

## Procjena funkcije potražnje za novcem u Republici Hrvatskoj

KRISTINA DEVČIĆ, univ. spec. oec.  
Veleučilište Nikola Tesla  
Bana Ivana Karlovića 16, 53000 Gospić  
Republika Hrvatska  
Tel +385 53 652 305; Fax +385 53 573 076

[kdevcic@velegs-nikolatesla.hr](mailto:kdevcic@velegs-nikolatesla.hr)

**Sažetak:** U radu se istražuje uloga i utjecaj elektroničke trgovine u procesu kupnje, prodaje ili razmjene proizvoda, usluga ili informacija. Trgovina putem Interneta se smatra najprofitabilnijim oblikom trgovine zbog jednostavnosti i niskih troškova i kao takva će postajati sve značajnijom i unosnijom komponentom cjelokupne trgovine. Istraživački je rad u ovom članku fokusiran na sam pojam e-trgovine, njen pristup suvremenom marketingu, njezina obilježja i razvitak u svijetu, te na dosege primjene elektroničke trgovine u Hrvatskoj. Poseban osvrt u ovom radu daje se na razvoj e-trgovine u Hrvatskoj koji polako, ali sigurno, uzima maha, jer je prisutnost na Internetu imperativ u današnjem poslovanju. U Hrvatskoj se još uvijek na Internetu nudi tek mali dio proizvoda i usluga što može biti velika prednost i poslovna prilika za sve one koji žele proširiti svoje poslovanje i na on-line trgovinu. Rast hrvatskoga gospodarstva zasnivao se dosad u najvećoj mjeri na tradicionalnoj, "staroj" ekonomiji, dok nove tehnologije nisu dublje prodrle u državnu upravu i u realni sektor gospodarstva. Cilj rada je upozoriti na važnost trgovine putem Interneta, koja je na putu da postane primarni oblik poslovanja, kako u svijetu tako i u Hrvatskoj.

**Ključne riječi:** potražnja za novcem, kointegracija, Johansenova procedura, vektorski model korekcije pogreške, Republika Hrvatska

### 1 Uvod

Kao glavni ciljevi svake monetarne politike ističu se ekonomska likvidnost, monetarna ravnoteža te stabilnost domaćeg novca i njegovog deviznog tečaja. U tom smislu primarni zadatak monetarne vlasti je osiguravanje odgovarajuće količine novca u opticaju kako bi sustav zadržao stabilnost. Pojavi li se u određenom trenutku u sustavu veća količina novca nego što je potražnja za njim, on gubi na vrijednosti i dolazi do pada kamatnih stopa (ekspanzivna monetarna politika). S druge pak strane, kad je u sustavu veća potražnja od ponude novca vrijednost mu raste što uzrokuje i povećanje kamatnih stopa (restriktivna monetarna politika). Iz navedenog proizlazi da se procjena funkcije potražnje za novcem ubraja u najvažnije postupke makroekonomske analize.

Predmet istraživanja ovog rada je procjena funkcije potražnje za novcem u Republici Hrvatskoj na temelju mjesečnih podataka za razdoblje od siječnja 1998. godine do srpnja 2010. godine. Radom se želi procijeniti veza između količine novca u ekonomiji i različitih makroekonomskih varijabli. Nakon uvodnog dijela dan je pregled rezultata dosadašnjih istraživanja na temu funkcije potražnje za novcem u Republici Hrvatskoj. U trećem dijelu su opisani podaci korišteni u istraživanju. U četvrtom poglavlju

je opisan ekonometrijski model kojim se procjenjuje funkcija potražnje za novcem te su prikazani rezultati istraživanja. Procijenjeni su vektorski modeli korekcije pogreške potražnje za novcem na temelju dva monetarna agregata. Nakon petog, zaključnog poglavlja slijedi popis literature.

## 2 Dosadašnja istraživanja u Republici Hrvatskoj

Erjavec i Cota (2001) su procijenili stabilnu funkciju potražnje za novcem za monetarne agregate  $M1$  i  $M1a$  koristeći VEC model za period od 1994. do 2000. godine. Pokazali su da je u dugoročnoj jednadžbi koeficijent elastičnosti kamatne stope jednak nuli, a koeficijent elastičnosti ekonomske aktivnosti jednak jedan. Erjavec i Cota (2003) također su istraživali Grangerovu uzročnost između novca i ostalih makroekonomskih varijabli kao što su gospodarska aktivnost, tečaj, kamatne stope i cijene korištenjem VEC modela za period od 1994. do 2001. godine. Na temelju procijenjenog modela autori zaključuju da su u kratkom roku kamatna stopa i tečaj ekonometrijski egzogeni te su to receptori egzogenih šokova u dugoročnoj ravnoteži.

