

Prof. dr. sc. Ksenija Dumičić¹

Irena Palić, univ. spec. oec.²

Petra Šprajčak³

**PROCJENA UČINAKA KONKURENTNOSTI I BOGATSTVA
KAO POSLJEDICA PROMJENE REALNOG DEVIZNOG TEČAJA
NA HRVATSKO GOSPODARSTVO**

**ESTIMATES ON COMPETITIVENESS AND WEALTH
EFFECTS AS CONSEQUENCE OF REAL EXCHANGE RATE
ON CROATIAN ECONOMY**

SAŽETAK: Cilj ovoga rada je analizirati utjecaj deprecijacije na hrvatsko gospodarstvo putem učinka konkurentnosti i učinka bogatstva. Provedena je empirijska analiza dvaju spomenutih učinaka u Hrvatskoj primjenom modela linearne regresije. Prvi model analizira učinak konkurentnosti, odnosno utjecaj promjene realnog deviznog tečaja na promjenu neto izvoza. Drugim modelom analizira se učinak bogatstva, odnosno utjecaj promjene bogatstva, kao posljedice deprecijacije, na osobnu potrošnju. Analiza je pokazala kako su predznaci učinaka promjene realnog deviznog tečaja i bogatstva u Hrvatskoj u skladu s ekonomskom teorijom. Međutim, prema analizi porast realnog deviznog tečaja uzrokuje veće relativno povećanje neto izvoza, nego što smanjenje bogatstva uzrokuje relativno smanjenje osobne potrošnje. Unatoč tome, s obzirom na činjenicu da je inozemni dug Hrvatske izrazito visok, takva dinamika rasta izvoza, uz usporedno smanjenje bogatstva i osobne potrošnje, nije dovoljna za dugoročno efikasno smanjenje deficita.

KLJUČNE RIJEČI: Realni devizni tečaj, Učinak konkurentnosti, Učinak bogatstva, Model linearne regresije, Testiranje pretpostavki regresijskog modela

ABSTRACT: The aim of this paper is to analyse the impact of depreciation on Croatian economy through the competition effect and the wealth effect. The empirical analysis of the two mentioned effects is conducted using linear regression models. The first model analyses competition effect, i.e. the impact of change in real exchange rate on change in net exports. The second model analyses wealth effect, i.e. the impact of change in wealth, as a consequence of depreciation, on personal consumption. The analysis showed that the signs

¹ Redovna profesorica na Katedri za statistiku na Ekonomskom fakultetu Sveučilišta u Zagrebu

² Znanstvena novakinja na Katedri za statistiku na Ekonomskom fakultetu Sveučilišta u Zagrebu

³ Studentica

of the effects of real exchange rate change and wealth in Croatia are in accordance with economic theory. However, the increase in the real exchange rate causes greater relative increase in net exports than the decrease in wealth causes a relative decrease in personal consumption. Nevertheless, given the fact that the Croatian external debt is extremely high, such a dynamics of growth of exports, along with a decrease in wealth and personal consumption, is not sufficient for the long term deficit reduction.

KEY WORDS: Real exchange rate, Wealth effect, Competitiveness effect, Linear regression model, Testing the assumptions of the regression model

1. UVOD:

Visok deficit vanjskotrgovinske bilance jedan je od problema s kojim se susreće niz zemalja u svijetu. Kao jedan od instrumenata ekonomske politike za smanjenje deficita predlaže se rast realnog deviznog tečaja. Prema ekonomskoj teoriji, deprecijacija tečaja vodi do porasta neto izvoza, odnosno rastom realnog deviznog tečaja izvezena dobra postaju jeftinija u odnosu na uvezena dobra koja poskupljuju, potiče se konkurentnost, smanjuje se trgovinski deficit, a to u konačnici pozitivno djeluje na bruto domaći proizvod [2], [9]. Time se deprecijacija, koja pozitivno djeluje preko učinka konkurentnosti, često predlaže i koristi s ciljem poticanja proizvodnog sektora i poboljšanja trgovinskog salda, što u krajnjoj liniji potiče ekonomski rast zemlje [37]. Međutim, treba naglasiti kako uspjeh deprecijacije putem učinka konkurentnosti ovisi o trenutnoj situaciji i mogućnostima ekonomije određene zemlje [14], [21]. Iako se očekuje smanjenje cijena domaćih dobara i usluga i usporedno poskupljenje strane robe, ako je prisutna niska cjenovna elastičnost izvoza i uvoza, tada promjena realnog deviznog tečaja ima ograničen, a ponekad i negativan utjecaj na ekonomsku aktivnost. Neželjeno djelovanje deprecijacije karakteristično je za zemlje u tranziciji kod kojih uvoz uvelike prednjači na izvozom [35], [36], [38]. Odnos realnog deviznog tečaja i neto izvoza analiziran je u brojnim empirijskim istraživanjima, koja su dala oprečne rezultate. S jedne strane, analize podupiru ekonomsku teoriju o pozitivnom djelovanju deprecijacije na neto izvoz [4], [5], [22], [23]. Ipak, kada je riječ o zemljama u tranziciji, u više navrata empirijske analize pokazale su kako deprecijacija u konačnici nema značajan utjecaj na neto izvoz, dok u nekim slučajevima može imati i negativno djelovanje na trgovinsku bilancu [3], [28], [29], [34], [43].

Međutim, kada je riječ o promjeni realnog tečaja, istraživanje se ne bi trebalo ograničiti samo na neto izvoz, već je potrebno učinke promjene sagledati vodeći računa o utjecaju na cjelokupno gospodarstvo. Pored izvoza i uvoza, deprecijacija utječe i na mnoge druge komponente ključne za ekonomski rast [38]. U skladu s time provedena su istraživanja o odnosu deprecijacije i bruto domaćeg proizvoda. Pokazalo se kako deprecijacija može negativno utjecati na rast BDP-a, što je slučaj i nekih europskih zemalja kao što su Austrija, Mađarska, Poljska, Švicarska, Portugal i Turska [24], [27]. Nadalje, u ekonomskoj teoriji spominje se kako, usporedno s pozitivnim djelovanjem deprecijacije preko učinka konkurentnosti, može doći do negativnog djelovanja rasta tečaja preko učinka bogatstva. Ako je neto imovina privatnog sektora u stranoj valuti negativna, deprecijacija smanjuje bogatstvo privatnog sektora, a time i potrošnju, što nadalje uzrokuje nepoželjno djelovanje na bruto domaći proizvod te kontrakciju ekonomske aktivnosti. Što je zemlja zaduženija, negativan učinak bogatstva sve je jači [38]. Naime, valutna struktura i visina inozemnog duga jedne

su od ključnih odrednica o kojoj ovisi kretanje BDP-a. Prisustvo visokog inozemnog duga denominiranog u stranoj valuti ima značajne posljedice na gospodarstvo određene zemlje. Deprecijacija će imati negativan utjecaj na bogatstvo jer dolazi do povećanja inozemnog duga [17]. Povećanjem inozemnog duga rastu i rate za otplatu kredita jer je većina kredita uz valutnu klauzulu pa nakon otplate veće rate ostaje manje novaca za osobnu potrošnju. Zemlje u tranziciji najčešće imaju visoki dug denominiran u stranoj valuti, primjerice u euru ili dolaru, odnosno u jačoj valuti razvijene zemlje pa je time i gospodarstvo tih zemalja ranjivije na promjene realnog deviznog tečaja [8], [11], [19].

