putem učinka bogatstva. Učinak bogatstva putem osobne potrošnje može pozitivno i negativno djelovati na gospodarski rast, ovisno o razini tečajne izloženosti zemlje, odnosno izloženosti valutnom riziku (Tica et al., 2016). U kontekstu stupnja tečajne izloženosti promatra se neto bogatstvo izraženo razlikom bogatstva, odnosno imovine i obveza denominiranih u domaćoj i stranoj valuti. U slučaju da je u određenoj zemlji većina imovine, odnosno bogatstva i obveza denominirana u stranoj valuti, može se primijetiti visoka tečajna izloženost. Negativan utjecaj tečajne izloženosti javlja se kada je iznos obveza veći od imovine denominiranih u stranoj valuti, tj. kada je neto financijsko bogatstvo negativno, pri čemu će učinak bogatstva u slučaju realne deprecijacije negativno djelovati na osobnu potrošnju i prorecesijski na bruto domaći proizvod (Tica et al., 2016). Realnom deprecijacijom postiže se smanjenje vrijednosti domaće valute u odnosu na stranu valutu. Drugim riječima, u slučaju negativnog neto financijskog bogatstva, kada je iznos obveza denominiran u stranoj valuti nesrazmjerno veći od iznosa imovine denominiranog u stranoj valuti, iznos obveza će dodatno porasti uslijed deprecijacije. Zemlje u kojima bi deprecijacija djelovala negativno na osobnu potrošnju i prorecesijski na gospodarski rast smatraju se visoko tečajno izloženim zemljama.



Stoga je često raspravljana tema bi li realna deprecijacija u malim otvorenim gospodarstvima s visokom tečajnom izloženošću rezultirala gospodarskim rastom putem pozitivnog učinka konkurentnosti ili bi na gospodarstvo djelovala negativno putem negativnog učinka bogatstva.

## 1.2. Opći ciljevi i hipoteza rada

Osnovni cilj ovoga rada je procijeniti učinke konkurentnosti i bogatstva u visoko tečajno izloženoj zemlji na primjeru Republike Hrvatske. Kao što je naglašeno, s obzirom da je Republika Hrvatska malo otvoreno gospodarstvo, putem učinka konkurentnosti će se ispitati utjecaj porasta realnog deviznog tečaja, odnosno realne deprecijacije na neto izvoz uz Marshall – Lernerov uvjet. Nadalje, uzevši u obzir visok stupanj tečajne izloženosti, odnosno visoku razinu inozemnog duga koji je većinom euroiziran, ispitat će se povezanost realnog deviznog tečaja, tj. realne deprecijacije i inozemnog duga te povezanost neto bogatstva s osobnom potrošnjom.

Shodno postavljenom cilju, definirana je hipoteza rada: U slučaju visoke tečajne izloženosti, realna deprecijacija će putem učinka bogatstva istisnuti učinak konkurentnosti, te će ukupni učinak realne deprecijacije na ekonomski rast biti negativan. Posljedično bi u slučaju istiskivanja učinka konkurentnosti putem učinka bogatstva moglo doći do rotacije klasične IS krivulje iz Mundell – Flemingovog modela (Tica et al., 2017). U prilog navedenoj hipotezi rada ide činjenica da je osobna potrošnja (Eurostat, 2019c) najznačajnija komponenta hrvatskog bruto domaćeg proizvoda (BDP) i da bi s tog aspekta učinak bogatstva trebao istisnuti učinak konkurentnosti u slučaju negativnog djelovanja na osobnu potrošnju. S obzirom na visoku tečajnu izloženost zemlje, negativan učinak realne deprecijacije ne promatra se samo s aspekta učinka bogatstva, već i s aspekta ostvarivanja stabilnosti cijena u Republici Hrvatskoj. Naime, Hrvatska narodna banka ostvaruje svoj primarni cilj, odnosno stabilnost cijena, putem nominalnog sidra tečaja kune prema euru čime se neposredno ostvaruje i financijska stabilnost (Hrvatska narodna banka, 2019a). U tom kontekstu bi provođenje deprecijacije imalo dalekosežne negativne posljedice na financijsku stabilnost u zemlji. Štoviše, Hrvatska narodna banka ostvarivanjem primarnog cilja istovremeno dugi niz godina ispunjava monetarne kriterije konvergencije iz Maastrichtskog ugovora u svrhu pridruživanja Ekonomskoj i monetarnoj uniji (EMU).

### 1.3. Podaci i metode istraživanja

U svrhu provedbe empirijske analize korišteni su podaci s internetske stranice Eurostata, Hrvatske narodne banke i Državnog zavoda za statistiku. Podaci su preuzeti ovisno o njihovoj dostupnosti pri čemu je početno razdoblje prvi kvartal 2000. godine, a konačno razdoblje prvi kvartal 2019. godine. Prikupljeni podaci sa stranice Eurostata odnose se na osobnu potrošnju, izvoz i uvoz u robnoj razmjeni Republike Hrvatske s inozemstvom, pri čemu su podaci izraženi u milijunima kuna. Nadalje, s ciljem izračuna realnog deviznog tečaja prikupljeni su podaci nominalnog bilateralnog tečaja kune prema euru te harmoniziranog indeksa potrošačkih cijena (engl. Harmonised Index of Consumer Price) za Republiku Hrvatsku i članice eurozone pri čemu je bazna godina 2015 = 100 (Eurostat). S internetskih stranica Hrvatske narodne banke preuzeti su podaci o bruto inozemnom dugu u milijunima eura koji je naknadno izražen u milijunima kuna. S internetske stranice Hrvatske narodne banke preuzeti su podaci o kuskim (štednim, oročenim i s otkaznim rokom) i deviznim (štednim i oročenim) depozitima koji su izraženi u milijunima kuna. Radi usklađenosti prilikom provođenja empirijske analize, podaci preuzeti s internetskih stranica Hrvatske narodne banke su izraženi kvartalno preračunavanjem mjesečnih vrijednosti u prosjeke kvartala. U konačnici su svi podaci sukladno odabranim varijablama logaritamski transformirani čiji je postupak, kao i opis odabranih varijabli, dan u četvrtom poglavlju. Podaci s Državnog zavoda za statistiku preuzeti su u svrhu analize kretanja izvozne i uvozne komponente prema namjeni u robnoj razmjeni.

S ciljem provedbe ekonometrijske analize učinaka konkurentnosti i bogatstva u visoko tečajno izloženoj zemlji primijenit će se Johansenov pristup kointegraciji za tri modela. Prvotno će biti provedeni testovi jediničnih korijena (engl. Augmented Dickey – Fuller tests) s ciljem ispitivanja stacionarnosti odabranih varijabli koje su korištene pri procjeni modela. U svrhu određivanja broja kointegracijskog vektora bit će primijenjeni testovi traga matrice i maksimalne svojstvene vrijednosti. U prvom modelu će se ispitati dugoročna povezanost realnog deviznog tečaja i neto izvoza u robnoj razmjeni Republike Hrvatske u kontekstu analize učinka konkurentnosti. U drugom i trećem modelu analizirat će se učinci bogatstva. Konkretnije rečeno, u drugom modelu će se ispitati dugoročna povezanost realnog deviznog tečaja i inozemnog, odnosno vanjskog duga, dok će u trećem modelu biti ispitana dugoročna povezanost neto bogatstva i osobne potrošnje. Kako bi se ispitala stabilnost vektorskog modela korekcije pogreške, interpretirat će se i grafički prikazati inverzni korijeni AR karakterističnog polinoma u skladu s Lütkepohl (2004). U konačnici će se u svrhu ispitivanja valjanosti

pretpostavki modela analizirati prisutnost problema heteroskedastičnosti rezidualnih odstupanja putem Whiteovog testa te problem autokorelacije grešaka relacije putem LM (engl. Lagrange Multiplier) testa u skladu s Bahovec i Erjavec (2009).

#### 1.4. Sadržaj i struktura rada

Na početku rada daje se teorijski pregled učinka konkurentnosti u okviru Marshall – Lernerovog uvjeta te Mundell – Flemingovog modela i učinka bogatstva putem Keynesove i Modiglianijeve funkcije osobne potrošnje. Također se putem hipoteze izvornog grijeha, odnosno nemogućnosti zemlje da se zadužuje u domaćoj valuti zbog visoke tečajne izloženosti ukazuje na možebitna ograničenja pri vođenju monetarne politike u slučaju da središnja banka ne posjeduje akumulirane devizne rezerve. Na kraju drugog poglavlja objašnjeni su učinci konkurentnosti i bogatstva na gospodarski rast u domaćoj i inozemnoj literaturi. U trećem poglavlju je stavljen fokus na empirijske karakteristike Republike Hrvatske kao malog otvorenog gospodarstva s prisutnošću visoke tečajne izloženosti. Unutar trećeg poglavlja dan je kronološki pregled kretanja osobne potrošnje, inozemnog duga, domaćeg bogatstva te robne razmjene putem grafičkih prikaza. U četvrtom poglavlju provedeno je testiranje stacionarnosti odabranih varijabli putem testa jediničnog korijena (engl. Augmented Dickey – Fuller test). Nadalje, dan je opis vektorskih autoregresijskih modela, nakon čega je provedena ekonometrijska analiza primjenom Johansenovog pristupa kointegraciji u tri modela putem kojih se ispituju učinci konkurentnosti i bogatstva u Republici Hrvatskoj. Zatim je ispitana stabilnost modela korekcije pogreške inverznim korijenima AR karakterističnog polinoma, nakon čega je provedeno testiranje prisutnosti problema heteroskedastičnosti rezidualnih odstupanja te autokorelacije grešaka relacije. Naposljetku se daju relevantni zaključci na temelju dobivenih rezultata ekonometrijske analize učinaka konkurentnosti i bogatstva, pri čemu se ukazuje na važne implikacije u svrhu očuvanja financijske stabilnosti, stabilnosti cijena te poticanja gospodarskog rasta.

## **2. PREGLED RADA I DOSADAŠNJIH EMPIRIJSKIH ISTRAŽIVANJA**

### 2.1. Teorijski okvir učinaka konkurentnosti i bogatstva u visoko zaduženim zemljama

#### 2.1.1. Implikacije hipoteze „izvornog grijeha“ na vođenje monetarne politike

Budući da je komparativna analiza učinaka konkurentnosti i bogatstva tema mnogobrojnih znanstvenih radova, važno je ukazati na potencijalna ograničenja provođenja monetarne

politike u okviru prethodno navedenih učinaka. U ovome radu, naglasak će biti stavljen na visoko zadužene zemlje za što je primjer Republika Hrvatska. Ako se ukupni domaći dohodak definira kao zbroj osobne potrošnje (C), investicija (I), državne potrošnje (G) te neto izvoza (NX):

$$Y = C + I + G + NX, \quad (1)$$

učinak deprecijacije se ogleda kroz učinak na neto izvoz (NX) te osobnu potrošnju (C). S jedne strane, provođenje deprecijacije uzrokuje povećanje neto izvoza, a posljedično i povećanje bruto domaćeg proizvoda putem Marshall – Lernerovog uvjeta relativno povećavajući inozemnu potražnju za domaćim dobrima (Blanchard, 2005). S druge strane, deprecijacija također djeluje na bruto domaći proizvod putem učinka bogatstva koji može biti dvojak. Drugim riječima, moguće je kroz učinak bogatstva pozitivno, ali i negativno utjecati na bruto domaći proizvod, ovisno o tečajnoj izloženosti određene zemlje. Ukoliko su neto financijska imovina i privatno bogatstvo pozitivni implicira se pozitivan učinak bogatstva na gospodarstvo, a ukoliko su neto financijska imovina i privatno bogatstvo negativni implicira se negativan učinak na gospodarstvo (Rodseth, 2000). Hausmann i Ugo (2010) naglasili su da će u slučaju prezaduženosti u stranoj valuti, odnosno visoke tečajne izloženosti, zemlje biti ograničene u zaduživanju u domaćoj valuti te će se morati zaduživati na inozemnim tržištima kapitala u stranim valutama. Posljedično će obveze u stranoj valuti nesrazmjerno rasti u odnosu na obveze u domaćoj valuti i bit će prisutan problem servisiranja visoko akumuliranog inozemnog duga. Eichengreen et al. (2007) nemogućnost zaduživanja u vlastitoj valuti na međunarodnim financijskim tržištima nazivaju „izvornim grijehom“ pri čemu se implicitno ukazuje na ograničenost monetarne politike u pogledu provođenja deprecijacije s ciljem povećavanja međunarodne konkurentnosti. Du i Schregger (2016) naglašavaju kako je zemljama u razvoju relativno isplativije i jeftinije zadužiti se u stranoj valuti, ali akumuliranjem inozemnog duga neizravno utječu na buduću ograničeno djelovanje monetarne politike kroz nemogućnost servisiranja visokog inozemnog duga u slučaju da središnje banke prethodno nisu akumulirale devizne rezerve kojima bi mogle djelovati protuciklički.

Prema hipotezi izvornog grijeha (Eichengreen et al., 2007), negativan učinak tečajne izloženosti zemlje odražava više financijskih obveza od imovine u stranoj valuti u slučaju deprecijacije putem učinka bogatstva te djeluje prorecesijski na gospodarstvo smanjujući potrošnju kućanstava i investicija korporativnog sektora putem učinka bogatstva. U uvjetima izrazito visoke tečajne izloženosti zemlje, negativan učinak koji utječe na pad potrošnje putem privatnog bogatstva može dominirati nad Marshall-Lernerovim uvjetom te motivirati nositelje

monetarne politike na fiksiranje tečaja i odustajanje od kontracikličke (protucikličke) monetarne politike (Tica et al., 2017). Nadalje, u empirijskom istraživanju Tica et al. (2016) ukazuju na to da visok stupanj tečajne izloženosti motivira zemlje da koriste fiksni tečajni režim te da izbjegavaju fluktuacije tečaja koje bi pomoću Marshall - Lernerovog uvjeta poboljšale neto izvoz kako bi izbjegle negativan učinak na potrošnju kućanstava i investicije poduzeća.

Eichengreen et al. (2007) rasvjetljaju pitanje zaduženosti zemalja u razvoju i uzroka financijskih kriza koji se mogu promatrati iz tri kuta: izvorni grijeh (engl. Original Sin), osjetljivost na zaduženost (engl. debt intolerance) i devizna neusklađenost (engl. currency mismatch). Iako Eichengreen et al. (2007) naglašavaju da izvorni grijeh najjasnije objašnjava nemogućnost zaduživanja zemalja u razvoju u domaćoj valuti, osjetljivošću na zaduženost i deviznom neusklađenošću zapravo nadopunjuju hipotezu izvornog grijeha. Navedena tri čimbenika povezana su s platnom bilancom zemalja u razvoju i neusklađenošću između imovine i obveza te razinama vanjskog duga. Osnovni razlog izvornog grijeha objašnjava se činjenicom da međunarodna financijska tržišta ne žele prihvatiti tečajni rizik pozajmljujući u lokalnim valutama. Problem izvornog grijeha smatra se vanjskim jer zemlja ne može utjecati na potražnju na međunarodnim financijskim tržištima.

Eichengreen et al. (2007) ispitali su tezu izvornog grijeha u svijetu u vremenskom razdoblju od 1993. godine do 2001. godine. Konstruirali su indeks izvornog grijeha (engl. Original Sin, OSIN<sub>i</sub>) koji je definiran kao:

$$OSIN_i = \max \left( 1 - \frac{\text{Vrijednosni papiri u valuti } i}{\text{Vrijednosni papiri izdani od zemlje } i}, 0 \right) \quad (2)$$

pri čemu indeks izvornog grijeha uključuje sve izdane vrijednosne papire bez obzira na rezidentnost izdavatelja. Ova formulacija je tako usvojena jer ako se vrijednosni papiri razlikuju prema valuti i rezidentnosti, tada te vrijednosne papire mogu koristiti rezidenti zemlje *i* u svrhu zamjene svojih deviznih obveza u obveze u domaćoj valuti. Ovime se stavlja svojevrsna ograda kako indeks ne bi bio definiran samo dugom u domaćoj valuti. Eichengreen et al. (2007) su u analizi su koristili sljedeće skupine zemalja: financijski centar (Sjedinjene Američke Države, Ujedinjeno Kraljevstvo, Švicarska i Japan), europske zemlje, srednjoistočne afričke zemlje, zemlje u razvoju, azijske zemlje, istočnoeuropske zemlje te ostale zemlje u razvoju. Zemlje financijskog centra, odnosno jezgre imaju najniže razine izvornog grijeha (0.07) nakon kojih slijede europske zemlje (0.53) čija se razina smanjila u razdoblju od 1999. godine do 2001. godine na 0.09. Nadalje, redom slijede ostale razvijene zemlje (0.78), zemlje u razvoju (0.96),

zemlje Južne Amerike (0.98), zemlje Srednjeg istoka i Afrike (0.95), azijske zemlje (0.99) te istočnoeuropske zemlje (0.91). Nadalje, Eichengreen et al. (2007) ispitali su i potvrdili hipotezu izvornog grijeha s aspekta tečajnog mehanizma u kojem se određena zemlja nalazi. Zemlje su podijeljene u skupine s fiksnim, fluktuirajućim i upravljano fluktuirajućim tečajem. Rezultati regresijske analize upućuju na to da problem izvornog grijeha dolazi do većeg izražaja u fluktuirajućem tečajnom režimu te je najmanje prisutan u fiksnom tečajnom režimu. Posljedično je problem izvornog grijeha postao sinonim za fenomen straha od fluktuirajućeg tečajnog mehanizma. U istraživanju je također ispitana povezanost izvornog grijeha s volatilnošću rasta i kapitalnog priljeva. Koeficijenti dobiveni regresijskom analizom ukazuju na pozitivnu povezanost izvornog grijeha s volatilnošću ekonomskog rasta i kapitalnog priljeva. Eichengreen et al. (2007) naglašavaju da se pozitivan predznak u regresijskoj analizi ogleda kroz ograničenost monetarnih vlasti u provođenju kontracikličkih politika, nemogućnosti ponašanja središnje banke kao posljednjeg utočišta te većeg duga denominiranog u stranoj valuti koji povećava troškove deprecijacije valute što posljedično u slučaju valutne krize može dovesti do enormnog gospodarskog pada.

Problem osjetljivosti na zaduženost se smatra unutarnjim i objašnjava se loše provođenom ekonomskom politikom zemalja u razvoju te općenito lošim funkcioniranjem financijskih institucija. Osjetljivost na zaduženost definirana je kao nemogućnost vraćanja duga zemalja u razvoju na onim razinama koje ne bi izazivale probleme razvijenim zemljama u kontekstu vraćanja duga. Osjetljivost na zaduženost se u podacima promatra kao povezanost između kreditnog rejtinga i razine vanjskog duga. U slučaju zemalja u razvoju s porastom vanjskog duga, kreditni rejting pada znatno brže u odnosu na razvijene zemlje. Prema Reinhart et al. (2003), osjetljivost na zaduženost se može uspješno objasniti malim brojem pokazatelja vezanim uz ranije otplate vanjskog duga. Drugim riječima, zemlje koje nisu ispunile svoje kreditne obveze u pravilu imaju niži kreditni rejting. Dakako, ideja da čimbenici poput institucija i povijesti utječu na kamatne stope po kojima se zemlja može zadužiti dobro je objašnjena u teorijskoj literaturi, kao i pojam da zemlja, s obzirom na to da se vanjski dug povećava, visoka tečajna izloženost raste te se zbog potencijalne valutne krize, smanjuje potražnja za valutom tečajno izložene zemlje na međunarodnom tržištu kapitala. Međutim, u ostalim znanstvenim radovima i prethodnoj teorijskoj literaturi nije jasno definiran uzrok osjetljivosti na zaduženost osim u radu Reinhart et al. (2003) koji daju doprinos ovom problemu operativnim identificiranjem čimbenika poput povijesno promatrajući neispunjavanja obveza ili restrukturiranja koji reguliraju brzinu kojom zemlja postaje izložena valutnoj te dužničkoj

krizi. Devizna neusklađenost je posljedica prethodno dva navedena uzroka, odnosno izvornog grijeha i osjetljivosti na dug. Do devizne neusklađenosti dolazi u slučaju kada su međunarodne financijske obveze u jednoj valuti, a financijska imovina u drugoj valuti. Uzrok devizne neusklađenosti može biti unutarnji, izazvan osjetljivošću na zaduženost ili vanjski, izazvan izvornim grijehom. U tom slučaju deprecijacija tečaja uzrokuje porast inozemnih obveza denominiranih u stranoj valuti i djeluje negativno na domaću agregatnu potražnju. U pravilu, zemlje u razvoju koje se suočavaju s problemom devizne neusklađenosti prikupljaju devizne rezerve kako bi akumuliranjem imovine unutar deviznih rezervi anulirale deviznu neusklađenost imovine i obveza privatnog sektora ili ostatka gospodarstva (Tica et al., 2017). Eichengreen et al. (2007) su dokazali da se zaduženost zemalja može u najširem smislu objasniti s hipotezom izvornog grijeha u odnosu na osjetljivost zaduženosti i devizne neusklađenosti iako su sva tri čimbenika međusobno povezana.

Mundell (1963) je u okviru provođenja monetarne politike postavio tezu monetarne trileme između monetarne neovisnosti, fiksnog deviznog tečaja te slobodnog protoka kapitala pomoću koje je moguće razumjeti mehanizam kapitalne mobilnosti između razvijenih zemalja i ostalih zemalja kroz trošak zaduživanja i akumulacije duga prema Aizenman et al. (2015). Unutar monetarne trileme, središnja banka može odabrati samo dva od tri prethodno navedena cilja. Tica et al. (2017) ispitali su Mundell – Flemingovu hipotezu monetarne trileme te hipotezu monetarne kvadrileme uključujući devizne rezerve dinamičkim panel threshold modelom. Monetarna kvadrilema pretpostavlja da visoka razina deviznih rezervi zemlji omogućava veću monetarnu samostalnost zemlji neovisno o tome u kojem se tečajnom režimu nalazi (Tica et al., 2017). Nadalje, rezultati istraživanja u skladu su s rezultatima Eichengreen et al. (2007) te upućuju na to da postoje značajne razlike između fiksnih i fleksibilnih tečajnih režima na visokim razinama financijske otvorenosti, te da su zemlje koje su usmjerene prema fiksnim tečajevima na visokim razinama tečajne izloženosti što negativno utječe na efikasnost monetarne politike u pogledu nemogućnosti protucikličkog djelovanja u slučaju da središnja banka nije akumulirala visoku razinu deviznih rezervi.

### 2.1.2. Učinak konkurentnosti uslijed promjene deviznog tečaja

Učinak konkurentnosti promatra se putem Marshall – Lernerovog uvjeta. Drugim riječima, u slučaju da vrijedi Marshall – Lernerov uvjet, (realna) deprecijacija, odnosno porast (realnog) tečaja uzrokuje relativno pojeftinjenje domaćih dobara u odnosu na inozemna dobra. Posljedično dolazi do relativnog povećanja inozemne potražnje za domaćim dobrima što u

konačnici rezultira povećanjem neto izvoza koji je dan kao razlika izvoza i uvoza dobara (Blanchard, 2005). Realni tečaj je definiran kao:

$$\varepsilon = \frac{EP^*}{P} \quad (3)$$

pri čemu  $\varepsilon$  odražava cijenu inozemnih dobara izraženu u terminima domaćih dobara te je jednak nominalnom tečaju koji predstavlja cijenu inozemne valute izražene u terminima domaće valute pomnožene s razinom inozemnih cijena  $P^*$  podijeljenom s domaćom razinom cijena  $P$ . Uz danu razinu cijena, slijedi da se nominalna deprecijacija odražava na realnu deprecijaciju u odnosu jedan naprema jedan (Blanchard, 2005). Tica i Nazifovski (2012) ukazuju na još jedan učinak Marshall – Lernerovog uvjeta koji se tiče prethodno spomenute razine cijena. Osim pozitivnog utjecaja deprecijacije putem učinka konkurentnosti, Marshall – Lernerov uvjet pretpostavlja i nepotpuno prelijevanje promjene tečaja na cijene što se naziva nepotpunim *pass through* učinkom. Drugim riječima, prema nepotpunom *pass through* učinku, deprecijacija od 10% bi trebala promijeniti domaće cijene za manje od 10% kako bi se pojeftinila eurska cijena izvoza i povećala kunska cijena uvoza što posljedično utječe na međunarodnu konkurentnost. U slučaju da je *pass-through* učinak potpun, promjena tečaja će biti jednaka promijeni cijena i rezultat će nepromijenjenom razinom konkurentnosti domaćeg gospodarstva. Posljedično će vanjskotrgovinski deficit koji se trebao smanjiti deprecijacijom tečaja ostati isti (Tica i Nazifovski, 2012).

Kao što je već objašnjeno, neto izvoz (NX) je definiran kao razlika izvoza (X) i uvoza (IM). Jednadžba se s uključenim realnim tečajem zapisuje na idući način putem identiteta ( $\equiv$ ):

$$NX \equiv X - \varepsilon IM \quad (4)$$

Kako bi se mogle razumjeti implikacije promjene tečaja na neto izvoz, potrebno je prvotno definirati odrednice izvoza i uvoza.

Komponenta uvoza (IM) ponajviše ovisi o ukupnoj razini domaće potražnje, odnosno, što je viša razina domaće potražnje, veća je potražnja za svim dobrima, i domaćim i inozemnim. Količina uvoza ovisi o realnom tečaju ( $\varepsilon$ ). Što je cijena inozemnih dobara relativno viša u odnosu na cijene domaćih dobara, dolazi do smanjenja domaće potražnje za inozemnim dobrima u usporedbi s domaćom potražnjom za domaćim dobrima i posljedično dolazi do manje količine uvoza (Blanchard, 2005). Definicija uvoza s njegovim odrednicama se zapisuje na sljedeći način:



$$IM = IM(Y, \varepsilon) \quad (4.1)$$

pri čemu količina uvoza pozitivno ovisi o domaćem dohotku, odnosno, domaćem proizvodu jer su dohodak i domaći proizvod jednaki u otvorenom gospodarstvu. Budući da su pozitivno povezani, porast domaćeg dohotka dovodi do porasta uvoza. Realni tečaj negativno utječe na uvoznju komponentu s obzirom da je definiran kao cijena inozemnih dobara koja je izražena u terminima domaćih dobara. U tom slučaju, viši realni tečaj dovodi do relativnog poskupljenja inozemnih dobara što posljedično utječe na smanjenje količine uvoza (Blanchard, 2005).