Payne (2000) je procijenio ulogu tečaja u funkciji potražnje za novcem za tri monetarna agregata  $M1$ ,  $M1a$  i  $M4$  za period od 1994. do 1999. godine. Realni dohodak je jedinično elastičan za potražnju s  $M1$  i  $M1a$ , no za monetarni agregat  $M4$  njegov se utjecaj pokazao nesigurnim. Nadalje, kamatna stopa i inflacija su nesigurne, a tečaj je sigurni i negativan za sva tri monetarna agregata. Procijenjene funkcije potražnje pokazale su se stabilnima. Payne (2002) je također procijenio stabilnu kratkoročnu funkciju potražnje za novcem za period od 1994. do 2002. godine. U funkciji potražnje za novcem indeks industrijske proizvodnje ima pozitivan, ali statistički neznačajan utjecaj na potražnju za novcem, dok su kamatna stopa, stopa inflacije i indeks efektivnog tečaja kune u negativnoj statistički značajnoj vezi s potražnjom za realnim novcem.

Vizek (2006) je mjerila utjecaj tečaja, kamatne stope i gotovog novca na ekonomsku aktivnost i pokazala je da monetarna politika značajno utječe na realnu gospodarsku aktivnost kroz monetarni kanal i kanal tečaja, a da je kanal kamatnih stopa još uvijek nedovoljno razvijen. Cziraky i Gillman (2006) su procijenili funkciju potražnje za novcem pomoću kamatne stope, dohotka i stope inflacije. Pokazali su postojanje dva kointegracijska vektora te brz povratak u ravnotežno stanje. Šimić (2007) je procijenio funkciju potražnje za novcem  $M1$  za period od 1994. do 2004. godine te nije mogao odbaciti nultu hipotezu o nepostojanju kointegracije pa tako ni pronaći stabilnu funkciju potražnje za novcem. Hsing (2007) je procijenio funkciju potražnje za novcem za period od 1994. do 2005. godine te pokazao da je potražnja za realnim novcem  $M1$  pozitivno povezana s realnim prihodom, a negativno s kamatnom stopom na depozite, tečajem kune prema euru, kamatnom stopom i očekivanom stopom inflacije. Rezultati analize potražnje za realnim novcem  $M2$  su slični osim što je tečaj kune prema euru nesigurni na razini od 10%. Nadalje, Hsing je pokazao da deprecijacija kune podiže prihode ako se promatra  $M1$ .

## 3 Podaci korišteni u istraživanju

Varijable korištene u analizi su novčana masa  $M1$ , novčana masa  $M1a$ , bruto domaći proizvod BDP, inflacija, kamate na novčanom tržištu i tečaj. Umjesto novčane mase  $M1$  korišten je realni novac  $rm1$ , koji je dobiven dijeljenjem vrijednosti novčane mase  $M1$  s vrijednosti indeksa potrošačkih cijena (2005=100). Analogno je dobiven i realni novac  $rm1a$ . Vremenski niz industrijske proizvodnje koristi se kao aproksimacija dinamike ukupne ekonomske aktivnosti u zemlji (Vizek, 2006). Erjavec, Cota i Bahovec (1999), Erjavec i Cota (2003) te Lang i Krznar (2004) također u svojim radovima koriste industrijsku proizvodnju kao adekvatnu aproksimaciju bruto domaćeg proizvoda. Indeks industrijske proizvodnje  $y_t$  dan je kao bazni indeks s baznom godinom 2005. Također, indeksi potrošačkih cijena  $p_t$

u radu su dani kao bazni indeksi s baznom godinom 2005., a zbog stabilizacije varijance vrijednosti su logaritmirane i označene s  $lp_t$ . Pomoću indeksa potrošačkih cijena definirana je inflacija

$$\pi_t = (lp_t - lp_{t-1}) \cdot 100\% , \quad (1)$$

gdje je  $lp_t$  logaritmirana vrijednost indeksa potrošačkih cijena u periodu  $t$ , a  $lp_{t-1}$  logaritmirana vrijednost indeksa potrošačkih cijena u periodu  $t-1$ . Zbog svojstva logaritama relacija (1) se može zapisati kao

$$\pi_t = (\ln p_t - \ln p_{t-1}) \cdot 100\% = \ln \frac{p_t}{p_{t-1}} \cdot 100\% . \quad (2)$$

U daljnjem istraživanju promatrat će se  $\pi_t$ , odnosno stopa promjene cijena.

Kao varijabla oportunitetnog troška u funkciji potražnje za novcem u radu je korištena kamatna stopa na novčanom tržištu Zagreb koja je označena s  $r_t$ , a koja je odabrana jer je vrlo fleksibilna, odražava stvarne tržišne odluke i nije pod ničijom kontrolom (Belullo, 1999).

Utjecaj tečaja na potražnju za novcem prvi je analizirao Mundell (1963). Također, Arango i Nadiri (1981) i Cuddington (1983) su uključivali tečaj u funkciju potražnje za novcem. Promjene u tečaju igraju posebnu ulogu zbog supstitucije valuta zajedno sa visokim stupnjem otvorenosti gospodarstva. Oba spomenuta elementa su prisutna u Republici Hrvatskoj i daju određenu relevantnost tečaju kao determinanti potražnje za novcem (Šimić, 2007). Prema ekonomskoj teoriji deprecijacija tečaja ima pozitivne (Arango i Nadiri, 1981) i negativne (Bahmani-Oskooee i Pourheydarian, 1990) posljedice na potražnju domaćeg novca. U analizi je korišten i indeks realnog efektivnog tečaja kune prema euru (2005=100) deflaciranom indeksom potrošačkih cijena koji je zbog stabilizacije varijance logaritmiran, a dobivene vrijednosti označene su s  $lex_t$ . Svi podaci su na mjesečnoj razini i odnose se na period od siječnja 1998. godine do srpnja 2010. godine. Popis svih varijabli dan je u Tablici 1.