Najbolji primjer negativnog djelovanja deprecijacije preko učinka bogatstva svakako je Argentina. Argentinske vlasti 1999. godine uvele su sustav valutnog odbora prema kojem jedan argentinski pesos odgovara vrijednosti jednog američkog dolara. Uvođenje valutnog odbora bilo je motivirano s ciljem stabiliziranja inflacije. Prema Zakonu o konvertibilnosti, argentinskim je građanima bilo dopušteno pretvaranje pesosa u dolare i obratno, bez ikakvih ograničenja. Iako je takav pothvat bio iznimno rizičan, uvođenje valutnog odbora pokazalo se punim pogotkom. Tijekom cijelog razdoblja 1990-ih, Argentina je bilježila brz gospodarski rast, zavidnu stopu rastu BDP-a i najnižu inflaciju. Krajem 1999. godine sustav valutnog odbora počeo je pokazivati prve znakove slabosti. Došlo je do pada ekonomske aktivnosti, povećala se nezaposlenost, a inozemni dug sve je više rastao. Kako bi se riješio novonastali problem i potaknula ekonomska aktivnost, vlasti su provele radikalnu deprecijaciju. Takav potez doveo je državu do još veće financijske i gospodarske krize. Naime, Argentina je imala vrlo zatvoreno gospodarstvo, čiji je izvoz činio oko 10% BDP-a. Slijedom toga deprecijacija tečaja u svrhu povećanja izvoza nije bila previše učinkovita. Inozemni dug agresivno je rastao da bi 2001. godine kada je udio duga u BDP-u iznosio 130% [10], [20], [31]. U sličnoj situaciji, početkom recesije i nastupanjem financijske krize, našle su se i broje europske zemlje kao što su Latvija, Poljska, Češka, Rumunjska, Mađarska, ali i mnoge druge. Poučene događajima nastalih u Argentini, vlasti navedenih država vodile su veliku borbu s deprecijacijskim pritiscima [37].

Svjetska gospodarska kriza snažno je utjecala na gospodarska kretanja u Republici Hrvatskoj u 2009. godini. BDP je bio za 5,8% niži nego u 2008.g., robni izvoz je pao za više od 20% u odnosu na 2008.g., a inozemni dug je krajem 2009.g. bio za 4,3 mlrd. EUR-a viši nego prethodne godine [26]. Iako je navedena nepovoljna ekonomska situacija prisutna u Hrvatskoj već dugi niz godina, tekuća ekonomska kretanja dodatno su naglasila kako je hrvatsko gospodarstvo izrazito ranjivo te se kao takvo teško nosi i može prilagoditi šokovima. Kriza je naglasila i postojanje ograničenja u vođenju ekonomske politike koja prije svega proizlaze iz visoke inozemne zaduženosti i slabe konkurentnosti hrvatskih proizvoda i usluga na inozemnom tržištu [44]. Sredinom 2009. godine kao rješenje za izlazak Hrvatske iz krize, Znanstveno društvo ekonomista predložilo je slabljenje kune, tj. deprecijaciju [32]. Pozitivno djelovanje deprecijacije preko učinka konkurentnosti moglo bi poboljšati situaciju u zemlji ukoliko dođe do povećanja neto izvoza. S druge strane, budući da je Hrvatska visokozadužena zemlja, negativan učinak bogatstva mogao bi prevagnuti nad učinkom konkurentnosti, te bi deprecijacija tečaja u konačnici mogla djelovati negativno na hrvatsko gospodarstvo. Usto, prema [39], 10-postotna deprecijacija kune povećava bruto dug nefinancijskog sektora prema bankama i inozemstvu za 33 mlrd. kuna ili za 12% BDP-a, dok bi se neto dug (umanjen za štednju) povećao za 7% (pri čemu struktura dužnika nikako nije podudarna sa strukturom štediša).

Cilj ovoga rada je primjenom metode jednostavne linearne regresije analizirati jesu li u Hrvatskoj učinak konkurentnosti i učinak bogatstva u skladu s postavkama ekonomske teorije, te kakav je u konačnici utjecaj deprecijacije realnog tečaja na hrvatsko gospodarstvo. Učinak konkurentnosti u Hrvatskoj analiziran je u nekoliko radova. S pretpostavkom kako će se deprecijacijom deficit trgovinske bilance u početku smanjivati, dok bi s vremenom trebao narasti na početnu razinu pa čak i na višu razinu od početne, empirijsko istraživanje [13] pokazalo je kako u Hrvatskoj dugoročno odnos izvoza i uvoza neće dostići višu razinu od početne. Suprotno tome, u istraživanjima analizom je uočeno kako bi deprecijacija dugoročno pozitivno utjecala na trgovinsku bilancu te bi nakon određenog vremenskog razdoblja neto izvoz dostigao razinu višu od početne razine. Ipak, u istraživanjima [30] i [42] zaključuje se kako deprecijacija nije poželjan instrument za poboljšanje neto izvoza, uzimajući u obzir nepovoljne učinke koje bi imala na ostatak hrvatskog gospodarstva te naglašavaju kako problem neravnoteže bilance roba nije moguće riješiti isključivo politikom deviznog tečaja.

Međutim, u Hrvatskoj do sada nije provedena analiza učinka promjene bogatstva koja bi dala potpuniju sliku o utjecaju deprecijacije na gospodarstvo Hrvatske, što čini bitan znanstveni doprinos ovoga rada. Uz činjenicu da je ovaj problem nedovoljno istražen u Hrvatskoj, ovo znanstveno istraživanje bit će zanimljivo s aspekta nositelja ekonomske politike budući da je korištenje deprecijacije u svrhu povećanja konkurentnosti i gospodarskog rasta aktualno pitanje u Hrvatskoj. Osnovni istraživački problem ovoga rada odnosi se na pitanje je li deprecijacija efikasno dugoročno rješenje, odnosno bi li deprecijacija u konačnici mogla djelovati negativno na hrvatsko gospodarstvo. Osnovna istraživačka hipoteza glasi: Deprecijacija realnog deviznog tečaja kune kroz učinak konkurentnosti i učinak bogatstva djeluje dvojako na hrvatsko gospodarstvo. Putem učinka konkurentnosti deprecijacija dovodi do smanjenja deficita tekućeg računa bilance plaćanja, što predstavlja pozitivan utjecaj na hrvatsko gospodarstvo. Međutim, deprecijacija putem učinka bogatstva dovodi do smanjenja bogatstva, što za posljedicu ima smanjenje osobne potrošnje, a to će se u konačnici negativno odraziti na gospodarstvo Hrvatske. Druga istraživačka hipoteza jest da je deprecijacija realnog deviznog tečaja kune u uvjetima previsoke zaduženosti Hrvatske neprimjeren instrument za poticanje gospodarskog rasta.

2. PODACI I METODE ISTRAŽIVANJA

2.1. Podaci

U skladu s provedenim empirijskim istraživanjima i na temelju ekonomske teorije koja govori o utjecaju promjene realnog deviznog tečaja putem učinka konkurentnosti i učinka bogatstva, u radu su korištene sljedeće varijable:

- devizni tečaj,
- bogatstvo,
- neto izvoz i
- osobna potrošnja.

Podaci o realnom deviznom tečaju, inozemnom dugu i štednji preuzeti su iz Statističkog pregleda Hrvatske narodne banke, podaci o izvozu i uvozu iz Mjesečnih izvješća Državnog

zavoda za statistiku, dok su podaci o osobnoj potrošnji preuzeti iz baze Eurostata. U analizi su korišteni podaci za razdoblje od drugog tromjesečja 2004. do prvog tromjesečja 2011. godine.

Devizni tečaj prikazan je indeksom realnog efektivnog tečaja kao ponderirani geometrijski prosjek indeksa bilateralnih tečajeva kune korigiranih odgovarajućim indeksima relativnih cijena (odnos indeksa potrošačkih cijena u zemljama partnerima i domaćih cijena). U radu su za deflacioniranje korišteni indeksi potrošačkih cijena, 2005. =100.

Bogatstvo je dano razlikom domaćeg bogatstva i inozemnog duga. Inozemni dug predstavljaju podaci o bruto inozemnom dugu iskazanom kao zbroj bruto inozemnog duga javnog sektora, privatnog sektora za koji jamči javni sektor i privatnog sektora za koji ne jamči javni sektor. Izvorni podaci dani su u milijunima eura. Domaće bogatstvo aproksimirano je štednjom u bankama, točnije zbrojem kunskih i deviznih štednih depozita po viđenju, kunskih i deviznih oročenih depozita te kunskih i deviznih depozita s otkaznim rokom. Izvorni podaci štednje dani su u milijunima kuna, a kako je vrijednost inozemnog duga dana u eurima, upotrebom podataka o srednjem deviznom tečaju podaci su iskazani u milijunima eura. Budući da je bogatstvo negativno, pri procjeni regresijske jednadžbe se koriste pozitivne vrijednosti kako bi se moglo provesti logaritmiranje. Pri tome treba primijetiti da povećanje stranog bogatstva koje je negativno znači povećanje inozemnog duga. Nominalne vrijednosti štednje i inozemnog duga deflacionirane su indeksima potrošačkih cijena s baznom godinom 2005., a preuzeti su iz Statističkog pregleda Hrvatske narodne banke. Prema metodološkom objašnjenju, indeks potrošačkih cijena u Republici Hrvatskoj izračunava se na temelju reprezentativne košarice koju čini oko 740 proizvoda. Svakog mjeseca prikuplja se oko 33 400 cijena na unaprijed definiranom uzorku prodajnih mjesta na devet geografskih lokacija.

