

*Dražen Koški**

UDK 339.743:339.5.053(497.5)
JEL Klasifikacija F31, C19, F14
Izvorni znanstveni rad

UTJECAJ PROMJENE DEVIZNOGA TEČAJA NA BILANCU ROBA REPUBLIKE HRVATSKE: EKONOMETRIJSKA ANALIZA

Motiv za istraživanje kojeg su rezultati prikazani u ovome članku jest strukturni deficit bilance roba Republike Hrvatske u okolnostima njezina relativno visokoga i rastućeg inozemnoga duga. Svrha istraživanja bila je ekonometrijski pokazati dugoročnu međuovisnost efektivnoga deviznog tečaja i bilance roba Republike Hrvatske.

Primjenom Johansenove metode testiranja postojanja kointegracije na ekonomski model u kojem se pretpostavlja da su uvezena i domaća dobra nesavršeni supstituti pokazano je da će porast realnoga efektivnoga deviznog tečaja za 1%, u prosjeku dugoročno smanjiti realni deficit bilance roba Republike Hrvatske približno za 2%.

Unatoč rezultatima ekonometrijske analize, uzimajući u obzir relativno visoku inozemnu zaduženost Republike Hrvatske, valutne klauzule u ugovorima o kreditu i visoku uvoznju ovisnost hrvatskoga gospodarstva, ne bi se moglo zaključiti da bi se problem deficita bilance roba mogao riješiti isključivo politikom deviznoga tečaja. Naime, veća bi deprecijacija kune vjerojatno već u kratkome roku rezultirala financijskom krizom u zemlji, a poslije i međunarodnom nelikvidnošću.

Ključne riječi: devizni tečaj, deprecijacija kune, bilanca roba Republike Hrvatske, kointegracija, Johansenova metoda

* D. Koški, dr. sc., viši asistent na Ekonomskom fakultetu u Osijeku. (koski_hr@yahoo.com)
Prvobitna verzija rada primljena u uredništvo 9. 10. 2008., a definitivna 5. 2. 2009.

Autor zahvaljuje anonimnim recenzentima na korisnim primjedbama i prijedlozima.

1. Uvod

Od nastanka međunarodne razmjene do danas neravnoteža bilance plaćanja i mogućnosti njezina uklanjanja privlače pozornost stručne i znanstvene ekonomske javnosti. Mnogobrojne rasprave vođene su o opravdanosti automatskoga uravnoteženja bilance plaćanja, ali je dugotrajnost i, za gospodarstvo, bolnost toga procesa imala za posljedicu suglasnost o potrebi vođenja aktivne ekonomske politike.

Doista, ekonomska politika raspolaže nizom kvalitativno različitih instrumenata kojima može utjecati na uravnoteženje bilance plaćanja. No, jedan se instrument ipak, zbog izravnosti svoga djelovanja, nametnuo kao *primus inter pares* – prvi među jednakima. To je promjena deviznoga tečaja, a to je zato što taj instrument trenutno mijenja odnose uvoznih i izvoznih cijena, pa na taj način stvara osnovu za uravnoteženje bilance plaćanja. Primjerice, u slučaju deficita bilance plaćanja - smanjenjem vrijednosti domaće valute u odnosu na stranu – deprecijacijom povećat će se cijene uvoznih dobara izražene u domaćoj valuti, a smanjit će se cijene izvoznih dobara izražene u stranoj valuti. Nakon toga, bi moralo uslijediti smanjenje potražnje za uvoznim dobrima i povećanje potražnje za domaćim izvozom. U slučaju suficita bilance plaćanja - povećanje vrijednosti domaće valute – aprecijacija, imalo bi za posljedicu smanjenje domaćih cijena uvoza i povećanje stranih cijena izvoza. Promjena potražnje koja bi nastala kao rezultat promjene tih cijena uravnotežila bi u konačnici bilancu plaćanja.

No, potrebno je odmah naglasiti da tako pojednostavnjena analiza utjecaja promjene deviznoga tečaja na uravnoteženje bilance plaćanja često dovodi do neispravnih zaključaka, i to zbog barem dva razloga.

Prvo, potražnja za uvozom i izvozom nije samo funkcija cijene, već i drugih čimbenika, pa ona zato ne mora biti cjenovno elastična, a to znači da promjena deviznoga tečaja ne samo da ne mora poboljšati bilancu plaćanja, već je može i pogoršati.

Drugo, analiza utjecaja promjene deviznoga tečaja na uravnoteženje bilance plaćanja često zanemaruje postojanje kapitalnih tijekova koji mogu prouzročiti učinke sasvim suprotne od onih koji se očekuju za deprecijaciju ili aprecijaciju. Deprecijacija, naime, može izazvati odljev kapitala iz zemlje, što bi prouzročilo pogoršanje bilance plaćanja, a aprecijacija bi privlačenjem kapitala u zemlju poboljšala bilancu plaćanja.