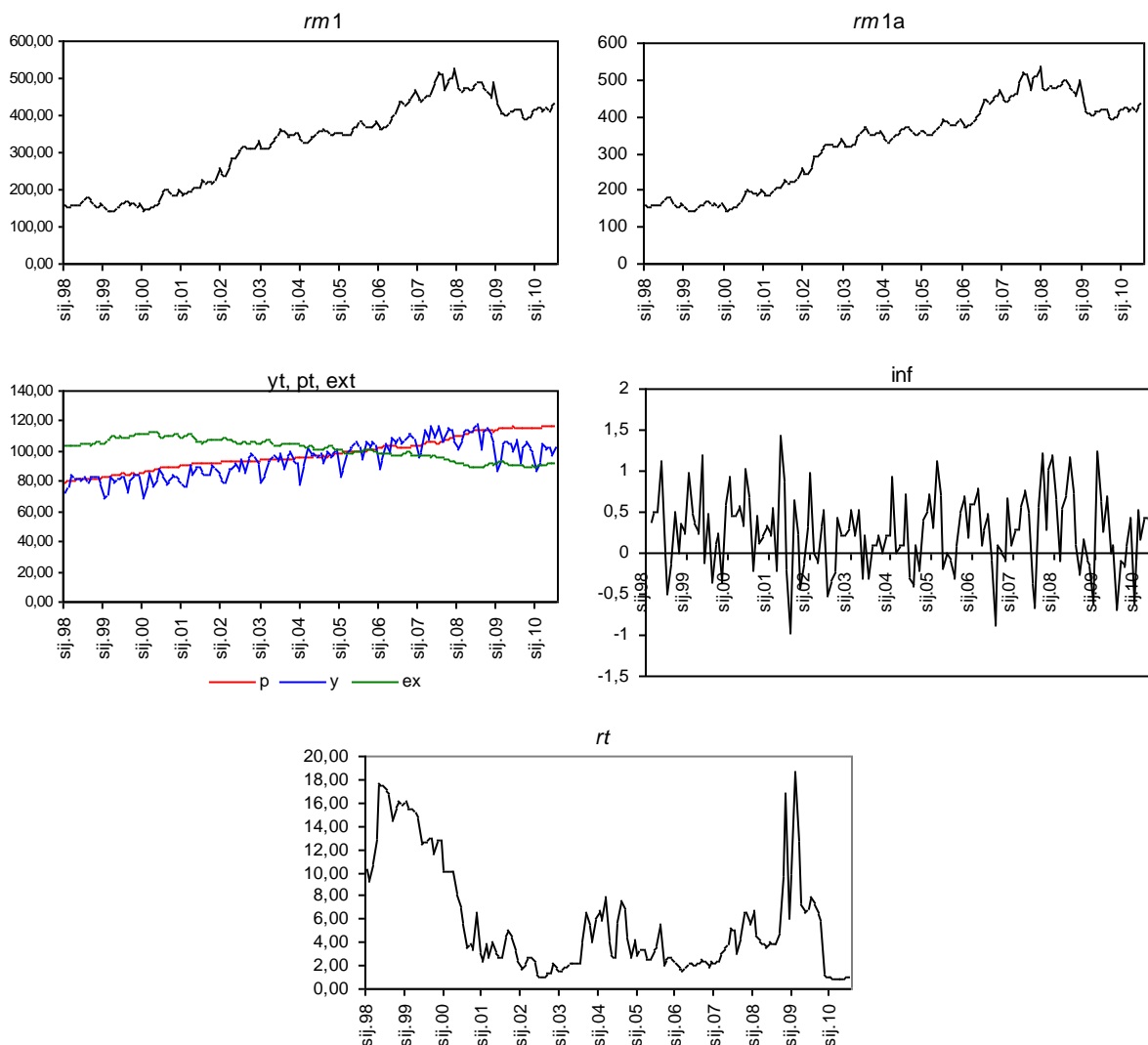
**Tablica 1** Popis varijabli, oznaka i izvora podataka korištenih u istraživanju (izračun autorice)

Varijabla	Oznaka	Izvor
Novčana masa $M1$	$m1_t$	Hrvatska narodna banka
Novčana masa $M1a$	$m1a_t$	Hrvatska narodna banka
Realni novac dobiven od $M1$	$rm1_t$	izračun autorice
Realni novac dobiven od $M1a$	$rm1a_t$	izračun autorice
Indeks industrijske proizvodnje	$y_t$	Državni zavod za statistiku
Indeks potrošačkih cijena	$p_t$	Državni zavod za statistiku
Inflacija	$\pi_t$	izračun autorice
Kamatna stopa na novčanom tržištu	$r_t$	Tržište novca Zagreb
Indeks realnog efektivnog tečaja kune	$ex_t$	Hrvatska narodna banka

Slikom 1 prikazan je realni novac  $rm1_t$ , realni novac  $rm1a_t$ , indeks industrijske proizvodnje  $y_t$ , indeks potrošačkih cijena  $p_t$ , indeks realnog efektivnog tečaja kune  $ex_t$ , inflacija  $\pi_t$  i kamatna stopa na novčanom tržištu  $r_t$ .