Neto izvoz aproksimiran je koeficijentom pokrivenosti uvoza izvozom. Dva su razloga za njegovo korištenje. Naime, koeficijent pokrivenosti uvoza izvozom, izračunat kao omjer izvoza i uvoza, nije osjetljiv na mjerne jedinice. Nadalje, kada bi neto izvoz bio dan razlikom izvoza i uvoza, bilo bi potrebno deflacionirati ga u svrhu dobivanja realnih vrijednosti pa time rezultat može biti osjetljiv na izbor indeksa cijena. Međutim, kada je riječ o omjeru, moguće ga je interpretirati i u realnom i u nominalnom izrazu, bez potrebe provođenja postupka deflacioniranja [6].

Podaci o osobnoj potrošnji dani su u stalnim cijenama, a dobiveni su metodom lančanih indeksa cijena koji su vezani za referentnu 2005. godinu. Vrijednosti su iskazane u milijunima eura.

Nakon svođenja nominalnih vrijednosti na realne vrijednosti, za sve varijable provedena je logaritamska transformacija. Prema tome, definirane su sljedeće varijable:

- LRTEC – logaritamska vrijednost indeksa realnog efektivnog tečaja, 2005.=100, originalni niz dan je u indeksnim poenima,
- LW – logaritamska vrijednost bogatstva, 2005.=100, originalni niz dan je u milijunima eura
- LTB – logaritamske vrijednosti koeficijenata pokrivenosti uvoza izvozom, danih sljedećom jednakosti:

$$LN\left(\frac{IZVOZ}{UVOZ}\right) = LN(IZVOZ) - LN(UVOZ), \quad (1)$$

- LPC – logaritamske vrijednosti realne osobne potrošnje, 2005.=100, originalni niz dan je u milijunima eura.

Prije provođenja regresijske analize, provedena je grafička analiza kretanja prethodno navedenih varijabli u promatranom razdoblju. Zbog prisutne sezonalnosti, sve varijable, osim inozemnog duga i tečaja, su desezonirane Tramo/Seats metodom korištenjem programa Demetra 2.2.⁴

Prema Grafikonu 1, kod niza indeksa realnog efektivnog tečaja uočava se prisutnost blagih sezonskih utjecaja kao i trend komponente. Naime, realni devizni tečaj pokazuje blago opadajući trend. Aprecijacijski pritisci najizraženiji su u ljetnim mjesecima, što je očekivano budući da turistička sezona utječe na potražnju banaka za kunama kako bi se zadovoljile potrebe turista za vrijeme trajanja sezone.



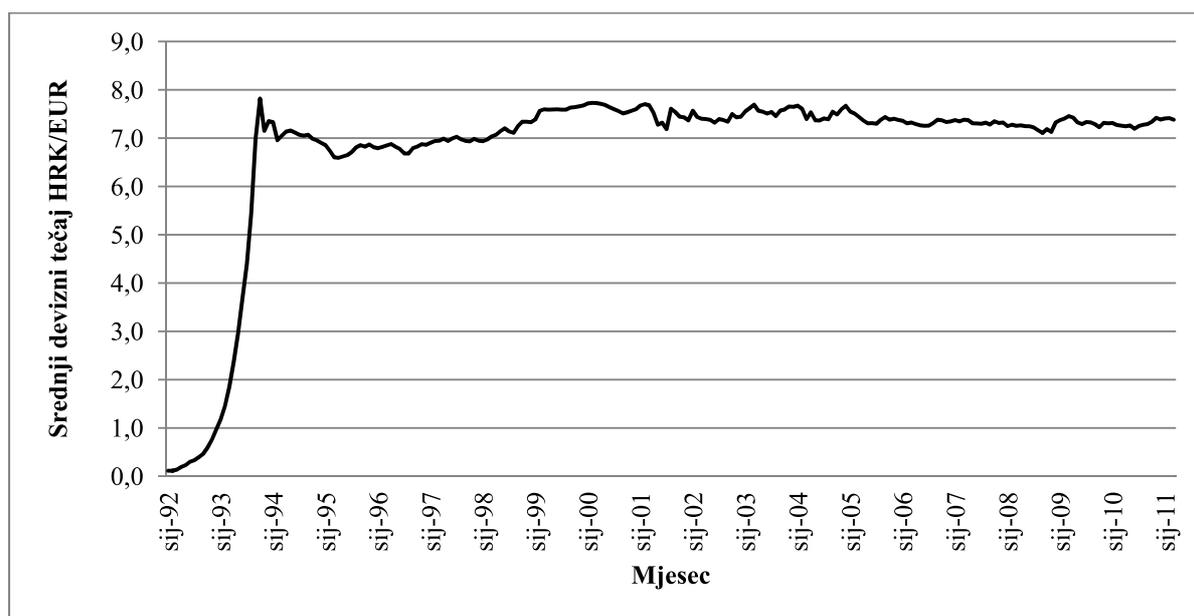
Izvor: HNB

Grafikon 1. Indeksi realnog efektivnog tečaja u razdoblju od drugog tromjesečja 2004. do prvog tromjesečja 2011. godine u Republici Hrvatskoj, 2005.=100

Međutim, Hrvatska narodna banka intervenira na deviznom tržištu kako bi spriječila prevelike tečajne oscilacije i održavala relativnu stabilnost tečaja. Na Grafikonu 2 prikazano je kretanje nominalnog tečaja kune prema euru od siječnja 1992. do siječnja 2011. godine. Za razdoblja od početka vremenske serije 1992. godine do uvođenja kune 30. svibnja 1994. srednji devizni tečajevi koji se primjenjuju na kraju razdoblja iskazani su u kunskoj vrijednosti tako da su iznosi denominirani dijeljenjem s tisuću (1.000). Kod vremenske serije tečaja postoji lom krajem 1993. godine, do kada je zbog hiperinflacije tečaj nekontrolirano rastao. Hrvatska narodna banka održava stabilnost tečaja kune prema euru radi očuvanja stabilnosti cijena, budući da je Hrvatska visoko eurizirana, te su cijene osjetljive na promjene tečaja. Stabilizacijskim programom 1993. godine provedeno je fiksiranje tečaja za njemačku marku. Tečaj nakon toga vrlo malo varira. Prema navodu HNB-a, tečaj kune prema njemačkoj marki

⁴ Eurostat koristi Tramo/Seats metodu za desezoniranje vremenskih serija.

odnosno euru kretao se u razdoblju od njezina uvođenja 30. svibnja 1994. godine do današnjih dana u rasponu od plus/minus 6% oko prosječnog tečaja ostvarenog u tom razdoblju. Uzmemo li, primjerice, srednje vrijednosti deviznog tečaja HRK/EUR, u razdoblju od 2000. do 2010. godine, prosječna vrijednost tečaja je 7,4 HRK/EUR s prosječnim odstupanjem 0,14 HRK/EUR, odnosno 1,84%. Prema tome, iako HNB navodi da Hrvatska ima režim fluktuirajućeg tečaja, u stvarnosti je tečaj sidro monetarne politike čiji je osnovni cilj stabilnost cijena, i kao takav se mijenja u vrlo uskim granicama. Prema tome, zbog uskih granica kretanja tečaja HRK/EUR vrijednosti varijable LRTEC nisu sezonalne.