Izvozna komponenta se odnosi na uvoz inozemstva, tj. neke druge zemlje. Zbog toga što inozemna potražnja determinira inozemni uvoz, odnosno izvoz domaće zemlje, inozemni dohodak, odnosno, domaći proizvod ostatka svijeta pripada odrednicama izvozne komponente. Druga odrednica izvoza je realni tečaj kao i kod uvozne komponente. Izvoz se sa svojim odrednicama zapisuje kao:

$$X = X(Y^*, \varepsilon) \quad (4.2)$$

pri čemu kod izvozne komponente, inozemni dohodak pozitivno utječe na povećanje izvoza, dok za razliku od uvozne komponente, realni tečaj također pozitivno utječe na izvoznju komponentu (Blanchard, 2005). Detaljnije objašnjeno, povećanje inozemnog dohotka dovodi do rasta inozemne potražnje za svim dobrima, pa tako i za dobrima domaće zemlje što rezultira porastom izvoza roba. Nadalje, povećanje realnog tečaja, odnosno realna deprecijacija čini domaća dobra relativno jeftinijima i atraktivnijima u usporedbi s cijenama dobara iz inozemstva što rezultira porastom izvoza. Nakon što su definirane odrednice izvoza i uvoza, domaći proizvod se može definirati na sljedeći način:

$$Y = C + I + G - \varepsilon IM(Y, \varepsilon) + X(Y^*, \varepsilon) \quad (4.3)$$

Ukoliko uključimo odrednice uvoza i izvoza u jednadžbu (4.1), neto izvoz (NX) se zapisuje na sljedeći način:

$$NX = X(Y^*, \varepsilon) - \varepsilon IM(Y, \varepsilon) \quad (4.4)$$

U kontekstu naglašenih učinaka tečajnog kanala putem deprecijacije iz istraživanja (Tica i Nazifovski, 2012), iz formule (4.4) je matematički prikazano kako promjena tečaja utječe na porast izvoza kroz relativno pojeftinjenje domaćih dobara, pad uvoza kroz relativno poskupljenje inozemnih dobara u odnosu na domaća dobra te dodatni porast relativne cijene inozemnih dobara (Blanchard, 2005). Drugim riječima, da bi se trgovinska bilanca poboljšala

putem Marshall – Lernerovog uvjeta, izvoz mora toliko rasti kroz prvi tečajni kanal i uvoz se mora barem toliko smanjiti kroz drugi tečajni kanal. Blanchard (2005) ukazuje na često zanemarivu činjenicu kada se govori o prelijevanju promjene tečaja na cijene, odnosno, naglašava zanemarivanje dinamičkih učinaka promjene tečaja. Primjerice, u prvih nekoliko mjeseci nakon provođenja deprecijacije, učinci deprecijacije će se više osjetiti kroz cijene nego kroz količine te će učinak cijena ovisiti o potpunom ili nepotpunom prelijevanju (Tica i Nazifovski, 2012). S jedne strane, cijene uvoza domaće zemlje će nakon deprecijacije porasti, dok će izvozne cijene domaće zemlje pasti. S druge strane, uvozne i izvozne količine će se sporije prilagođavati promjenama tečaja jer je potrebno određeno vrijeme kako bi potrošači shvatili da su se relativne cijene uvoza i izvoza promijenile, a i proizvođači trebaju određeno vrijeme da pronađu relativno jeftinije dobavljače (Blanchard, 2005). Zapravo inicijalna promjena tečaja može dovesti do pogoršanja trgovinske bilance smanjujući neto izvoz jer će uvozne cijene biti skuplje od izvoznih cijena s obzirom da će realni tečaj utjecati na poskupljenje inozemnih dobara i pojeftinjenje domaćih dobara. S vremenom učinci deprecijacije utječu pozitivno na neto izvoz i poboljšavaju trgovinsku bilancu. Potrošači i proizvođači mijenjaju očekivanja shvaćajući da je došlo do relativne promjene uvoznih i izvoznih cijena te relativno jeftinija domaća dobra motiviraju inozemne ekonomske subjekte da povećaju razinu inozemne potražnje. Posljedično, ukoliko je zadovoljen Marshall – Lernerov uvjet, implicira se pozitivan učinak deprecijacije na poboljšanje vanjskotrgovinske bilance. U konačnici, može se zaključiti da je kratkoročni učinak deprecijacije negativan, a da je više vjerojatnije da je dugoročni učinak pozitivan. Ekonomska prilagodba vanjskotrgovinske bilance promjeni tečaja je zbog prethodno navedene dinamike nazvana J – krivuljom zbog oblika slova J (Blanchard, 2005) gdje je na osi ordinate neto izvoz, a na osi apscise vrijeme. Upravo zbog početnog učinka deprecijacije na cijene, a zatim na količine se smanjuje neto izvoz te kroz vrijeme kada učinak deprecijacije obuhvati količine u vanjskotrgovinskoj razmjeni dolazi do povećanja neto izvoza pri čemu takva dinamika prelaska iz vanjskotrgovinskog deficita u suficit podsjeća na oblik slova J. Marshall – Lernerovim uvjetom se zapravo ispituje elastičnost cijena izvozne i uvozne potražnje pojedine zemlje što se može pozitivno i negativno odraziti na vanjskotrgovinsku bilancu. U slučaju da domaća zemlja deprecira svoju nacionalnu valutu te ako je izvozna potražnja visoko elastična tada bi deprecirana domaća valuta prouzrokovala suficit vanjskotrgovinske bilance. S druge strane, ukoliko je potražnja za uvoznim dobrima cjenovno elastična, tada bi deprecijacija domaće valute drastično smanjila potražnju za uvozom. U slučaju da su elastičnosti potražnje i uvoza i izvoza zajedno cjenovno

elastične, tada bi deprecijacija domaće valute rezultirala suficitom vanjskotrgovinske bilance (Vidović, 2017).

### 2.1.3. Učinak bogatstva kroz Modiglianijevu funkciju potrošnje

Za razliku od učinka konkurentnosti koji pozitivno utječe na ekonomski rast putem deprecijacije, provođenje deprecijacije može imati pozitivan, ali i negativan utjecaj na osobnu potrošnju i posljedično na ekonomski rast putem učinka bogatstva. Kako bi se razumjele implikacije učinka bogatstva, potrebno je jednadžbu (4.3) za domaći dohodak proširiti dodatnim odrednicama osobne potrošnje. Prema Blanchard (2005) osnovna interpretacija Keynesove osobne potrošnje ( $C$ ) ovisi o raspoloživom dohotku ( $Y_D$ ) koji je definiran kao razlika između dohotka ( $Y$ ) i plaćenog poreza ( $T$ ). Raspoloživi dohodak je matematički definiran kao:

$$Y_D \equiv Y - T \quad (5)$$

pri čemu su plaćeni porezi ( $T$ ) umanjeni za državne transfere koje su primili potrošači. Budući da je jednadžba (5) identitet, zapisuje se sa simbolom  $\equiv$  (Blanchard, 2005). Odnos osobne potrošnje i raspoloživog dohotka zapisuje se kao:

$$C = c_0 + c_1 Y_D \quad (5.1)$$

Parametar  $c_1$  naziva se granična sklonost potrošnji. Navedeni parametar pokazuje učinak dodatne jedinice raspoloživog dohotka na potrošnju. Dano ograničenje parametra  $c_1$  jest to da mora biti pozitivan. Drugim riječima, porast raspoloživog dohotka  $Y_D$  dovodi do porasta potrošnje jer će ljudi imati više novca na raspolaganju za trošiti. Drugo ograničenje se odnosi na to da je parametar  $c_1$  manji od 1. Objašnjenje navedene pretpostavke je intuitivno i za očekivati je da ljudi neće potrošiti cijeli dio porasta raspoloživog dohotka te da će i uštedjeti određeni dio. Parametar  $c_0$  se naziva autonomnom potrošnjom i u Keynesovoj definiciji osobne potrošnje nema toliku važnost kao u Modiglianijevoj interpretaciji funkcije osobne potrošnje na kojoj je stavljen naglasak u ovom radu. Autonomnom potrošnjom se u Keynesovoj interpretaciji funkcije osobne potrošnje prikazuje koliko bi ljudi potrošili u slučaju da je njihov raspoloživ dohodak u tekućoj godini ostao nepromijenjen, odnosno da je jednak nuli (Blanchard, 2005). U tom slučaju bi jednadžba (5.1) bila zapisana kao  $C=c_0$ . Ako bi tekući raspoloživi dohodak bio jednak nuli, osobna potrošnja bi i dalje bila pozitivna jer ljudi moraju

zadovoljiti egzistencijalne potrebe. Tada ljudi troše prethodno uštedjeni novac, prodaju dio imovine ili posuđuju novac.

Keynesova interpretacija funkcije osobne potrošnje proširuje se Modiglianijevom funkcijom osobne potrošnje pri čemu se naglasak stavlja na parametar  $c_0$ . Modigliani (1975) je smatrao i empirijski dokazao uz mnogobrojne autore da dohodak varira tijekom životnog ciklusa zbog čega se i njegova interpretacija funkcije osobne potrošnje temelji na teoriji životnog ciklusa. Štednju je smatrao instrumentom putem kojeg kućanstva mogu nastaviti trošiti nakon radnog vijeka jer tada neće ostvarivati dohodak od rada. Poanta njegove ideje jest ta da će ljudi trošiti tijekom radnog vijeka raspoloživi dohodak ( $Y_D$ ), a nakon što prestanu raditi i umirove se, mogu živjeti od dohotka kojeg su uštedjeli. Modigliani je osmislio ideju s obzirom da je rezultatima empirijskih istraživanja dokazano kako ljudi logično nastavljaju trošiti tijekom cijelog životnog vijeka neovisno o provedenom vremenu u radnom odnosu. Zato je Modigliani naglasio da je akumulirana štednja tijekom radnog vijeka zapravo odrednica budućeg ekonomskog rasta s obzirom da je osobna potrošnja značajna komponenta bruto domaćeg proizvoda (Deaton, 2005).

Modiglianijeva funkcija potrošnje prema Tica i Nazifovski (2012) se zapisuje kao:

$$C = c_0 W_p + c_1 Y_D \quad (6)$$

gdje osobna potrošnja ovisi o domaćem privatnom bogatstvu ( $W_p$ ) i raspoloživom dohotku ( $Y_D$ ). U Modiglianijevoj funkciji osobne potrošnje za razliku od Keynesove funkcije osobne potrošnje autonomna potrošnja, tj. parametar  $c_0$  nije konstanta već predstavlja koeficijent granične sklonosti potrošnji iz bogatstva te ovisi o bogatstvu i očekivanom trajanju života. Ako se financijsko bogatstvo Republike Hrvatske definira kao razlika između ukupnih potraživanja i obveza prema inozemstvu, pri čemu domaće obveze predstavljaju strana potraživanja te inozemne strane obveze predstavljaju domaća potraživanja, tada vrijedi:

$$W_p + W^* = 0 \quad (6.1)$$

Domaće bogatstvo može se promatrati kao negativno strano bogatstvo, odnosno:

$$W_p = - W^* \quad (6.2)$$

Iz jednadžbe (6.2) slijedi da svaki rast vanjskog duga predstavlja rast stranog bogatstva ( $W^*$ ), odnosno domaćeg inozemnog duga i smanjenje domaćeg bogatstva ( $W_p$ ) u zemlji, jer rast inozemnog duga povećava domaće obveze za isti iznos za koji se povećavaju strana

potraživanja. Stoga se raspoloživi dohodak može se definirati kao razlika ukupnog dohotka, plaćenog poreza ( $T$ ) i kamata na inozemni, odnosno vanjski dug (Tica i Nazifovski, 2012) :

$$C = -c_0 W^* + c_1(Y - T - iW^*) \quad (6.3)$$

Prema jednadžbi (6.3) deprecijacija tečaja znači trenutno povećanje inozemnog duga. Posljedično, porast tečaja, tj. deprecijacija utječe na smanjenje osobne potrošnje i raspoloživog dohotka. Tica i Nazifovski (2012) naglašavaju kako vanjski dug ima dva negativna učinka na osobnu potrošnju. Prvi učinak ide preko kamate na inozemni dug čije plaćanje smanjuje raspoloživi dohodak ( $Y_D$ ), a preko njega posljedično i iznos osobne potrošnje koji ovisi o raspoloživom dohotku. Nadalje, učinak putem Modiglianijeve funkcije ide preko autonomne potrošnje koju također određuje inozemni, tj. vanjski dug. Naime, veći vanjski dug, znači manje financijsko bogatstvo građana, a posljedično dolazi do manje autonomne potrošnje koja ne ovisi o tekućem dohotku (Tica i Nazifovski, 2012). U ovom radu bit će stavljen naglasak na drugi učinak bogatstva putem Modiglianijeve funkcije s obzirom da je većina vanjskog duga denominirana u stranoj valuti, odnosno euru te će se empirijski analizirati učinak promjene tečaja na vanjski dug te povezanost ukupnog financijskog bogatstva i osobne potrošnje. U nastavku će biti elaborirana razna domaća i inozemna empirijska istraživanja u kojima su ispitane implikacije deprecijacije na kretanje vanjskog duga.

#### 2.1.4. Efikasnost monetarne politike s aspekta tečajne izloženosti zemlje

Kako bi se mogla raspraviti efikasnost monetarne politike putem učinka bogatstva, unutar jednadžbe za domaći proizvod je potrebno modificirati Modiglianijevu funkciju osobne potrošnje (Tica et al., 2016).  $W_p$  se iz jednadžbe (6) definira kao financijska neto imovina ili neto bogatstvo pri čemu je dio neto bogatstva denominiran u domaćoj valuti, a dio u stranoj valuti. U kontekstu razumijevanja efikasnosti monetarne politike s aspekta tečajno izloženih zemalja, važno je naglasiti kako vrijedi kamatni paritet. Sukladno tome, nominalni tečaj ( $E$ ) je zapisan kao:

$$E_t = \frac{E_{t+1}^e}{1+i-i^*-\rho} \quad (7)$$

gdje će porast očekivane promjene tečaja ( $E_{t+1}^e$ ), premije rizika ( $\rho$ ) i inozemne kamatne stope ( $i^*$ ) povećati sadašnji nominalni tečaj, a porast domaćih kamatnih stopa smanjiti sadašnji nominalni tečaj. Nadalje, realni tečaj je definiran kao u jednadžbi (3) i predstavlja umnožak nominalnog tečaja ( $E$ ) i strane razine cijena ( $P^*$ ) podijeljen s domaćom razinom cijena ( $P$ ) (Tica

et al.,2016). Bogatstvo ( $W_p$ ) je definirano kao svojevrsni portfolio koji je sastavljen od neto domaćeg bogatstva denominiranog u domaćoj valuti ( $B$ ) i u stranoj valuti ( $F$ ). U tom slučaju se bogatstvo zapisuje kao:

$$W = \frac{EF}{P} + \frac{B}{P} \quad (7.1)$$

gdje će porast tečaja, odnosno deprecijacija povećati apsolutnu vrijednost neto financijskog bogatstva. Kakav će konačan učinak imati deprecijacija na bogatstvo i osobnu potrošnju ovisi o odnosu imovine i obveza denominiranih u domaćoj i stranoj valuti. U prvom slučaju kada je imovina, odnosno bogatstvo jednako obvezama, tj. dugu denominiranom u stranoj valuti, tj. kada je neto bogatstvo denominirano u stranoj valuti jednako nuli, deprecijacija neće imati učinak na bogatstvo i osobnu potrošnju te u tom slučaju tečajna izloženost nije prisutna. U drugom slučaju kada je neto imovina, odnosno neto bogatstvo veće od nule ( $F > 0$ ), tj. kada je vrijednost bogatstva veća od vrijednosti obveza u stranoj valuti, provođenje deprecijacije će pozitivno utjecati na bogatstvo i osobnu potrošnju s obzirom da će doći do porasta vrijednosti neto bogatstva denominiranog u stranoj valuti. U tom slučaju je prisutna visoka tečajna izloženost, ali s pozitivnim učinkom pri čemu je takav primjer rijetko primijećen u praksi. U trećem slučaju kada su zemlje visoko tečajno izložene, odnosno kada je vrijednost imovine manja od vrijednosti obveza denominiranih u stranoj valuti, deprecijacija će imati negativan učinak na bogatstvo, osobnu potrošnju i gospodarstvo općenito. Drugim riječima, s obzirom da je neto bogatstvo ili neto financijska imovina denominirana u stranoj valuti manja od nule ( $F < 0$ ), deprecijacija znači dodatno povećanje vrijednosti negativnog neto bogatstva te je prisutna visoka negativna tečajna izloženost (Tica et al., 2016). U tom slučaju će efikasnost monetarne politike biti ograničena, a uzročno posljedična veza ograničenosti je objašnjena u prvom pasusu kroz hipotezu izvornog grijeha te devizne neusklađenosti (Eichengreen et al., 2007) koje u budućnosti uvelike determiniraju razinu tečajne izloženosti zemlje. Imajući na umu kako deprecijacija putem učinka konkurentnosti pozitivno utječe na neto izvoz poboljšavajući vanjskotrgovinsku bilancu zemlje, u obzir se mora uzeti učinak bogatstva koji bi mogao istisnuti učinak konkurentnosti pri čemu bi deprecijacija imala ukupni negativan učinak na gospodarstvo. Tica et al. (2017) naglašavaju da će u slučaju visoke tečajne izloženosti kroz istiskivanje učinka konkurentnosti putem učinka bogatstva doći do promjene nagiba klasične IS krivulje iz Mundell – Fleming modela te će u tom slučaju biti pozitivnog nagiba. S obzirom na visoke razine zaduženosti zemalja u stranoj valuti u odnosu na posjedovanje bogatstva, odnosno imovine u stranoj valuti, tečajna izloženost se u većini slučajeva interpretira

u kontekstu negativnog učinka bogatstva zbog veće razine obveza u odnosu na imovinu u stranoj valuti. Usporedba učinaka bogatstva i konkurentnosti se ponajviše ogleda u udjelu osobne potrošnje (C) i vanjskog duga ( $W^*$ ) u bruto domaćem proizvodu (BDP). Ako je osobna potrošnja značajna komponenta bruto domaćeg proizvoda te ako je udio vanjskog duga u bruto domaćem proizvodu visok, vjerojatnije je da će pad kamatnih stopa uzrokovati pad gospodarstva putem promjene, tj. deprecijacije tečaja i da će porast kamatnih stopa putem aprecijacije zapravo rezultirati ekonomskim rastom u slučaju visoke tečajne izloženosti kada je IS krivulja pozitivnog nagiba. Kao što je objašnjeno, izvorni grijeh determinira nemogućnost zaduživanja zemlje u vlastitoj valuti te je zemlja prisiljena zaduživati se u stranoj valuti na međunarodnom financijskom tržištu jer ostale zemlje ne žele prihvatiti visoki tečajni rizik. Posljedično, monetarna politika se vodi prociklički i onemogućeno je kontracikličko djelovanje koje bi smanjilo rotaciju IS krivulje i istiskivanje učinka konkurentnosti putem učinka bogatstva prema Tica et al. (2017). U tom kontekstu je naglasiti važnost monetarne kvadrileme. Visoko tečajno izložene zemlje u kojima su obveze veće od imovine denominirane u stranoj valuti su vrlo vjerojatno svjesne nemogućnosti zaduživanja u domaćoj valuti i stoga odlučuju akumulirati devizne rezerve kako bi se izbjegla potencijalna devizna neusklađenost (Reinhart et al., 2003) i kako IS krivulja ne bi poprimila pozitivan nagib. U konačnici, na razinu tečajne izloženosti, odnosno zaduživanja ekonomskih subjekata, tj. poduzeća, kućanstava ili države u stranoj valuti središnje banke ne mogu izravno utjecati, ali u slučaju tečajne izloženosti utječu na financijsku stabilnost koja odražava efikasnost monetarne politike. S jedne strane, akumulirane devizne rezerve kojima se može djelovati protuciklički odražavaju efikasnu monetarnu politiku, dok središnje banke bez deviznih rezervi mogu samo djelovati prociklički. U Republici Hrvatskoj je unatoč visokoj tečajnoj izloženosti primjetno protucikličko djelovanje pogotovo nakon globalne financijske krize 2008. godine i u nadolazećim razdobljima pri čemu je postignut izrazito visok stupanj financijske stabilnosti što posljedično odražava efikasnost Hrvatske narodne banke.

Tica et al. (2016) su empirijski analizirali i usporedili razine tečajne izloženosti zemalja ovisno o tečajnom mehanizmu u kojem se određena zemlja nalazi provodeći dinamički panel model s dvostrukim pragom. Indirektno su ispitane hipoteze monetarne dileme i trileme. U radu su konstruirali četiri različita tečajna režima: fiksni devizni tečajni režim i nisku tečajnu izloženost, fiksni devizni tečajni režim i visoku tečajnu izloženost, fleksibilni tečajni režim i nisku tečajnu izloženost te fleksibilni tečajni režim s visokom tečajnom izloženošću. Rezultati istraživanja upućuju na to zemlje s visokom tečajnom izloženošću nisu u mogućnosti ili ne žele voditi

politiku fleksibilnog deviznog tečaja čime se potvrđuje hipoteza izvornog grijeha (Tica et al., 2017). Zbog mogućnosti enormne akumulacije vanjskog duga i negativnog učinka bogatstva, zemlje s razlogom odbijaju provoditi politiku fleksibilnog deviznog tečaja, a to se odnosi ponajviše na one visoko tečajno izložene koje su *de facto* prisiljene provoditi politiku fiksnog deviznog tečaja zbog potencijalnog problema s nemogućnošću servisiranja visokog vanjskog duga. Međutim, u slučaju akumuliranja deviznih rezervi u okviru hipoteze monetarne kvadrileme, središnje banke bi ovisno o pozitivnoj procjeni učinka konkurentnosti te negativnog učinka bogatstva mogle provesti deprecijaciju. Za Republiku Hrvatsku unatoč visokim deviznim rezervama, s monetarnog aspekta nije poželjna deprecijacija jer bi se neposredno anulirale uspješne makroprudencijalne i monetarne mjere putem kojih se ostvaruje primarni cilj, tj. stabilnost cijena.

## 2.2. Empirijska istraživanja učinaka tečajne politike na ekonomski rast i vanjski dug

### 2.2.1. Učinak konkurentnosti u domaćim i inozemnim istraživanjima

Kao što je već objašnjeno, uz zadovoljen Marshall – Lernerov uvjet, porast tečaja, odnosno deprecijacija povećava međunarodnu konkurentnost povećavajući neto izvoz. Povezanost deprecijacije i neto izvoza koji se objašnjava učinkom konkurentnosti istražena je u domaćoj i inozemnoj literaturi. Važan doprinos ovom radu s aspekta učinka konkurentnosti pružaju Dumičić et al. (2011), Šprajacsek (2013) te Tica i Nazifovski (2012) unutar kojeg je detaljnije analiziran učinak konkurentnosti (Cota et al., 2006, Stučka, 2003 i Koški, 2009). Dumičić et al. (2011) su modelom linearne regresije procijenili učinke konkurentnosti i bogatstva u Republici Hrvatskoj u razdoblju od 2004. do 2011. godine. Prvim modelom linearne regresije kojim su ispitali utjecaj deprecijacije na neto izvoz ukazuju na potvrdu učinka konkurentnosti u Republici Hrvatskoj. Drugim riječima, dobiveni pozitivni predznak i statistički signifikantan rezultat iz modela linearne regresije objašnjava kako će porast tečaja uzrokovati porast neto izvoza. Budući da je Republika Hrvatska okarakterizirana kao mala i otvorena ekonomija, za očekivati je da će rezultati regresijske analize biti u skladu s ekonomskom teorijom. Tica i Nazifovski (2012) su ispitali učinak konkurentnosti modelom vektorske autoregresije (VAR) u Republici Hrvatskoj u razdoblju od 2000. do 2010. godine. Nakon analize stacionarnosti odabranih varijabli, proveli su test Johansenove kointegracije. Prema Tica i Nazifovski (2012), deprecijacija realnog tečaja za 1%, u dugom roku uzrokuje poboljšanje omjera uvoza i izvoza za 0,0023%. Drugim riječima, ako realni tečaj deprecira za 10%, omjer uvoza i izvoza će porasti za 0,023%. Nadalje, proveli su simulaciju 10%-tne realne deprecijacije na vanjskotrgovinsku



bilancu. Deprecijacija tečaja za 10% bi trebala povećati omjer uvoza i izvoza za 0,023 %, što znači da bi prosječan omjer uvoza i izvoza porastao sa 0,4938 na 0,5052 nakon deprecijacije. Deficit trgovinske bilance mjeren u kunama od 56.559.702.000 kuna bi pao na 55.290.611.000 kuna, odnosno deprecijacija bi rezultirala smanjenjem deficita trgovinske bilance za 1.269.090.810 kuna čime su potvrdili učinak konkurentnosti u Republici Hrvatskoj. U idućem pasusu će se usporediti učinci konkurentnosti i bogatstva iz domaće literature te će se raspraviti koji od njih ima snažniji utjecaj na gospodarstvo.

Stučka (2003) je za razdoblje od 1994. do 2002. godine koristio kvartalne podatke za multilateralni realni tečaj i bruto domaći proizvod (BDP) te je primijenio ARDL model. Rezultati istraživanja su u skladu s ekonomskom teorijom. Prema dobivenim rezultatima, 1% deprecijacije domaće valute trebalo bi poboljšati trgovinsku bilancu u prosjeku između 0,94% i 1,3%. Simulacijom 10%-tne deprecijacije ukazuje na činjenicu kako dolazi do poboljšanja omjera izvoza i uvoza za 17%. Drugim riječima, deprecijacija uzrokuje smanjenje deficita trgovinske bilance za 9,7 milijardi kuna (Tica i Nazifovski, 2012).