Dakle, potrebno je razmotriti stanje cjelokupnoga gospodarstva. No, to se, u Republici Hrvatskoj u uvjetima deficita bilance roba kao jedne od najvažnijih sastavnica bilance plaćanja, s jedne strane, i visokoga inozemnoga duga, sa druge strane, čak i kada bi deprecijacija poboljšala bilancu plaćanja, vjerojatno ne bi do-

godilo u kratkome roku zbog efekta J-krivulje. Zbog toga bi se Republika Hrvatska izložila opasnosti financijske krize, a u konačnici i međunarodne nelikvidnosti, tj. nemogućnosti pravovremene otplate nadolazećih anuiteta inozemnoga duga.

Za podrobniju analizu utjecaja deprecijacije na uravnoteženje bilance roba, ili bilance plaćanja, potrebno je uzeti u obzir udio promatrane zemlje na inozemnom tržištu, ali i neke druge gospodarske čimbenike. S tim su se ciljem, do danas, razvila tri pristupa¹:

- pristup elastičnosti,
- pristup apsorpcije (kejnzejijanski pristup) i
- monetarni pristup.

No, cilj ovoga istraživanja nije dokazati ispravnost bilo kojega od navedenih pristupa. Uvažavajući Mileša (1979., str. 601.), ako deprecijacija “... *uzrokuje signifikantno poboljšanje bilance roba, to bi poboljšanje trebalo biti statistički opazivo bez obzira koji je teorijski pristup upotrebljen.*” Zato će u nastavku biti istražena ekonometrijska povezanost promjene realne vrijednosti domaće valute i međunarodne razmjene Republike Hrvatske. Preciznije, analizirat će se utjecaj promjene realnoga efektivnoga deviznog tečaja na bilancu roba Republike Hrvatske.

2. Ekonomski model

Kao ekonomskom osnovom ove analize koristit će se standardnim modelom “dvije zemlje” (Rose i Yellen, 1989.; Rose, 1991.) u kojem se pretpostavlja da su uvezena dobra i domaća dobra nesavršeni supstituti.

Količina potraživanih uvoznih dobara u tuzemstvu ovisna je o relativnoj cijeni uvoznih dobara i realnome bruto domaćem proizvodu:

$$M^d = M^d(rp_m, Y) \quad (1)$$

gdje je: M^d = količina potraživanih uvoznih dobara u tuzemstvu

rp_m = cijena uvoznih dobara p_m u tuzemstvu (koja se izvoze iz inozemstva) u odnosu na cijenu svih dobara proizvedenih u tuzemstvu p , tj. p_m/p , izražena u domaćoj valuti

Y = realan bruto domaći proizvod u tuzemstvu.

¹ Više o navedenim pristupima vidjeti primjerice u: Babić i Babić (2008.).

Cijena uvoznih dobara p_m u odnosu na cijenu domaćih dobara p , izražena u domaćoj valuti, tj. rp_m , može se izraziti kao:

$$rp_m = \frac{p_m}{p} = \frac{e \cdot p_x^*}{p} = \left(\frac{e \cdot p^*}{p} \right) \left(\frac{p_x^*}{p^*} \right) \equiv q \cdot rp_x^* \quad (2)$$

pri čemu je: rp_x^* = cijena izvoznih dobara p_x^* u inozemstvu (koja se uvoze u tuzemstvo) u odnosu na cijenu svih dobara proizvedenih u inozemstvu p^* , tj. p_x^*/p^* , izražena u stranoj valuti

e = nominalni devizni tečaj

q = realan devizni tečaj.

Dalje, količina potraživanih uvoznih dobara u inozemstvu ovisi također i o relativnoj cijeni uvoznih dobara i realnome bruto domaćem proizvodu:

$$M^{d*} = M^{d*}(rp_m^*, Y^*) \quad (3)$$

gdje je: M^{d*} = količina potraživanih uvoznih dobara u inozemstvu

rp_m^* = cijena uvoznih dobara p_m^* u inozemstvu (koja se izvoze iz tuzemstva) u odnosu na cijenu svih dobara proizvedenih u inozemstvu p^* , tj. p_m^*/p^* , izražena u stranoj valuti

Y^* = bruto domaći proizvod u inozemstvu,

pa je:

$$rp_m^* = \frac{p_m^*}{p^*} = \frac{p_x}{e \cdot p^*} = \frac{rp_x}{q} \quad (4)$$

pri čemu je: rp_x = cijena izvoznih dobara p_x u tuzemstvu (koja se uvoze u inozemstvo) u odnosu na cijenu svih dobara proizvedenih u tuzemstvu p , tj. p_x/p , izražena u domaćoj valuti