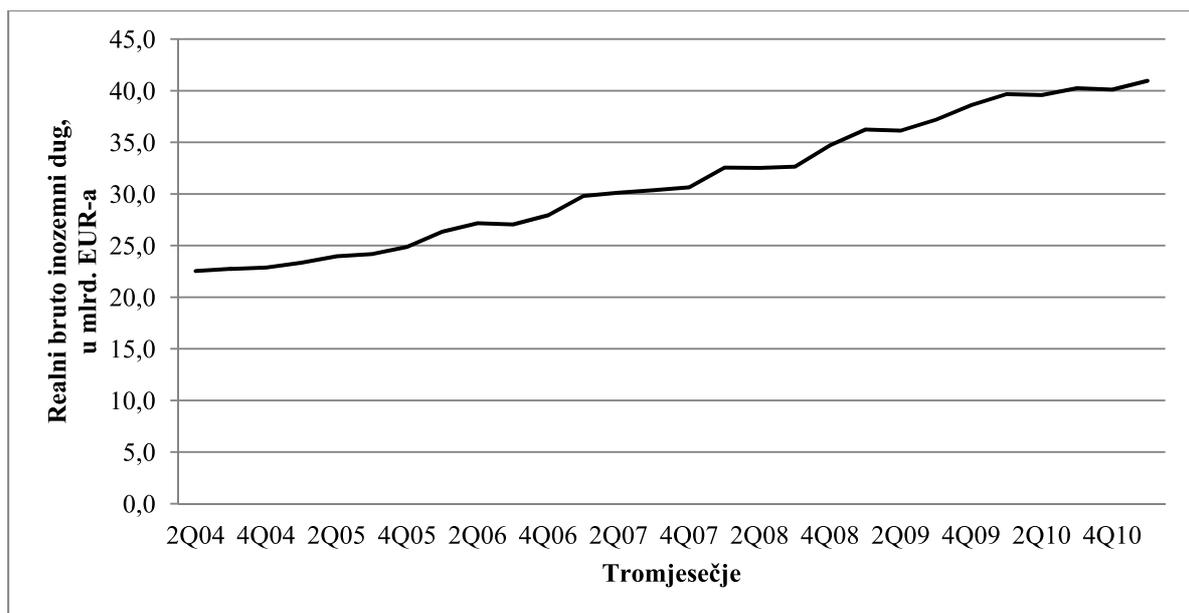


Izvor: HNB

Grafikon 2: Srednji devizni tečaj HRK/EUR od siječnja 1992. do ožujka 2011.

Kako su neto izvoz i osobna potrošnja dvije sastavnice BDP-a, od iznimne je važnosti promatrati njihova kretanja, nastala kao posljedica promjene realnog deviznog tečaja, jer svojim promjenama uvelike utječu na ekonomski rast zemlje. Izvoz i uvoz iz godine u godinu bilježe rast. Ipak, rast uvoza izraženiji je od rasta izvoza, što svakako ne pridonosi poboljšanju trgovinskog salda. Takva nepovoljna dinamika kretanja izvoza i uvoza te izražene fluktuacije dodatno destabiliziraju gospodarsku situaciju zemlje. Zanimljivo je kako u situacijama kada pada uvoz, dolazi i do usporednog pada izvoza. Za promjenu trenda kretanja i smanjenja deficita, trendovi navedenih varijabli trebaju se promijeniti, a smanjenje uvoza treba biti popraćeno izraženijim rastom izvoza. S druge strane, osobna potrošnja imala je rastući trend sve do pojave recesije, kada od prvog tromjesečja 2009. počinje bilježiti drastičan pad. Takva nepovoljna kretanja odraz su nepovoljne ekonomske situacije cjelokupnog hrvatskog gospodarstva. Svakako treba naglasiti kako je osobna potrošnja, prema relativnom udjelu, važnija sastavnica BDP-a od neto izvoza, odnosno svojim promjenama može snažnije i brže djelovati na ekonomski rast zemlje. Relativni udio osobne potrošnje u BDP-u u 2010. godini iznosio je 55,62%, dok je neto izvoz činio svega 0,51% BDP-a [16]. U prilog činjenici da će deprecijacija u konačnici smanjiti osobnu potrošnju govori valutna struktura kredita banaka stanovništvu. Prema njoj, više od 70% kredita odobreno je uz valutnu klauzulu, odnosno većina duga denominirana je u stranoj valuti [26].

Na temelju Grafikona 3 vidljivo je kako realni bruto inozemni dug ima tendenciju rasta, dok sezonski utjecaj nije prisutan. Brojni pokazatelji inozemne zaduženosti pokazuju koliko je inozemni dug veliki problem Hrvatske. Hrvatska narodna banka objavljuje podatke o glavnim relativnim pokazateljima inozemne zaduženosti, a to su udio inozemnog duga u BDP-u i udio inozemnog duga u izvozu roba i usluga. Također, navedeni pokazatelji neizravno pokazuju i solventnost dužnika, odnosno njegovu sposobnost urednog servisiranja obveza. U promatranom razdoblju udio inozemnog duga u BDP-u povećavao se velikom brzinom. U 2004. godini taj pokazatelj je iznosio 69,5% da bi se u 2010. godini taj postotak povećao na 101,2% te je trenutno inozemni dug veći od bruto domaćeg proizvoda. Na temelju klasifikacije Svjetske banke, zemlja se smatra visoko zaduženom ako udio njezina inozemnog duga prijeđe kritičnu razinu od 220% vrijednosti njezina izvoza robe i usluga. U Hrvatskoj za 2010. godinu udio inozemnog duga iznosi 264,1% vrijednosti izvoza robe i usluga. Uspoređujući Hrvatsku s drugim zemljama u Europi, može se primijetiti kako je udio inozemnog duga u BDP-u sličan onome u Bugarskoj, Sloveniji i Mađarskoj. Ipak, vrijednost njihova izvoza puno je veća nego vrijednost hrvatskog izvoza, čime se prema pokazatelju udjela inozemnog duga u izvozu roba i usluga one ne svrstavaju u visoko zadužene zemlje [26].

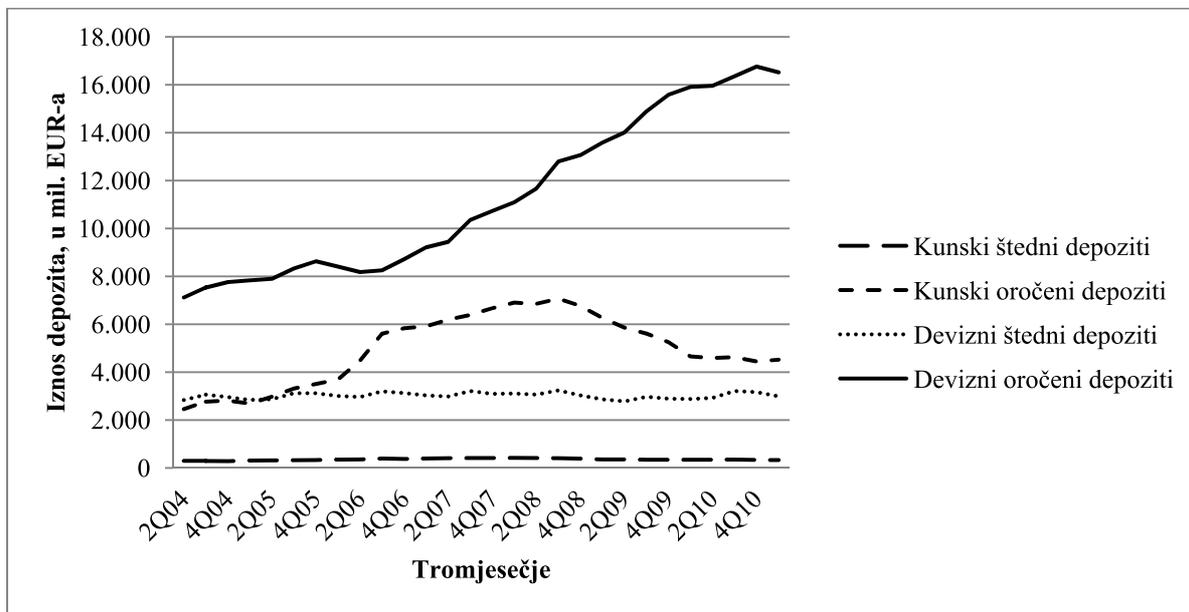


Izvor: HNB

Grafikon 3. Realni bruto inozemni dug u razdoblju od drugog tromjesečja 2004. do prvog tromjesečja 2011. godine u Republici Hrvatskoj

S obzirom na visoku razinu duga, bogatstvo koje je dano razlikom štednje i inozemnog duga je negativno. Deprecijacija bi mogla dodatno pogodovati smanjenju štednje, što bi imalo ozbiljne posljedice na bankarski sustav, ali i negativan utjecaj na cjelokupno gospodarstvo. Prema Grafikonu 4, banke u svojim izvorima sredstava imaju pretežito depozite u stranoj valuti, od kojih glavninu čine devizni oročeni depoziti, pa stoga odobravaju kredite denominirane u stranoj valuti, odnosno kredite indeksirane uz stranu valutu. S obzirom na veliku valutnu izloženost privatnog i javnog sektora, odnosno na stupanj euriziranosti bankarskog sustava, depreciacijska očekivanja mogla bi potaknuti valutnu supstituciju što

bi uzrokovalo povlačenje depozita, odnosno smanjenje štednje. Umjerena bi deprecijacija prouzročila znatne negativne bilančne efekte i kreditne gubitke banaka [25], [40]. Osim toga, smanjenje štednje uzrokuje smanjenje bogatstva, a takva se kretanja u konačnici negativno odražavaju na bruto domaći proizvod.