Koški (2009) je za razdoblje od 1996. do 2006. godine s kvartalnim podacima za multilateralni realni tečaj i BDP analizirao utjecaj deprecijacije na trgovinski deficit. U istraživanju je primijenio Johansenov pristup kointegraciji. Dobiveni rezultati ukazuju na to da povećanje efektivnog deviznog tečaja za 1% dugoročno u prosjeku smanjuje deficit trgovinske bilance Republike Hrvatske za 2,06%, pri čemu naglašava kako problem neravnoteže bilance roba nije moguće riješiti isključivo politikom deviznog tečaja (Šprajacsek, 2013). U nastavku je također proveo simulaciju 10%-tne deprecijacije i zaključio da porast tečaja uzrokuje smanjenje trgovačkog deficita za 11,7 milijardi kuna. Ukupan efekt deprecijacije bio bi stoga smanjenje BDP-a za 6,1 milijardi kuna. Cota, Erjavec i Botrić (2006) proveli su Johansenov pristup kointegraciji za razdoblje od 1995. do 2005. godine. U radu su koristili bilateralni realni tečaj i indeks industrijske proizvodnje pomoću kojeg su ispitali utjecaj na trgovačku bilancu Republike Hrvatske. Prema njihovoj procjeni, rezultati upućuju na negativan učinak deprecijacije na trgovinsku bilancu. Prema njihovoj procjeni učinka konkurentnosti, 10%-tna deprecijacija utječe na smanjenje omjera izvoza i uvoza za 22,6 %, odnosno, deficit trgovinske bilance izražen u kunama bi se povećao za 12,5 milijardi kuna (Tica i Nazifovski, 2012). Šprajacsek (2013) je ispitala učinak konkurentnosti u Republici Hrvatskoj primjenom Johansenovog pristupa kointegraciji za razdoblje od 1998. do 2012. godine koristeći mjesečne podatke. Dobiven rezultat nije u skladu s ekonomskom teorijom, ali je istovjetan rezultatu Cota et al. (2006). Prema Šprajacsek (2013), deprecijacija realnog efektivnog tečaja za 1%, dugoročno

uzrokuje prosječno smanjenje neto izvoza Hrvatske za 2,566%. Iako su dobiveni rezultati suprotni očekivanim rezultatima prema ekonomskoj teoriji, objašnjenje izostanka Marshall – Lernerovog uvjeta može se objasniti pomoću cjenovne elastičnosti uvoza i izvoza. Štoviše, Šprajac (2013) naglašava kako su cjenovne elastičnosti uvoza i izvoza u tranzicijskim zemljama često niske, odnosno ne prilagođavaju se promjenama realnog tečaja pa je time moguće objasniti izostanak pozitivnog utjecaja deprecijacije na neto izvoz roba i usluga.

Za raspravu o učinku konkurentnosti putem Marshall – Lernerovog uvjeta u inozemnim istraživanjima, spomenut će se znanstveni radovi Shahzad et al. (2017), Bano et al. (2014), Jamilov (2011), Kalyoncu et al. (2009) te Siklar i Kecili (2018). Budući da je cilj ovog rada ispitati učinak konkurentnosti u Republici Hrvatskoj, inozemna istraživanja neće biti svrsishodna i usporediva u tolikoj mjeri kao ona domaća.

U istraživanju Bano et al. (2014) ispitana je efikasnost tečajne politike u Pakistanu u razdoblju od 1980. do 2010. godine. Za ispitivanje učinka konkurentnosti primijenjen je Johansenov pristup kointegraciji. Autori naglašavaju da iako je pakistanska ekonomija u velikoj mjeri otporna na vanjske šokove i konstantno se suočava s tečajnim pritiscima, provođenje devalvacije bi poboljšalo vanjskotrgovinsku bilancu. U Turskoj su Siklar i Kecili (2018) također potvrdili učinak konkurentnosti te postojanje J-krivulje kojom se implicira inicijalno kratkoročno pogoršanje i dugoročno poboljšanje vanjskotrgovinske bilance. Koristili su mjesečne podatke za razdoblje od 2003. do 2016. godine pri čemu su učinak konkurentnosti ispitali Johansenovom procedurom te su postojanje J-krivulje ispitali funkcijom impulzivnih odziva. Jamilov (2011) je koristio mjesečne podatke od 2006. do 2009. godine s ciljem ispitivanja učinka konkurentnosti u Azerbajdžanu primjenom Johansenove procedure. Dobiveni rezultati su usklađeni s ekonomskom teorijom s aspekta kratkoročnih i dugoročnih učinaka deprecijacije na neto izvoz. Drugim riječima, potvrdio je kako će u kratkom roku doći do pogoršanja vanjskotrgovinske bilance što se grafički ogleda kroz krivulju u obliku slova J. Posljedično će u dugom roku doći do poboljšanja vanjskotrgovinske bilance te će izvoz istisnuti uvoz.

Kalyoncu et al. (2009) su ispitali utjecaj devalvacije na trgovinsku bilancu u Argentini za razdoblje od 1993. do 2005. godine, Brazilu za razdoblje od 1991. do 2005. godine, Meksiku za razdoblje od 1981. do 2005. godine i Peruu za razdoblje od 1979. do 2005. godine. Primijenjen je Johansenov pristup kointegraciji kojim se procijenio kratkoročan i dugoročan učinak konkurentnosti putem Marshall – Lernerovog uvjeta. S jedne strane, dobiveni rezultati ukazuju na to da je u Argentini i Peruu potvrđen učinak konkurentnosti, ali i postojanje J-

krivulje, dok s druge strane ukazuju na nepostojanje učinka konkurentnosti u Brazilu i Meksiku. Budući da je Argentina poznata po akumulaciji vanjskog duga, potrebno je sagledati situaciju iz oba kuta jer je općepoznata činjenica da je nekoliko puta proglašen bankrot upravo zbog nemogućnosti servisiranja vanjskog duga.

Shahzad et al. (2017) ispitali su utjecaj deprecijacije na neto izvoz putem Marshall – Lernerovog uvjeta koristeći statički panel model za razdoblje od 1993. do 2010. godine. U odabranom uzorku zemalja nalaze se južnoazijske zemlje (Bangladeš, Indija, Maldivi, Nepal, Pakistan i Šri Lanka). Koristeći statički panel model sa slučajnim učincima nisu potvrdili Marshall – Lernerov uvjet, odnosno zaključili su da deprecijacija tečaja ne utječe na povećanje neto izvoza. Glavni razlog zbog kojih deprecijacija tečaja ne utječe pozitivno na vanjskotrgovinsku bilancu se ogleda kroz cjenovnu elastičnost potražnje uvoza i izvoza. Većinu izvoznih roba čine primarna dobra dok uvoznu stavku većinom čine nafta, naftni derivati, kapitalna dobra i strojevi čija je cijena neelastična i za koje ne postoji supstitut u tim zemljama. Posljedično će nakon deprecijacije uvoz nastaviti rasti količinski, ali će se i cjenovno povećati zbog poskupljivanja inozemnih cjenovno neelastičnih dobara što će negativno utjecati na vanjskotrgovinsku bilancu.

#### 2.2.2. Relevantna domaća i inozemna istraživanja učinka bogatstva i utjecaja tečajne politike na vanjski dug

Iako je većina inozemnih i domaćih istraživanja u skladu s ekonomskom teorijom u kontekstu pozitivnog utjecaja deprecijacije na neto izvoz putem učinka konkurentnosti, od velike je važnosti raspraviti i analizirati učinak bogatstva čime se prema ekonomskoj teoriji implicira negativan utjecaj deprecijacije na gospodarstvo putem smanjenja osobne potrošnje. U metodološkom okviru, učinak bogatstva se u znanstvenim radovima ispitao na razne načine: putem simulacije utjecaja porasta tečaja na privatno bogatstvo, utjecaja porasta tečaja na vanjski dug koji je u većini slučajeva u pogledu tranzicijskih zemalja denominiran u stranoj valuti i kroz utjecaj promjene bogatstva koja je uzrokovana deprecijacijom na osobnu potrošnju. U domaćoj literaturi su učinak deprecijacije na privatno bogatstvo i osobnu potrošnju ispitali Dumičić et al. (2011), Tica i Nazifovski (2012), Šprajacsek (2013), Stučka (2003) i Koški (2009), dok su povezanost deprecijacije tečaja i vanjskog duga ispitali Palić et al. (2018).

Palić et al. (2018) ispitali su dugoročni utjecaj porasta tečaja, odnosno deprecijacije na vanjski dug primjenom Johansenovog testa kointegracije u Republici Hrvatskoj. Dobiveni rezultati empirijskog istraživanja ukazuju na pozitivnu povezanost porasta tečaja i vanjskog duga.

Drugim riječima, porast tečaja, odnosno deprecijacija tečaja uzrokuje porast vanjskog duga što predstavlja problem nositeljima ekonomskih politika s obzirom na visoko euroizirana tržišta (financijsko, tržište nekretnina, automobila) u Republici Hrvatskoj. Budući da je većina obveza denominirana u stranoj valuti, Palić et al. (2018) su zaključili da odabir deprecijacije tečaja nije prikladna mjera jer je neznatan učinak konkurentnosti zbog cjenovne elastičnosti uvoza i izvoza te visokog udjela intermedijarnih dobara u izvoznim proizvodima pri čemu nisu empirijski ispitali učinak konkurentnosti. Također je u radu Palić et al. (2018) stavljen naglasak na primarni cilj Hrvatske narodne banke (2019a), a to je održavanje stabilnosti cijena u zemlji putem nominalnog sidra tečaja kune prema euru pri čemu bi se ostvarivanje ovog iznimno važnog cilja dovelo u pitanje provođenjem deprecijacije. Štoviše, s obzirom da se Republika Hrvatska sprema za ulazak u Tečajni mehanizam II koji je preduvjet ulasku u eurozonu, prethodno u zemlje pristupnice obvezne ispuniti Maastrichtski uvjeti koji se dijele na fiskalne i monetarne kriterije konvergencije. Budući da je održavanje stabilnog tečaja jedan od monetarnih kriterija, provođenje deprecijacije bi moglo imati dodatan dugoročno negativan učinak za Republiku Hrvatsku, privatni sektor i njene građane općenito.

Dumičić et al. (2011) ispitali su učinak bogatstva u vremenskom razdoblju od 2004. godine do 2011. godine primjenom modela jednostavne linearne regresije. Bogatstvo su definirali razlikom domaćeg bogatstva i bruto inozemnog duga. Domaće bogatstvo je aproksimirano štednjom u bankama, odnosno zbrojem kunskih i deviznih štednih depozita po viđenju, kunskih i deviznih oročenih depozita te kunskih i deviznih depozita s otkaznim rokom. Bruto inozemni dug predstavljaju podaci Hrvatske narodne banke, a definiran je kao zbroj bruto inozemnog duga javnog sektora, privatnog sektora za koji jamči javni sektor i privatnog sektora za koji ne jamči javni sektor. Dobiveni rezultati empirijskog istraživanja ukazuju da bi smanjenje bogatstva za 1% u prosjeku uzrokovalo smanjenje osobne potrošnje za 0,10% (Dumičić et al., 2011). Modificirana interpretacija regresijske jednadžbe leži u činjenici da je bogatstvo izraženo apsolutno pri čemu se promijenio predznak s obzirom da je vanjski dug nesrazmjerno veći od aproksimiranog domaćeg bogatstva. U konačnici ukazuju na usklađene dobivene predznake modelom jednostavne linearne regresije s teorijskog aspekta učinka bogatstva te učinka konkurentnosti čije su implikacije detaljnije objašnjene u prethodnom pasusu. Uzevši u obzir činjenicu da je Republika Hrvatska visokozadužena zemlja, odnosno visoko tečajno izložena, Dumičić et al. (2011) ne preporučuju provođenje deprecijacije jer je vrlo izgledno da bi učinak bogatstva istisnuo učinak konkurentnosti što bi se posljedično negativno odrazilo i na ekonomske aktivnosti u zemlji, ali i na životni standard građana. Šprajac (2013) je ispitala

učinak bogatstva simulacijom 10%-tne deprecijacije na osobnu potrošnju i posljedično na bruto domaći proizvod. Procjena je provedena na temelju stanja odabranih odrednica bogatstva na dan 31.12.2012. godine. Vlasnici deviznih depozita i kunskih depozita uz valutnu klauzulu bili bi bogatiji za 15.210,79 milijuna kuna uslijed deprecijacije, ali bi se dug nefinancijskog sektora prema bankama povećao za 19.549,94 milijuna kuna. Posljedično, neto učinak bogatstva je negativan te iznosi 4.339,15 milijuna kuna što utječe i na neizravno smanjenje raspoloživog dohotka. Drugim riječima, rezultati Šprajac (2013) ukazuju na negativan učinak deprecijacije koji rezultira smanjenjem osobne potrošnje s obzirom da porastom vrijednosti rate kredita, pojedinac mora izdvojiti veću količinu novca za njegovu otplatu, čime smanjuje svoj raspoloživi dohodak ( $Y_D$ ), a to posljedično smanjuje osobnu potrošnju. Uz povećanje inozemnog duga države i poduzeća za 21.191,84 milijuna kuna, sveukupan neto učinak bio bi negativan s aspekta učinka bogatstva. Konkretnije, ukupan učinak deprecijacije stoga bi bio negativan i uzrokovao bi pad bruto domaćeg proizvoda (BDP) za 25.250,60 milijuna kuna. Preciznije rečeno, Šprajac (2013) je utvrdila da bi u slučaju 10%-tne deprecijacije učinak bogatstva negativno utjecao na ekonomsku aktivnost u Republici Hrvatskoj te da bi dominirao nad učinkom konkurentnosti. Tica i Nazifovski (2012) su također proveli simulaciju 10%-tne deprecijacije na osobnu potrošnju putem učinka bogatstva. Koristeći projekciju otplate inozemnog duga prema podacima Hrvatske narodne banke za 2011. godinu koja je iznosila 56.176.801.000 kuna, Tica i Nazifovski (2012) su utvrdili da bi nakon 10%-tne deprecijacije otplata duga trebala iznositi 61.794.481.000 kuna. Nadalje, ukazuju na to da procijenjena otplata kamata iznosi 7.179.916.000 kuna za 2011. godinu, a nakon provedene deprecijacije bi trebala porasti na 7.897.907.000 kuna. Ukupno gledajući, provedena 10%-tna deprecijacija bi smanjila osobnu potrošnju za 5.617.680.000 kuna, a deficit na transferu faktorskog dohotka, odnosno otplata kamate za dug bi trebala porasti za 717.992.000 kuna. Nadalje, Tica i Nazifovski (2012) su u konačnici usporedili učinke konkurentnosti i bogatstva nakon simulirane deprecijacije. Uzeli su prosječan omjer uvoza i izvoza od 0,4938 za 2009. godinu kao referentnu vrijednost. U tom slučaju bi deprecijacija tečaja za 10% trebala povećati omjer uvoza i izvoza za 0,023%, što znači da bi prosječan omjer uvoza i izvoza porastao sa 0,4938 na 0,5052 nakon simulirane 10%-tne deprecijacije. Deficit trgovinske bilance izražen u kunama od 56.559.702.000 bi pao na 55.290.611.000 kuna, odnosno deficit trgovinske bilance bi se smanjio za 1.269.090.810 kuna. Zaključno su utvrdili da bi ukupan učinak deprecijacije, kada se uzme negativan učinak na potrošnju od -5,6 milijardi kuna i pozitivan učinak na neto izvoz od 1,3 milijarde kuna trebao djelovati prorecesijski na gospodarstvo što bi rezultiralo padom bruto domaćeg proizvoda (BDP) od približno 4,3 milijarde kuna i smanjenjem deficita tekućeg

računa od 551.098.810 kuna. Prema Tica i Nazifovski (2012), negativan učinak deprecijacije na bruto domaći proizvod proizlazi iz činjenice da će pad potrošnje uzrokovan otplatom većih rata kredita biti veći od rasta neto izvoza, odnosno da će u visokozaduženoj zemlji negativan učinak bogatstva istisnuti pozitivan učinak konkurentnosti. Nadalje, naglašavaju da pozitivan učinak na tekući računa platne bilance proizlazi iz činjenice jer se na transferima faktorskih dohotka bilježi samo kamata plaćena na dug, ali ne i otplata duga koja pripada kapitalnom računu platne bilance.

Tica i Nazifovski (2012) su za istraživanje Stučka (2003) u razdoblju od 1994. do 2002. procijenili negativan učinak simulirane 10%-tne deprecijacije na osobnu potrošnju od 5,6 milijardi kuna i pozitivan učinak konkurentnosti sa 17 %-nim poboljšanjem omjera izvoza i uvoza, odnosno smanjenjem trgovinskog deficita za 9,7 milijardi kuna. U konačnici bi došlo do rasta ekonomske aktivnosti i smanjenja deficita tekućeg računa za približno 4,1 milijardi kuna. Kao što je već spomenuto u prethodnom pasusu, Koški (2009) je za razdoblje od 1996. do 2006. s podacima za multilateralni realni tečaj i BDP, analizirao utjecaj deprecijacije na trgovinski deficit. Simulacija 10%-tne deprecijacije smanjuje trgovinski deficit za 20,6 %, što iznosi 11,7 milijardi kuna. Ukupan utjecaj deprecijacije s učincima konkurentnosti i bogatstva bio bi stoga povećanje bruto domaćeg proizvoda za 6,1 milijardi kuna (Tica i Nazifovski, 2012). Objašnjenje slabijeg učinka bogatstva u istraživanju Stučka (2003) i Koški (2009) od učinka konkurentnosti može se objasniti činjenicom kako u tom razdoblju vanjski dug nije bio na visokim razinama kao u nadolazećim razdobljima i Republika Hrvatska je tada imala jaču industrijsku strukturu te je uz kasniju deindustrijalizaciju i tercijarizaciju došlo do mijenjanja strukture i jačanja turizma. Nakon posljednje financijske krize, došlo je do visokog zaduživanja i u nekim kasnijim fazama prezaduživanja što je rezultiralo većim obvezama u stranoj valuti, odnosno većom tečajnom izloženosti. Povrh toga, nakon posljednje globalne financijske krize nije došlo do značajnih inozemnih stranih ulaganja u Republiku Hrvatsku, odnosno više je bilo *brownfield* nego *greenfield* investicija što se ogleda u izveznoj orijentiranosti i smanjenju međunarodne konkurentnosti. U konačnici se prethodno navedene činjenice mogu ukratko objasniti kako idu u prilog povećanju negativnog učinka bogatstva i smanjenju mogućeg pozitivnog učinka konkurentnosti.

Globalno i povijesno gledajući, najpoznatiji primjeri u kojima su visoki inozemni dugovi denominirani u stranoj valuti rezultirali financijskom krizom ili bankrotom države ogledaju se kroz meksičku, tzv. Tequila krizu (Musachio, 2012) i azijsku krizu (Furman i Stiglitz, 1998). Musachio (2012) je analizirao uzroke i posljedice meksičke krize 1995. godine i razloge

slabljenja valute te enormno akumuliranje vanjskog duga. Naglašava kako je politički utjecaj negativno utjecao na očekivanja investitora u Meksiku te je uslijed povlačenja sredstava iz domaće valute i konvertiranja u stranu došlo do deprecijacije, što je potpomognuto visokim inozemnim dugom denominiranim u stranoj valuti utjecalo na neefikasnost monetarne politike. U konačnici je financijska injekcija i spas Sjedinjenih Američkih Država pomogao Meksiku da prevlada financijsku krizu. Na primjeru Meksika se može vidjeti kako i vanjski faktori, ali i unutarnji faktori poput nestabilnog političkog okruženja dodatno negativno utječu na inozemni dug što je teorijski objašnjeno izvornim grijehom, osjetljivošću na zaduženost te deviznom neusklađenošću (Tica et al., 2017). Furman i Stiglitz (1998) su detaljno analizirali uzroke azijske krize. Ukazuju na činjenicu da su u istočno-azijskim zemljama isključivši Maleziju, inozemni dugovi bili denominirani većinom u američkom dolaru što ilustrira visoku deviznu neusklađenost u tim zemljama. Kreditni portfelj privatnog i javnog sektora Malezije je u tom razdoblju sadržavao obveze u raznim stranim valutama, a ne samo u američkom dolaru. Nadalje, Furman i Stiglitz (1998) smatraju da su istočno-azijske ekonomije provodile niskokvalitetnu prudencijalnu superviziju i nisu bile u toku s tadašnjom financijskom globalizacijom što je posljedično rezultiralo bankarskom krizom. U konačnici, tadašnji problem je predstavljala ne samo visoka tečajna izloženost već i niska razina deviznih rezervi što znači da su negativne posljedice visoke tečajne izloženosti za te zemlje bile neizbježne.

Fida et al. (2012) su ispitali dugoročnu povezanost promjene tečaja i inozemnog duga primjenom Johansenovog testa kointegracije u Pakistanu za vremensko razdoblje od 1983. do 2008. godine. Provedena empirijska analiza ukazuje na statistički značajnu i pozitivnu povezanost između porasta tečaja i inozemnog duga u Pakistanu. Alam i Taib (2013) su analizirali povezanost deprecijacije tečaja i inozemnog duga, proračunskog deficita te deficita tekućeg računa platne bilance segmentirajući zemlje po kriteriju visoke i niske zaduženosti. U skupinu zemalja koje su u dužničkoj zamci pripadaju Indija, Indonezija, Nepal, Pakistan, Šri Lanka i Tajland. U skupinu zemalja s nižom razinom zaduženosti spadaju Bangladeš, Fidi, Južna Koreja, Malezija, Myanmar, Papua Nova Gvineja, Filipini i Singapur. S aspekta doprinosa ovom radu, dobiveni rezultati statičkog panel modela s fiksnim i slučajnim učincima ukazuju na pozitivnu povezanost deprecijacije tečaja i vanjskog duga pri čemu je ona značajnija u visokozaduženim zemljama u usporedbi s niskozaduženim zemljama. Devereux i Lane (2001) su ispitali efikasnost monetarne politike u zemljama u razvoju primjenjujući dinamički stohastički model opće ravnoteže. Rezultati empirijskog istraživanja upućuju na zaključak da

deprecijacija povećava inozemni dug putem nominalne i realne kamatne stope u zemljama u razvoju (Palić et al., 2018).

Winkler (2016) je za vremensko razdoblje od 1995. do 2013. godine koristeći kvartalne podatke ispitala učinak bogatstva u četrnaest zemalja koristeći Johansenov pristup kointegraciji i provodeći Grangerov test uzročnosti. Dobiveni rezultati variraju na odabranom uzorku zemalja te Winkler (2016) ukazuje na to će učinak bogatstva na potrošnju biti veći gdje je pristup kreditnom tržištu otvoreniji čime se zapravo potiče tečajna izloženost, a manji gdje je volatilitnost bogatstva i dohodovna elastičnost veća. Ozer i Ki Tang ispitali su povezanost financijskog bogatstva i bogatstva kućanstava s osobnom potrošnjom u Turskoj za vremensko razdoblje od 1987. do 2007. godine. Empirijsku analizu proveli su koristeći Johansenovu proceduru. Dobiveni rezultati ukazuju na pozitivnu povezanost bogatstva i osobne potrošnje te da će u slučaju smanjenja bogatstva doći do smanjenja osobne potrošnje i obratno. Arrondel et al. (2015) ispitali su učinak bogatstva u Francuskoj oslanjajući se na teoriju životnog ciklusa koristeći presječne podatke za financijsko bogatstvo i bogatstvo kućanstava temeljem francuske ankete kućanstva. Ovaj rad istražuje heterogenost granične sklonosti promjene bogatstva i utjecaja na potrošnju. Granična sklonost potrošnji iz financijske imovine će biti veća u usporedbi s graničnom sklonosti potrošnji bogatstva kućanstava, osim u slučaju najbogatijih skupina kućanstva.

### **3. EMPIRIJSKE KARAKTERISTIKE REPUBLIKE HRVATSKE U KONTEKSTU MALE I OTVORENE EKONOMIJE S VISOKOM TEČAJNOM IZLOŽENOŠĆU**

#### **3.1. Analiza osobne potrošnje i vanjskog duga Republike Hrvatske u predrecesijskom, recesijskom i postrecesijskom razdoblju**