Količina nuđenih izvoznih dobara u svakoj zemlji ovisi isključivo o njihovoj relativnoj cijeni:

$$X^s = X^s(rp_x) \quad (5)$$

$$X^{s*} = X^{s*}(rp_x^*) \quad (6)$$

gdje je: X_s = količina nuđenih izvoznih dobara iz tuzemstva

X_{s^*} = količina nuđenih izvoznih dobara iz inozemstva

Pretpostavljajući ravnotežu na tržištu:

$$M^d = X_{s^*} \quad (7)$$

$$M^{d^*} = X_s \quad (8)$$

proizlazi:

$$B = r p_x M^{d^*} - q r p_x^* M^d \quad (9)$$

gdje je: B = bilanca roba u realnome izrazu

Izraz (9) može se pisati:

$$B = \frac{p_x}{p} M^{d^*} - \left(\frac{e \cdot p^*}{p} \right) \left(\frac{p_x^*}{p^*} \right) M^d \quad (10)$$

ili:

$$B p = p_x M^{d^*} - e p_x^* M^d \quad (11)$$

ili, općenito:

$$B = B(q, Y, Y^*) \quad (12)$$

Međuovisnost varijabli iz izraza (12) bit će ekonometrijski testirana u nastavku.

3. Ekonometrijsko testiranje ekonomskoga modela

3. 1. Podaci

Ekonomski model opisan u prethodnome poglavlju potrebno je ekonometrijski verificirati. To, među inim, znači pretpostaviti predznake funkcijske međuovi-

snosti promatranih varijabli modela. Osim toga, raspoloživi podaci o promatranim varijablama najčešće ne odgovaraju potrebama modela, pa ih je potrebno prilagoditi. Ni jedno ni drugo nije moguće bez čvrste podloge u ekonomskoj teoriji. Zato će se ekonometrijska verifikacija opisanoga modela zasnivati na slijedećoj jednadžbi:

$$\text{LDEFICIT} = -\text{LREER} + \text{LRGDPRH} - \text{LRGDPW} \quad (13)$$

Vremenski nizovi varijabli analiziranih u razdoblju od prvoga tromjesečja godine 1996. do četvrtoga tromjesečja godine 2006. pribavljeni su iz *on-line* baze podataka Međunarodnoga monetarnoga fonda *International Financial Statistics – IFS*² i iz *on-line* baze podataka Hrvatske narodne banke *Bilten – statistički pregled*³.

Varijabla LDEFICIT označuje prirodni logaritam realnoga deficita bilance roba Republike Hrvatske, pri čemu se izvoz i uvoz zasnivaju na FOB paritetu. Realni deficit bilance roba Republike Hrvatske dobiven je deflacioniranjem nominalnoga deficita primjenom implicitnoga deflatora bruto domaćega proizvoda Republike Hrvatske. Nominalni deficit bilance roba definiran je kao razlika među nominalnim izvozom i nominalnim uvozom roba.

Kraticom LREER označen je prirodni logaritam indeksa realnoga efektivnog deviznoga tečaja izračunanoga prema metodologiji Hrvatske narodne banke. Realan efektivni devizni tečaj nastao je korekcijom nominalnoga primjenom indeksa cijena kod proizvođača. Indeks realnoga efektivnog deviznoga tečaja Hrvatska narodna banka objavljuje mjesečno, a tromjesečni su podaci za potrebe ovoga istraživanja dobiveni aritmetičkom sredinom. Iz izraza (13) vidi se da je očekivani predznak ove varijable negativan, to jest porast indeksa realnoga efektivnog deviznoga tečaja morao bi rezultirati smanjenjem realnoga deficita bilance roba Republike Hrvatske.

Kratica LRGDPRH predstavlja prirodni logaritam realnoga bruto domaćega proizvoda Republike Hrvatske. Isto kao i realni deficit bilance roba, realni bruto domaći proizvod izračunan je deflacioniranjem nominalnoga primjenom implicitnoga deflatora. Budući da je riječ o tromjesečnim podacima koje ni za nominalni bruto domaći proizvod, niti za implicitni deflator, u vrijeme pisanja ovoga članka, nadležne institucije nisu dale na raspolaganje prije siječnja godine 1997., bilo ih je potrebno interpolirati korištenjem raspoloživih godišnjih podataka. Pritom je tro-

² Baza je raspoloživa na web stranici: <http://ifs.apdi.net/imf/logon.aspx>

³ Baza je raspoloživa na web stranici: <http://www.hnb.hr/publikac/hpublikac.htm?tsfsg=f3fd8c1aeb7b86b8ecfaa573596c4042>

mjesečni nominalni bruto domaći proizvod izračunan jednostavnim dijeljenjem godišnjega sa četiri, jer ti podaci predstavljaju tijek u promatranome razdoblju, a ne stanje. No, implicitni je deflator na tromjesečnoj razini izračunan metodom linearne interpolacije, jer u ovome slučaju podaci nalikuju više na stanje nego na tijek. Potrebno je istaknuti da takav način interpolacije nije nepoznat u ekonometrijskoj literaturi, iako njegova prekomjerna primjena može rezultirati s nekoliko problema prigodom ekonometrijskoga modeliranja, primjerice pristranošću procjenitelja ili nepouzdanošću testova jediničnih korijena. No, isti se problemi mogu pojaviti i kod primjene sofisticiranijih metoda interpolacije. Budući da je ovdje riječ o interpolaciji samo četiri opažanja, tj. četiri tromjesečja u tijeku godine 1996., primjena sofisticiranijih metoda interpolacije bila bi neekonomična. Očekivani je predznak realnoga bruto domaćega proizvoda Republike Hrvatske pozitivan, a to je u skladu s pretpostavkom male zemlje.