Empirijska analiza je provedena nad sezonski prilagođenim podacima. Analizom korelograma empirijskih autokorelacijskih funkcija uočena je prisutnost utjecaja sezone u varijablama  $rm1_t$ ,  $rm1a_t$  i  $y_t$ . Otklanjanje sezonskog utjecaja iz varijabli provedeno je metodom Tramo/Seats korištenjem programa Demetra 2.2. Nakon otklanjanja sezonskog utjecaja vrijednosti su logaritmirane i označene s  $lrm1_t$ ,  $lrm1a_t$  i  $ly_t$ .

**Slika 1** Realni novac  $rm1_t$ ,  $rm1a_t$ , indeks industrijske proizvodnje  $y_t$ , indeks potrošačkih cijena  $p_t$  i indeks realnog efektivnog tečaja kune  $ex_t$ , inflacija  $\pi_t$ , kamatna stopa na novčanom tržištu  $r_t$



Da bi se formalno statistički ispitala stacionarnost varijabli, provedeni su testovi jediničnog korijena i to prošireni Dickey-Fullerov (ADF) i Phillips-Perronov (PP) test. Testovi jediničnog korijena za varijable  $lrm1_t$ ,  $lrm1a_t$ ,  $ly_t$ ,  $lp_t$ ,  $lex_t$ ,  $r_t$  i  $\pi_t$  su provedeni na temelju dva modela, tj. dvije regresijske jednadžbe:

- a) jednadžba uključuje konstantu i pomake nezavisne varijable<sup>1</sup>:

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta X_{t-i} + \gamma X_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

- b) jednadžba uključuje konstantu, trend te pomake nezavisne varijable<sup>2</sup>:

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \beta_i \Delta X_{t-i} + \gamma X_{t-1} + \alpha_2 t + \varepsilon_t, \quad (4)$$

<sup>1</sup> U tablicama označeno s „uključena konstanta“.

<sup>2</sup> U tablicama označeno s „uključena konstanta i trend“.

pri čemu je  $p$  maksimalna duljina pomaka promatrane varijable, a  $t$  deterministički trend.

Nulta hipoteza u ADF i PP testu je postojanje jediničnog korijena u nizu podataka odnosno nestacionarnost niza. Odbacivanje nulte hipoteze značit će stacionarnost podataka. Hipoteze testa jediničnog korijena zapisane u terminima regresijskih jednadžbi (3) i (4) su

$$\begin{aligned} H_{0...}\gamma &= 0 \\ H_{1...}\gamma &< 0. \end{aligned} \quad (5)$$

Rezultati ADF i PP testa jediničnog korijena za varijable u razinama prikazani su u Tablici 2.

**Tablica 2** Rezultati ADF i PP testa jediničnog korijena za varijable u razinama

Varijabla	uključena Konstanta		uključena konstanta i trend	
	$t^*$	$T^{**}$	$t^*$	$t^{**}$
$lrm1_t$	-	-	-0,065	-0,456
$lrm1a_t$	-	-	-0,066	-0,462
$ly_t$	-	-	-0,117	-2,895
$lp_t$	-	-	-2,512	-2,402
$lex_t$	-	-	-3,396	-3,109
$r_t$	-	-	-1,868	-2,714
$\pi_t$	-10,019	-9,952	-10,023	-9,956

Napomena:  $t^*$  – empirijska vrijednost test veličine ADF testa,  
 $t^{**}$  – empirijska vrijednost test veličine PP testa

Rezultati prikazani u Tablici 2 upućuju na zaključak da se nulta hipoteza o postojanju jednog jediničnog korijena na razini značajnosti od 5% ne može odbaciti za sve varijable osim inflacije koja je u razinama stacionarna, tj.  $I(0)$ . Tablica 3 prikazuje rezultate ADF i PP testa jediničnog korijena za varijable u prvim diferencijama. Za varijablu u prvim diferencijama nulta hipoteza je da je promatrana varijabla integrirana reda dva, dok se alternativnom hipotezom pretpostavlja da je varijabla integrirana reda jedan.