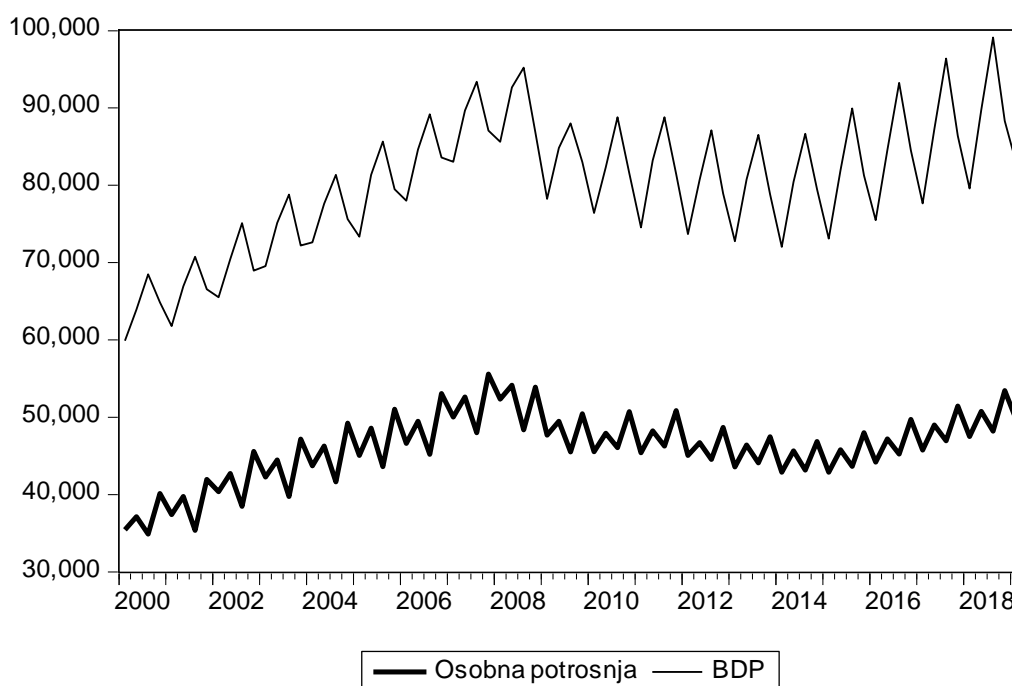
Osobna potrošnja je najznačajnija sastavnica hrvatskog bruto domaćeg proizvoda (BDP) s udjelom oko 60% (Eurostat, 2019c, Eurostat, 2019g). Budući da je BDP podložan promjenama osobne potrošnje te se zbog potencijalnih kriznih razdoblja, odnosno promjena poslovnih ciklusa može značajno povećati ili smanjiti, preporučljivo je gospodarski rast bazirati na investicijama ili poticanju izvozne konkurentnosti zemlje. Republika Hrvatska je kao mala zemlja podložna vanjskim šokovima i prelijevanju kako pozitivnih, tako i negativnih učinaka. Logika razmišljanja zašto ekonomisti smatraju nepovoljnim za neku zemlju da osobna potrošnja predstavlja najznačajniju komponentu BDP-a osim možda u slučaju velike zemlje



poput Sjedinjenih Američkih Država je sljedeća. S jedne strane u fazi ekspanzije će rasti ekonomska aktivnost, zaposlenost, možebitno i plaće koje generiraju veću potrošnju, ali i štednju građana. S druge strane, faza recesije i usporavanja gospodarstva će negativno utjecati posljedično na razinu plaća, odnosno raspoloživog dohotka koji uz privatno bogatstvo determinira osobnu potrošnju prema Modiglianijevoj funkciji. U posljednjem slučaju se javljaju dva učinka. Kod prvog učinka će doći do smanjenja osobne potrošnje zbog smanjenog raspoloživog dohotka. Međutim, očekivanja potrošača, odnosno kućanstava i poduzeća će imati dodatni negativan učinak na smanjenje osobne potrošnje, ali i bruto domaćeg proizvoda. Potrošač će odgađati potrošnju u fazi recesije ne samo zbog očekivanja povoljnije ekonomske aktivnosti u budućnosti, već jer će uslijed kriznih razdoblja zbog pada osobne potrošnje i bruto domaćeg proizvoda doći do pada razine cijena, odnosno deflacije. Pad opće razine cijena, odnosno deflacija posljedično može negativno utjecati na gospodarski rast i zaposlenost. U slučaju da je osobna potrošnja najznačajnija komponenta BDP-a, doći će do začaranog kruga u kojemu će pad osobne potrošnje uzrokovati pad BDP-a i obrnuto. Nadalje, u slučaju da deflacija potraje, javlja se nepovoljna mogućnost da ekonomski subjekti (kućanstva, poduzeća, država) ugrade u svoja očekivanja nastavak pada cijena, te posljedično odluče odgađati potrošnju očekujući da će razina cijena biti još niža u budućnosti. Negativna očekivanja rezultiraju smanjenjem prihoda poduzeća, koja su potom prisiljena smanjiti svoje troškove, a to u pravilu dovodi do smanjenja plaća i/ili otpuštanja radnika i posljedično do smanjenja zaposlenosti. Rastuća nezaposlenost utječe na daljnja smanjivanja potražnje kućanstava za dobrima i uslugama, izazivajući daljnji pritisak na pad cijena, odnosno na deflaciju. Posljedično dolazi do pojave deflacijske spirale, koja može imati dugoročne negativne posljedice na gospodarstvo i ekonomske subjekte (Hrvatska narodna banka, 2019a). Stoga je za nositelje ekonomskih politika važna koegzistencija fiskalne i monetarne politike. U Republici Hrvatskoj, primarni cilj Hrvatske narodne banke predstavlja stabilnost cijena. Upravo zbog prethodno navedenog razloga se osim primarnog cilja, potiče i otvoreno tržišno gospodarstvo monetarnom politikom ukoliko je ispunjen osnovni cilj. Prema raznim ekonomskim istraživanjima i iskustvima, stabilnost cijena predstavlja osnovni preduvjet za održiv ekonomski rast. Općenito, stabilnost cijena u kontekstu ostvarivanja primarnog cilja monetarne politike ne znači da stopa inflacije, odnosno stopa rasta razine cijene treba biti jednaka nuli, već se taj cilj obično tumači kao ostvarivanje blago pozitivne stope inflacije u dužem razdoblju čime se otklanjaju potencijalni negativni učinci kako na ekonomske subjekte, tako i na gospodarstvo (Hrvatska narodna banka, 2019a). Posljednja globalna financijska kriza datira od 2008. godine. U razdoblju recesije realna ekonomska aktivnost u eurozoni je pala za 6 %, te je veći dio zemalja članica eurozone izgubio

više od pola desetljeća na gospodarski oporavak (Čović, 2016) što se odrazilo i putem vanjskih šokova na Republiku Hrvatsku. Posljedično je došlo do dugogodišnjeg problema sa smanjenjem raspoloživog dohotka i bogatstva velikog broja kućanstava. Socioekonomski promatrano, potrošačka struktura je za vrijeme recesije postala raslojenija i srednji sloj je kao takav počeo gubiti identitet. Također je u recesijskom razdoblju u eurozoni došlo do pada cijena imovine, odnosno nekretnina i privatnog financijskog bogatstva u skoro svim zemljama osim u Njemačkoj. Na području srednje i jugoistočne Europe (engl. Central and Eastern Europe, CEE) došlo je i do krize potrošačkog i poslovnog povjerenja za vrijeme, ali i nakon globalne financijske krize u 2009. godini. U Republici Hrvatskoj je iznimno velik pad zabilježen u potrošačkom i poslovnom povjerenju 2009. godine. Također, jedan od najvećih negativnih vanjskih šokova osjetio se u Hrvatskoj gdje je realni BDP pao za 6 % u 2009. i 1,2 % u 2010. u odnosu na prethodne godine (Čović, 2016). Upravo se smanjenje prihoda i bogatstva ekonomskih subjekata, odnosno kućanstava i poduzeća odrazilo na dugoročno negativne stope rasta BDP-a uzevši u obzir prethodno navedenu činjenicu da osobna potrošnja predstavlja najznačajniju komponentu BDP-a (Eurostat, 2019c).

*Grafikon 1. Kretanje osobne potrošnje i BDP-a Republike Hrvatske*



Izvor: Eurostat (2019c), Eurostat (2019g), obrada autora (EViews8)

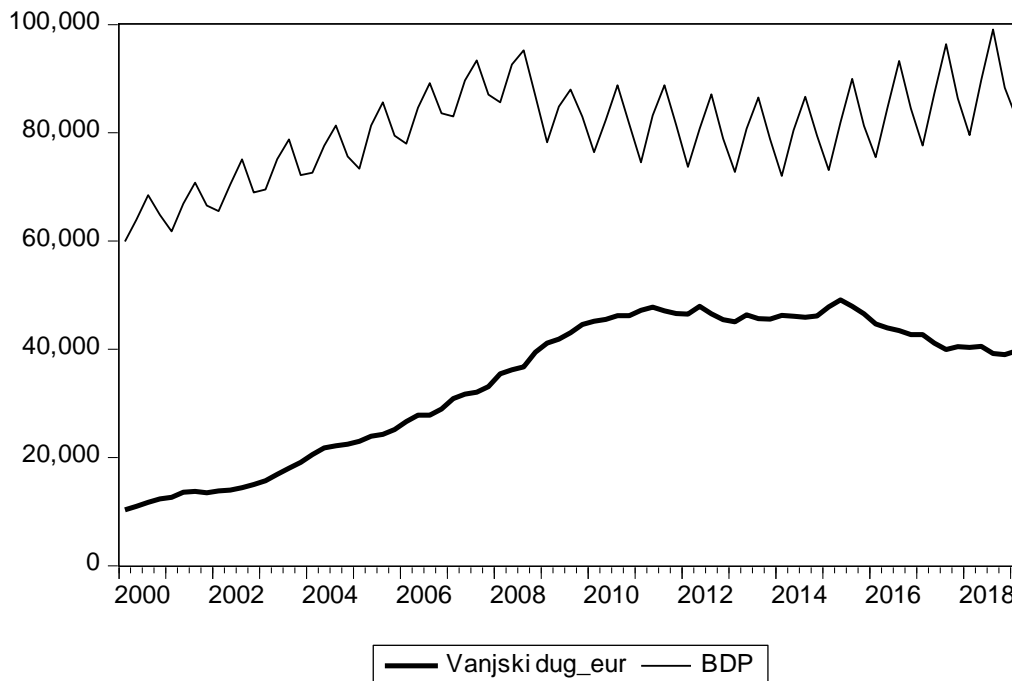
Od 2000. godine do 2009. godine izražena je tendencija rasta bruto domaćeg proizvoda (Eurostat, 2019g) i osobne potrošnje u Republici Hrvatskoj (Eurostat, 2019c). Iz grafičkog prikaza može se primijetiti da je pojavom financijske krize najprije pogođen bruto domaći

proizvod koji je od četvrtog kvartala 2008. godine pao s 92.656 milijuna kuna na 78.239 milijuna kuna u prvom kvartalu 2009. godine. Posljedično, osobna potrošnja se smanjila od četvrtog kvartala 2008. godine s 53.907 milijuna kuna na 47.666 milijuna kuna u prvom kvartalu 2009. te je nastavila strmovito padati u nadolazećem kvartalu. Razlog kasnijeg pada bruto domaćeg proizvoda u odnosu u odnosu na „epicentar“ financijske krize ogleda se kroz dinamiku prelijevanja vanjskih šokova na Republiku Hrvatsku, ali i zbog formiranja očekivanja ekonomskih subjekata. Znakovito je u tom smislu ukazati na tadašnje izjave ministra financija koji je istaknuo da će Republiku Hrvatsku globalna financijska kriza zaobići. Logično je da se u percepciji ekonomskih subjekata prisutnom asimetrijom informacija utjecalo na višu razinu potrošnje nakon čega je s vremenskim odmakom došlo do pada dohotka kućanstva i poduzeća. Zbog neočekivane recesije i razumijevanju prethodno spomenute asimetrije informacija, ekonomski subjekti povećavaju opreznost kod potrošnje što dodatno produljuje krizu s obzirom da je osobna potrošnja najznačajnija komponenta hrvatskog BDP-a. Kako navodi Čović (2016), zbog djelovanja kolektivnih ugovora nadnice su bile niže elastične na promjene u gospodarstvu, zbog čega kretanje nadnica bilježi tek blaži pad, ali se negativna tendencija kretanja nadnica nastavlja u cijelom recesijskom razdoblju. U konačnici je moguće utvrditi iz grafičkog prikaza da je Republika Hrvatska razinu BDP-a prije financijske krize tek ostvarila u trećem kvartalu 2017. godine, dok primjerice razina osobne potrošnje iako je i dalje najvažnija sastavnica BDP-a nije dosegla predrecesijske razine što ukazuje na dalekosežne negativne posljedice koje su se odrazile na gospodarstvo, poduzeća, kućanstva te na smanjenje životnog standarda građana općenito. Međutim, s obzirom na porezna rasterećenja i reforme od 2017. godine, odnosno 2018. godine Zakon o izmjenama i dopunama Zakona o doprinosima i porezu na dohodak te Pravilnik o izmjenama i dopunama Pravilnika o doprinosima i porezu na dohodak (Porezna uprava, 2019) posljedično je došlo do porasta raspoloživog dohotka čime se potiče osobna potrošnja, ali i do smanjenja troškova za poslodavce što pozitivno utječe na funkcioniranje gospodarstva.

Budući da je u Republici Hrvatskoj recesijsko razdoblje trajalo značajnije duže u usporedbi s ostalim zemljama iz Europske unije, politička nestabilnost je ponajviše 2009. godine dodatno utjecala na produljenje krize. Također su u prošlosti izostale prikladne strukturne reforme kako bi se rasteretilo građane s ciljem povećanja osobne potrošnje ili kako bi se privukle investicije koje bi rezultirale otvaranjem radnih mjesta čime bi se osigurao održiv rast u budućnosti. Zbog opadanja bruto domaćeg proizvoda je došlo i do smanjenja kreditnog rejtinga što je utjecalo i na povećanje premije rizika. Pojednostavljeno rečeno, došlo je do skupljeg zaduživanja. S

obzirom da se u tadašnjoj situaciji zbog navedenih razloga bilo isplativije zaduživati u stranoj valuti, posljedično je došlo do euroizacije bankovnog sustava. Euroizacija bankovnog sustava je rezultirala izloženosti valutnom riziku. Porast inozemnog duga denominiranog u stranoj valuti je predstavljao potencijalni problem za budućnost. Udio inozemnog duga u BDP-u je rastao iz godine u godinu što je u konačnici rezultiralo visokom tečajnom izloženosti Republike Hrvatske.

*Grafikon 2. Kretanje inozemnog duga i BDP-a Republike Hrvatske*



Izvor: Hrvatska narodna banka (2019b), Eurostat (2019g), obrada autora (EViews8)

Iz grafičkog prikaza je moguće primijetiti tendenciju porasta inozemnog duga u Republici Hrvatskoj u promatranom razdoblju. Od 2000. godine do 2012. godine je zabilježena je pozitivna tendencija kretanja inozemnog duga. Razlog tome leži u nekoliko činjenica, a ponajviše je posljedica dugoročnih vanjskotrgovinskih i proračunskih deficita. Drugim riječima, priljev stranog kapitala u nedostatku nacionalne štednje ( $S < I$ ) je također povezan i s trgovinskim deficitom ( $NX < 0$ ). S obzirom da se platna bilanca sastoji od tekućeg i kapitalnog računa, svaki deficit na tekućem računu platne bilance rezultira suficitom na kapitalnom računu koji odražava višu razinu zaduženosti zemlje, odnosno veće plaćene kamate na dug koja se naziva neto faktorski dohodak. Kao što je već napomenuto, male zemlje su iz nekoliko razloga motivirane ili primorane posuđivati u stranoj valuti ponajviše kroz povoljnije zaduživanje, ali i zbog raznih vanjskih i unutarnjih čimbenika što posljedično utječe na visoki stupanj euroizacije. S obzirom da uslijed recesijskih razdoblja, inozemni dug i dalje raste, dolazi do neusklađenosti

između obveza i imovine u stranoj valuti. Akumulirani visoki inozemni dug također posljedično uzrokuje nemogućnost zaduživanja zemlje u budućnosti u vlastitoj valuti što je objašnjeno izvornim grijehom (Eichengreen et al., 2007).

Visoki inozemni dug koji je većinom denominiran u stranoj valuti će u budućnosti rezultirati nepovoljnim ishodom u slučaju porasta tečaja, odnosno deprecijacije s aspekta učinka bogatstva (Tica et al., 2016). S obzirom da su obveze denominirane u stranoj valuti veće od imovine denominirane u stranoj valuti, svaki porast tečaja će nesrazmjerno povećati razinu obveza u odnosu na imovinu denominiranu u stranoj valuti. Iako je upitno hoće li deprecijacija utjecati na povećanje neto izvoza s obzirom na potpuni i nepotpuni učinak (Tica i Nazifovski, 2012), sigurno se može konstatirati da će u svakom slučaju deprecijacija uzrokovati povećanje već sada visokog vanjskog duga, pogotovo u visoko tečajno izloženoj zemlji poput Republike Hrvatske koja je unatoč tome izrazito financijski stabilna zemlja. Nadalje, u slučaju da je udio vanjskog duga i osobne potrošnje u BDP-u visok, očekivan je izrazito jak i negativan utjecaj deprecijacije na smanjenje osobne potrošnje i BDP-a putem učinka bogatstva. Odnosno, što je omjer osobne potrošnje i BDP-a te inozemnog duga i BDP-a veći, učinak deprecijacije će biti jači. Prema Eurostat (2019c) osobna potrošnja čini oko 60% BDP-a, a udio vanjskog duga u BDP-u je u trećem kvartalu 2018. godine iznosio 76.2% BDP-a (Hrvatska narodna banka, 2019b). U slučaju deprecijacije bi hrvatsko gospodarstvo vrlo vjerojatno bilo podložno nepovoljnom učinku bogatstva zbog visokog udjela osobne potrošnje i inozemnog duga većinom denominiranog u stranoj valuti u BDP-u.

### 3.2. Učinci tečajne politike i ulaska u Europsku uniju na trgovinsku bilancu Republike Hrvatske

Prilikom promatranja vanjskotrgovinskog odnosa s ostalim zemljama, važno je uzeti u obzir činjenicu da je Republika Hrvatska malo otvoreno gospodarstvo (Arčabić et al., 2016). Malo otvoreno gospodarstvo je okarakterizirano intenzivnom vanjskom trgovinom te visokim stupnjem aktivnosti na međunarodnim financijskim tržištima. Prethodno navedene specifikacije odnose se na visok stupanj otvorenosti gospodarstva. Značenje malog gospodarstva ogleda se kao nemogućnost utjecaja na svjetsku ekonomiju niti na svjetske cijene, inozemne kamatne stope i međunarodne tokove kapitala (Banić i Barunović, 2018). Kao što je i naglašeno u prethodnom pasusu, mala otvorena gospodarstva su zbog svojih specifikacija podložna vanjskim šokovima koji mogu biti pozitivni i negativni. Utjecaj šokova se može ogledati kroz tekući i kapitalni račun platne bilance. S aspekta analize vanjskotrgovinske razmjene, promatra

se kretanje tekućeg računa platne bilance (Arčabić et al., 2016), dok se s aspekta zaduženosti zemlje promatra kapitalni račun platne bilance. S obzirom da su današnja gospodarstva većinom otvorena, postoji više različitih pokazatelja otvorenosti, a najjednostavniji i najčešće korišteni pokazatelj je udio uvoza i izvoza u BDP-u (Banić i Barunović, 2018). Prema podacima Eurostat (2019b) udio izvoza u BDP-u se kreće oko 40%, dok se udio uvoza kreće oko 50% (Eurostat, 2019a). Tečajnom politikom, odnosno provođenjem deprecijacije prema Marshall – Lernerovom uvjetu može se povećati neto izvoz putem učinka konkurentnosti. Razlog zašto je u Republici Hrvatskoj učinak konkurentnosti upitan promatra se kroz činjenicu da robni izvoz prema Eurostat (2019) čini polovicu ukupnog izvoza, dok ostatak čini izvoz usluga. Također bi se uz pomoć matrice tehnoloških koeficijenata mogla izračunati ukupna razina intermedijarnih dobara uključenih u proizvodnju. Budući da deprecijacija negativno utječe na cijenu uvoznih dobara, diskutabilno je koliko zapravo finalnih izvoznih proizvoda sadrži uvoznih inputa, odnosno inozemnih intermedijara čija bi cijena porasla. Na temelju empirijskog istraživanja, Gorjan et al. (2003) ukazuju na činjenicu da je udio ukupne intermedijarne potrošnje na razini hrvatskog gospodarstva godine 1987. godine iznosio 52% bruto vrijednosti proizvodnje, a godine 1987. iznosio je 60,9%. Kada se pogleda struktura koeficijenata, primjećuje se prisutnost Ballasa – Samuelsonova učinka, odnosno porast i promjena relativnih cijena netrgovinskog, odnosno uslužnog sektora (engl. *non tradable sector*) u odnosu na trgovinski sektor (engl. *tradable sector*) koji djeluju u smjeru povećanja udjela intermedijarne potrošnje. Gorjan et al. (2003) navode da se to ponajviše odnosi na usluge poput trgovine na veliko i na malo, prijevoza, financijske usluge, građevinarstvo, te različite poslovne i osobne usluge. Nadalje, provedenom analizom je utvrđeno smanjivanje udjela sektora industrije u bruto domaćem proizvodu tijekom tranzicijskog procesa, odnosno deindustrijalizacije koja se nastavila i u budućnosti kroz proces tercijarizacije. Intuitivno je propitati temeljem prethodno iznesenih činjenica, je li potrebnije poticati cjenovnu ili necjenovnu konkurentnost te bi li u slučaju deprecijacije uopće došlo do pozitivnih učinaka konkurentnosti zbog inicijalne prilagodbe ekonomskih subjekata, odnosno poduzeća i potrošača (J – krivulja) te bi li se porast tečaja u konačnici odrazio npr. na cijene u netrgovinskom sektoru ili u onim sektorima s mnogo vezanih usluga koje čine polovicu ukupnog hrvatskog izvoza.

Važnu odrednicu kretanja tekućeg računa platne bilance predstavlja ulazak Republike Hrvatske u Europsku uniju 1.7.2013. godine. Ulaskom u Europsku uniju, države članice ostvaruju mnogobrojne zajedničke ciljeve kao što su uravnotežen gospodarski i društveni razvoj, visoka razina zaposlenosti te zaštita prava i interesa građana. S ekonomskog aspekta važno je

napomenuti unutarnje tržište Europske unije koje se temelji na četiri slobode kretanja – roba, usluga, ljudi i kapitala (Papić, 2018). Ulaskom Republike Hrvatske u Europsku uniju došlo je do liberalizacije trgovine, odnosno bescarinskih prepreka trgovinskim odnosima s ostalim članicama Europske unije. Međutim, dotad je Republika Hrvatska kao članica ostalih trgovinskih sporazuma, a ponajviše CEFTA-e trgovala u velikoj mjeri sa susjednim zemljama poput BiH i Srbije koje nisu članice Europske unije. U kontekstu izvozne konkurentnosti, Republika Hrvatska je usporedivši tržište EU i CEFTA-e uvelike više mogla konkurirati na tržištu CEFTA-e negoli na zahtjevnijem europskom tržištu (Ćudina i Sušić, 2013). Međutim, visoka uvozna ovisnost utječe na pojeftinjenje uvoza i posljedično na smanjenje vanjskotrgovinskog deficita u okviru unutarnjeg bescarinskog tržišta. Ulazak Republike Hrvatske u Europsku uniju posljedično rezultira uvoznim promjenama što bi trebalo uzrokovati poskupljenje uvoza iz zemalja CEFTA-e, ali samo u slučaju da količina uvoznih proizvoda prekorači kvotu koju je Europska unija dogovorila s određenim članicama CEFTA-e (Ćudina i Sušić, 2013). Prema podacima Državnog zavoda za statistiku (2019) unatoč ulaska Republike Hrvatske u Europsku uniju, došlo je povećanja konkurentnosti na izvoznim tržištima članica CEFTA-e. Slijedom tvrdnje Ćudina i Sušić (2013), moguće je u robnoj razmjeni primjerice s Bosnom i Hercegovinom primijetiti pad izvoza nakon ulaska Republike Hrvatske u Europsku uniju. Izvoz u robnoj razmjeni za tržišta Bosne i Hercegovine se smanjio s 1.172.914 tisuća eura u 2013. godini na 1.121.339 tisuća eura u 2015. godini i nastavio negativni trend opadajući na 1.119.980 tisuća eura u 2016. godini. Međutim, iako je izvoz u robnoj razmjeni s Bosnom i Hercegovinom bilježio pad, došlo je do obrnutog trenda 2017. i 2018. godine kada je vrijednost izvoza robne razmjene iznosila povećao na 1.361.900 tisuća eura. U suprotnosti s izvoznim tržištem Bosne i Hercegovine, izvoz se na tržište Srbije povećao iz 2013. s 381.143 tisuće eura na 636.468 tisuća eura u 2018. godini i tijekom cijelog razdoblja bilježi uzlazni pozitivni trend. U kontekstu promjene uvoza u robnoj razmjeni s članicama CEFTA-e je došlo do dvojakog učinka nakon ulaska Republike Hrvatske u Europsku uniju. Generalno promatrajući, uvoz se iz zemalja CEFTA-e smanjio s 979.216 tisuća eura u 2013. godini na 900.937 tisuća eura u 2014. godini. Uzevši u obzir prošlost i iskustvo trgovanja, unatoč skupljem uvozu zbog članstva u Europskoj uniji, Republika Hrvatska je zabilježila intenzivnu robnu razmjenu s određenim članicama CEFTA-e i to po visokoj cijeni. Primjerice, uvoz iz Crne Gore se povećao s 4.420 tisuća eura u 2013. godini na 8.351 tisuća eura u 2014. godini. Također je došlo do porasta uvoza u robnoj razmjeni sa Srbijom s 304.380 u 2013. godini tisuće eura na 355.469 tisuće eura u 2014. godini. Međutim, očigledno se jeftiniji uvoz na bescarinskom području prikazao isplativijim te se s određenim članicama CEFTA-e intenzitet robne razmjene smanjio.

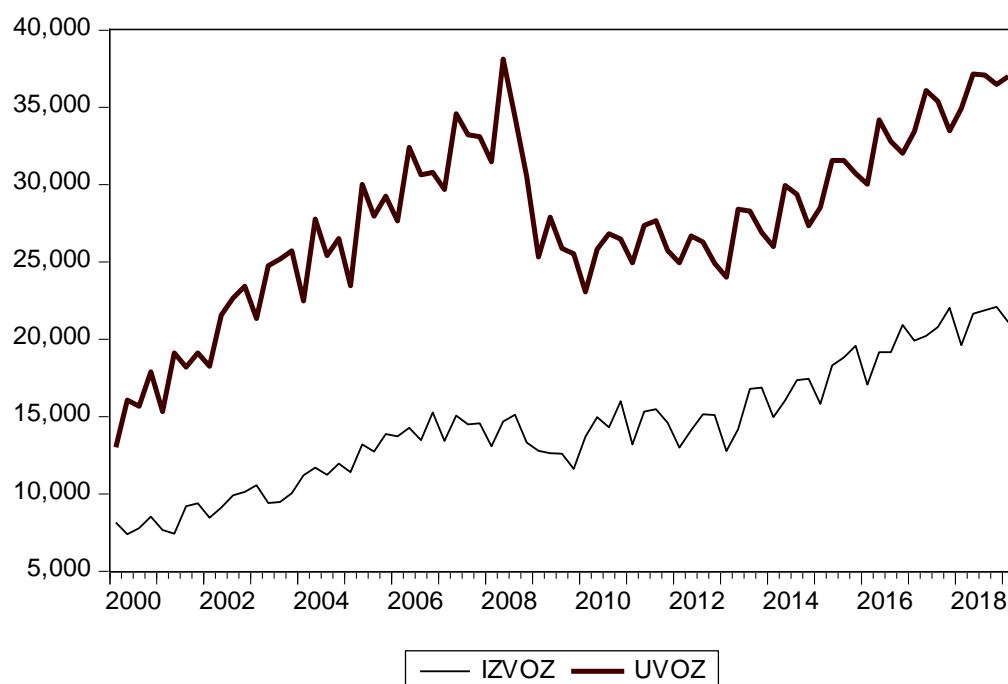
Primjerice, uvoz u robnoj razmjeni sa Sjevernom Makedonijom bilježi pad s 81.372 tisuće eura u 2013. na 69.742 tisuće eura u 2014. godini. Nadalje, sličan trend zabilježen je i u robnoj razmjeni s Bosnom i Hercegovinom pri čemu se uvoz smanjio s 582.268 tisuća eura u 2013. godini na 460.275 tisuća eura u 2014. godini (Državni zavod za statistiku, 2019).

U kontekstu pozitivnih učinaka ulaska u Europsku uniju prema podacima s Državnog zavoda za statistiku (2019) je došlo do porasta izvoza u robnoj razmjeni s 87.101 tisuća eura u 2013. godini na 138.816 tisuća eura u 2014. godini između Republike Hrvatske i Kraljevine Belgije. Također je zabilježen porast izvoza na ostalim tržištima Europske unije, pri čemu je primjerice za Francusku došlo do značajnog porasta izvoza u robnoj razmjeni s 164.953 tisuće eura u 2013. godini na 229.992 tisuće eura u 2014. godini. S aspekta uvozne komponente u robnoj razmjeni, nakon ulaska Republike Hrvatske u Europsku uniju je došlo do porasta pri čemu je najveća stopa rasta zabilježena u vanjskotrgovinskom odnosu s Bugarskom gdje je uvoz s 53.707 tisuća eura u 2013. godini porastao na 93.865 tisuća eura u 2014. godini. Najveći iznos je zabilježen za Italiju te je zabilježen porast uvoza s 2.167.059 tisuće eura u 2013. godini na 2.446.823 tisuća eura u 2014. godini.