Varijabla LRGDPW prirodni je logaritam inozemnoga realnoga bruto domaćega proizvoda. Zapravo, riječ je o ponderiranoj aritmetičkoj sredini realnih bruto domaćih proizvoda pet zemalja – Italije, Njemačke, Slovenije, Austrije i Francuske. To su zemlje Europske Unije⁴ u koje je Republika Hrvatska, prosječno, u posljednjih raspoloživih pet godina promatranoga razdoblja, najviše izvozila. Kao ponderi upotrebene su aritmetičke sredine udjelâ izvoza Republike Hrvatske u navedene zemlje.

3.2. Testiranje nestacionarnosti vremenskih nizova

Testiranje nestacionarnosti vremenskih nizova uvjet je za donošenje pravilne odluke o daljem ekonometrijskom tretmanu modela.

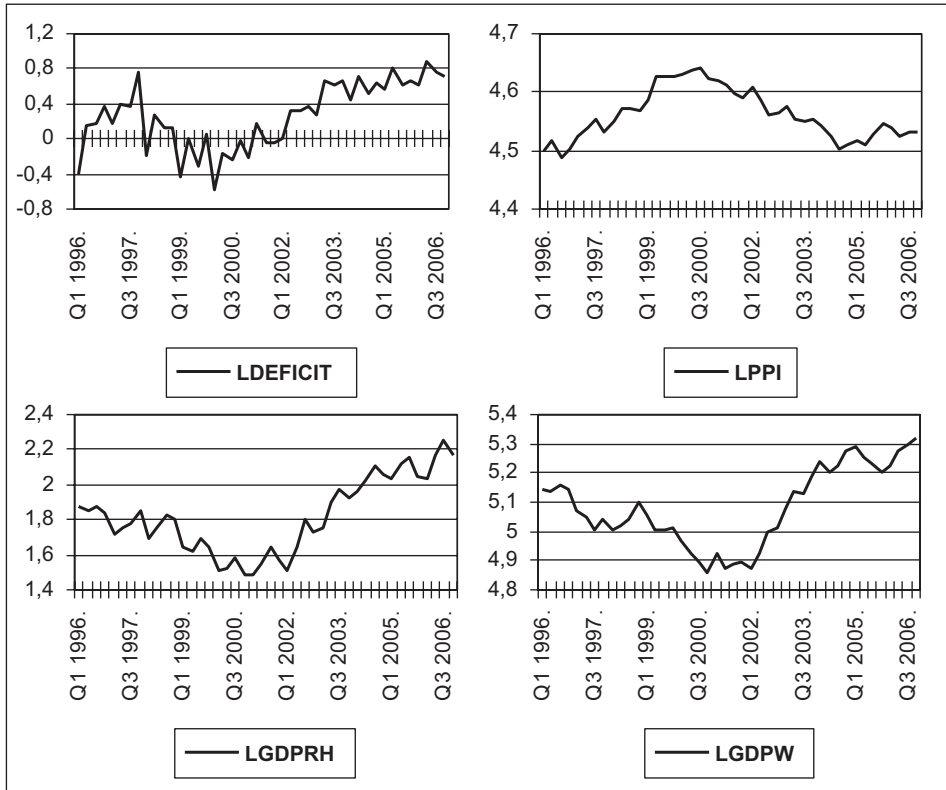
U uvjetima nestacionarnosti, to jest vremenske ovisnosti osnovnih svojstava nizova, primjena klasične metode linearne regresije ne bi bila prihvatljiva, jer bi model imao lažno signifikantne rezultate, uz visoki koeficijent determinacije R^2 , čak i ako su, u stvarnosti, vremenski nizovi međusobno nepovezani. Drugim riječima, nastala bi lažna regresija (*spurious regression*), (Granger i Newbold, 1974.; Phillips 1986.).

Prvi znak koji može ukazivati na nestacionarnost jest postojanje trenda promatranoga vremenskoga niza. Zato su na slici 1. prikazani vremenski nizovi varijabli uključenih u model.

⁴ Republika Slovenija postala je članicom Europske Unije 01. svibnja 2004.