**Tablica 3** Rezultati ADF i PP testa jediničnog korijena za varijable u prvim diferencijama (izračun autorice)

Varijabla	bez determinističke Komponente		uključena konstanta	
	$t^*$	$T^{**}$	$t^*$	$t^{**}$
$\Delta lrm1_t$	-	-	-11,588	-11,856
$\Delta lrm1a_t$	-	-	-11,470	-11,747
$\Delta ly_t$	-	-	-9,719	-21,560
$\Delta lp_t$	-8,194	-8,620	-10,019	-9,952
$\Delta lex_t$	-	-	-10,425	-10,301
$\Delta r_t$	-	-	-13,234	-13,885

Napomena:  $t^*$  – empirijska vrijednost test veličine ADF testa,  
 $t^{**}$  – empirijska vrijednost test veličine PP testa

Na temelju rezultata provedenih testova jediničnog korijena može se zaključiti da su varijable  $lrm1_t$ ,  $lrm1a_t$ ,  $ly_t$ ,  $lp_t$ ,  $lex_t$  i  $r_t$  nestacionarne u razinama, a stacionarne u prvim diferencijama. Inflacija  $\pi_t$  je stacionarna u razinama. Na temelju provedenih testova na prvim diferencijama varijabli nulta hipoteza o postojanju drugog jediničnog korijena se odbacuje, stoga će se trend u promatranim varijablama ukloniti jednim diferenciranjem varijabli.

#### 4 Empirijski rezultati

U analizi potražnje za novcem korištena je VAR metodologija jer ona a priori ne pretpostavlja egzogenost varijabli u modelu. Definiira se VAR model koji uključuje varijable  $Z_t = [lrm1_t \ ly_t \ lex_t \ r_t \ \pi_t]$  odnosno  $Z_t = [lrm1a_t \ ly_t \ lex_t \ r_t \ \pi_t]$ . Model je

$$Z_t = \sum_{i=1}^k a_i Z_{t-i} + D + \varepsilon_t, \quad (6)$$

pri čemu je  $D$  vektor koji sadrži tri dummy varijable:  $d1$  (poprima vrijednost 1 za studeni 2008.),  $d2$  (poprima vrijednost 1 za veljaču 2009.) i  $d3$  (poprima vrijednost 1 za ožujak 2009.)<sup>3</sup>, a  $\varepsilon_t$  vektor inovacija.

Budući su testovi jediničnog korijena pokazali da su sve varijable, osim inflacije,  $I(1)$  u radu je Johansenovom procedurom ispitan broj kointegracijskih vektora na temelju čega se zaključuje o njihovoj eventualnoj povezanosti u dugom roku. Zatim se definira vektorski model korekcije pogreške kojim se analizira kratkoročna i dugoročna veza između promatranih varijabli. Korištenjem Akaike informacijskog kriterija i rezultata Waldovog testa o značajnosti pomaka utvrđeno je da optimalan broj pomaka u VAR modelu (6) iznosi tri. Svaki dodatni pomak u modelu Waldovim se testom pokazao statistički neznačajnim. Zamijeni li se u VAR modelu varijabla  $lrm1_t$  s varijablom  $lrm1a_t$ , optimalan broj pomaka prema Akaikeovom informacijskom kriteriju također iznosi tri. Da bi se opravdao odabran broj pomaka u modelu, proveden je test stabilnosti dobivenog modela s tri pomaka koji je pokazao da je analizirani VAR model (6) stabilan. Uz navedeno, u jednadžbama modela su se varijable s desne strane jednadžbi pokazale statistički značajnim što dokazuje njihov utjecaj na varijable s lijeve strane jednadžbi.

##### 4.1. Kointegracija između varijabli

Da bi se odredio broj kointegracijskih vektora, korištena je Johansenova procedura (Johansen, 1988; Johansen, 1991; Johansen i Juselius, 1990). Odluku o broju kointegracijskih vektora moguće je donijeti na temelju dva testa, a to su test traga matrice svojstvenih vrijednosti ( $\lambda_{trace}$  - test) i test najveće svojstvene vrijednosti ( $\lambda_{max}$  - test). Johansenova procedura provedena je za modele  $[lrm1_t \ ly_t \ lex_t \ r_t \ \pi_t]$  i  $[lrm1a_t \ ly_t \ lex_t \ r_t \ \pi_t]$ , a rezultati su prikazani u Tablici 4. Za duljinu pomaka u VAR modelu odabrana je duljina pomaka jednaka tri prema Akaikeovom informacijskom kriteriju.

Prema oba testa nulta hipoteza o nepostojanju kointegracije se može odbaciti. Prema  $\lambda_{trace}$  testu broj kointegracijskih vektora u oba modela je jednak tri, a prema  $\lambda_{max}$  testu je jednak jedan. U ovakvim slučajevima, kad se rezultati testova međusobno razlikuju preporuča se zaključivanje prema  $\lambda_{max}$  testu jer je on u malim uzorcima pouzdaniji (Dutta, 1997; Odhiambo 2005).

<sup>3</sup> Dummy varijable su uvedene da bi se izolirao utjecaj netipičnih vrijednosti kamatnih stopa u navedenim mjesecima.