Grafikon 4. Iznos depozita u bankama u razdoblju od drugog tromjesečja 2004. do prvog tromjesečja 2011. godine u Republici Hrvatskoj

2.2. Model jednostavne linearne regresije

Model linearne regresije koristi se u empirijskim istraživanjima s ciljem proučavanja međusobnog odnosa dviju ili više varijabli. Kako je u ovom radu primijenjena metoda jednostavne linearne regresije, u nastavku će kroz dva modela biti ispitan odnos zavisne varijable y i nezavisne varijable x . Jednostavni linearni regresijski model objašnjava kako se zavisna varijabla y mijenja s promjenom nezavisne varijable x [45]. Polazni model populacije je:

$$y = \alpha + \beta x_i + e_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2)$$

U navedenoj jednadžbi, vrijednost zavisne varijable y linearna je kombinacija poznate vrijednosti nezavisne varijable x , nepoznatih parametara α i β i nepoznate vrijednosti slučajne varijable e [38]. Slučajna varijabla e zove se pogreška relacije i nekoliko je razloga zašto je ona dio modela. Prvo, kada bi svaka vrijednost slučajne varijable e bila jednala nuli, model bi bio deterministički. Drugo, njenim prisustvom brojčano se izražavaju efekti izostavljenih varijabli u modelu. Nadalje, ona predstavlja utjecaje nesistematskih i nepredvidivih utjecaja na zavisnu varijablu te na kraju, izražava pogreške nastale mjerenjem vrijednosti zavisne varijable [1], [15].

Međutim, kako je u praksi nemoguće na temelju podataka odrediti vrijednost parametara α i β , u svrhu njihove procjene primjenjuju se razne metode. Ipak, najčešće korištena metoda je metoda najmanjih kvadrata. Ona se sastoji u izboru onih procjena nepoznatih

parametara koje minimiziraju sumu kvadrata odstupanja empirijskih vrijednosti zavisne varijable y_i od procijenjenih ili regresijskih vrijednosti [38]. Model uzorka je:

$$\hat{y} = \hat{a} + \hat{\beta}x_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (3)$$

U svrhu utvrđivanja kako je metoda najmanjih kvadrata najbolji odabir za procjenu nepoznatih parametara modela jednostavne linearne regresije, potrebno je ispitati pretpostavke modela, a koje su detaljnije objašnjene u nastavku rada.

2.2.1. Heteroskedastičnost varijance

Jedna od pretpostavki modela jednostavne linearne regresije kaže kako je varijanca slučajne varijable e konstantna i jednaka σ^2 , tj. homoskedastična, odnosno da vrijedi:

$$Var(e_i) = \sigma^2 = \text{konstanta}, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (4)$$

Problem heteroskedastičnosti je prisutan kada su varijance slučajnih varijabli u linearnom regresijskom modelu promjenjive. Heteroskedastičnost je moguće otkriti grafičkim putem i postupcima testiranja. Grafički se može uočiti promatrajući dijagram rasipanja, a problem je prisutan kada reziduali pokazuju sistematska odstupanja za različite vrijednosti nezavisne varijable [1]. Ukoliko je prisutan problem heteroskedastičnosti, procjenitelji parametara metodom najmanjih kvadrata su nepristrani i konzistentni, ali više nisu efikasni. U tom slučaju dolazi do pogrešnog izračunavanja varijance, odnosno standardnih pogrešaka procijenjenih parametara, te se ne mogu provoditi testiranja statističkih hipoteza. Intervalne procjene i testovi značajnosti pojedinih regresorskih varijabli nisu više valjani i mogu navesti na pogrešne zaključke [33].

Problem heteroskedastičnosti moguće je otkloniti dvama postupcima kojima se modificiraju metode statističke analize regresijskog modela. Odabir postupka ovisi o tome je li oblik varijabilnosti poznat ili ne. U slučaju poznavanja oblika varijabilnosti varijance, za procjenu parametara modela linearne regresije koristi se vagana metoda najmanjih kvadrata. Ako nije moguće odrediti oblik varijabilnosti, predlaže se deflacioniranje vrijednosti varijabli u svrhu stabilizacije varijance i postizanja homoskedastičnosti [7], [33].

2.2.2. Autokorelacija grešaka relacije

Autokorelacija grešaka relacije javlja se u slučaju kada je narušena pretpostavka o međusobnoj nekoreliranosti slučajnih varijabli e , odnosno da vrijedi:

$$Cov(e_i, e_j) = 0, \quad i \neq j, \quad i, j = 1, 2, \dots, n \quad (5)$$

Taj se problem često javlja kod vremenskih regresijskih modela i ako ga zanemarimo, daljnja analiza mogla bi dovesti do netočnih zaključaka. Prisutnošću autokorelacije,

isto kao i u slučaju prisutnosti heteroskedastičnosti, izračunavanje standardnih pogrešaka procijenjenih parametara te računanje t-omjera može biti pogrešno, a intervalne procjene, t- i F-testovi značajnosti ne mogu se provoditi. Problem autokorelacije može se pojaviti iz više razloga, a to su, primjerice, pogrešna specifikacija modela ili pogrešna specifikacija svojstava slučajnih varijabli, a može se pojaviti i zbog transformacije izvornih vrijednosti varijabli izraženih u obliku vremenskih serija [7].

Problem autokorelacije grešaka relacije može se uočiti grafički, promatranjem autokorelacijske funkcije rezidualnih odstupanja, odnosno korelograma te postupcima testiranja. U ovome radu testiranje autokorelacije provedbom Durbin-Watsonovog testa nije moguće. Njime se ne mogu provoditi testiranja ako je primijenjen autoregresijski model, ako su u modelu prisutne diferencirane vrijednosti varijabli te u slučaju kada su nezavisne varijable stohastičke. U slučaju postojanja autokorelacije grešaka relacije procjenitelj parametara metodom najmanjih kvadrata neefikasan, postupak procjenjivanja parametara modela linearne regresije potrebno je modificirati. Jedna od metoda koja se primjenjuje u tu svrhu je uvrštavanje autoregresijskog procesa, $AR(p)$, te procesa pomičnih presjeka, $MA(q)$, u regresijsku jednadžbu [1].

U nastavku rada dani su rezultati empirijske analize dvaju modela jednostavne linearne regresije. Oba modela procijenjena su metodom najmanjih kvadrata te su provedeni dijagnostički testovi s ciljem ispitivanja jesu li ispunjene prethodno navedene pretpostavke modela.

3. REZULTATI PROCJENE UČINKA KONKURENTNOSTI NA NETO IZVOZ

Prvim modelom jednostavne linearne regresije analizirana je promjena realnog deviznog tečaja putem učinka konkurentnosti. Zavisna varijabla u modelu je neto izvoz aproksimiran koeficijentom pokrivenosti uvoza izvozom, dok je nezavisna varijabla realni devizni tečaj.