Slika 1.:

VREMENSKI NIZOVI PROMATRANIH VARIJABLI

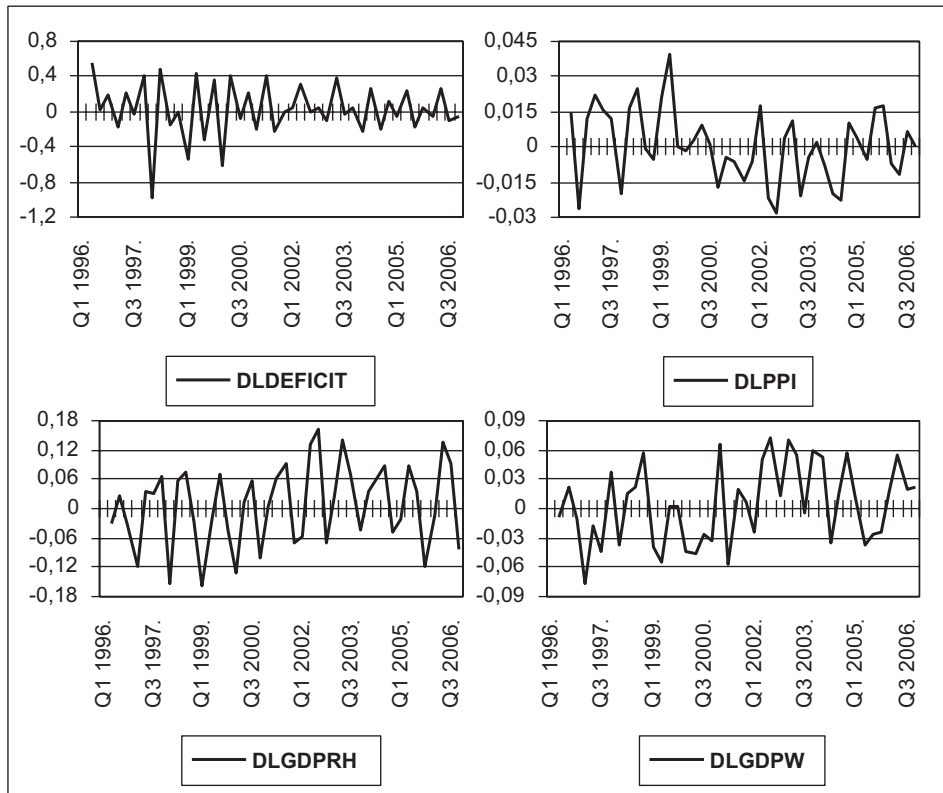


Sa slike 1. jasno se vidi postojanje trenda svih vremenskih nizova.

Korisno je na isti način promotriti prve diferencije odnosnih vremenskih nizova. One su prikazane na slici 2.

Slika 2.:

**PRVE DIFERENCIJE VREMENSKIH NIZOVA
PROMATRANIH VARIJABLI**



Na slici 2. nije uočljivo postojanje trenda prvih diferencija vremenskih nizova promatranih varijabli.

Ipak, promatranje trenda vremenskoga niza može navesti na pogrešan zaključak. Zato je potrebno formalno testirati nestacionarnost vremenskih nizova. To je učinjeno primjenom Phillips-Perronova testa koji je predložio Phillips (1987.), a proširili su ga Perron (1988.) i Phillips i Perron, (1988.). Rezultati toga testa prikazani su u tablici 1.

Tablica 1.

PHILLIPS-PERRONOV TEST

Varijabla		Broj pomaka	PP test	Kritična vrijednost		
				1 %	5 %	10 %
LDEFICIT	Konstanta	3	-2,9659	-3,5889	-2,9303	-2,6030
	Konstanta i trend	3	-39404	-4,1837	-3,5162	-3,1882
LREER	Konstanta	3	-1,5354	-3,5889	-2,9303	-2,6030
	Konstanta i trend	3	-1,7180	-4,1837	-3,5162	-3,1882
LRGDPRH	Konstanta	3	-0,2741	-3,5889	-2,9303	-2,6030
	Konstanta i trend	3	-1,5521	-4,1837	-3,5162	-3,1882
LRGDPW	Konstanta	3	-0,5013	-3,5889	-2,9303	-2,6030
	Konstanta i trend	3	-1,3967	-4,1837	-3,5162	-3,1882
DLDEFICIT	Konstanta	3	-16,2812	-3,5930	-2,9320	-2,6039
	Konstanta i trend	3	-16,2484	-4,1896	-3,5189	-3,1898
DLREER	Konstanta	3	-5,5492	-3,5930	-2,9320	-2,6039
	Konstanta i trend	3	-5,7000	-4,1896	-3,5189	-3,1898
DLRGDPRH	Konstanta	3	-6,4949	-3,5930	-2,9320	-2,6039
	Konstanta i trend	3	-7,1258	-4,1896	-3,5189	-3,1898
DLRGDPW	Konstanta	3	-5,5050	-3,5930	-2,9320	-2,6039
	Konstanta i trend	3	-5,9033	-4,1896	-3,5189	-3,1898

Napomena: kritične vrijednosti preuzete su od: MacKinnon (1996.); broj pomaka određen je primjenom Newey-West metode (Newey i West, 1994.).