**Tablica 4** Rezultati Johansenove procedure o broju kointegracijskih vektora za modele  $[lrm1_t, ly_t, lex_t, r_t, \pi_t]$  i  $[lrm1a_t, ly_t, lex_t, r_t, \pi_t]$  (izračun autorice)

Nulta hipoteza	Svojsstvene vrijednosti	$\lambda_{trace}$ (model s $M1$ )	$\lambda_{trace}$ (model s $M1a$ )	5%-tne kritične vrijednosti	$\lambda_{max}$ (model s $M1$ )	$\lambda_{max}$ (model s $M1a$ )	5%-tne kritične vrijednosti
$R = 0$	0.328794	116.5806*	116.5155*	69.81889	58.60591*	58.08557*	33.87687
$r \leq 1$	0.166338	57.97465*	58.42996*	47.85613	26.74333	27.34331	27.58434
$r \leq 2$	0.105484	31.23132*	31.08665*	29.79707	16.38640	16.53069	21.13162
$r \leq 3$	0.082397	14.84492	14.55596	15.49471	12.64065	12.44868	14.26460
$r \leq 4$	0.014883	2.204269	2.107275	3.841466	2.204269	2.107275	3.841466

\* označava odbacivanje nulte hipoteze na razini značajnosti od 5%

Nadalje, zbog činjenice da u modelima s velikim brojem varijabli i velikim brojem pomaka Johansenova procedura teži procjeni prevelikog broja kointegracijskih vektora, uputnije je odlučiti se za jedan kointegracijski vektor kojeg su oba testa prihvatila (Donmez, 2007). Za VEC model  $[lrm1_t, ly_t, lex_t, r_t, \pi_t]$  kointegracijski vektor s uključenom konstantom je

$$\hat{lrm1} = 3.74974ly + 0.42137lex + 0.01056r - 1.11049\pi - 13.0423, \quad (7)$$

(0.78164) (1.16173) (0.01169) (0.13739)

pri čemu su vrijednosti u zagradama standardne pogreške procjene parametara.

Analizom kointegracijskog vektora (7) uočava se da su indeks industrijske proizvodnje i stopa inflacije statistički značajne, dok su tečaj i kamatna stopa statistički neznčajni u dugom roku. Nadalje, postoji pozitivna dugoročna veza između realnog novca  $M1$  i indeksa industrijske proizvodnje, dok je veza između realnog novca  $M1$  i stope inflacije dugoročno negativna što je u skladu s ekonomskom teorijom.

Za VEC model  $[lrm1a_t, ly_t, lex_t, r_t, \pi_t]$  kointegracijski vektor s uključenom konstantom je

$$\hat{lrm1a} = 3.7844ly + 0.56535lex + 0.008482r - 1.122527\pi - 13.83482, \quad (8)$$

(0.78987) (1.17532) (0.01181) (0.13903)

pri čemu su vrijednosti u zagradama standardne pogreške procjene parametara.

Iz kointegracijskog vektora (8) može se uočiti pozitivna dugoročna veza između realnog novca  $M1a$  i indeksa industrijske proizvodnje, dok je veza između realnog novca  $M1a$  i stope inflacije dugoročno negativna što je u skladu s ekonomskom teorijom. Nadalje, kao i kod kointegracijskog vektora (7), varijable tečaj i kamatna stopa su statistički neznčajne u dugom roku. Procijenjeni parametri u kointegracijskim vektorima se ne razlikuju prema predznaku niti se značajno razlikuju prema iznosu. Najveća razlika uočava se kod procijenjenih parametara uz tečaj i kamatnu stopu.

#### 4.2. Vektorski model korekcije pogreške

Prethodna analiza je pokazala da su varijable međusobno kointegrirane s kointegracijskim vektorom (7) odnosno (8) koje je potrebno uključiti u vektorski model korekcije pogreške. Općenito, vektorski model korekcije pogreške s dva pomaka glasi

$$\Delta Z_t = \sum_{i=1}^2 b_i \Delta Z_{t-i} + \Pi Z_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (9)$$

pri čemu je  $\Delta Z_t = [\Delta lrm1_t, \Delta ly_t, \Delta lex_t, \Delta r_t, \Delta \pi_t]$  vektor diferencija varijabli, matrica  $\Pi = \alpha \cdot \beta'$  gdje je  $\alpha$  matrica brzina korekcije pogreške, a  $\beta$  kointegracijska matrica. Na analogan način se definira i vektorski model korekcije pogreške za varijable  $lrm1a_t, ly_t, lex_t, r_t$  i  $\pi_t$ .

Kako su tečaj i kamatna stopa u kointegracijskim vektorima (7) odnosno (8) nesignifikantni, testirana je hipoteza

$$H_0: \beta_{13} = 0, \beta_{14} = 0 \quad (10)$$

da su parametri uz tečaj i kamatnu stopu u dugom roku nesignifikantni za oba modela. Test veličina provedenog Waldovog testa pripada  $\chi^2$  distribuciji s dva stupnja slobode. Za kointegracijski vektor s realnim novcem  $M1$  empirijska vrijednost test veličine iznosi 0.318476 kojoj odgovara empirijska razina značajnosti jednaka 0.852793. Na temelju dobivenih rezultata može se zaključiti da pretpostavljena ograničenja na parametre kointegracijskog vektora (7) vrijede, a kointegracijski vektor s uvažanim ograničenjima glasi