Generalno gledajući kretanje robne razmjene Republike Hrvatske (Eurostat, 2019a, Eurostat, 2019b) moguće je iz Grafikona 3 primijetiti da je u 2013. godini robni izvoz od prvog kvartala s 12.768 milijuna kuna porastao u četvrtom kvartalu 2013. godine na 16.381 milijuna kuna. Robni izvoz se godinu dana nakon ulaska Republike Hrvatske u Europsku uniju povećao za 9%. Također se može primijetiti drastičan pad uvoza uslijed globalne financijske krize što je bilo i očekivano s obzirom da je došlo do pada bruto domaćeg proizvoda, odnosno dohotka koji predstavlja važnu odrednicu uvoza. Primjerice, robni izvoz se smanjio s 38.126 milijun kuna u drugom kvartalu 2008. godine smanjio na 25.325 milijun kuna u prvom kvartalu 2009. godine. Iz Grafikona 3 je uspoređujući uvoz i izvoz moguće primijetiti da u promatranom vremenskom razdoblju nije dosegnuta predrecesijska razina uvoza što se može obrazložiti i kroz sporiji oporavak Republike Hrvatske od posljednje financijske krize. Robni izvoz je pao u manjoj mjeri s 15.114 milijuna kuna od trećeg kvartala 2008. godine na 11.617 milijuna kuna u četvrtom kvartalu 2009. godine. Manje varijabilnosti u izveznoj komponenti nisu neočekivane s obzirom da su se vanjskotrgovinski partneri Republike Hrvatske relativno brzo oporavili od globalne financijske krize.



Grafikon 3. Robna razmjena Republike Hrvatske s inozemstvom



Izvor: Eurostat (2019a), Eurostat (2019b) obrada autora (EViews)

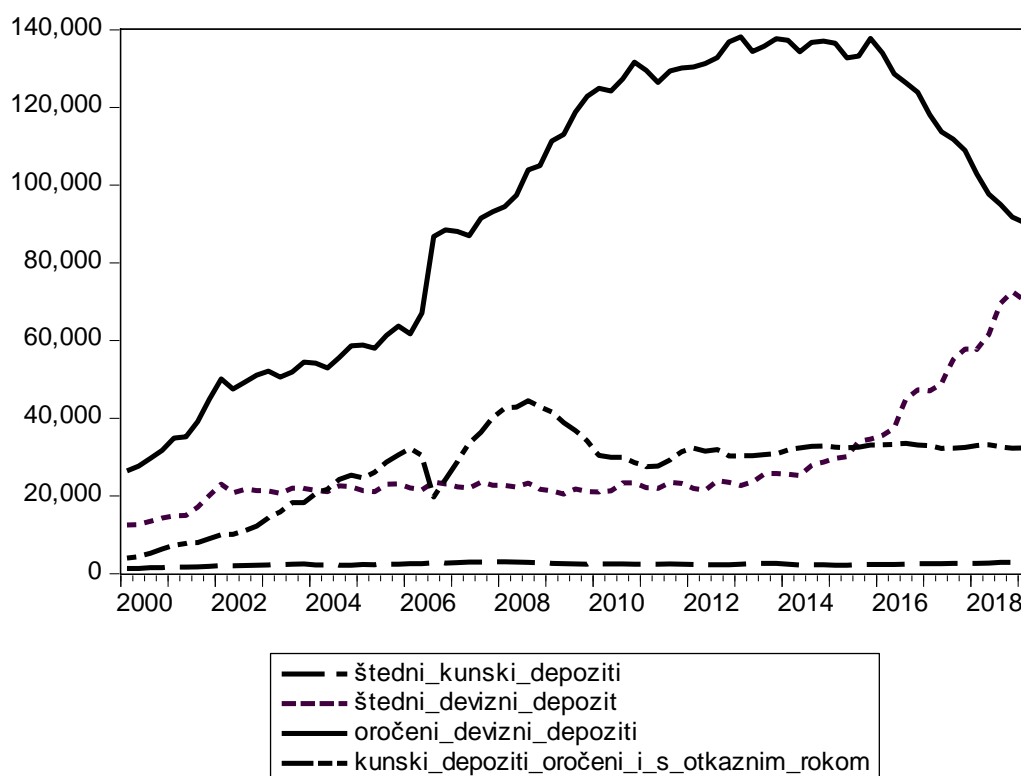
U okviru poticanja konkurentnosti unutar Europske unije često se spominju Europski socijalni fond i Kohezijski fond. Upravo je povlačenje sredstava iz europskih fondova rezultiralo višom razinom investicija u Republici Hrvatskoj 2018. godine. Europski socijalni fond ima snažnu ulogu u razvoju izvoznih potencijala pojedinih regija s obzirom da je usmjeren na osiguranje lakšeg pristupa zapošljavanju putem sustava obučavanja i prekvalifikacija potencijalnih radnika na tržištu s ciljem rješavanja problema strukturne nezaposlenosti (Goić, 2016). Bespovratna sredstva služe za sufinanciranje se projekata od velikog značaja za lokalne i regionalne zajednice u iznosu od 50% do ukupno 95%. Ovisno o stupnju gospodarskog razvoja regije gdje se određeni projekt planira realizirati će ovisiti udio sufinanciranja iz europskih fondova. Također je bilo kojim oblikom privatnog ili javnog sufinanciranja potrebno sudjelovati u projektu za koji je odobreno sufinanciranje iz europskih fondova (Goić, 2016). Prema podacima Europske komisije (2019) za Republiku Hrvatsku je u višegodišnjem financijskom okviru koji predstavlja višegodišnji europski proračun za razdoblje od 2014. do 2020. godine predviđeno oko 12 milijardi eura. Republika Hrvatska je 2015. godine odlučila povući 16% ukupno odobrenih sredstava, odnosno oko 1 milijardu i 900 milijuna eura, ali je nakraju povučeno i potrošeno oko 81 milijuna eura što je oko 1% planiranog petogodišnjeg iznosa. U 2016. godini je odlučeno povući oko 13% ukupnih sredstava, tj. oko 1 milijarda i 643 milijuna eura, ali je povučeno svega 3% ukupno planiranih sredstava, odnosno oko 395 milijuna eura što odražava

pozitivan pomak u odnosu na 2015. godinu. Nadalje, 2017. godine su planovi bili ambiciozniji te je odlučeno povući oko 5 milijardi i 146 milijuna eura što predstavlja oko 41% ukupnog petogodišnjeg iznosa. Međutim, povučen iznos sredstava iz europskih fondova je naposljetku bio 1 milijarda i 103 milijuna eura, odnosno oko 9% ukupno planiranog petogodišnjeg iznosa pri čemu je u usporedbi s 2016. godine ostvaren značajan pomak. Naposljetku je 2018. godine Republika Hrvatska planirala povući 8 milijardi i 722 milijuna eura što je relativno izraženo oko 69% ukupnog planiranog petogodišnjeg iznosa. Na kraju je povučeno oko 2 milijarde i 178 milijuna eura, odnosno relativno izraženo oko 17% ukupno planiranog petogodišnjeg iznosa. Moguće je primijetiti pozitivan pomak u povlačenju sredstava iz europskih fondova tijekom 2015. – 2018. godine, ali je potrebno u razmatranje uzeti činjenicu da se Republika Hrvatska pridružila Europskoj uniji 2013. godine. Postupak prijave projekta koji prolazi razne provjere i verifikacije traje dugo, a posljedično odobravanje sredstava još dulje. Međutim s godinama dolazi i iskustvo i Republika Hrvatska će u nadolazećem razdoblju imati priliku iskoristiti ostatak planiranih sredstava do kraja višegodišnjeg financijskog okvira 2020. godine.

### 3.3. Značaj euroizacije u Republici Hrvatskoj

Budući da je Republika Hrvatska malo otvoreno gospodarstvo, zbog visokog obujma vanjske trgovine je ovisna o stranoj valuti (Šprajac, 2013). Također je u Republici Hrvatskoj većina domaće štednje izraženo u stranoj valuti, odnosno domaće bogatstvo je denominirano u euru iako raste i kunsko bogatstvo što se može razumjeti i kao veće povjerenje u domaću valutu. Iz grafičkog prikaza je moguće primijetiti da je domaće financijsko bogatstvo najviše izraženo u oročenim deviznim depozitima te taj iznos bilježi visok porast od globalne financijske krize 2008. pa sve do 2015. godine. Nadalje, iznos kunskih depozita (oročeni i s otkaznim rokom) je bilježio blagi porast nakon financijske krize 2008. godine. Unatoč tome, devizni štedni depoziti bilježe rast nakon oporavka od financijske krize 2015. godine. S druge strane, kod deviznih oročenih depozita je zamijećen pad. Devizni oročeni depoziti su u prvom kvartalu 2015. godine iznosili oko 136 milijuna kuna i bilježe pad na 90 milijuna kuna u prvom kvartalu 2019. godine (Hrvatska narodna banka, 2019).

Grafikon 4. Fluktuacije domaćeg bogatstva u Republici Hrvatskoj



Izvor: Hrvatska narodna banka (2019c), obrada autora (EViews8)

S obzirom da je iz grafičkog prikaza vidljivo da je osim obveza, i imovina denominirana u stranoj valuti u Republici Hrvatskoj, deprecijacija bi mogla utjecati na porast iznosa domaće štednje u stranoj valuti. Međutim, zbog negativnog neto bogatstva deprecijacija bi negativno utjecala na osobnu potrošnju koja je najznačajnija komponenta BDP-a i gospodarstvo putem učinka bogatstva. Naime, u tom slučaju bi primjerice porasla rata otplate kredita što bi posljedično smanjilo raspoloživ dohodak jer bi ekonomski subjekti morali više odvajati na plaćanje kredita.

Monetarna politika Hrvatske narodne banke je u uvjetima visoke euroizacije hrvatskoga bankovnog sustava, odnosno visoke tečajne izloženosti usredotočena na održavanje stabilnog tečaja u svrhu ostvarenja primarnog cilja središnje banke, odnosno stabilnosti cijena. U Republici Hrvatskoj je prisutna visoka razina domaćeg bogatstva u stranoj valuti, ali je zbog visokog inozemnog duga većinom denominiranog u stranoj valuti visoka tečajna izloženost nepoželjna. Stabilnost tečaja kune prema euru ključna je i za očuvanje financijske stabilnosti s obzirom na visoku izloženost valutnom riziku. Iako nije unaprijed definirana ciljana razina ili raspon fluktuacije tečaja, u posljednjih više od petnaest godina tečaj kune prema euru kretao se u rasponu od  $\pm 5\%$  oko prosjeka. Prema Dumičić et al. (2017) prosječna godišnja inflacija je

u razdoblju od 2001. do 2016. godine iznosila 2%. Prethodno navedene činjenice su od iznimne važnosti u kontekstu ispunjenja kriterija konvergencije iz Maastrichtskog ugovora koji su preduvjet za ulazak u Ekonomsku i monetarnu uniju (EMU) (Kesner – Škreb, 2006). Kriteriji konvergencije se dijele na monetarne i fiskalne. Fiskalni kriteriji podrazumijevaju zdrave javne financije koje se ogledaju u udjelu proračunskog deficita i javnog duga u bruto domaćem proizvodu (BDP). Udio proračunskog deficita u BDP-u ne smije prelaziti 3% na kraju prethodne financijske godine. Nadalje, udio bruto duga opće države u BDP-u ne smije prijeći 60%. Monetarni kriteriji se odnose na stabilnost cijena, tečaja te dugoročne nominalne kamatne stope. S aspekta stabilnosti cijena, stopa inflacije određene zemlje članice ne smije biti veća od 1,5 postotnih poena prosječne stope inflacije za tri zemlje Europske unije s najnižom inflacijom u godini koja prethodi preispitivanju stanja u zemlji članici kandidatkinji za Ekonomsku i monetarnu uniju pri čemu se stopa inflacije mjeri indeksom potrošačkih cijena. Nominalna dugoročna kamatna stopa koja se odnosi primjerice na državne obveznice u praksi ne smije za više od dva postotna poena prijeći odgovarajuću kamatnu stopu u tri zemlje članice s najnižom inflacijom. Razdoblje razmatranja je godina prije početka preispitivanja stanja u određenoj zemlji članici kandidatkinji za Ekonomsku i monetarnu uniju. U konačnici, postizanje stabilnosti tečaja ogleda se kroz održavanje normalnih fluktuacija u granicama određenim Tečajnim mehanizmom Europskog monetarnog sustava, tijekom najmanje dvije godine, bez devalvacije u odnosu na bilo koju valutu zemlje članice (Kesner – Škreb, 2006). Budući da je Republika Hrvatska 2018. godine napokon uspjela ispuniti i fiskalne kriterije konvergencije uz dugogodišnje ispunjene monetarne kriterije, idući korak je ulazak u Tečajni mehanizam (engl. *Exchange Rate Mechanism II*, ERM II). Primjetno je kako je Hrvatska narodna banka održavanjem nominalnog sidra tečaja kune prema euru uspjela ostvariti financijski stabilan sustav te stabilnost cijena unatoč visokoj euroizaciji bankovnog sustava što se posljedično odrazilo i na ispunjenje monetarnih kriterija iz Maastrichtskog ugovora.

Uz uspješno ostvarivanje stabilnosti cijena, Hrvatska narodna banka je kontinuirano u prošlosti djelovala protuciklički uzevši u obzir visoku tečajnu izloženost sustava koja je djelomično nastala kao posljedica euroizacije. U predrecesijskom razdoblju opći cilj monetarne politike bilo je ograničavanje rasta prekomjernih makroekonomskih neravnoteža te usporavanje kreditne ekspanzije. Drugim riječima, monetarna i makroprudencijalna politika Hrvatske narodne banke bila je okarakterizirana sustavnom provedbom mjera čiji je cilj bio destimuliranje inozemnog zaduživanja banaka kojim se financirala domaća kreditna aktivnost te osiguranje devizne likvidnosti i preveniranje rizika s aspekta odljeva kapitala (Dumičić et al.,

2017). Takav pristup Hrvatske narodne banke rezultirao je visokom akumulacijom deviznih rezervi, ali i većom likvidnosti sredstava što je omogućilo funkcioniranje gospodarstva. Budući da su devizne rezerve akumulirane u visokom iznosu tijekom proteklog desetljeća, Hrvatska narodna banka kao što je već naglašeno bila je i bit će u mogućnosti djelovati protuciklički unatoč visokoj tečajnoj izloženosti što ukazuje na efikasno vođenje monetarne politike. U suprotnom, kada je prisutna visoka tečajna izloženost u zemlji, a središnje banke nemaju akumulirane devizne rezerve, jedina mogućnost je procikličko djelovanje.

#### **4. EKONOMETRIJSKA ANALIZA UČINAKA KONKURENTNOSTI I BOGATSTVA NA EKONOMSKI RAST U REPUBLICI HRVATSKOJ**

##### 4.1. Opis odabranih varijabli

U provedenoj empirijskoj analizi korišteni su raspoloživi kvartalni podaci od prvog kvartala 2000. do prvog kvartala 2019. godine. U svrhu ispitivanja učinaka konkurentnosti i bogatstva te utjecaja deprecijacije na inozemni dug u Republici Hrvatskoj u radu su na temelju prošlih empirijskih istraživanja te ekonomske teorije korištene sljedeće varijable:

- realni devizni tečaj (LRER)
- neto izvoz (LNX)
- inozemni (vanjski) dug (LW\*)
- neto bogatstvo (LW)
- osobna potrošnja (LC)

Realni devizni tečaj je prema ekonomskoj teoriji (Blanchard, 2005) te empirijskom istraživanju Palić et al. (2014) izračunat kao umnožak nominalnog tečaja eura prema kuni i strane razine cijena podijeljenom s domaćom razinom cijena.

$$RER = \frac{NERxP^*}{P} \quad (8)$$

U analizi su podaci za nominalni tečaj, domaću razinu cijena te stranu razinu cijena preuzeti s internetskih stranica Eurostata (2019) pri čemu se za domaću razinu cijena koristi harmonizirani indeks potrošačkih cijena (HICP) u Republici Hrvatskoj (Eurostat, 2019e) dok se za inozemstvo zbog korištenja nominalnog tečaja kune prema euru (Eurostat, 2019d) koristi harmonizirani indeks potrošačkih cijena u eurozoni (Eurostat, 2019f). Pritom je važno naglasiti da je u svrhu deflacioniranja korišten harmonizirani indeks potrošačkih cijena, 2015=100. Podaci o neto

izvozu roba su također preuzeti s internetskih stranica Eurostata (2019a, 2019b) i izraženi su u milijunima kuna. Budući da je neto izvoz definiran kao razlika izvoza i uvoza te su prisutne negativne vrijednosti, u svrhu naknadnog logaritmiranja s ciljem preveniranja narušavanja pretpostavki modela, negativne vrijednosti neto izvoza su izražene kao pozitivne vrijednosti. Iako se u većini znanstvenih radova koristi koeficijent pokrivenosti uvoza izvozom zbog provedene logaritamske transformacije nije prikladno logaritmiranjem izražavati omjer ili udjel koji je već relativno izražen. Usluge su u ovoj analizi apstrahirane s obzirom da brojna empirijska istraživanja ukazuju na monopolsku konkurenciju te da usluge ne podliježu fluktuacijama poslovnih ciklusa. Podaci za osobnu potrošnju su preuzeti sa stranica Eurostata (2019c) te su izraženi u milijunima kuna. Također je važno napomenuti da su podaci s Eurostata za neto izvoz i osobnu potrošnju preuzeti na temelju lančano povezanih indeksa. Neto bogatstvo je u ovom radu aproksimirano prema Dumičić et al. (2011) za ispitivanje učinka bogatstva i dano je razlikom domaće štednje i vanjskog, odnosno inozemnog duga. Podaci za inozemni dug su preuzeti s internetskih stranica Hrvatske narodne banke (2019b) u milijunima eura te su naknadno izraženi u milijunima kuna pri čemu su deflacionirani s harmoniziranim indeksom potrošačkih cijena, 2015=100. Nadalje, domaće bogatstvo aproksimirano je kao u istraživanju Dumičić et al. (2011) zbrojem kunskih štednih depozita, kunskih oročenih depozita i kunskih depozita s otkaznim rokom te deviznih štednih i oročenih depozita pri čemu su podaci prikupljeni s internetskih stranica Hrvatske narodne banke (2019c). Budući da su podaci s internetskih stranica Hrvatske narodne banke (2019) dani na mjesečnoj razini, naknadno su preračunati u prosjeke kvartala. U konačnici, odabrane varijable su s preventivnim ciljem potencijalnog narušavanja pretpostavki modela logaritamski transformirane. Kao što je već objašnjeno, u odabranom vremensku razdoblja vrijednost uvoza je veća od vrijednosti izvoza roba te je vanjski dug veći od aproksimiranog domaćeg bogatstva te se na varijablama neto izvoza i neto bogatstva provodi logaritamska transformacija s ciljem izražavanja negativnih vrijednosti kao pozitivnih. U slučaju da podaci odabranih varijabli teže nuli ili negativnim vrijednostima potrebno je prethodno dodati konstantu svim podacima. Najčešće se dodaje konstanta veća od najniže negativne vrijednosti kako bi dobili pozitivne vrijednosti koje će se naknadno logaritamski transformirati (Field, 2009). Postupak logaritamske transformacije se provodi na sljedeći način:  $\ln(X_t + c)$ , pri čemu je  $X_t$  minimalna vrijednost u skupu podataka, a  $c$  označava konstantu (Banić i Barunović, 2018).

U radu će se formirati tri modela u svrhu ispitivanja učinaka konkurentnosti i bogatstva u Republici Hrvatskoj te analize utjecaja realne deprecijacije na inozemni dug. U prvom modelu

se ispituje učinak konkurentnosti pri čemu je model specificiran sukladno empirijskim istraživanjima Tica i Nazifovski (2012), Dumičić et al. (2011), Stučka (2003), Koški (2009) te Cota et al. (2006). Preciznije rečeno, u prvom modelu se ispituje utjecaj porasta tečaja, odnosno realne deprecijacije na neto izvoz roba pri čemu je nezavisna varijabla logaritamska vrijednost realnog deviznog tečaja (LRER), a zavisna varijabla je logaritamska vrijednost neto izvoza roba (LNX). Sukladno empirijskom istraživanju Palić et al. (2018), u drugom modelu će se ispitati povezanost realnog deviznog tečaja i inozemnog duga pri čemu je logaritamska vrijednost realnog deviznog tečaja (LRER) nezavisna varijabla, a logaritamska vrijednost inozemnog duga ( $LW^*$ ) zavisna varijabla. S ciljem procjene učinka bogatstva, odnosno promjene neto bogatstva na osobnu potrošnju u visoko tečajno izloženoj zemlji važno je prethodno ispitati utjecaj realne deprecijacije na vanjski dug. U tom slučaju bi realna deprecijacija uslijed većih obveza denominiranih u stranoj valuti od imovine te ukupnog bogatstva trebala negativno utjecati na osobnu potrošnju putem učinka bogatstva. Sukladno tome, u trećem modelu će se ispitati kako promjena aproksimiranog neto bogatstva utječe na osobnu potrošnju, pri čemu je nezavisna varijabla logaritamska vrijednost aproksimiranog domaćeg neto bogatstva ( $LW$ ), a zavisna varijabla logaritamska vrijednost osobne potrošnje ( $LC$ ). Kako bi se mogao procijeniti ukupan učinak realne deprecijacije, važno je ispitati kako porast tečaja utječe na osobnu potrošnju, a ne samo na neto izvoz roba, osobito u zemlji s visokom izloženošću valutnom riziku poput Republike Hrvatske.

#### 4.2. Testiranje stacionarnosti

Vremenski niz smatra se stacionarnim u širem smislu ako očekivana vrijednost i varijanca populacije ne ovise o vremenu  $t$  te ako je kovarianca dvaju članova niza  $Y_t$  i  $Y_{t+s}$  razmaknutih za  $s$  razdoblja ovisi o razmaku  $s$ , ali ne o vremenu  $t$  (Čibarić, 2010). Drugim riječima, ako se vjerojatnosna svojstva ne mijenjaju s vremenom stohastički proces je stacionaran. Procesi koji su stacionarni u širem smislu se još nazivaju stacionarni procesi drugog reda ili kovarijančno stacionarni procesi (Bahovec i Erjavec, 2009). Budući da je kod većine vremenskih nizova ekonomskih varijabli prisutna trend komponenta, odnosno očekivana vrijednost tih vremenskih nizova se mijenja tijekom vremena, moguće je zaključiti da u tom slučaju ekonomske varijable nisu stacionarne (Čibarić, 2010).

U slučaju procjene regresijskih jednadžbi primjenom nestacionarnih nizova moguće je doći do pogrešnog zaključka, tj. može se pojaviti problem prividne regresije (engl. spurious regression). Uzevši u obzir činjenicu da nestacionarni vremenski nizovi imaju beskonačnu varijancu,

korištenje metode najmanjih kvadrata (engl. ordinary least squares) nije prikladno (Čibarić, 2010).

Međutim, problem nestacionarnosti s ciljem provedbe ekonomske analize se može ukloniti diferenciranjem odabranih varijabli  $d$  puta. Varijabla je integrirana reda  $d$ , tj.  $I(d)$ , ako ju treba diferencirati  $d$  puta kako bi postala stacionarna varijabla. Uobičajen je postupak uzeti logaritamske vrijednosti originalnih nizova kako bi se uklonio problem promjenjivosti varijance rezidualnih odstupanja (grešaka relacije), odnosno problem heteroskedastičnosti (Čibarić, 2010). Testovima jediničnih korijena (engl. unit roots tests) se provodi testiranje reda integriranosti varijable. Inicijalno se analizira određen vremenski niz  $y_t$  te se ispituje njegova stacionarnost u razinama. U slučaju da vremenski niz  $y_t$  nije stacionaran, provodi se diferencijacija varijable te se ponovno ispituje stacionarnost vremenskog niza prvih diferencija  $\Delta y_t$ . U slučaju da vremenski niz nije stacionaran niti u prvim diferencijama, nastavlja se testiranje stacionarnosti niza drugih diferencija  $\Delta^2 y_t$  i tako redom sve dok se početni vremenski niz  $y_t$  ne diferencira dovoljan broj  $d$  puta kako bi postao stacionaran proces. U empirijskim istraživanjima i praksi se najčešće koriste prve i druge diferencije vremenskih nizova prema Bahovec i Erjavec (2009). Nadalje, u istraživanjima se najčešće koriste testovi jediničnih korijena, tj. Dickey – Fullerov (DF) test i prošireni Dickey – Fullerov (engl. Augmented Dickey-Fuller, ADF) test. Inicijalno se zapisuje regresijska jednadžba (Bahovec i Erjavec, 2009):

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9)$$

koja se također može zapisati kao:

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9.1)$$

$$\Delta Y_t = (\rho - 1) Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9.2)$$

$$\Delta Y_t = \gamma \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9.3)$$

pri čemu je  $\gamma = \rho - 1$ , a  $\varepsilon_t$  je čisti slučajni proces. Nestacionarnost procesa  $Y_t$  se pretpostavlja nultom hipotezom ( $H_0$ ) Dickey – Fullerovim testom, što je istovjetno pretpostavci da je vrijednost parametra  $\rho$  u jednadžbi (9.2) jednaka jedan, tj. ekvivalentno je pretpostavci da je vrijednost parametra  $\gamma$  u jednadžbi (9.3) jednaka nuli. Konkretnije, hipoteze Dickey – Fullerovog testa se zapisuju prema Bahovec i Erjavec (2009) kao:

$$H_0: \rho = 1 \quad (9.4)$$



$$H_1: \rho = 0$$

pri čemu su navedene hipoteze ekvivalentne sljedećim hipotezama:

$$H_0: \gamma = 0, \text{ odnosno proces je nestacionaran} \quad (9.5)$$

$$H_1: \gamma < 0, \text{ odnosno proces je stacionaran}$$

Budući da najjednostavniji oblik jednadžbe ne sadrži dodatne komponente, mogu se dodati konstanta  $\alpha_0$  i trend komponenta  $\alpha_2 t$  te se proširena jednadžba zapisuje kao:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma \cdot Y_{t-1} + \alpha_2 t + \varepsilon_t \quad (9.6)$$

Ako slučajne varijable, odnosno greške relacije ( $\varepsilon_t$ ) nisu članovi čistog slučajnog procesa, Dickey – Fullerov test se modificira uključivanjem dodatnih članova u jednadžbe te se na taj način eliminira problem autokorelacije grešaka relacije koja proizlazi iz pogrešne specifikacije početnog modela (Bahovec i Erjavec, 2009). Tada se jednadžba na temelju koje se provodi prošireni Dickey – Fullerov test (ADF test) zapisuje na sljedeći način:

$$\Delta Y_t = \gamma \cdot Y_{t-1} + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \beta_{\rho-1} \Delta Y_{t-\rho+1} + \varepsilon_t \quad (9.7)$$

odnosno jednadžba proširena s konstantom se zapisuje:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \beta_{\rho-1} \Delta Y_{t-\rho+1} + \gamma \cdot Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (9.8)$$

što se konačnim sređivanjem izraza i ubacivanjem trend komponente zapisuje:

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \beta_1 \Delta Y_{t-1} + \beta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \beta_{\rho-1} \Delta Y_{t-\rho+1} + \gamma \cdot Y_{t-1} + \alpha_2 t + \varepsilon_t \quad (9.9)$$

Test veličina na temelju koje se provodi prošireni test jediničnih korijena je izražena kao:

$$t = \frac{\hat{\gamma}}{SE(\hat{\gamma})} \quad (9.10)$$

U slučaju da jednadžba sadrži konstantu i trend, test veličina se označava simbolom  $\tau_t$ , a ukoliko jednadžba sadrži konstantu bez trenda tada se test veličina označava simbolom  $\tau_\mu$ , a ako ne sadrži ni konstantu ni trend, tada se test veličina označava sa simbolom  $\tau$ . Naime, test veličina ne slijedi uobičajenu t-distribuciju u slučaju neodbacivanja nulte hipoteze ( $H_0$ ) kojom se pretpostavlja nestacionarnost procesa. Tada je potrebno koristiti kritične vrijednosti Dickey – Fullerove distribucije. U slučaju da se kritične vrijednosti proširenog Dickey – Fullerovog testa usporede s kritičnim vrijednostima t-testa, moguće je primijetiti da su kritične vrijednosti

proširenog Dickey – Fullerovog testa veće u apsolutnom iznosu, tj. više negativne, što upućuje na to da je potrebno više dokaza za odbacivanje nulte hipoteze u usporedbi sa standardnim t-testom. Nadalje, nulta hipoteza ( $H_0$ ) o nestacionarnosti procesa odbacuje se ako je test veličina manja, odnosno više negativna od kritične vrijednosti proširenog Dickey – Fullerovog testa (ADF test) (Čibarić, 2010).