Izvor: izračun autora

Sukladno s podacima prikazanim u tablici 1. vremenski su nizovi nestacionarni, a njihove su prve diferencije stacionarne. Zbog toga nije prihvatljiva metoda klasične linearne regresije, ali unatoč nestacionarnosti vremenskih nizova njihova linearna kombinacija još uvijek može biti stacionarna. U tom se slučaju kaže da nizovi kointegriraju⁵, a vektor koji determinira njihovu linearnu kombinaciju naziva se kointegracijskim vektorom.

Kointegracija vremenskih nizova promatranih varijabli bit će testirana u nastavku.

⁵ O ekonometrijskom modeliranju s kointegriranim varijablama vidjeti u: Hendry (1986.), Stock i Watson (1988.) i Banerjee i drugi (1993). Sigurno je da je jedan od najpoznatijih radova o problematici testiranja kointegracije plodonosan rad dvojice dobitnika Nobelove nagrade za ekonomiju u godini 2003.– Engle i Granger, (1987.)

3.3. Testiranje kointegracije vremenskih nizova

Testiranje kointegracije vremenskih nizova promatranih varijabli provedeno je primjenom Johansenove metode (Johansen, 1988.; Johansen i Juselius, 1990.; Johansen, 1991.; Johansen, 1995.).

Primjena Johansenove metode zasniva se na oblikovanju neograničeno-vektorskog autoregresivnoga (*Unrestricted Vector Autoregressive – UVAR*) modela koji ne smije pokazivati znakove autokorelacije, autoregresivne uvjetne heteroskedastičnosti (*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity – ARCH*) i nenormalnosti. No, u vremenskome nizu varijable LDEFICIT uočena je pojava netipičnih vrijednosti (*outliers*), i to u prvome tromjesečju godine 1998. i u prvome tromjesečju godine 2000., što je vjerojatno posljedica uvođenja poreza na dodanu vrijednost u porezni sustav Republike Hrvatske i parlamentarnih i predsjedničkih izbora. Simulacijom je utvrđeno da bi te netipične vrijednosti rezultirale nenormalnošću reziduala, pa su modelu dodane dvije tranzitorne *dummy* varijable D1 i D2 nakon čega su problemi s rezidualima nestali. Dodatno, u model su uvrštene i tri sezonske *dummy* varijable ortogonalizirane na konstantu modela. Na osnovi Akaikeova informacijskoga kriterija (*Akaike Information Criterion – AIC*), Schwarzova Bayesijanskog kriterija (*Schwarz Bayesian Criterion – SBC*), Hannan-Quinnova kriterija (*Hannan-Quinn Criterion – HQC*) i uvažavajući testove reziduala jednadžbi modela, odabran je model prvoga reda, a rezultati spomenutih testova prikazani su u tablici 2.

Tablica 2.

TESTOVI AUTOKORELACIJE, AUTOREGRESIVNE UVJETNE HETEROSKEDASTIČNOSTI I NORMALNOSTI REZIDUALA U JEDNADŽBAMA UVAR MODELA

Jednadžba	Test autokorelacije reziduala ¹	Test autoregresijske uvjetne heteroskedastičnosti reziduala ²	Test normalnosti reziduala ³
LDEFICIT	F(4,25) = 0,2729 [0,8927]	$\chi^2(4) = 2,9787$ [0,5614]	$\chi^2(2) = 0,7523$ [0,6865]
LREER	F(4,25) = 1,1818 [0,3429]	$\chi^2(4) = 1,5521$ [0,8174]	$\chi^2(2) = 0,5244$ [0,7694]
LRGDPRH	F(4,25) = 1,3716 [0,2721]	$\chi^2(4) = 3,6289$ [0,4585]	$\chi^2(2) = 2,6743$ [0,2626]
LGDWPW	F(4,25) = 0,2265 [0,9210]	$\chi^2(4) = 0,6434$ [0,9581]	$\chi^2(2) = 2,4911$ [0,2878]

¹ Lagrangeov multiplikator test – F inačica

² TR² test

³ Jarque-Bera test

Napomena: vrijednosti u uglatim zagradama su p-vrijednosti

Izvor: izračun autora

Tablica 2. jasno ukazuje da ni u jednoj jednadžbi UVAR modela ne postoje autokorelacije, autoregresivne uvjetne heteroskedastičnosti i nenormalnosti reziduala. Na osnovi tako postavljenoga modela moguće je pristupiti utvrđivanju broja kointegracijskih vektora.

Općenito, u modelima sa n varijabli može postojati $n-1$ linearno neovisnih kointegracijskih vektora. Njihov se broj, kada je riječ o Johansenovoj metodi, procjenjuje primjenom dvaju testova: testa maksimalne vlastite vrijednosti (*maximum eigenvalue test*), λ_{\max} i trag testa (*trace test*), λ_{trace} . Rezultati tih testova predočeni su u tablici 3.