$$4.316299lrm1 - 14.24095ly + 3.762378\pi + 39.07280 = 0. \quad (11)$$

Ista hipoteza testirana je i za parametre kointegracijskog vektora s realnim novcem  $M1a$  čime je dobivena empirijska vrijednost test veličine 0.179382 kojoj odgovara empirijska razina značajnosti jednaka 0.914214 iz čega se zaključuje da pretpostavljena ograničenja na parametre kointegracijskog vektora (8) vrijede, a kointegracijski vektor s ograničenjima za  $M1a$  glasi

$$4.194475lrm1a - 13.85771ly + 3.787445\pi + 37.95866 = 0. \quad (12)$$

Uvedenim restrikcijama nad kointegracijskim vektorima (7) i (8) zadržani su očekivani predznaci dugoročnih veza. Tablicom 5 prikazan je VEC model s ograničenjima  $\beta_{13} = 0, \beta_{14} = 0$  za realni novac  $M1$  i faktorom korekcije pogreške

$$\hat{ECT} = 4.316299lrm1 - 14.24095ly + 3.762378\pi + 39.07280. \quad (13)$$

Na temelju procijenjenog VEC modela uočava se kratkoročan pozitivan utjecaj promjene gospodarske aktivnosti iz prethodnog razdoblja na promjenu potražnje za novcem  $M1$  što je u skladu s teoretskim pretpostavkama. također promjene realnog novca  $M1$  prije dva mjeseca pozitivno utječu na promjenu potražnje za realnim novcem  $M1$  na razini značajnost od 10%. Nadalje, promjene tečaja prije dva mjeseca pozitivno utječu na promjenu potražnje za novcem, promjene kamatnih stopa iz prethodnog razdoblja pozitivno utječu na promjenu potražnje za realnim novcem  $M1$ , dok se utjecaj promjene inflacije iz prethodnog razdoblja na promjenu potražnje za realnim novcem  $M1$  pokazao negativnim. Koeficijent uz  $ECT$  je 0.001015 i statistički je nesignifikantan. Varijable kamatna stopa i tečaj su se pokazale slabo egzogenim, odnosno ne prilagođavaju se kointegracijskom prostoru već samo djeluju na njega.



**Tablica 5** Procijenjen VEC model s varijablama [ $lrm1_t$ ,  $ly_t$ ,  $lex_t$ ,  $r_t$ ,  $\pi_t$ ]  
uz ograničenja  $\beta_{13} = 0$ ,  $\beta_{14} = 0$  (izračun autorice)

	$\Delta lrm1_t$	$\Delta ly_t$	$\Delta lex_t$	$\Delta r_t$	$\Delta \pi_t$
<i>ECT</i>	0.001015 [0.49758]	0.002404 [1.00416]	-0.001867 [-2.59947]	-0.112896 [-0.84456]	-0.221562 [-6.22355]
$\Delta lrm1_{t-1}$	0.053820 [0.65029]	0.080258 [0.82651]	-0.014386 [-0.49375]	1.657340 [0.30569]	3.860722 [2.67379]
$\Delta lrm1_{t-2}$	0.158426 [1.91572]	-0.033898 [-0.34936]	-0.027947 [-0.95996]	-0.654421 [-0.12080]	1.570086 [1.08822]
$\Delta ly_{t-1}$	0.146348 [1.92055]	-0.484647 [-5.42068]	-0.004498 [-0.16767]	-6.632562 [-1.32868]	-3.124895 [-2.35052]
$\Delta ly_{t-2}$	0.047532 [0.62092]	-0.240174 [-2.67402]	0.001649 [0.06118]	-9.874594 [-1.96910]	-3.688697 [-2.76191]
$\Delta lex_{t-1}$	-0.170547 [-0.64258]	0.045349 [0.14563]	0.135731 [1.45271]	12.39372 [0.71284]	3.401162 [0.73452]
$\Delta lex_{t-2}$	0.632935 [2.45542]	0.054511 [0.18024]	-0.268045 [-2.95385]	-22.76415 [-1.34810]	9.835337 [2.18700]
$\Delta r_{t-1}$	0.003976 [3.31782]	0.000532 [0.37857]	0.000580 [1.37511]	-0.193701 [-2.46716]	-0.051124 [-2.44502]
$\Delta r_{t-2}$	-0.001732 [-1.40948]	-0.000119 [-0.08284]	0.000427 [0.98731]	-0.238240 [-2.95961]	0.006492 [0.30280]
$\Delta \pi_{t-1}$	-0.012785 [-2.02168]	-0.006509 [-0.87724]	0.007502 [3.36964]	0.276654 [0.66778]	0.033955 [0.30775]
$\Delta \pi_{t-2}$	-0.000195 [-0.04089]	0.001736 [0.31054]	0.002943 [1.75426]	0.438233 [1.40387]	0.038178 [0.45922]
<i>c</i>	0.006582 [2.99145]	0.002222 [0.86065]	-0.000589 [-0.76088]	-0.170260 [-1.18130]	-0.029845 [-0.77752]
<i>d1</i>	-0.071546 [-2.74449]	0.003799 [0.12419]	-0.006739 [-0.73438]	7.861957 [4.60374]	-0.181317 [-0.39867]
<i>d2</i>	-0.066655 [-2.23292]	-0.014826 [-0.42330]	0.014760 [1.40454]	6.490822 [3.31929]	0.374662 [0.71941]
<i>d3</i>	-0.056253 [-1.93314]	-0.009038 [-0.26472]	-0.009444 [-0.92193]	-3.891269 [-2.04130]	0.523909 [1.03196]

Napomena: u uglatim zagradama su empirijske vrijednosti *t*-testa o značajnosti parametara.