U ovom radu je primijenjen prošireni Dickey – Fullerov (ADF) test za ispitivanje stacionarnosti vremenskih nizova. Rezultati proširenog Dickey – Fullerovog testa jediničnog korijena za vremenske nizove prikazani su u Tablici 1 te ukazuju na neodbacivanje nulte hipoteze o postojanju jediničnih korijena za obje varijable u razinama. Drugim riječima, neodbacivanjem nulte hipoteze uz razinu signifikantnosti od 10% je utvrđeno postojanje nestacionarnosti vremenskih nizova u razinama u sva tri modela. Međutim, odbacivanjem nulte hipoteze u prvim diferencijama uz razinu signifikantnosti od 10% signifikantnosti može se zaključiti kako postoji stacionarnost vremenskih nizova u prvim diferencijama (Bahovec i Erjavec, 2009). Shodno tome, moguće je ispitati kointegriranost između promatranih varijabli pomoću Johansenovog pristupa kointegraciji u odabranim modelima.

*Tablica 1. ADF testovi jediničnog korijena za odabrane varijable u razinama i prvim diferencijama( $\Delta$ ), u zagradama se nalaze p-vrijednosti pri čemu \* označava stacionarnost vremenskih nizova pri razini signifikantnosti od 10%*

Varijabla	ADF t-test veličina		
	Konstanta	Konstanta i trend	Bez determinističkih komponenata
LNX	-2.275252 (0.1828)	-2.335094 (0.4097)	-0.383649 (0.5424)
$\Delta$ LNX	-3.800912 (0.0046*)	-3.790646 (0.0230*)	-3.820490 (0.0002*)
LW*	-2.111738 (0.2408)	0.291272 (0.9982)	0.850588 (0.8919)

$\Delta LW^*$	-2.593009 (0.0990*)	-4.655226 (0.0019*)	-2.454311 (0.0146*)
LW	-1.295563 (0.6277)	-0.707389 (0.9685)	-0.297607 (0.5753)
$\Delta LW$	-5.597189 (0.0000*)	-5.743397 (0.0000*)	-5.632471 (0.0000*)
LC	-2.845448 (0.0569)	-2.635148 (0.2665)	1.458950 (0.9632)
$\Delta LC$	-13.22710 (0.0001*)	-13.78381 (0.0001*)	-12.19955 (0.0000*)
LRER	-1.797724 (0.3788)	-2.212800 (0.4752)	-0.973118 (0.2927)
$\Delta LRER$	-4.016419 (0.0023*)	-4.185748 (0.0077*)	-3.921751 (0.0002*)

Izvor: izračun autora (EViews8)

#### 4.3. Opis vektorskih modela vremenskih nizova

Sims (1980) je uputio kritiku dotadašnjim ekonometrijskim modelima te predlaže model vektorske autoregresije (eng. vector autoregression model, VAR) za ispitivanje povezanosti ekonomskih varijabli. Modeli vektorske autoregresije su dinamički modeli skupine vremenskih nizova u kojima se sve tretiraju varijable simetrično, bez obzira na to jesu li varijable endogene ili egzogene u modelu (Palić, 2015). Nadalje, u modelu vektorske autoregresije, vremenska putanja svake varijable je pod utjecajem trenutnih i prošlih realizacija same varijable i ostalih varijabli prema Enders (2015).

Egzogenost varijabli često se smatra problemom s aspekta interpretacije rezultata dobivenih empirijskom analizom. Naime, ukoliko su egzogene varijable primjerice pod kontrolom nositelja ekonomskih politika, ne reagiraju na stohastičke šokove u sustavu te se mogu

zanemariti. Pritom, važno je naglasiti da se egzogenost varijabli često se smatra jakim uvjetom pa se promatrane varijable modeliraju kao endogene u ekonomskoj analizi (Palić, 2015). Nadalje, za skup  $k$  varijabli  $(y_{1t}, \dots, y_{kt})'$  osnovni model vektorske autoregresije (VAR model) može se zapisati na sljedeći način (Palić, 2015):

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + e_t \quad (10)$$

pri čemu su  $A_i$  kvadratne matrice koeficijenata reda  $(k \times k)$ , pri čemu  $k$  je duljina pomaka, a  $e_t$  je vektor inovacija dimenzije  $k$ , odnosno vektor stacionarnih slučajnih varijabli, odnosno grešaka relacije koje nisu autokorelirane, te imaju očekivanu vrijednost nula i matricu kovarijanci  $\Sigma$  (Palić, 2015).

U slučaju da su prisutne kointegracijske relacije, odnosno kointegracijski vektor među varijablama, model vektorske autoregresije prikazan jednadžbom (10) nije prikladan za analizu međusobne povezanosti varijabli. Iako je model vektorske autoregresije dovoljno općenit za analizu varijabli sa stohastičkim trendovima, nije prikladan ako je interes na kointegracijskim relacijama, odnosno kointegracijskom vektoru uzevši u obzir da nisu eksplicitno opazive. Sukladno tome, nužno je provesti specifičnu parametrizaciju koja omogućava analizu kointegracijske strukture između varijabli (Palić, 2015). Posljedično se dobiveni modeli nazivaju vektorski modeli korekcije pogreške (engl. vector error correction models, VEC modeli). U ovom radu će se zbog stacionarnosti vremenskih nizova u prvim diferencijama ispitati Johansenovom procedurom kointegriranost između odabranih varijabli te će se u slučaju postojanja kointegracijske relacije (vektora) procijeniti modeli dugog roka.

U slučaju da je linearna kombinacija nestacionarnih varijabli stacionarna, među varijablama od interesa je prisutna kointegracija, odnosno tada su vremenski nizovi stacionarni u prvim diferencijama (Enders, 2015). Štoviše, ako su kointegrirane varijable povezane u dugom roku, znači da je prisutna međusobna dugoročna ravnoteža. Nadalje, promatra se skup ekonomskih varijabli koje se nalaze u dugoročnoj ravnoteži se zapisuju kao:

$$\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} = 0 \quad (11)$$

Sustav je u dugoročnoj ravnoteži kada je  $\beta x_t = 0$ , a  $\beta$  i  $x_t$  su vektori  $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$  i  $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ . Nadalje, odstupanje od dugoročne ravnoteže se zapisuje kao:

$$e_t = \beta x_t \quad (11.1)$$

Posljedično, ako postoji ravnoteža, odstupanje  $e_t$  je stacionaran proces. Međutim, važno je naglasiti činjenicu kako definicija ravnoteže u ovom slučaju ima različito značenje od onog u ekonomskoj teoriji gdje se ravnoteža opisuje kao jednakost između stvarnih i poželjnih ekonomskih pojava. U ekonometrijskom smislu, ravnoteža se opisuje drugačije, odnosno ne kao rezultat tržišnog mehanizma ili ponašanja pojedinaca, već kao dugoročna povezanost nestacionarnih varijabli (Čibarić, 2010).

Kointegracija reda  $d$ ,  $b$  vektora  $x_t$  postoji u slučaju da su sve komponente vektora  $x_t$  reda  $d$  i postoji vektor  $\beta$  čime je dana linearna kombinacija koja se zapisuje kao:

$$\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} \quad (11.2)$$

integrirana reda  $(d-b)$  pri čemu je  $b > 0$ .

Na temelju analize kointegriranosti varijabli putem testova traga matrice i maksimalne svojstvene vrijednosti, odabire se prikladan model za daljnju analizu. Razlog zašto je odabran vektorski model korekcije pogreške (engl. Vector Error Correction Model, VECM) u odnosu na model vektorske autoregresije (VAR) se ogleda u činjenici da se u VAR modelu ne može odrediti povezanost između odabranih varijabli, ali ni egzogenost varijabli (Bahovec i Erjavec, 2009). Budući da se u ovom radu želi ispitati povezanost između odabranih varijabli te utjecaj nezavisne varijable na zavisnu varijablu putem učinka konkurentnosti i bogatstva te utjecaj realne deprecijacije na vanjski dug, prikladniji je vektorski model korekcije pogreške (VECM).

Vektorski model korekcije pogreške (VECM) se zapisuje jednadžbom na sljedeći način:

$$\Delta Z_t = I - 1k - 1\Gamma_i \Delta Z_{t-1} + \Pi Z_{t-k} + e_t \quad (12)$$

pri čemu je  $\Delta Z_t$  vektor prvih  $n$  varijabli,  $k$  je duljina pomaka,  $e_t$  je vektor inovacija, tj. vektor stacionarnih slučajnih varijabli. Za  $i = 1, \dots, (k-1)$  uvode se oznake  $\Gamma_i = A_i + A_{i-1} + \dots + A_1 - I$  i  $\Gamma_k = \Pi = A_k + A_{k-1} + \dots + A_1 - I$ , pri čemu je  $I$  jedinična matrica reda  $n$ .

Važno je naglasiti da se u modelu pomoću procjena parametara matrica  $\Gamma_i$  i  $\Pi$  povezuje kratkoročna dinamika (član  $i=1k-1\Gamma_i \Delta Z_{t-1}$ ) te dugoročna dinamika pojava (član  $\Pi Z_{t-k}$ ) (Bahovec i Erjavec, 2009).

Za analizu dugoročne povezanosti varijabli, primijenjen je Johansenov pristup kointegraciji.

Ideja Johansenovog pristupa kointegraciji je da se izračunaju svojstvene vrijednosti matrice  $\hat{\Pi}$  pri čemu su :

$$1 > \hat{\lambda}_1 \geq \hat{\lambda}_2 \geq \dots \geq \hat{\lambda}_n > 0 \quad (13)$$

svojtvene vrijednosti matrice  $\hat{\Pi}$  poredane po veličini. Preciznije rečeno, sve vrijednosti su pozitivne i manje od jedan,  $\hat{\lambda}_1$  je najveća, a  $\hat{\lambda}_n$  je najmanja svojstvena vrijednost procjenjene matrice  $\hat{\Pi}$ . Nadalje, u okviru Johansenovog pristupa, na temelju prethodno navedenih razmatranja definirane su dvije test veličine: test traga matrice svojstvenih vrijednosti (engl.  $\lambda_{trace}$  test) i test najveće svojstvene vrijednosti (eng.  $\lambda_{max}$  test) koji će biti korišteni u ovom radu u svrhu određivanja broja kointegracijskih vektora, odnosno relacije između varijabli (Banić i Barunović, 2018).

Test veličina  $\lambda_{trace}$  se zapisuje na sljedeći način:

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (13.1)$$

gdje je  $T$  broj opažanja na temelju kojih se provodi test traga matrice svojstvenih vrijednosti,  $n$  je broj varijabli u modelu,  $r$  je pretpostavljeni broj kointegracijskih vektora, dok su  $\hat{\lambda}_i$  svojstvene vrijednosti matrice  $\hat{\Pi}$ . U slučaju da su sve svojstvene vrijednosti matrice  $\hat{\Pi}$  jednake nuli, znači da će i vrijednost  $\lambda_{trace}$  test veličine također biti približno jednaka nuli. Drugim riječima, ako su vrijednosti svojstvene vrijednosti veće, i vrijednost  $\lambda_{trace}$  test veličine će biti veća (Bahovec i Erjavec, 2009).

Nulta hipoteza kod  $\lambda_{trace}$  testa glasi da je broj (različitih) kointegracijskih vektora manji ili jednak  $r$ . U slučaju da je broj kointegracijskih vektora, odnosno kointegracijske relacije manji ili jednak  $r$ , time se implicira da će najviše  $r$  svojstvenih vrijednosti matrice  $\hat{\Pi}$  biti različito od nule te da će preostale  $r$  svojstvene vrijednosti biti jednake nuli. Shodno tome, prema Bahovec i Erjavec (2009) hipoteze se zapisuju kao:

$$\begin{aligned} H_0 : \lambda_{r+1} = \lambda_{r+2} = \dots = \lambda_n = 0 \\ H_1 : \lambda_{r+1} \neq 0 \end{aligned} \quad (13.2)$$

S ciljem određivanja broja kointegracijskih vektora, odnosno relacija testovi traga matrice i maksimalne svojstvene vrijednosti se provode počevši od  $r = 0$ . Ukoliko se za  $r = 0$  nulta hipoteza ( $H_0$ ) odbacuje, može se donijeti zaključak da su sve svojstvene vrijednosti osim najveće jednake nuli, odnosno da je  $r = 1$ . Postupak se nastavlja sve dok se ne može odbaciti nulta hipoteza ( $H_0$ ) te se tada može zaključiti da je broj kointegracijskih vektora jednak  $r$  (Bahovec i Erjavec, 2009).

Kao i prilikom provođenja testa traga matrice svojstvenih vrijednosti, i u testu najveće svojstvene vrijednosti postupak se započinje uz pretpostavku  $r = 0$ , odnosno da je najveća svojstvena vrijednost važna. Navedenim testovima se ispituje postoji li kointegriranost odabranih varijabli u modelu.

Test veličina za  $\lambda_{\max}$  je izražena kao:

$$\lambda_{\max} = \lambda_{\max}(r) = -T \cdot \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}), \quad r = 0, 1, 2, \dots, (n-2), (n-1) \quad (13.3)$$

gdje je  $T$  broj opažanja na temelju kojih se provodi test najveće svojstvene vrijednosti,  $r$  je pretpostavljeni broj kointegracijskih relacija, odnosno kointegracijskih vektora, a  $\hat{\lambda}_{r+1}$  je  $(r + 1)$  svojstvena vrijednost matrice  $\hat{\Pi}$ . Nulta hipoteza pretpostavlja u  $\lambda_{\max}$  testu da je broj kointegracijskih relacija, odnosno kointegracijskih vektora jednak  $r$ , dok se alternativnom hipotezom ( $H_1$ ) pretpostavlja da je broj kointegracijskih relacija, odnosno kointegracijskih vektora jednak  $r + 1$ . Sukladno definiciji  $\lambda_{\max}$  test veličine implicira se da će  $\lambda_{\max}$  vrijednost biti mala ako su svojstvene vrijednosti male. U slučaju odbacivanja nulte hipoteze ( $H_0$ ), donosi se zaključak da su varijable kointegrirane, tj. da je  $r = 1$  i postupak testiranja se nastavlja (za  $r = 2, 3, \dots, n - 1$ ) sve dok se nulta hipoteza ( $H_0$ ) po prvi puta ne može odbaciti. U tom slučaju se postupak testiranja prekida i donosi se zaključak da je broj kointegracijskih vektora, odnosno relacija jednak  $r$  prema Bahovec i Erjavec (2009).

U vektorskom modelu korekcije pogreške (VECM) razlikuju se pet modela ovisno o restrikcijama na determinističke komponente (Bahovec i Erjavec, 2009). U prvom modelu konstanta i trend nisu uključeni niti u kointegracijski prostor (CE) niti u vektorski model korekcije pogreške (VECM). Prvi model je dan izrazom:  $\mu_1 = \mu_2 = \delta_1 = \delta_2 = 0$  pri čemu je okarakteriziran kao najrestriktivniji model od svih pet. Rijetko se koristi u empirijskim istraživanjima i praksi jer je u model prikladno dodati barem konstantu. Stoga je Model 1 zbog navedenih specifikacija nazvan primjerom determinističke kointegracije. Drugi model sadrži samo konstantu u kointegracijskom prostoru (CE)  $\mu_1 \neq 0$ , ali konstanta nije prisutna u kratkom roku, odnosno vektorskom modelu korekcije pogreške, tj.  $\mu_2 = 0$  te trend nije prisutan niti u kointegracijskom prostoru niti u vektorskom modelu korekcije pogreške (VECM)  $\delta_1 = \delta_2 = 0$ . U tom slučaju kada je konstanta prisutna samo u kointegracijskom prostoru, odnosno modelu dugog roka, varijable  $I(1)$  kointegriraju oko konstante te se utjecaj u vektorskom modelu korekcije pogreške odražava putem člana korekcije pogreške (engl. Error Correction Term, ECT). U trećem modelu je prisutna konstanta u kointegracijskom prostoru  $\mu_1 \neq 0$  i u vektorskom

modelu korekcije pogreške  $\mu_2 \neq 0$ , ali bez trenda i u kointegracijskom prostoru, odnosno u dugom roku i u kratkom roku, tj. vektorskom modelu korekcije pogreške  $\delta_1 = \delta_2 = 0$ . Unatoč tome što trend komponenta nije prisutna niti u modelu kratkog roka, odnosno VECM, niti u modelu dugog roka, tj. kointegracijskom prostoru, konstanta u VEC modelu  $\mu_2 \neq 0$  rezultira postojanjem linearnog trenda između odabranih varijabli. Konstanta je prisutna u četvrtom modelu i u dugom roku, tj. u kointegracijskom prostoru (CE) i u kratkom roku, tj. vektorskom modelu korekcije pogreške (VECM), odnosno  $\mu_1 \neq 0$  i  $\mu_2 \neq 0$ , dok je trend uključen samo u kointegracijskom prostoru  $\delta_1 \neq 0$ , ali nije uključen u vektorskom modelu korekcije pogreške, odnosno  $\delta_2 = 0$ . Utjecaj egzogenog rasta ili pada varijabli je uključen u četvrtom modelu pri uključivanju trenda u dugom roku, odnosno u kointegracijski prostor. U posljednjem, petom modelu, konstanta je prisutna i u dugom roku, tj. kointegracijskom prostoru (CE) i u kratkom roku, tj. modelu korekcije pogreške (VECM), odnosno  $\mu_1 \neq 0$  i  $\mu_2 \neq 0$ . Povrh toga, trend je uključen i u dugom te kratkom roku, tj. i u kointegracijskom prostoru (CE) i u modelu korekcije pogreške (VEC model), odnosno  $\delta_1 \neq 0$  i  $\delta_2 \neq 0$ . U konačnici, peti model je specificiran bez ikakvih restrikcija u odnosu na determinističke komponente. Odnosno, trend u vektorskom modelu korekcije pogreške (VECM) ukazuje na prisutnost kvadratnog trenda u podacima. Ovaj model se kao i prvi rijetko koristi jer je interpretacija modela u suštini besmislena. U slučaju ekonomskih varijabli, postojanje kvadratnog trenda znači da bi primjerice logaritamski transformirane varijable trebale rasti kvadratnim determinističkim trendom što znači da stope promjena varijabli konstatno rastu ili opadaju što ne ilustrira primjer iz prakse prema Bahovec i Erjavec (2009).

#### 4.4. Procjena modela vektorske autoregresije

S ciljem ispitivanja kointegracije među odabranim varijablama, odnosno dugoročne povezanosti, provest će se Johansenov pristup kointegraciji. Pri kointegracijskoj analizi, potrebno je odabrati model s obzirom na postojanje determinističkih komponenata. Nakon što je odabran prikladni model, određuje se broj kointegracijskih vektora, odnosno relacija na temelju provedbe dva testa: testa traga matrice i testa maksimalne svojstvene vrijednosti koji su detaljnije objašnjeni u prethodnom pasusu. Provedenim testovima se ispituje kointegriranost između odabranih varijabli. U ovom radu ispitat će se kointegriranost varijabli u tri modela. U prvom modelu se ispituje kointegriranost logaritamske vrijednosti realnog deviznog tečaja (LRER) i logaritamske vrijednosti neto izvoza roba (LNX). U drugom modelu se ispituje



kointegriranost logaritamske vrijednosti realnog deviznog tečaja (LRER) i logaritamske vrijednosti inozemnog duga (LW\*), dok se u trećem modelu ispituje kointegriranost između neto bogatstva (LW) i logaritamske vrijednosti osobne potrošnje (LC).

U slučaju da se nulta hipoteza ( $H_0$ ) odbacuje, zaključuje se da kointegracija između varijabli postoji, odnosno da je  $r = 1$  i postupak testiranja se nastavlja ( za  $r = 2, 3, \dots, n - 1$ ) sve dok se nulta hipoteza po prvi puta ne može odbaciti. Kao što je već naglašeno u prethodnom pasusu, tada se postupak testiranja postojanja kointegracijske relacije prekida i zaključuje se da je broj kointegracijskih vektora, odnosno relacije jednak  $r$ . (Banić i Barunović, 2018). Za ispitivanje kointegracije varijabli u modelu s logaritamskom vrijednošću realnog deviznog tečaja (LRER) i logaritamskom vrijednošću neto izvoza (LNX) se primjenjuje četvrti model. Četvrti model se prema Bahovec i Erjavec (2009) često koristi u analizi izvoza s obzirom da strukturne relacije između količina i cijena primjerice sadrže određena deterministička smanjenja ili povećanja koja se ne mogu u potpunosti objasniti odabranim ekonomskim varijablama te da su uzrokovane od strane varijabli koje nisu uključene u model. Dobiveni rezultati testa traga matrice svojstvenih vrijednosti i testa najveće svojstvene vrijednosti su prikazani u Tablici 2 i Tablici 3. Obje vrijednosti iz provedenih testova ukazuju da je dugoročni odnos odabranih varijabli određen s jednim kointegracijskim vektorom, tj.  $r = 1$ .

Tablica 2. Model 1. Određivanje broja kointegracijskih vektora (Test traga matrice)

Broj kointegracijskih vektora	Svojstvena vrijednost	Test veličina	Kritične vrijednosti (5%)
<b>0*</b>	0.260830	27.91714	25.87211
<b>1</b>	0.092071	6.761209	12.51798

Izvor: Izračun autora (EViews8)

\* označava odbacivanje nulte hipoteze na razini signifikantnosti 5%

Tablica 3. Model 1. Određivanje broja kointegracijskih vektora (Test maksimalne svojstvene vrijednosti)

Broj kointegracijskih vektora	Maksimalna svojstvena vrijednost	Test veličina	Kritične vrijednosti (5%)
<b>0*</b>	0.260830	21.15593	19.38704
<b>1</b>	0.092071	6.761209	12.51798

Izvor: Izračun autora (Eviews8)

\* označava odbacivanje nulte hipoteze na razini signifikantnosti 5%

Nakon što se utvrdilo postojanje kointegriranosti odabranih varijabli u modelu, procijenjuje se model dugog roka. Kointegracijski vektor ( $r$ ), odnosno kointegracijska relacija je izražena implicitno jednačinom:

$$\text{LNX} + 9.318577 - 8.898707 \text{LRER} - 0.007073 \text{TREND} = 0 \quad (14)$$

Odnosno eksplicitno zapisano jednačina glasi (14.1):

$$\text{LNX} = 9.318577 + 8.898707 \text{LRER} + 0.007073 \text{TREND} \quad (14.1)$$

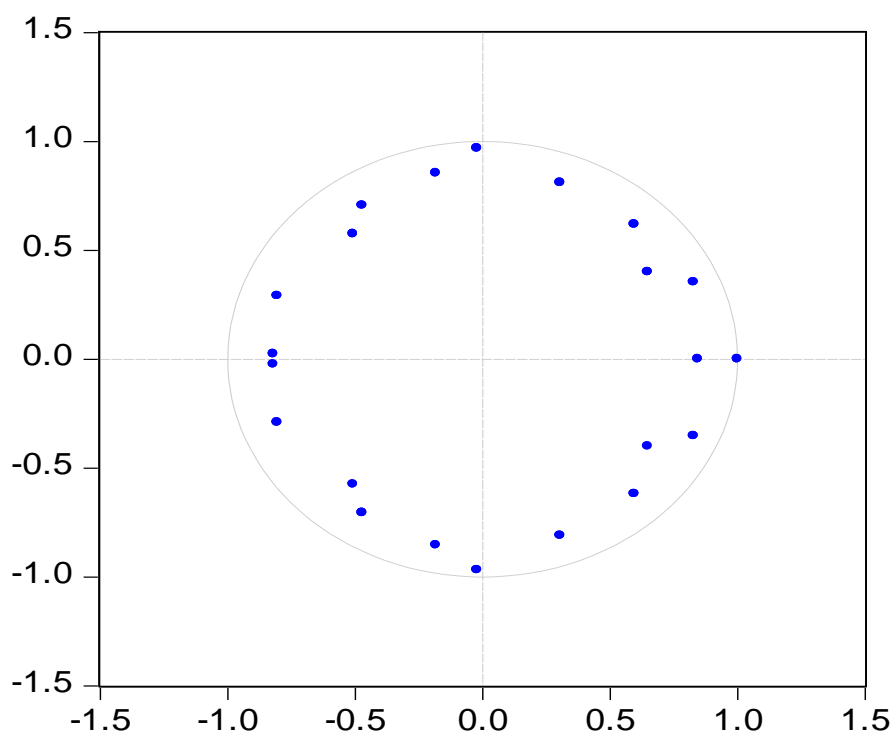
**[0.69438]    [3.94064]            [2.07657]**

Prema jednačini (14.1) procijenjenom jednačinom dugog roka je utvrđen statistički značajan pozitivan utjecaj realnog deviznog tečaja na neto izvoz. Drugim riječima, procijenjeni model ukazuje na to da porast realnog tečaja, odnosno realna deprecijacija uzrokuje porast neto izvoza u dugom roku čime je potvrđen pozitivan učinak konkurentnosti. Dobiveni rezultati ekonometrijske analize su sukladni empirijskim istraživanjima Tica i Nazifovski (2012) te Dumičić et al. (2011), ali i ekonomskoj teoriji kada je zadovoljen Marshall – Lernerov uvjet (Blanchard, 2005).