Tablica 3.

TESTIRANJE BROJA KOINTEGRACIJSKIH VEKTORA U UVAR MODELU

Nul hipoteza	Alternativna hipoteza	λ_{trace}	λ_{\max}
$r = 0$	$r = 1$	73,004 [0,0000]	55,022 [0,0000]
$r \leq 1$	$r = 2$	17,981 [0,5773]	13,503 [0,4215]
$r \leq 2$	$r = 3$	4,478 [0,8570]	3,876 [0,8649]
$r \leq 3$	$r = 4$	0,601 [0,4381]	0,601 [0,4381]

Napomena: vrijednosti u uglatim zagradama su p-vrijednosti

Izvor: izračun autora

Iz tablice 3. vidi se da postoji isključivo jedan kointegracijski vektor. Taj vektor u nenormaliziranom obliku glasi:

$$\begin{array}{cccc}
 \text{LDEFICIT} & \text{LREER} & \text{LRGDPRH} & \text{LRGDPW} \\
 -5,9250 & -12,235 & 13,213 & -11,066
 \end{array} \tag{14}$$

No, budući da je cilj ove analize utvrditi dugoročnu ovisnost realnoga deficita bilance roba Republike Hrvatske o njezinom realnom bruto domaćem proizvodu, realnom efektivnom deviznom tečaju i o inozemnom realnom bruto domaćem proizvodu, uvažavajući izraz (14), navedeni je vektor potrebno normalizirati, a iz toga proizlazi:

$$\begin{aligned} \text{LDEFICIT} = & -2,0649 \text{ LREER} + 2,2300 \text{ LRGDPRH} - 1,8677 \text{ LRGDPW} \\ & (0,695) \qquad (0,3594) \qquad (0,5318) \end{aligned} \quad (15)$$

Iz izraza (15) vidi se da porast indeksa realnoga efektivnog deviznoga tečaja za 1% dugoročno rezultira prosječnim smanjenjem realnoga deficita bilance roba Republike Hrvatske za 2,06%. Prigodom tumačenja ovoga parametra potrebno je uzeti u obzir činjenicu da je uzorak zasnovan na relativno kratkom, ali u vrijeme pisanja ovoga članka jedino raspoloživome razdoblju.

Dalje, povećanje realnoga bruto domaćega proizvoda Republike Hrvatske za 1% imat će za posljedicu prosječno povećanje njezinoga realnoga deficita bilance roba za 2,23% u dugome roku.

I na kraju, povećanje inozemnoga realnoga bruto domaćega proizvoda za 1% prouzročio bi dugoročno smanjenje realnoga deficita bilance roba Republike Hrvatske u prosjeku za 1,87%.

Unatoč dugoročnoj elastičnosti realnoga deficita bilance roba Republike Hrvatske na promjenu realnoga efektivnog deviznoga tečaja ne može se zaključiti da problem neravnoteže bilance roba može biti riješen isključivo politikom deviznoga tečaja, i to upravo zbog visoke inozemne zaduženosti, ali i zbog postojanja valutnih klauzula u ugovorima o kreditu⁶ i zbog općenito visoke uvozne ovisnosti hrvatskoga gospodarstva. Naime, sukladno s rezultatima provedene ekonometrijske analize, *realna* bi deprecijacija kune umanjila *realni* deficit bilance roba, ali *u dugome roku*. *U kratkome roku* to se vjerojatno ne bi dogodilo zbog efekta J-krivulje. No, *u kratkome* bi *roku* smanjenje tečaja kune sigurno rezultiralo rastom anuiteta inozemnoga duga izraženih u domaćoj valuti, jer će biti potrebno dati više jedinica domaće valute za jedinicu strane. Istodobno bi rasli anuiteti dužnika čije su obveze vezane valutnim klauzulama, a cijene uvezenih dobara također bi se povećavale. Zato je snižavanje vrijednosti domaće valute u spomenutim uvjetima mjera koja može rezultirati financijskom krizom u zemlji, ali na kraju i međunarodnom nelikvidnošću.

⁶ Nije suvišno istaknuti da su i obveznice prema svojoj pravnoj prirodi ugovori o kreditu i da je dio državnih obveznica Republike Hrvatske također vezan valutnim klauzulama.

4. Sinteza rezultata istraživanja

Strukturni deficit bilance roba Republike Hrvatske u okolnostima njezinoga visokoga i rastućega inozemnoga duga bio je poticaj za provedbu istraživanja kojega su rezultati prikazani u ovome članku. Cilj istraživanja bio je ekonometrijski dokazati međuovisnost deviznoga tečaja i bilance roba Republike Hrvatske u dugome roku.