Prije same analize modela, potrebno je ispitati stacionarnost varijabli. Vremenski niz smatra se stacionarnim u širem smislu ako očekivana vrijednost i varijanca populacije ne ovise o vremenu t te ako kovarijanca dvaju članova niza y_t i y_{t+s} razmaknutih za s razdoblja ovisi o razmaku s , ali ne o vremenu t [15]. Naime, u većini vremenskih serija prisutna je trend komponenta pa se očekivana vrijednost nizova mijenja tijekom vremena uzrokujući nestacionarnost varijabli. Korištenje nestacionarnih varijabli može upućivati na povezanost varijabli u modelu kada ona zapravo ne postoji te se mogu dobiti statistički značajni rezultati, iako model nema ekonomskog smisla, odnosno javlja se „prividna regresija“. U svrhu postizanja stacionarnosti, varijablu je potrebno diferencirati d puta kako bi postala stacionarna. Za ispitivanje stacionarnosti varijabli provode se testovi jediničnog korijena [1], [18].

U radu su vremenske serije analizirane provedbom ADF (prošireni Dickey-Fullerov) testa jediničnog korijena. Nulta hipoteza pretpostavlja postojanje jediničnog korijena, tj. da su vremenski nizovi nestacionarni. Odluka se donosi usporedbom kritične vrijednosti Dickey-Fullerove distribucije i ADF t-test veličine odabranih varijabli u razinama. Kritična vrijednost Dickey-Fullerove distribucije za veličinu uzorka 28 uz signifikantnost 1% iznosi -4,34 dok je empirijska test veličina za varijablu neto izvoz jednaka -1,14, a za varijablu

realni tečaj -0,79. U oba slučaja prihvaćamo nultu hipotezu o postojanju jediničnog korijena te su zbog problema stacionarnosti varijable diferencirane.⁵

Nakon diferenciranja varijabli, analizira se sljedeći model:

$$\Delta LTB = \alpha + \beta \Delta LRTEC + e_t \quad (6)$$

U svrhu procjene valjanosti modela provedeni su dijagnostički testovi. Najprije je testirana pretpostavka o međusobnoj nekoreliranosti vrijednosti slučajne varijable e_t , odnosno da vrijedi $Cov = (e_i, e_j) = 0, i \neq j, i, j=1, 2, \dots, n$. Proveden je Breusch-Godfreyjev test, čija test veličina $LM = nR^2$ pripada $\chi^2(p)$ -distribuciji. Nulta hipoteza pretpostavlja nepostojanje autokorelacije grešaka relacije, a odbacuje se u slučaju kada je empirijska vrijednost LM veća od kritične vrijednosti $\chi^2(p)$ -distribucije za zadanu razinu signifikantnosti [7]. Prema dobivenim rezultatima, empirijska LM test veličina iznosi $nR^2=0,4745$, a pripadajuća empirijska razina signifikantnosti je 0,7888. Na temelju toga zaključuje se kako u modelu ne postoji problem autokorelacije grešaka relacije.⁶ Do istog rezultata dolazi se i provedbom Ljung-Boxovog testa. Nulta hipoteza pretpostavlja nepostojanje autokorelacije grešaka relacije do reda k , odnosno da su svi koeficijenti autokorelacije jednaki nuli, te da je niz grešaka relacije čisti slučajni proces. Kako su, prema dobivenim rezultatima, za svaki pomak k Ljung-Boxove Q-testovne veličine nesignifikantne, prihvaća se nulta hipoteza o nekoreliranosti grešaka relacije sve do reda $k=10$.⁷

Nadalje, testirana je pretpostavka o nepromjenjivosti varijance slučajnih varijabli. Proveden je Whiteov LM test koji, naspram ostalih testova, ima određene prednosti. Prvo, ne specificira se oblik heteroskedastičnosti, zatim se ne pretpostavlja normalna distribucija grešaka relacije e_t , te se ne pretpostavlja da su unaprijed poznati regresori z_t u pomoćnoj regresiji [1], [7]. Test veličina Whiteovog testa jednaka je $W = nR^2$, pri čemu je n veličina uzorka, a R^2 je koeficijent determinancije. Test veličina prati $\chi^2(r)$ – distribuciju, pri čemu je r broj stupnjeva slobode određen brojem nezavisnih varijabli. Nulta hipoteza koja pretpostavlja homoskedastičnost, tj. nepromjenjivost varijance grešaka relacije, odbacuje se ako je za zadanu razinu signifikantnosti test veličina veća od teorijske veličine, odnosno kada je empirijska razina signifikantnosti manja od razine značajnosti. Prema rezultatima testa, empirijska LM test veličina jednaka je 1,7697, a pripadajuća empirijska razina signifikantnosti iznosi 0,4128 te stoga prihvaćamo nultu hipotezu na svakoj razumnoj razini značajnosti.⁸

Budući da model prolazi dijagnostičke testove, procijenjena regresijska jednadžba, čiji je ispis dan u Tablici 1, glasi:

$$\Delta LTB = 0.010285 + 1.346619 \Delta LRTEC \quad (7)$$

(0.005367) (0.483729)

⁵ Rezultati ADF testa jediničnog korijena u programu EViews dostupni su na zahtjev.

⁶ Rezultati procjene regresijskog modela i Breusch-Godfreyjevog testa u programu EViews dostupni su na zahtjev.

⁷ Prikaz autokorelacijske i parcijalne autokorelacijske funkcije te rezultati Ljung-Boxovog testa u programu EViews dostupni su na zahtjev.

⁸ Rezultati Whiteovog testa u programu EViews dostupni su na zahtjev.

Koeficijent uz nezavisnu varijablu je statistički značajan na razini značajnosti 5%, budući da je empirijski omjer koji iznosi 2,7838, veći od teorijskog t-omjera jednakog 1,70329, odnosno pripadajuća p-vrijednost iznosi 0,0101. Pozitivan predznak je u skladu s ekonomskom teorijom. Prve diferencije logaritamskih vrijednosti pojedine varijable označavaju postotne promjene vrijednosti varijable [12]. Dakle, prema procijenjenom regresijskom modelu, povećanje realnog deviznog tečaja za 1% uzrokovalo bi prosječno povećanje neto izvoza za 1,35 %.

Tablica 1. Rezultati procjene prve regresijske jednadžbe (EViews 7)⁹

Dependent Variable: Δ LTB

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2004Q3 2011Q1

Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.010285	0.005367	1.916414	0.0668
Δ LRTEC	1.346619	0.483729	2.783830	0.0101
R-squared	0.236634	Mean dependent var		0.007104
Adjusted R-squared	0.206100	S.D. dependent var		0.030581
S.E. of regression	0.027248	Akaike info criterion		-4.296500
Sum squared resid	0.018561	Schwarz criterion		-4.200512
Log likelihood	60.00275	Hannan-Quinn criter.		-4.267958
F-statistic	7.749709	Durbin-Watson stat		2.175798
Prob(F-statistic)	0.010085			

Izvor: Izračun autora

4. REZULTATI PROCJENE UČINKA PROMJENE BOGASTVA NA OSOBNU POTROŠNJU

Drugim modelom jednostavne linearne regresije analizirana je promjena osobne potrošnje nastala uslijed promjene bogatstva. Zavisna varijabla u modelu je bogatstvo, dok je nezavisna varijabla osobna potrošnja. Kako bi analiza modela bila potpuna, prije procjene parametara potrebno je ispitati stacionarnost varijabli te je u tu svrhu proveden ADF

⁹ Dependent Variable = zavisna varijabla; Method: Least Squares = metoda najmanjih kvadrata; Coefficient = koeficijent; Std. Error = standardna pogreška; t-Statistic = t-test veličina; Prob. = p-vrijednost; R-squared = koeficijent determinancije; Adjusted R-squared = korigirani koeficijent determinancije; S.E. of regression = procijenjena standardna devijacija regresije; Sum squared resid = rezidualna suma kvadrata; Log likelihood = vrijednost logaritamske funkcije najveće vjerodostojnosti; Durbin-Watson stat = Durbin-Watsonova test veličina; Mean dependent var = aritmetička sredina zavisne varijable; S.D. dependent var = standardna devijacija zavisne varijable; Akaike info criterion = Akaikeov informacijski kriterij; Schwarz criterion = Schwartzov kriterij; F-statistic = F-omjer; Prob (F-statistic) = empirijska razina signifikantnosti za F-test

test jediničnog korijena. Provođenjem ADF testa jediničnog korijena utvrđeno je kako su varijable bogatstvo i osobna potrošnja nestacionarne u razinama. Usporedbom prethodno spomenute kritične vrijednosti Dickey-Fullerove distribucije koja je jednaka -4,34 i empirijske test veličine koja za varijablu bogatstvo iznosi -2,66, dok je za osobnu potrošnju jednaka -1,55, prihvaća se nulta hipoteza o postojanju jediničnog korijena te su vrijednosti varijabli diferencirane.¹⁰