Član korekcije pogreške (ECT) iznosi -0.899205, tj. 89.92% uz test veličinu -1.85625 te je statistički značajan uz 10% signifikantnosti jer je -1.85 manje od -1.65. Iznos člana korekcije pogreške odnosi se na brzinu povratka zavisne varijable, odnosno u prvom modelu LNX u ravnotežno stanje (Bahovec i Erjavec, 2009). Dobiveni rezultati ukazuju na činjenicu da se u svakom kvartalu korigira 89.92% neravnoteže, tj. odstupanja od ravnotežnog stanja (Banić i Barunović, 2018).

S ciljem ispitivanja stabilnosti modela korekcije pogreške izračunati su inverzni korijeni AR karakterističnog polinoma. Grafički prikazom moguće je nedvosmisleno utvrditi je li model korekcije pogreške stabilan. Model korekcije pogreške s  $r$  kointegracijskih relacija je stabilan ako su  $n-r$  korijeni jednaki jedan i u slučaju da se ostali  $n-r$  korijeni nalaze unutar kruga. Nadalje,  $n$  broj varijabli, a  $r$  je broj kointegracijskih vektora, odnosno relacija. Procijenjeni model korekcije pogreške ima jedan jedinični korijen, dok ostali korijeni imaju modul manji od jedan što je vidljivo na Slici 1. Budući da su u prvom modelu korištene dvije varijable, LNX i LRER, tj.  $n = 2$  te postoji jedna kointegracijska relacija ( $r$ ), odnosno vektor, jedan jedinični korijen ukazuje na stabilnost modela uzevši u obzir da se ostali nalaze unutar kruga (Lütkepohl, 2004).

## Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Slika 1. Model 1 Inverzni korijeni AR karakterističnog polinoma

Izvor: Izračun autora (EViews8)

S ciljem ispitivanja kointegracije varijabli logaritamske vrijednosti realnog deviznog tečaja (LRER) i logaritamske vrijednosti inozemnog duga (LW\*) provedeni su testovi traga matrice svojstvene vrijednosti i maksimalne svojstvene vrijednosti. Analizom modela s obzirom na determinističke komponente odabran je Model 2, odnosno model kod kojeg je konstanta prisutna samo u modelu dugog roka (CE). U odabranom modelu konstanta nije prisutna u modelu kratkog roka, odnosno varijable koje su integrirane reda jedan,  $I(1)$ , tj. kointegriraju oko konstante. Utjecaj konstante u VEC modelu odražava se putem člana korekcije pogreške (ECT). Ovaj oblik modela često se koristi u analizi financijskih varijabli prema Bahovec i Erjavec (2009).

Dobiveni rezultati provedenih testova iz Tablice 4 i Tablice 5 ukazuju na postojanje kointegracije između odabranih varijabli, odnosno između LRER i LW\*.

Tablica 4. Model 2. Određivanje broja kointegracijskih vektora (Test traga matrice)

Broj kointegracijskih vektora	Svojstvena vrijednost	Test veličina	Kritične vrijednosti (5%)
<b>0*</b>	0.218618	22.26900	20.26184
<b>1</b>	0.060682	4.507274	9.164546

Izvor: Izračun autora (EViews8)

\* označava odbacivanje nulte hipoteze na razini signifikantnosti 5%

Tablica 5. Model 2. Određivanje broja kointegracijskih vektora (Test maksimalne svojstvene vrijednosti)

Broj kointegracijskih vektora	Maksimalna svojstvena vrijednost	Test veličina	Kritične vrijednosti (5%)
<b>0*</b>	0.218618	17.76173	15.89210
<b>1</b>	0.060682	4.507274	9.164546

Izvor: Izračun autora (EViews8)

\* označava odbacivanje nulte hipoteze na razini signifikantnosti 5%

Budući da je utvrđeno postojanje kointegracije između odabranih varijabli LRER i LW\* u modelu, procijenjen je model dugog roka. Temeljem procijenjenog kointegracijskog vektora donose se zaključci o dugoročnoj povezanosti varijabli LRER i LW\*.

Odnosno eksplicitno se jednažba zapisuje:

$$\mathbf{LW^*} = -12.77487 + 12.55111 \mathbf{LRER} \quad (15)$$

**[0.95702] [1.90461]**

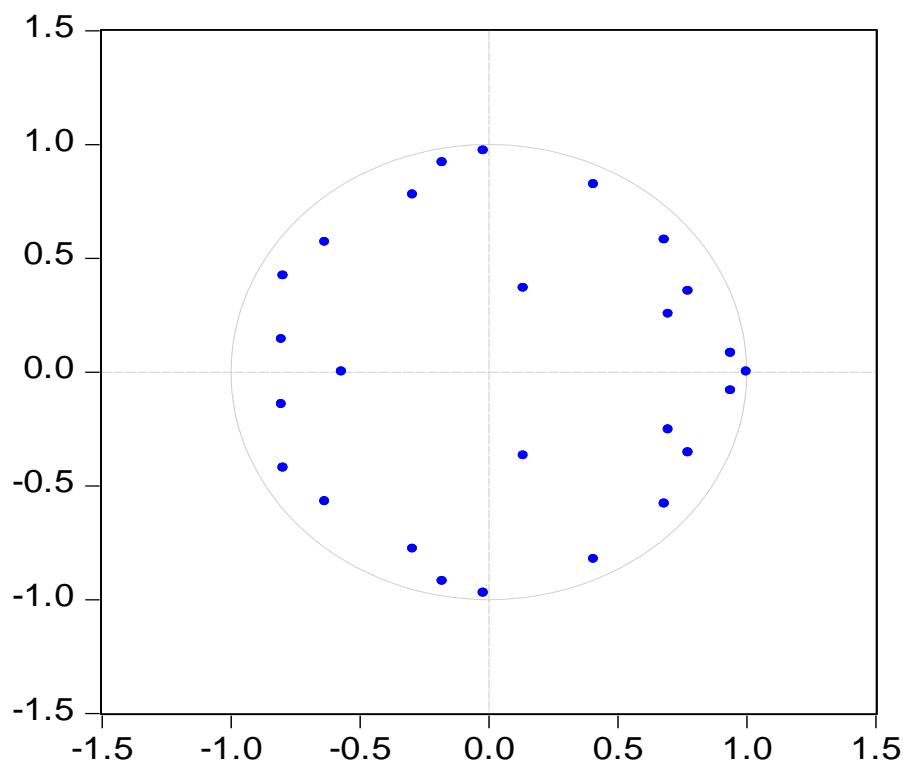
Prema jednažbi dugog roka (15), logaritamska vrijednost inozemnog duga (LW\*) i logaritamska vrijednost realnog deviznog tečaja (LRER) su statistički signifikantne uz 10% signifikantnosti s obzirom na to da je  $1,90461 > 1.65$ . Preciznije rečeno, jednažba dugog roka ukazuje na statistički značajan i pozitivan utjecaj realnog deviznog tečaja na inozemni dug. Preciznije rečeno, procijenjeni model ukazuje na to da porast realnog deviznog tečaja, odnosno deprecijacija uzrokuje porast inozemnog duga u dugom roku. Dobiveni rezultati ekonometrijske analize ukazuju na posljedično negativan utjecaj na gospodarstvo s obzirom da su je tri četvrtine inozemnog duga denominirano u stranoj valuti.

Dobiveni rezultati analize su u skladu s rezultatom empirijskog istraživanja Palić et al. (2018) koji također ne preporučaju deprecijaciju zbog velike izloženosti valutnom riziku i jer Hrvatska narodna banka održava stabilnost cijena nominalnim sidrom tečaja eura prema kuni, odnosno stabilnošću tečaja se održava financijska stabilnost i stabilnost cijena.

Član korekcije pogreške (ECT) iznosi  $-0.010291$ , tj.  $1.03\%$  uz test veličinu  $1.71930$  te je pri razini signifikantnosti od  $10\%$  statistički značajan s obzirom da je  $1.71930$  veće od  $1.65$ . Procijenjeni član korekcije pogreške ukazuje na činjenicu da se u svakom kvartalu korigira  $1.03\%$  neravnoteže (Banić i Barunović, 2018).

U svrhu ispitivanja stabilnosti modela korekcije pogreške (ECT) izračunati su inverzni korijeni AR karakterističnog polinoma. Procijenjeni model korekcije pogreške ima jedan jedinični korijen te ostali jedinični korijeni imaju modul manji od jedan s obzirom da se nalaze unutar kruga (Lütkepohl, 2004). Uzevši u obzir činjenicu su u drugom modelu korištene dvije varijable, odnosno LW\* i LRER te postoji jedna kointegracijska relacija, jedan jedinični korijen ukazuje na stabilnost drugog modela.

### Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Slika 2. Model 2 Inverzni korijeni AR karakterističnog polinoma  
Izvor: obrada autora (EViews8)

U svrhu ispitivanja broja kointegracijskih vektora u trećem modelu, provodi se test traga matrice svojstvene vrijednosti i test maksimalne svojstvene vrijednosti. Rezultati provedenih testova su dani u Tablici 6 i Tablici 7. Prema testu traga matrice svojstvene vrijednosti i testu maksimalne svojstvene vrijednosti, dugoročni odnos između varijabli, odnosno logaritamske vrijednosti neto bogatstva (LW) i logaritamske vrijednosti osobne potrošnje (LC) određen je s jednim kointegracijskim vektorom, tj.  $r = 1$ .

Tablica 6. Model 3. Određivanje broja kointegracijskih vektora (Test traga matrice)

Broj kointegracijskih vektora	Svojstvena vrijednost	Test veličina	Kritične vrijednosti (5%)
<b>0*</b>	0.364946	36.34080	15.49471
<b>1</b>	0.042830	3.195499	3.841466

Izvor: Izračun autora (EViews8)

\* označava odbacivanje nulte hipoteze na razini signifikantnosti 5%

Tablica 7. Model 3. Određivanje broja kointegracijskih vektora (Test maksimalne svojstvene vrijednosti)

Broj kointegracijskih vektora	Maksimalna svojstvena vrijednost	Test veličina	Kritične vrijednosti (5%)
<b>0*</b>	0.364946	33.14530	14.26460
<b>1</b>	0.042830	3.195499	3.841466

Izvor: Izračun autora (EViews8)

\* označava odbacivanje nulte hipoteze na razini signifikantnosti 5%

Budući da rezultati testa traga matrice svojstvene vrijednosti i testa maksimalne svojstvene vrijednosti ukazuju postojanje kointegriranosti odabranih varijabli u trećem modelu, procijenjen je model dugog roka. Primijenjen je treći model s obzirom na determinističke komponente.

Odnosno jednadžba izražena eksplicitno jednadžba glasi (16):

$$LC = -9.033711 + 1.801525 LW \quad (16)$$

**[1.69139] [4.45829]**

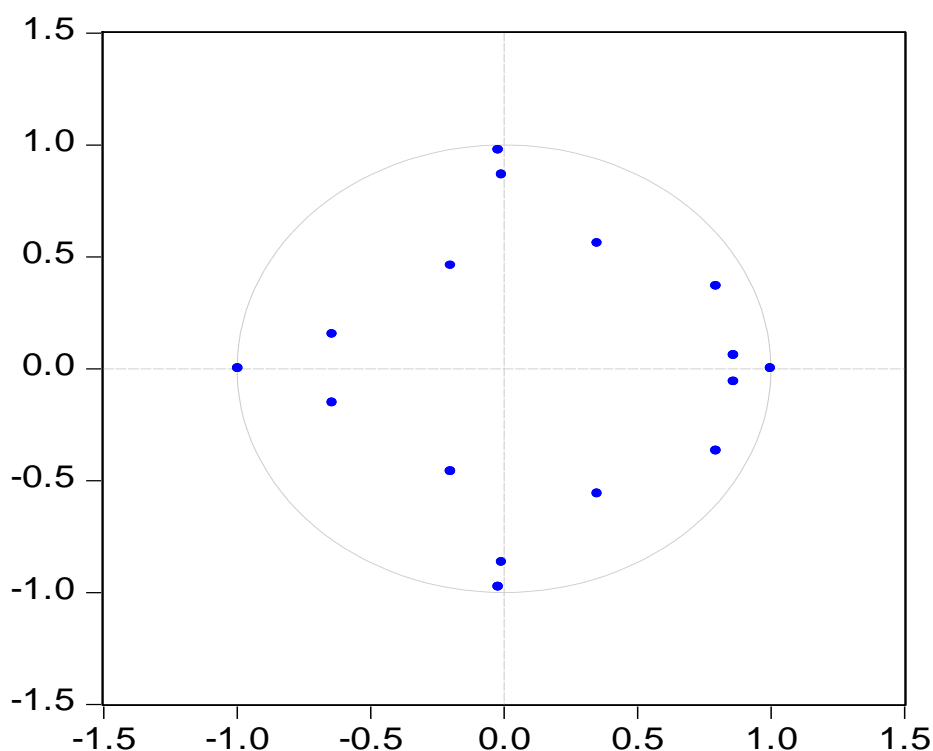
Prema jednadžbi (16) procijenjena jednadžba dugog roka ukazuje na statistički značajan pozitivan utjecaj neto bogatstva na osobnu potrošnju. Drugim riječima, procijenjeni model

ukazuje na to da porast neto bogatstva uzrokuje porast osobne potrošnje u dugom roku. Nezavisna varijabla neto bogatstvo je u ovom radu definirana kao razlika domaćeg bogatstva, odnosno imovine i vanjskog duga pri čemu je razlika negativna, ali je u svrhu logaritamske transformacije izražena pozitivno s konstantom prema Field (2009). Nadalje, dugoročna pozitivna povezanost znači da će porast neto bogatstva, odnosno porast razlike domaćeg bogatstva i vanjskog duga rezultirati porastom osobne potrošnje. Međutim, s obzirom da su obveze većinom denominirane u stranoj valuti veće od domaćeg bogatstva, znači da se za Republiku Hrvatsku može reći da će pad neto bogatstva uzrokovati i pad osobne potrošnje.

Dobiveni rezultati analize su u skladu s rezultatima dobivenim regresijskom analizom bogatstva i osobne potrošnje u istraživanju Dumičić et al. (2011). Član korekcije pogreške (ECT) iznosi  $-0.004161$ , tj.  $0.42\%$  uz test veličinu  $1.91977$  te je pri razini signifikantnosti od  $10\%$  statistički značajan s obzirom da je  $1.91977$  veći od  $1.65$ . Navedena vrijednost člana korekcije pogreške (ECT) odnosi se na brzinu povratka zavisne varijable, odnosno u drugom modelu LC u ravnotežno stanje (Bahovec i Erjavec, 2009). Drugim riječima, dobiveni rezultati ukazuju na činjenicu da se u svakom kvartalu korigira  $0.42\%$  neravnoteže (Palić et al., 2018).

Kako bi se ispitala stabilnost modela korekcije pogreške izračunati su inverzni korijeni AR karakterističnog polinoma. Procijenjeni model korekcije pogreške ima jedan jedinični korijen te ostali jedinični korijeni imaju modul manji od jedan s obzirom da se nalaze unutar kruga (Lütkepohl, 2004) što je moguće primijetiti na Slici 3. Budući da su u modelu korištene dvije varijable, LC i LW kao i u prvom modelu te postoji jedan kointegracijski vektor, jedan jedinični korijen ukazuje na stabilnost modela.

## Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Slika 3. Model 3 Inverzni korijeni AR karakterističnog polinoma  
Izvor: Izračun autora (EViews8)

### 4.5. Ispitivanje pretpostavki modela

#### 4.5.1. Problem heteroskedastičnosti grešaka relacije

U slučaju da nisu ispunjene polazne pretpostavke, procijenjeni model neće biti prikladan te empirijski relevantan. U ovom radu će se naglasak staviti na dva najčešće spomenuta problema, odnosno problem heteroskedastičnosti i autokorelacije grešaka relacije. Problem heteroskedastičnosti javlja se kada je narušena pretpostavka o nepromjenjivosti varijance rezidualnih odstupanja, odnosno grešaka relacije u modelu prema Dumičić i Bahovec (2011). Budući da je varijanca mjera disperzije ili rasipanja, pojam heteroskedastičnosti podrazumijeva nejednaku varijancu slučajnih varijabli (Bahovec i Erjavec, 2009). Postojanje problema heteroskedastičnosti se može ispitati testiranjem putem LM testova pri čemu nulta hipoteza ( $H_0$ ) ukazuje na nepromjenjivost varijance, tj. homoskedastičnost, dok alternativna hipoteza ( $H_1$ ) ukazuje na promjenjivost varijance, tj. heteroskedastičnost. Najčešće se koriste Breusch-Paganov i Whiteov LM testovi.



U ovom radu se s ciljem provedbe ekonometrijske analize koristi Whiteov test u kojemu je test veličina  $\chi^2$ . Whiteov test u prvom modelu s logaritamskom vrijednošću realnog deviznog tečaja (LRER) i logaritamskom vrijednošću neto izvoza (LNX) ukazuje na nepromjenjivost varijance, tj. na homoskedastičnost grešaka relacije s obzirom da p-vrijednost iznosi 0.3266 s test veličinom  $\chi^2 = 132.5779$ . Sukladno tome, pri razini signifikantnosti od 1% ne odbacuje se nulta hipoteza, te se može zaključiti da u prvom modelu nije prisutan problem heteroskedastičnosti grešaka relacije, odnosno rezidualnih odstupanja.

U drugom modelu je također proveden Whiteov test s ciljem ispitivanja problema heteroskedastičnosti. U drugom modelu s varijablama logaritamske vrijednosti inozemnog duga (LW\*) i logaritamske vrijednosti realnog deviznog tečaja (LRER) Whiteov test ukazuje nedobacivanje nulte hipoteze o homoskedastičnosti rezidualnih odstupanja, odnosno grešaka relacije s obzirom da p-vrijednost iznosi 0.3013 uz test veličinu  $\chi^2 = 158.5107$ . Shodno tome, može se zaključiti da problem heteroskedastičnosti nije prisutan u drugom modelu pri razini signifikantnosti od 1%. U trećem modelu s varijablama logaritamske vrijednosti osobne potrošnje (LC) i logaritamske vrijednosti neto bogatstva (LW) provedeni Whiteov test ukazuje na nedobacivanje nulte hipoteze o homoskedastičnosti grešaka relacije, odnosno o nepromjenjivosti varijance. Budući da p-vrijednost iznosi 0.027 uz test veličinu  $\chi^2 = 117.4297$  može se zaključiti da u trećem modelu nije prisutan problem heteroskedastičnosti uz 1% signifikantnosti.

#### 4.5.2. Problem autokorelacije rezidualnih odstupanja

Ukoliko pretpostavka o nezavisnosti slučajnih varijabli nije ispunjena, dolazi do problema autokorelacije. Pretpostavlja se da su slučajne varijable, odnosno rezidualna odstupanja međusobno nezavisne i identično distribuirane normalne slučajne varijable s varijancom  $\sigma^2$ . Problem autokorelacije grešaka relacije se logično češće javlja kod vremenskih nizova u usporedbi s prostornim podacima. Najčešći uzrok postojanja autokorelacije rezidualnih odstupanja pronalazi se u pogrešnoj specifikaciji modela, pogrešnoj specifikaciji svojstava slučajnih varijabli ili zbog transformacije izvornih vrijednosti varijabli izraženih u obliku vremenskih nizova (Bahovec i Erjavec, 2009). Problem autokorelacije prvog reda ispituje se pomoću Durbin – Watsonovog testa (DW test), dok se problem autokorelacije viših redova ispituje najčešće Breusch Godfreyevim testom ili Ljung – Boxovim testom. U slučaju da nema autokorelacije, ne odbacujemo  $H_0$ , dok se u slučaju postojanja autokorelacije prvog reda,

odbacuje  $H_0$  (Dumičić i Bahovec, 2011). Hipoteze D-W testa su prema Dumičić i Bahovec (2011) dane izrazom:

$$\begin{aligned} H_0: \rho_1 &\leq 0 \\ H_1: \rho_1 &> 0 \end{aligned} \quad (17)$$

Kao što je već spomenuto, autokorelacija višeg reda od 1 se ispituje najčešće Breusch Godfreyevim ili Ljung – Boxovim testom. U programu EViews dani su prikazi autokorelacijske i parcijalne autokorelacijske funkcije te su izračunate Ljung – Boxove Q-test veličine te su dane pripadajuće razine signifikantnosti. Q – vrijednost za pomak  $k$  je test veličina Ljung – Boxovog testa te se za nultu hipotezu ( $H_0$ ) pretpostavlja da nije prisutan problem autokorelacije do reda  $k$ . Drugim riječima, svi koeficijenti autokorelacije su jednaki nuli te je niz grešaka relacije čisti slučajni proces. Ako se  $\rho(i)$  označi koeficijentom autokorelacije reda  $i$  tada hipoteze Ljung – Boxovog testa prema Bahovec i Erjavec (2009) se zapisuju:

$$\begin{aligned} H_0: \rho(1) = \rho(2) = \dots = \rho(k) &= 0 \\ H_1: \exists \rho(j) \neq 0, j = 1, 2, \dots, k \end{aligned} \quad (17.1)$$

U empirijskoj analizi se zbog korištenja vremenskih serija ispitala autokorelacija grešaka relacije višeg reda sa zaključno dvanaestim pomakom primjenom LM (Lagrangeov množitelj) testa u sva tri modela.

U prvom modelu s logaritamskom vrijednošću realnog deviznog tečaja (LRER) i logaritamskom vrijednošću neto izvoza (LNX) ispitala se autokorelacija do zaključno s dvanaestim pomakom. Pri razini signifikantnosti od 1% ne odbacuje se nulta hipoteza ( $H_0$ ) čime se potvrđuje da problem autokorelacije do zaključno s dvanaestim pomakom nije prisutan.

U drugom modelu s logaritamskom vrijednošću inozemnog duga (LW\*) i logaritamskom vrijednošću realnog deviznog tečaja (LRER) u svrhu ispitivanja problema autokorelacije grešaka relacije je proveden LM test do uključujući dvanaestog pomaka. Dobiveni rezultati ukazuju na neodbacivanje nulte hipoteze o nepostojanju autokorelacije rezidualnih odstupanja, odnosno grešaka relacije. Uz razinu signifikantnosti od 1% može se zaključiti da problem autokorelacije grešaka relacije nije prisutan do zaključno s dvanaestim pomakom u drugom modelu.

U trećem modelu s logaritamskom vrijednošću osobne potrošnje (LC) i logaritamskom vrijednošću neto bogatstva (LW) ispitan je problem autokorelacije višeg reda sa zaključno

dvanaestim pomakom. Budući da se pri razini signifikantnosti od 1% ne može odbaciti nulta hipoteza o nepostojanju autokorelacije, može se zaključiti da problem autokorelacije grešaka relacije nije prisutan u trećem modelu do zaključno s dvanaestim pomakom.

#### 4.6. Rezultati provedene empirijske analize

U ovom radu ispitani su učinci konkurentnosti i bogatstva te utjecaj realne deprecijacije na inozemni dug primijenom Johansenovog pristupa kointegraciji. Dobiveni rezultati ekonometrijske analize u skladu su s ekonomskom teorijom, ali i empirijskim istraživanjima učinaka konkurentnosti i bogatstva u visoko tečajno izloženim zemljama, odnosno u ovom radu na primjeru Republike Hrvatske. Naime, rezultati u prvom modelu gdje je analiziran učinak konkurentnosti ukazuju na dugoročnu pozitivnu povezanost između realnog deviznog tečaja, odnosno realne deprecijacije i neto izvoza roba. Drugim riječima, prema jednadžbi dugog roka, porast realnog tečaja, odnosno realna deprecijacija pozitivno utječe na neto izvoz u robnoj razmjeni Republike Hrvatske s inozemstvom. Istovjetne rezultate u empirijskim istraživanjima učinka konkurentnosti dobili su Tica i Nazifovski (2012), Dumičić et al. (2011) te Stučka (2003). Međutim, potrebno je ukazati na postojanje određenih ograničenja. Učinak konkurentnosti prema Marshall – Lernerovom uvjetu uvelike ovisi o učinku potpunog ili nepotpunog prelijevanja tečajne promjene na cijene. Budući da prema posljednjim dostupnim podacima za 2019. godinu većinu izvoza čine usluge što je posljedica ubrzanog proces deindustrijalizacije u prošlosti te naknadne tercijarizacije neizvjesno je bi li cjenovna konkurentnost imala pozitivan utjecaj u Republici Hrvatskoj. Štoviše, u slučaju da je prisutna visoka razina uvoznih intermedijarnih dobara u finalnim izvoznim proizvodima došlo bi do poništavanja učinka. Uzevši u obzir činjenicu da je Republika Hrvatska okarakterizirana kao visoko tečajno izložena zemlja, odnosno imovina i obveze koje su veće od imovine su većinom denominirane u stranoj valuti, prema ekonomskoj teoriji bi u tom slučaju realna deprecijacija trebala negativno utjecati na osobnu potrošnju i ekonomske aktivnosti u državi. U drugom modelu se Johansenovim pristupom kointegraciji ispitala dugoročna povezanost između realnog deviznog tečaja i inozemnog duga. Rezultati jednadžbe dugog roka ukazuju na dugoročno pozitivan utjecaj realnog deviznog tečaja, odnosno realne deprecijacije na inozemni dug. Preciznije rečeno, realna deprecijacija će povećavati inozemni dug i smanjivati neto bogatstvo koje je aproksimirano razlikom domaćeg bogatstva i inozemnog duga. Dobiveni rezultati ekonometrijske analize dugoročne pozitivne povezanosti realne deprecijacije i inozemnog duga u skladu su s empirijskim istraživanjem Palić et al. (2018). U konačnici, putem trećeg modela je ispitan učinak bogatstva u Republici Hrvatskoj primjenom Johansenovog

pristupa kointegraciji kao i u prethodna dva modela. Rezultati jednadžbe dugog roka ukazuju na dugoročnu pozitivnu povezanost između neto bogatstva i osobne potrošnje. Preciznije rečeno, porast neto bogatstva koje je definirano razlikom domaćeg bogatstva, odnosno imovine i obveza rezultira porastom osobne potrošnje. Budući da je neto bogatstvo negativno, a pri modeliranju je izraženo pozitivno ne mijenjajući negativan predznak zbog logaritamske transformacije, primjetno je da obveze, odnosno inozemni dug istiskuje domaće bogatstvo u velikom razmjeru. Nadalje, s obzirom da je inozemni dug većinom denominiran u stranoj valuti te je u drugom modelu potvrđena dugoročna pozitivna povezanost realnog deviznog tečaja i inozemnog duga, može se zaključiti da će realna deprecijacija zbog negativnog neto bogatstva rezultirati smanjenjem osobne potrošnje koja je najznačajnija komponenta BDP-a i posljedično procecijski djelovati na BDP u Republici Hrvatskoj. U konačnici, uspoređujući utjecaj realne deprecijacije na neto izvoz roba i vanjski dug prema jednadžbama dugog roka može se zaključiti sljedeće: porast realnog tečaja od 1% rezultira porastom neto izvoza roba od 8.89%. Međutim, u slučaju realne deprecijacije od 1%, doći će do porasta inozemnog duga od 12.55%. Sukladno empirijskoj utemeljenosti, može se zaključiti da bi porast realnog tečaja, odnosno realna deprecijacija imala jači negativan utjecaj na osobnu potrošnju putem vanjskog duga, tj. putem učinka bogatstva nego što bi realna deprecijacija pozitivno utjecala na neto izvoz u robnoj razmjeni putem učinka konkurentnosti.