Ekonometrijska analiza zasnivala se na testiranju kointegracije vremenskih nizova primjenom Johansenove metode, a obuhvatila je četiri varijable – realni deficit bilance roba, realni efektivni devizni tečaj, realni bruto domaći proizvod Republike Hrvatske i realni inozemni bruto domaći proizvod. Ona je pokazala da će u dugome roku porast realnoga efektivnog deviznoga tečaja za 1%, smanjiti realni deficit bilance roba Republike Hrvatske za približno 2%. No, prigodom tumačenja ovoga rezultata potrebno je biti oprezan, jer je uzorak zasnovan na relativno kratkome, ali u vrijeme pisanja ovoga članka jedino raspoloživome razdoblju.

Ipak se mora istaknuti da se, unatoč dugoročnoj elastičnosti realnoga deficita bilance roba Republike Hrvatske na promjenu realnoga efektivnog deviznoga tečaja, ne može zaključiti da je problem neravnoteže bilance roba moguće riješiti isključivo politikom deviznoga tečaja. Naime, veća deprecijacija kune u uvjetima visokoga i rastućega inozemnoga duga, valutnih klauzula u ugovorima o kreditu i usprkos visokoj uvoznoj ovisnosti hrvatskoga gospodarstva, vjerojatno bi već u kratkome roku rezultirala financijskom krizom u zemlji, a poslije i međunarodnom nelikvidnošću.

LITERATURA

1. Babić, A.; Babić, M. (2008.). *Međunarodna ekonomija*, 7. dop. i izmij. izdanje, Zagreb: Sigma savjetovanja d. o. o.
2. Banerjee, A.; Dolado, J.; Galbraith, J. W.; Hendry, D. F. (1993.). *Co-integration, Error-corection, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*, Oxford: Oxford University Press.
3. Enders, W. (1995.). *Applied econometric time series*, New York: John Wiley and Sons, Inc.
4. Engle, R. F.; Granger, C. W. J. (1987.). "Co-integration and Error Corection: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, (55), 2: 251-276.
5. Granger, C. J. W.; Newbold, P. (1974.). "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2: 111-120.
6. Greene, W. H. (2003.). *Econometric Analysis*, 5th edition, New Jersey: Prentice Hall.

7. Hendry, D. F. (1986.). "Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (48): 201-212.
8. Johansen, S. (1988.). "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 231-254.
9. Johansen, S. (1991.). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, (59): 1551-1580.
10. Johansen, S. (1995.). *Likelihood-based inference in cointegrated vector auto-regressive models*, Oxford: Oxford University Press.
11. Johansen, S.; Juselius, K. (1990.). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, (52): 169-209.
12. Kennedy, P. (1998.). *A guide to econometrics*, 4th edition, Cambridge: The MIT Press.
13. MacKinnon, J. G. (1996.). "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests", *Journal of Applied Econometrics*, (11): 601-617.
14. 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), 3: 600-620.
15. Newey, W.; West, K. (1994.). "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation", *Review of Economic Studies*, (61): 631-653.
16. Perron, P. (1988.). "Trends and random walks in macroeconomic time series: Further evidence from a new approach", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12: 297-332.
17. Phillips, P. C. B. (1986.). "Understanding Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 33: 311-340.
18. Phillips, P. C. B. (1987.). "Time series regression with a unit root", *Econometrica*, (55): 277-301.
19. Phillips, P. C. B.; Perron, P. (1988.). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, (75): 335-346.
20. Rose, K. A.: (1991.). "The role of exchange rates in a popular model of international trade – Does the 'Marshall-Lerner' condition hold?", *Journal of International Economics*, 30: 301-316.
21. Rose, K. A.; Yellen, J. L. (1989.). "Is there a J-curve?", *Journal of Monetary Economics*, (24): 53-68.
22. Stock, J. H.; Watson, M. W. (1988.). "Testing for Common Trends", *Journal of American Statistical Association*, (83): 1097-1107.

THE EFFECT OF EXCHANGE RATE CHANGE ON THE TRADE BALANCE OF THE REPUBLIC OF CROATIA: AN ECONOMETRIC ANALYSIS

Summary

The motive for research whose results are presented in this article was structural deficit of the trade balance of the Republic of Croatia in the circumstances of its relatively high and increasing external debt. The purpose of research was to show econometrically the long run interdependence between effective exchange rate and the trade balance of the Republic of Croatia.

Applying Johansen method of testing for the existence of cointegration to the economic model in which it is assumed that imports and domestic goods are imperfect substitutes, it was showed that increase of the real effective exchange rate by 1 % will, on the average, decrease real deficit of the trade balance of the Republic of Croatia by approximately 2 % in the long run.

In spite of results of an econometric analysis, considering relatively high external indebtedness of the Republic of Croatia, currency clauses in credit contracts, and high import dependence of Croatia's economy it would not need to be concluded that problem of deficit of the trade balance could be solved solely by using exchange rate policy. Namely, a larger depreciation of the kuna would probably result in the financial crisis in the country already in the short run, and later in international illiquidity.

Key words: exchange rate, depreciation of the kuna, the trade balance of the Republic of Croatia, cointegration, Johansen method