Model koji se procjenjuje je sljedeći:

$$\Delta LPC = \alpha + \beta \Delta LW + e_t \quad (8)$$

Prema ispisu danom u Tablici 2, procijenjena regresijska jednadžba glasi:

$$\Delta LPC = 0.005034 - 0.103738 \Delta LW \quad (9)$$

(0.003293) (0.054580)

Koeficijent uz nezavisnu varijablu je negativan i statistički signifikantan na razini 5%, budući da je empirijski omjer koji iznosi -1.900680, manji od teorijskog t-omjera jednakog -1,70562, odnosno pripadajuća p-vrijednost iznosi 0,03445. Prema regresijskoj jednadžbi pad bogatstva za 1%, uzrokovalo bi prosječno smanjenje osobne potrošnje za 0,10%. Budući da je Hrvatska visokozadužena zemlja, ovakav rezultat je u skladu s ekonomskom teorijom.

Tablica 2. Rezultati procjene druge regresijske jednadžbe (EViews 7)

Dependent Variable: ΔLPC

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 2004Q3 2011Q1

Included observations: 27 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.005034	0.003293	1.529021	0.1388
ΔLW	-0.103738	0.054580	-1.900680	0.0689
R-squared	0.126259	Mean dependent var		0.001965
Adjusted R-squared	0.091309	S.D. dependent var		0.015640
S.E. of regression	0.014909	Akaike info criterion		-5.502539
Sum squared resid	0.005557	Schwarz criterion		-5.406551
Log likelihood	76.28428	Hannan-Quinn criter.		-5.473997
F-statistic	3.612586	Durbin-Watson stat		1.260888
Prob(F-statistic)	0.068934			

Izvor: Izračun autora

¹⁰ Rezultati ADF testa jediničnog korijena u programu EViews dostupni su na zahtjev.

S ciljem procjene valjanosti modela provedeni su dijagnostički testovi. Za testiranje heteroskedastičnosti proveden je Whiteov test. Na temelju dobivenih rezultata, test veličina jednaka je 2,527702, a pripadajuća p-vrijednost iznosi 0,2826 te se na razini značajnosti 10% ne može odbaciti nulta hipoteza.¹¹

Pretpostavka o postojanju autokorelacije slučajnih varijabli testirana je provođenjem Breusch-Godfreyjeva testa te promatranjem korelograma rezidualnih odstupanja. Na temelju dobivenih rezultata, LM test veličina iznosi 7,274594, a pripadajuća p-vrijednost jednaka je 0,1221. Stoga se na svakoj razumnoj razini značajnosti prihvaća nulta hipoteza o nepostojanju autokorelacije grešaka relacije. Do istog zaključka dolazi se na temelju koeficijentata autokorelacije i parcijalne autokorelacije, koji ne odstupaju značajno od nule. Pripadajuće empirijske razine signifikantnosti veće su od razine signifikantnosti od 10%, te se na toj razini značajnost prihvaća nulta hipoteza o nekoreliranosti grešaka relacije.¹²

Prema tome, analizom je potvrđena osnovna istraživačka hipoteza prema kojoj deprecijacija realnog deviznog tečaja kune djeluje dvojako na hrvatsko gospodarstvo putem učinka konkurentnosti i bogatstva. Pokazano je da deprecijacija kroz učinak konkurentnosti djeluje pozitivno na hrvatsko gospodarstvo i dovodi do smanjenja vanjskotrgovinskog deficita. S druge strane, pokazano je da deprecijacija djeluje negativno putem učinka bogatstva, dovodeći do smanjenja bogatstva što za posljedicu ima smanjenje osobne potrošnje. Analiza je pokazala kako porast realnog deviznog tečaja uzrokuje veće relativno povećanje neto izvoza nego što promjena bogatstva uzrokuje relativno smanjene osobne potrošnje. Bitno je napomenuti da je deficit vanjskotrgovinske bilance u prvom tromjesečju 2011. iznosio 7 milijardi kuna [16], dok je inozemni dug u istom razdoblju bio jednak 303,2 milijardi kuna [26]. Isto tako, osobna potrošnja, s relativno većim udjelom, važnija je sastavnica BDP-a od neto izvoza, čime njezino kretanje značajnije utječe na gospodarstvo. U takvim uvjetima, zbog puno većeg apsolutnog iznosa inozemnog duga i osobne potrošnje nego deficita vanjskotrgovinske bilance, deprecijacija realnog deviznog tečaja kune je neprimjeren instrument za poticanje gospodarskog rasta, što potvrđuje drugu istraživačku hipotezu.

5. ZAKLJUČAK

Smanjenje deficita vanjskotrgovinske bilance i poticanje konkurentnosti ciljevi su kojima teže nositelji ekonomske politike u Hrvatskoj. Postoji niz mjera kojima se može potaknuti konkurentnost i ostvariti povećanje neto izvoza, a jedna od njih je i deprecijacija realnog deviznog tečaja. Stoga je u radu analizirano djelovanje deprecijacije na hrvatsko gospodarstvo putem dvaju učinaka: učinka konkurentnosti i učinka bogatstva. U tu svrhu procijenjena su dva modela jednostavne linearne regresije, kojima su prikazana kretanja neto izvoza i osobne potrošnje kao posljedica promjene realnog deviznog tečaja, odnosno bogatstva.

Povećanje realnog deviznog tečaja pozitivno će djelovati na neto izvoz, ali će se usporidno time smanjivati bogatstvo aproksimirano razlikom štednje i inozemnog duga. Dakle, pozitivno djelovanje deprecijacije preko učinka konkurentnosti bit će popraćeno negativ-

¹¹ Rezultati Whiteovog testa u programu EViews dostupni su na zahtjev.

¹² Rezultati Breusch-Godfreyjevog testa te prikaz korelograma rezidualnih odstupanja u programu EViews dostupni su na zahtjev.

nim djelovanjem promjene tečaja putem učinka bogatstva. Dobiveni predznaci u skladu su s ekonomskom teorijom i empirijskim istraživanjima visokozaduženih zemalja. Analiza je pokazala kako porast realnog deviznog tečaja uzrokuje veće relativno povećanje neto izvoza u usporedbi s relativnim smanjenjem osobne potrošnje uzrokovanim smanjenjem bogatstva. Ipak, dobivene rezultate treba promatrati s oprezom, te je pozitivne učinke deprecijacije preko učinka konkurentnosti potrebno usporediti s nekoliko mogućih negativnih učinaka. Hrvatsko gospodarstvo karakterizira vrlo visoki inozemni dug, koji je veći od bruto domaćeg proizvoda te se time Hrvatska svrstava u visokozadužene zemlje. Daljnje povećanje duga dodatno bi opteretilo državu, a time i cjelokupno gospodarstvo, jer bi bila potrebna dodatna financijska sredstva za uspješno servisiranje duga. Nadalje, pogoršala bi se solventnost države, odnosno dodatno bi se smanjila sposobnost urednog servisiranja inozemnog duga. Isto tako, s obzirom na visoku euriziranost bankarskog sektora, deprecijacija bi prouzročila smanjenje štednje, što s usporednim povećanjem inozemnog duga, pogoduje smanjenju bogatstva. Na kraju, kako je većina kredita u Hrvatskoj odobrena uz valutnu klauzulu, povećao bi se iznos kredita stanovništva, čime bi ostalo manje novaca stanovništvu za osobnu potrošnju.