## 5. ZAKLJUČAK

Ispitivanje učinaka konkurentnosti i bogatstva u visoko tečajno izloženoj zemlji od velike je važnosti za nositelje ekonomskih politika u Republici Hrvatskoj. S jedne strane, prema ekonomskoj teoriji bi porast realnog tečaja, odnosno realna deprecijacija rezultirala uz nepotpuni *pass-through* učinak te ispunjen Marshall – Lernerov uvjet porastom neto izvoza. Preciznije rečeno, domaća dobra bila bi relativno jeftinija u usporedbi s inozemnim dobrima što bi uzrokovalo porast inozemne potražnje za domaćim dobrima i posljedično porast neto izvoza. S druge strane, realna deprecijacija, odnosno porast tečaja ima dvojak utjecaj na osobnu potrošnju putem Modiglianijeve funkcije osobne potrošnje. Ukoliko je imovina veća od obveza denominiranih u stranoj valuti, odnosno neto financijsko bogatstvo u stranoj valuti je pozitivno, posljedično će doći do porasta bogatstva, osobne potrošnje i bruto domaćeg proizvoda. U navedenom slučaju će realna deprecijacija pozitivno utjecati na osobnu potrošnju i gospodarski rast u zemlji s obzirom na nisku izloženost valutnom riziku. Međutim, u slučaju da su obveze veće od imovine, odnosno da je neto financijsko bogatstvo denominirano u stranoj valuti

negativno, realna deprecijacija će rezultirati smanjenjem neto bogatstva jer će obveze rasti nesrazmjerno u odnosu na imovinu te će posljedično doći do pada osobne potrošnje i bruto domaćeg proizvoda. Budući da je Republika Hrvatska malo otvoreno gospodarstvo s visokim izvoznim potencijalom i visokom tečajnom izloženosti, cilj ovog rada je ispitati učinke konkurentnosti i bogatstva u zemlji s prethodno navedenim karakteristikama. Sukladno postavljenome cilju, primijenjen je Johansenov pristup kointegraciji te su procijenjena tri modela dugog roka. U prvom modelu ispitan je učinak konkurentnosti, odnosno utjecaj realne deprecijacije na neto izvoz u robnoj razmjeni Republike Hrvatske s inozemstvom. Dobiveni rezultati ekonometrijske analize ukazuju na dugoročno pozitivan utjecaj porasta realnog deviznog tečaja na neto izvoz u robnoj razmjeni. Drugim riječima, realna deprecijacija prema jednadžbi dugog roka rezultira porastom neto izvoza. Iako su dobiveni rezultati u skladu s ekonomskom teorijom i empirijskim istraživanjima učinka konkurentnosti u Republici Hrvatskoj, potrebno je staviti naglasak na određena ograničenja. U Republici Hrvatskoj je prisutna visoka uvozna ovisnost s obzirom na tranzicijski proces, niska pokrivenost uvoza izvozom, te usluge predstavljaju skoro polovicu ukupne izvozne komponente prema dostupnim podacima. Budući da su supstitabilnost uvoznih dobara i cjenovna elastičnost uvoza niska, realna deprecijacija će rezultirati skupljim uvozom. U tom kontekstu je diskutabilna razina uvoznih intermedijarnih dobara koja bi realnom deprecijacijom poskupjela, a neka od njih predstavljaju sastavni dio finalnih izvoznih proizvoda. U konačnici je zbog izrazito visoke uvozne ovisnosti i hrvatske uslužno orijentirane industrije upitan ukupni učinak deprecijacije. U ekonometrijskoj analizi su usluge apstrahirane s obzirom da mnoga empirijska istraživanja ukazuju na činjenicu da su uvelike podložne monopolskoj konkurenciji i ne prate trend kretanja poslovnih ciklusa.

U svrhu ispitivanja učinka bogatstva, također je primijenjen Johansenov pristup kointegraciji za preostala dva modela. U drugom modelu se ispitala dugoročna povezanost realnog deviznog tečaja i vanjskog duga, dok se u trećem modelu ispitala povezanost neto bogatstva, odnosno promjene neto bogatstva i osobne potrošnje u Republici Hrvatskoj. Dobiveni rezultati ekonometrijske analize ukazuju na empirijsku utemeljenost ekonomske teorije, ali i ostalih empirijskih istraživanja na temu učinka bogatstva u visoko tečajno izloženim zemljama. Prema jednadžbi dugog roka prisutna je dugoročna pozitivna povezanost realnog deviznog tečaja, odnosno realne deprecijacije i vanjskog duga. Drugim riječima, porast realnog deviznog tečaja, odnosno realna deprecijacija rezultira porastom vanjskog duga. U trećem modelu kointegracijska jednadžba dugog roka upućuje na pozitivnu povezanost neto bogatstva i osobne

potrošnje. Budući da je neto financijsko bogatstvo definirano razlikom domaće štednje i obveza koje su većinom denominirane u stranoj valuti te poprima negativne vrijednosti u svim promatranim razdobljima, tj. obveze većinom denominirane u stranoj valuti istišću domaće bogatstvo, moguće je interpretirati dobiveni rezultat u suprotnom smjeru. U slučaju visoko tečajno izložene zemlje poput Republike Hrvatske, provođenje deprecijacije će povećati obveze koje su većinom denominirane u stranoj valuti te smanjiti neto bogatstvo čime će se zbog dugoročne pozitivne povezanosti neto bogatstva i osobne potrošnje prorecesijski djelovati na ekonomske aktivnosti. Drugim riječima, uslijed deprecijacije, npr. rate kredita građana ili nekih poduzeća rastu čime se negativno utječe na osobnu potrošnju ne samo putem smanjenja neto bogatstva već i u pogledu smanjenog raspoloživog dohotka s aspekta građana te u okviru većih troškova poslovanja s aspekta poduzeća. Posljedično bi veći troškovi poslovanja mogli rezultirati smanjenjem zaposlenosti te dodatnim padom ekonomske aktivnosti u zemlji. Uspoređujući ekonometrijske modele učinaka konkurentnosti i bogatstva, dobiveni rezultati ukazuju da bi realna deprecijacija jače negativno utjecala putem porasta vanjskog duga na smanjenje neto bogatstva, osobne potrošnje i posljedično na bruto domaći proizvod u usporedbi s pozitivnim utjecajem realne deprecijacije na porast neto izvoza i posljedično bruto domaćeg proizvoda.

Sukladno dobivenim rezultatima ekonometrijske analize, može se zaključiti da je potvrđena hipoteza rada kojom se pretpostavilo da će u slučaju visoke tečajne izloženosti realna deprecijacija putem učinka bogatstva istisnuti učinak konkurentnosti, te da će ukupni učinak realne deprecijacije na ekonomski rast biti negativan.

S obzirom na prisutnost visokog stupnja euroizacije bankovnog sustava, provođenje realne deprecijacije nije poželjno u Republici Hrvatskoj. Istiskivanje pozitivnog učinka konkurentnosti kroz negativan učinak bogatstva može se interpretirati kroz udjele osobne potrošnje i vanjskog duga u bruto domaćem proizvodu (BDP). Budući da je osobna potrošnja najznačajnija komponenta BDP-a, te se razina vanjskog duga u određenim vremenskim razdobljima kretala blizu razine BDP-a, može se zaključiti da bi promjenama tečaja došlo do povećanja vanjskog duga koji bi smanjio osobnu potrošnju uzevši u obzir da bi primjerice narasle rate kredita za kućanstva. Financijska stabilnost bi u tom slučaju bila ugrožena, ali i stabilnost cijena jer bi negativan učinak bogatstva stvarao deflacijske pritiske. Stoga je važno naglasiti ulogu Hrvatske narodne banke u održavanju financijske stabilnosti te stabilnosti cijena. Hrvatska narodna banka ostvaruje primarni cilj, odnosno stabilnost cijena putem nominalnog sidra tečaja kune prema euru. Pojednostavljeno, istovremeno se postiže stabilnost

cijena te financijska stabilnost. S jedne strane, nominalnim sidrom tečaja kune prema euru je moguće postizanje stabilnosti cijena održavanjem blage stope inflacije kojom se pozitivno utječe na ekonomske aktivnosti te osobnu potrošnju putem otklanjanja deflacijskih pritisaka. S druge strane je ostvarena financijska stabilnost s obzirom na visoki stupanj euroizacije bankovnog sustava. U konačnici, visoka tečajna izloženost u kontekstu financijske stabilnosti Hrvatskoj narodnoj banci ne predstavlja problem k ostvarivanju primarnog cilja s obzirom na visinu deviznih rezervi koje je akumulirala tijekom proteklih vremenskih razdoblja što posljedično omogućuje protucikličko i efikasno djelovanje. Važnost održavanja stabilnosti cijena i financijske stabilnosti može se promatrati i s aspekta ulaska Republike Hrvatske u Ekonomsku i monetarnu uniju pri čemu stabilnost cijena i održavanje stabilnog tečaja uz dugoročne nominalne kamatne stope predstavljaju monetarne kriterije iz Maastrichtskog ugovora. Budući da je Republika Hrvatska u fazi ulaska u Tečajni mehanizam II, bilo kakva deprecijacija ili devalvacija je u tom pristupnom kontekstu zabranjena što dodatno ide u prilog neprovođenju realne deprecijacije. Zaključno, na temelju provedene ekonometrijske analize te prethodnih empirijskih istraživanja, može se zaključiti da bi realna deprecijacija nedvosmisleno putem učinka bogatstva djelovala negativno na osobnu potrošnju i prorecesijski na ekonomske aktivnosti u zemlji. Unatoč empirijskoj utemeljenosti, učinak konkurentnosti bi zbog visoke uvozne ovisnosti, niske pokrivenosti uvoza izvozom, te pretežito uslužno orijentirane industrije mogao izostati u Republici Hrvatskoj te bi s ciljem dugoročno održive makroekonomske stabilnosti poželjno bilo implementirati izvoznu strategiju koja će biti usmjerena i na cjenovnu te necjenovnu konkurenciju.

## POPIS LITERATURE

1. Aizenman, J., Chinn, M. D., Ito, H. (2015). Monetary policy spillovers and the trilemma in the new normal: Periphery country sensitivity to core country conditions. Working Paper 21128, National Bureau of Economic Research.
2. Alam, N., Taib, F.M. (2013). An investigation of the relationship of the external public debt with budget deficit, current account deficit, and exchange rate depreciation in debt trap and non-debt trap countries. *European Scientific Journal*, 9(22).
3. Arčabić, V., Globan, T., Rogić Dumančić L. (2016). Ekonomski odnosi s inozemstvom. U: *Gospodarstvo Hrvatske*, str. 87-125. Ekonomski fakultet Sveučilišta u Zagrebu.
4. Arrondel, L., Lamarche, P., Savignac F. (2015). Wealth effects on consumption across the wealth distribution: empirical evidence. European Central Bank *Working Paper Series* No 1817.str. 1-57.
5. Bahovec, V., Erjavec, N. (2009).U: *Uvod u ekonometrijsku analizu*, Element.
6. Bano, S. S., Raashid, M., Rasool, S.A. (2014). Estimation of Marshall Lerner Condition in the Economy of Pakistan. *Journal of South Asian Development*, 3(4), str. 72 – 90.
7. Blanchard, O. (2005).U: *Macroeconomics: 3rd edition*, MATE: Zagreb.
8. Cota, B.; Erjavec, N.; Botrić, V. (2006). “The Effect of Real Exchange Rate Changes on Croatian Bilateral Trade Balances“, *Ekonomika istraživanja* (2), str. 75-85.
9. Čibarić, I. (2010). Analiza odrednica privatne štednje u Republici Hrvatskoj primjenom modela vektorske autoregresije. Dostupno na: <https://www.bib.irb.hr/451724> .
10. Čović, A. (2016). Utjecaj krize na obilježja osobne potrošnje pojedinca u Republici Hrvatskoj. Ekonomski fakultet Sveučilišta u Splitu. Dostupno na: <https://repozitorij.efst.unist.hr/islandora/object/efst:868/preview> .
11. Ćudina, A., Sušić, G. (2013). Utjecaj pristupanja Hrvatske Europskoj uniji na trgovinske i gospodarske odnose sa zemljama CEFTA-e. *Ekonomski pregled*, 64 (4) str. 376-396.
12. Deaton, A. (2005). Franco Modigliani and The Life Cycle Theory of Consumption. Research Program in Development Studies and Center for Health and Wellbeing. Princeton University.
13. Devereux, M.B., Lane, P.R. (2001). Exchange Rates and Monetary Policy in Emerging Market Economies. *CEG Working Papers 200111*. Trinity College Dublin – Department of Economics, Dublin.
14. Državni zavod za statistiku (2019). Robna razmjena s inozemstvom. Dostupno na: [https://www.dzs.hr/Hrv\\_Eng/Pokazatelj/MSI%20ROBNA%20RAZMJENA%20S%20INOZEMSTVOM.XLSX](https://www.dzs.hr/Hrv_Eng/Pokazatelj/MSI%20ROBNA%20RAZMJENA%20S%20INOZEMSTVOM.XLSX) (pristupano: 26.6.2019.).
15. Du, W., Schregger, J. (2016). Local currency sovereign risk. *The Journal of Finance*, 71(3), str. 1027–1070.
16. Dumičić, K., Bahovec, V. (2011).U: *Poslovna statistika*. Element. (Sveučilišni udžbenik).
17. Dumičić, K., Palić, I., Šprajac, P. (2011). Procjena učinaka konkurentnosti i bogatstva kao posljedica promjene realnog deviznog tečaja na hrvatsko gospodarstvo. *Zbornik Ekonomskog fakulteta u Zagrebu*, 9(2), str. 35-52.



18. Dumičić, M., Ljubaj, I., Martinis A. (2017). Perzistentnost euroizacije u Hrvatskoj. Hrvatska narodna banka, Pregledi P-37.
19. Eichengreen, B., Hausmann, R., Panizza, U. (2007). Currency Mismatches, Debt Intolerance, and the Original Sin: Why They Are Not the Same and Why It Matters. In Capital Controls and Capital Flows in Emerging Economies: Policies, Practices and Consequences, NBER Chapters, str. 121–170. National Bureau of Economic Research, Inc.
20. Enders, W.: Applied Econometric Time Series (2015). John Wiley and Sons, London,
21. Europska komisija (2019). Europski strukturni i investicijski fondovi. Dostupno na: <https://cohesiondata.ec.europa.eu/countries/HR> (pristupano: 5.7.2019.)
22. Eurostat (2019a). Uvoz dobara. Dostupno na: <http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/submitViewTableAction.do> (pristupano: 2.7.2019.)
23. Eurostat (2019b). Izvoz dobara. Dostupno na: <http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/submitViewTableAction.do> (pristupano: 2.7.2019.)
24. Eurostat (2019c). Osobna potrošnja. Dostupno na: <http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/submitViewTableAction.do> (pristupano: 3.7.2019.)
25. Eurostat (2019d). Nominalni bilateralni tečaj EUR/HRK. Dostupno na: <http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/submitViewTableAction.do> (pristupano: 3.7.2019.)
26. Eurostat (2019e). Harmonizirani indeks potrošačkih cijena. Dostupno na: <http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/submitViewTableAction.do> (pristupano:3.7.2019.)
27. Eurostat (2019f). Harmonizirani indeks potrošačkih cijena. Dostupno na: <http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/submitViewTableAction.do> (pristupano:3.7.2019.)
28. Eurostat (2019g). Bruto domaći proizvod. Dostupno na: <http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do> (pristupano:3.7.2019.)
29. Fida, B.A., Khan, M.M., Sohail M.K. (2012). Analysis of exchange rate fluctuations and external debt: Empirical evidence from Pakistan. *African Journal of Business Management* 6(4), str. 1760-1768.
30. Field, A. (2009) U: Discovering statistics using SPSS. 3rd edition. Sage Publications: Thousand Oaks.
31. Furman, J., Stiglitz, J. (1998). Economic crises: evidence and insights from East Asia. *Brookings Papers on Economic Activity*, str. 1 – 135.
32. Goić, Š. (2016). Utjecaj ulaska Republike Hrvatske u Europsku Uniju na izvoz. Dostupno na: <https://repozitorij.unizd.hr/islandora/object/unizd%3A415/datastream/PDF/view>
33. Gorjan, M., Lovrinčević, Ž., Mikulić D. (2003). Izračun matrice tehničkih koeficijenata Republike Hrvatske za potrebe input-output analize uz pomoć RAS metode. *Ekonomski pregled*, 54 (5-6), str. 407-437.
34. Hausmann, R., Ugo P. (2010). "Redemption or abstinence? Original sin, currency mismatches and counter-cyclical policies in the new millennium". Centre for International Development at Harvard University, *Working Paper No. 194*.

35. Hrvatska narodna banka (2019a). Temeljne funkcije i ciljevi. Dostupno na: <https://www.hnb.hr/temeljne-funkcije/monetarna-politika/ciljevi> (pristupano: 3.7.2019.)
36. Hrvatska narodna banka (2019b). Bruto inozemni dug javnog sektora, privatnog sektora za koji jamči javni sektor i privatnog sektora za koji ne jamči javni sektor. Dostupno na: <https://www.hnb.hr/statistika/statisticki-podaci/sektor-inozemstva/stanje-bruto-inozemnog-duga> (pristupano: 29.6.2019.)
37. Hrvatska narodna banka (2019c). Kunski (štedni, oročeni i s otkaznim rokom) i devizni (štedni i oročeni) depoziti. Dostupno na: <https://www.hnb.hr/statistika/statisticki-podaci/financijski-sektor/druge-monetarne-financijske-institucije/konsolidirana-bilanca-dmfi> (pristupano:29.6.2019.)
38. Jamilov R. (2011). J-Curve Dynamics and the Marshall-Lerner Condition: Evidence from Azerbaijan. Munich Personal RePEc Archive.
39. Kalyoncu, H., Ozturk, I., Artan S., Kalyoncu, K. (2009). Devaluation and trade balance in Latin American countries. *Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci*, 27, str. 115.-128.
40. Kesner-Škreb M. (2006). Kriterij konvergencije. *Financijska teorija i praksa*, 30, str. 407-408. Institut za javne financije, Zagreb.
41. Koški, D.(2009). Utjecaj promjene deviznoga tečaja na bilancu roba Republike Hrvatske: ekonometrijska analiza. *Ekonomski pregled*, br. 3-4, Hrvatsko društvo ekonomista i Inženjerski biro d. d.
42. Lütkepohl, H. (2004). Vector Autoregressive and Vector Error Correction Models. U: Lütkepohl, H. i Krätzig M. *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge: University Press.
43. Papić, M. (2018). Utjecaj članstva u Europskoj uniji na vanjsku trgovinu Republike Hrvatske. Dostupno na: <https://repozitorij.efst.unist.hr/islandora/object/efst:2220/preview>
44. Modigliani, F. (1975). The life cycle hypothesis of saving twenty years later. *Contemporary Issues in Economics*, Manchester: Manchester University Press
45. Musacchio, A. (2012). Mexico's financial crisis of 1994-1995. *Harvard Business School Working Paper*, No. 12-101.
46. Ozer, Y. B., Tang, K. K. "undated". An Empirical Analysis of Financial and Housing Wealth Effects on Consumption in Turkey. *MRG Discussion Paper Series 2809*, School of Economics, University of Queensland, Australia.
47. Palić, I. (2015). Ekonometrijska analiza i kalibracija dinamičkih stohastičkih modela opće ravnoteže gospodarstva Hrvatske, doktorska disertacija, Ekonomski fakultet Sveučilišta u Zagrebu.
48. Palić, I., Banić, F., Matic, L. (2018). The Analysis of the Impact of Depreciation on External Debt in Long Run: Evidence From Croatia. *Interdisciplinary Description of Complex Systems*, 16(1), str. 186-193.
49. Palić, I., Dumičić, K., Šprajac, P. (2014). Measuring real exchange rate misalignment in Croatia: cointegration approach, *Croatian Operational Research Review*, 5(2), str. 135-148.
50. Porezna uprava (2019). Porezna reforma. Dostupno na: <https://www.porezna-uprava.hr/Stranice/PoreznaReforma2019.aspx> (pristupano: 1.7.2019.)
51. Reinhart, C. M., Rogoff, K. S., i Savastano, M. A. (2003). Debt intolerance. National Bureau of Economic Research (No. w9908).

52. Rodseth, A. (2000). U: Open economy macroeconomics, Cambridge.
53. Shahzad, A. A., Nafees B., Farid N. (2017). Marshall-Lerner Condition for South Asia: A Panel Study Analysis. *Pakistan Journal of Commerce and Social Sciences*, 11 (2), str. 559-575.
54. Siklar, I., Kecili, M. C. (2018). Estimation of the Marshall-Lerner Condition and J Curve Dynamics for Turkey. *International Journal of Economics and Financial Research*, 4(5), str. 125-130.
55. Stučka, T. (2003). The Impact of Exchange Rate Changes on the Trade Balance in Croatia. CNB Occasional publications – Working papers.
56. Šprajac, P. (2013). Učinci promjene tečaja u Hrvatskoj – prorecesijsko djelovanje. Ekonomski fakultet u Zagrebu. Dostupno na: <https://apps.unizg.hr/ректорова-nagrada/javno/stari-radovi/1961/preuzmi>
57. Tica, J., Globan, T., Arčabić, V. (2016). Monetary Policy Effectiveness, Net Foreign Currency Exposure, and Financial Globalisation. *EFZG Working Paper Series/EFZG Serija članaka u nastajanju*, (03), str. 1-23.
58. Tica, J., Nazifovski, L. (2012). Utjecaj tečajne politike na ekonomsku aktivnost u visoko zaduženoj zemlji. *EFZG working paper series*, (02), str. 1-17.
59. Tica, J., Globan, T., Arčabić V. (2017). Efikasnost monetarne politike u uvjetima financijske globaliziranosti. *EFZG working paper series*, str. 1-17.
60. Vidović, S. (2017). Analiza utjecaja devalvacije kune na stopu rasta BDP-a. Dostupno na: <https://repositorij.efst.unist.hr/islandora/object/efst:1219/preview>
61. Winkler, S. (2016). Empirical Evidence of Wealth Effects on Consumption. 34th IARIW General Conference.

## POPIS SLIKA

<i>Slika 1. Model 1 Inverzni korijeni AR karakterističnog polinoma</i> .....	52
<i>Slika 2. Model 2 Inverzni korijeni AR karakterističnog polinoma</i> .....	54
<i>Slika 3. Model 3 Inverzni korijeni AR karakterističnog polinoma</i> .....	57

## POPIS TABLICA

<i>Tablica 1. ADF testovi jediničnog korijena za odabrane varijable u razinama i prvim diferencijama(<math>\Delta</math>), u zagradama se nalaze p-vrijednosti pri čemu * označava stacionarnost vremenskih nizova pri razini signifikantnosti od 10%.....</i>	43
<i>Tablica 2. Model 1. Određivanje broja kointegracijskih vektora (Test traga matrice) .....</i>	50
<i>Tablica 3. Model 1. Određivanje broja kointegracijskih vektora (Test maksimalne svojstvene vrijednosti) .....</i>	50
<i>Tablica 4. Model 2. Određivanje broja kointegracijskih vektora (Test traga matrice) .....</i>	53
<i>Tablica 5. Model 2. Određivanje broja kointegracijskih vektora (Test maksimalne svojstvene vrijednosti) .....</i>	53
<i>Tablica 6. Model 3. Određivanje broja kointegracijskih vektora (Test traga matrice) .....</i>	55
<i>Tablica 7. Model 3. Određivanje broja kointegracijskih vektora (Test maksimalne svojstvene vrijednosti) .....</i>	55

## POPIS GRAFIKONA

<i>Grafikon 1. Kretanje osobne potrošnje i BDP-a Republike Hrvatske.....</i>	27
<i>Grafikon 2. Kretanje inozemnog duga i BDP-a Republike Hrvatske.....</i>	29
<i>Grafikon 3. Robna razmjena Republike Hrvatske s inozemstvom.....</i>	34
<i>Grafikon 4. Fluktuacije domaćeg bogatstva u Republici Hrvatskoj .....</i>	36

## ŽIVOTOPIS STUDENTA

**Frane Banić** rođen je 21. 4. 1995. godine u Zagrebu, gdje je završio OŠ Stenjevec i Klasičnu gimnaziju u Zagrebu, nakon čega je upisao preddiplomski sveučilišni studij Poslovne ekonomije 2014. godine na Ekonomskom fakultetu u Zagrebu i završio ga 2018. godine. Redovan je student pete godine sveučilišnog diplomskog studija smjera Ekonomije na Ekonomskom fakultetu u Zagrebu. U razdoblju od ak. god. 2016./2017. do uključujući ak.god. 2018./2019. bio je demonstrator na Katedri za makroekonomiju i gospodarski razvoj te ak. god. 2018./2019. na Katedri za statistiku. Do završetka preddiplomskog sveučilišnog studija bio je aktivan član tima za Makroanalizu u studentskoj udruzi *Financijski klub* unutar kojeg je stekao mnoštvo stručnog, ali i osobnog iskustva sudjelujući u organiziranju konferencija te organiziranju ekonometrijskih radionica. U koautorstvu s doc.dr.sc. Irenom Palić i studentskom kolegicom Laurom Matić napisao je znanstveni rad na temu *The analysis of the impact of depreciation on external debt in long-run: Evidence from Croatia* koji je objavljen u znanstvenom časopisu *Interdisciplinary Description of Complex Systems*. Dobitnik je Rektorove nagrade u ak.god. 2017./2018. u kategoriji za individualni znanstveni i umjetnički rad sa studentskim kolegom Mariom Barunovićem na temu *Ekonometrijska analiza dugoročne povezanosti vanjskotrgovinskog i proračunskog deficita u Republici Hrvatskoj*. Tijekom ljeta 2018. godine odradio je stručnu praksu u Uredu za ekonomska istraživanja u Erste banci. U listopadu 2018. godine je stažirao u Europskom parlamentu u Bruxellesu i Strasbourgu te je od ožujka do lipnja 2019. godine nastavio staž u Europskom parlamentu, odnosno lokalnom uredu u Zagrebu europske zastupnice Marijane Petir. Dobitnik je stipendije Hrvatske narodne banke za ak.god.2018./2019. u okviru potpore uspješnim i marljivim budućim stručnjacima.