U radu su potvrđene obje istraživačke hipoteze. Analiza je pokazala kako deprecijacija kroz učinak konkurentnosti dovodi do smanjenja deficita tekućeg računa bilance plaćanja. Međutim, putem učinka bogatstva deprecijacija utječe na smanjenje osobne potrošnje, što je posljedica povećanja inozemnog duga. Budući da je vrijednost inozemnog duga izrazito veća od vrijednosti izvoza, a osobna potrošnja važnija sastavnica BDP-a, pogledom na dobivene rezultate može se zaključiti kako će u takvoj situaciji, unatoč relativno većem povećanju neto izvoza od smanjenja osobne potrošnje, negativan učinak bogatstva poništiti pozitivan učinak konkurentnosti, a to će u konačnici imati negativan utjecaj na ekonomski rast zemlje. S obzirom na trenutnu situaciju u Hrvatskoj, učinci promjene realnog deviznog tečaja teško bi proizveli željene učinke, a pritom bi se stvorili i drugi ozbiljniji problemi. Pokazano je kako u trenutnim uvjetima hrvatskog gospodarstva deprecijacija nije efikasno dugoročno rješenje za poticanje ekonomske aktivnosti.

LITERATURA

1. Asteriou, D. i Hall, S.G. (2007) *Applied Econometrics: A Modern Approach using Eviews and Microfit. Revised Edition*. New York: Palgrave MacMillan
2. Babić, A. i Babić, M. (2008.) *Međunarodna ekonomija*. 7. izd.: Sigma savjetovanja d.o.o.
3. Bahmani-Oskooee, M. (1985) Devaluation and the J-curve: some evidence from LDC's, *The Review of Economics and Statistics*, 67, str. 500-504
4. Bahmani-Oskooee, M. (1991) Is there a long-run relation between the trade balance and the real effective exchange rate of LDCs?, *Economics Letters*, 36, str. 403-407.
5. Bahmani-Oskooee, M. (1998) Cointegration approach to estimate the long-run trade elasticities in LDCs, *International Economic Journal*, Vol. 12, No. 3
6. Bahmani-Oskooee, M. i Alse, J. (1994) Short-run versus long-rung effects of evaluation: error-correction modeling and cointegration, *Eastern Economic Journal*, Vol. 20, No. 4

7. Bahovec, V. i Erjavec, N. (2009) *Uvod u ekonometrijsku analizu*. Zagreb: Element
8. Berganza, J.C. i Herrero, A.G. (2004) What Makes Balance Sheet Effects Detrimental For the Country Risk Premium?, *Bank of Spain Working Paper*, No. 0423
9. Blanchard, O. (2003) *Makroekonomija*. Zagreb: MATE.
10. Calvo, G.A., Izquierdo, A. i Talvi, E. (2003) Sudden stops, the real exchange rate, and fiscal sustainability: Argentina's Lessons, *NBER Working Paper Series*, No. 9828
11. Céspedes, L.F., Chang, R. i Velasco, A. (2004) Balance Sheets and Exchange Rate Policy, *American Economic Review*, 94(4), str. 1183–1193.
12. Chiang, A.C. (1994) *Osnovne metode matematičke ekonomije*. Treće izdanje. Zagreb: MATE
13. Cota, B., Erjavec, N. i Botrić, V. (2006) The effect of real exchange rate changes on Croatian bilateral trade balances, *Ekonomski istraživanja*, Vol. 19 No. 2
14. Dornbusch, R. (1988) *Open Economy Macroeconomics*, 2nd Edition, New York
15. Dougherty, C. (2006) *Introduction to Econometrics*. 3. izd. Oxford University Press
16. Državni zavod za statistiku, www.dzs.hr
17. Eichengreen, B., Hausmann, R. i Panizza, U. (2003) The Pain of Original Sin. U: B. Eichengreen i R. Hausmann ed. *Debt Denomination and Financial Instability in Emerging-Market Economies*. Chicago: University of Chicago Press.
18. Enders, W. (2004) *Applied Econometric Time Series*. Wiley.
19. Galindo, A., Panizza, U. i Schiantarelli, F. (2003) Debt Composition and Balance Sheet Effects of Currency Depreciation: Empirical Evidence, *Emerging Markets Review*, 4 (4), str. 330-339.
20. Gómez, M., Álvarez-Ude, D. i F. (2007) Exchange rate policy and trade balance. A cointegration analysis of the argentine experience since 1962. , *MPRA Paper*, No. 151
21. Guitian, M. (1976) The Effects of Changes in the Exchange Rate on Output, Prices, and the Balance of Payments, *Journal of International Economics*, Vol. 6, str. 65-74.
22. Himarios, D. (1985) The effects of devaluation on the trade balance: a critical view and reexamination of Miles's (New Results), *Journal of International Money and Finance*, 4, str. 553–563.
23. Himarios, D. (1989) Do devaluations improve the trade balance? The evidence revisited, *Economic Enquiry*, 27, str. 143-168.
24. Hirschman, A.O. (1949) Devaluation and the Trade Balance: A Note, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 31, No. 1, str. 50-53.
25. Hrvatska narodna banka (2011), Materijali vezani za konzultacije s MMF-om temeljem članka IV. Statuta MMF-a, Izjava gosp. Age Bakker, izvršnog direktora za Republiku Hrvatsku 24. lipnja 2011. Dostupno na: <http://www.hnb.hr/mmfc/clanak-iv/2011/h-izjava-age-bakker.pdf> [1.10.2011.]
26. Hrvatska narodna banka, www.hnb.hr
27. Kalyoncu, H. et al (2008) Currency Devaluation and the Output Growth: An Empirical Evidence from Oecd Countries, *International Research Journal of Finance and Economics*, 14

28. Kalyoncu, H. et al (2009) Devaluation and trade balance in Latin American countries, *Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci*, Vol. 27, Sv. 1, str. 115-128.
29. Kandil, M. (2004) Exchange rate fluctuations and economic activity in developing countries: theory and evidence, *Journal of Economic Development*, Vol. 29, No. 1
30. Koški, D. (2009) Utjecaj promjene deviznog tečaja na bilancu roba Republike Hrvatske: ekonometrijska analiza, *Ekonomski pregled*, 60, str. 152-167.
31. Kraft, E. (2003) Strane banke u Hrvatskoj: iz druge perspektive, *Hrvatska narodna banka*
32. *Lider* (2009) Znanstveno društvo ekonomista predlaže devalvaciju kune. LIDER Press d.d., 22. srpanj
33. Maddala, G.S. (1992) *Introduction to econometrics*. 2. izd. New York: MacMillan
34. Miles, A. M. (1979.) The Effects of a Devaluation on the Trade Balance and the Balance of Payments: Some New Results, *Journal of Political Economy*, 87, str. 600-620.
35. Obstfeld, M. i Rogoff, K. (1995) Exchange Rate Dynamics Redux, *Journal of Political Economy*, 103 (3)
36. Obstfeld, M. i Rogoff, K. (1999) New Directions For Stochastic Open Economy Models, *NBER Working Paper Series*, No. 7313
37. Popov, V. (2011) To Devalue or not to Devalue? How Fast European Countries Responded to the Outflow of Capital in 1997-99 and in 2008-09, *CEFIR/NES Working Paper series*, Working Paper No. 154
38. Rodseth, A. (2000) *Open economy macroeconomics*. Cambridge University Press.
39. Rohatinski, Ž. (2008) EURO, Teze za izlaganje na forumu Udruge "Napredna Hrvatska HR+" o otvorenim pitanjima uvođenja eura u Republici Hrvatskoj, Zagreb, 19. lipnja 2007., *Hrvatska narodna banka*. Dostupno na: <http://www.hnb.hr/govori-intervjui/h-govori.htm> [3.9.2011.]
40. Rohatinski, Ž. (2008) Predložak za izlaganje na konferenciji udruge Hrvatski izvoznici, Zagreb, 7.11.2008., *Hrvatska narodna banka*. Dostupno na: <http://www.hnb.hr/govori-intervjui/h-govori.htm> [15.8.2011.]
41. Šošić, I. (2006) *Primijenjena statistika*. Zagreb: Školska knjiga.
42. Stučka, T. (2004) The Effects of Exchange Rate Change on the Trade Balance in Croatia, *IMF Working Paper*, No. 65
43. Upadhyaya, K.P. i Dhakal, D. (1997) Devaluation and the Trade Balance: Estimating the Long Run Effect, *Applied economics Letters*, Vol. 4, str. 343-345
44. Vlada Republike Hrvatske (2010) *Program gospodarskog oporavka*. Zagreb
45. Wooldridge, J.M. (2003) *Introductory Econometrics*. Thomson.