VEC model s ograničenjima  $\beta_{13} = 0$ ,  $\beta_{14} = 0$  za *M1a* i faktorom korekcije pogreške

$$\hat{ECT} = 4.194475lrm1a - 13.85771ly + 3.787445\pi + 37.95866 \quad (14)$$

prikazan je Tablicom 6.

**Tablica 6** Procijenjen VEC model s varijablama [ $lrm1a_t$ ,  $ly_t$ ,  $lex_t$ ,  $r_t$ ,  $\pi_t$ ]  
uz ograničenja  $\beta_{13} = 0$ ,  $\beta_{14} = 0$  (izračun autorice)

	$\Delta lrm1a_t$	$\Delta ly_t$	$\Delta lex_t$	$\Delta r_t$	$\Delta \pi_t$
<i>ECT</i>	0.001228 [0.61037]	0.002285 [0.95467]	-0.001888 [-2.63235]	-0.110461 [-0.82783]	-0.219335 [-6.15787]
$\Delta lrm1a_{t-1}$	0.064305 [0.77493]	0.057200 [0.57923]	-0.017522 [-0.59219]	1.561653 [0.28369]	3.878171 [2.63925]
$\Delta lrm1a_{t-2}$	0.162664 [1.96004]	-0.033228 [-0.33645]	-0.023328 [-0.78835]	-1.173390 [-0.21314]	1.252834 [0.85251]
$\Delta ly_{t-1}$	0.167052 [2.22443]	-0.486444 [-5.44296]	-0.004837 [-0.18065]	-6.587430 [-1.32231]	-3.013058 [-2.26575]
$\Delta ly_{t-2}$	0.067831 [0.89684]	-0.238833 [-2.65345]	0.002004 [0.07429]	-9.863893 [-1.96597]	-3.662711 [-2.73476]
$\Delta lex_{t-1}$	-0.154016 [-0.58695]	0.034421 [0.11023]	0.132110 [1.41198]	12.45352 [0.71544]	3.507542 [0.75487]
$\Delta lex_{t-2}$	0.694053 [2.72588]	0.049160 [0.16224]	-0.266672 [-2.93732]	-23.02788 [-1.36338]	9.602635 [2.12981]
$\Delta r_{t-1}$	0.004381 [3.68691]	0.000483 [0.34182]	0.000567 [1.33895]	-0.193570 [-2.45547]	-0.049880 [-2.37034]
$\Delta r_{t-2}$	-0.001534 [-1.25977]	-0.000095 [-0.06585]	0.000437 [1.00792]	-0.239483 [-2.96562]	0.005901 [0.27373]
$\Delta \pi_{t-1}$	-0.013129 [-2.09618]	-0.006414 [-0.86061]	0.007512 [3.36360]	0.277903 [0.66889]	0.036032 [0.32489]
$\Delta \pi_{t-2}$	-0.000459 [-0.09753]	0.001670 [0.29798]	0.002975 [1.77171]	0.435248 [1.39332]	0.036484 [0.43753]
<i>c</i>	0.006590 [3.02815]	0.002345 [0.90550]	-0.000597 [-0.76893]	-0.166550 [-1.15361]	-0.028483 [-0.73906]
<i>d1</i>	-0.072479 [-2.81539]	0.004089 [0.13348]	-0.006677 [-0.72743]	7.862986 [4.60425]	-0.184042 [-0.40372]
<i>d2</i>	-0.066004 [-2.23283]	-0.014327 [-0.40727]	0.014480 [1.37380]	6.513464 [3.32158]	0.408229 [0.77987]
<i>d3</i>	-0.058695 [-2.03384]	-0.009456 [-0.27534]	-0.009606 [-0.93353]	-3.937375 [-2.05671]	0.510963 [0.99987]

Napomena: u uglatim zagradama su empirijske vrijednosti *t*-testa o značajnosti parametara.

Rezultati za monetarni agregat *M1a* dobiveni u Tablici 6 vrlo su slični onima za monetarni agregat *M1*.

Analiza adekvatnosti procijenjenih VEC modela započeta je analizom dobivenih reziduala. Analizom grafičkih prikaza rezidualnih odstupanja (nije prikazano) može se naslutiti da su rezidualna odstupanja dobivenih jednadžbi u VEC modelu stacionarna. Da bi se ta pretpostavka statistički formalno potvrdila, proveden je ADF test o postojanju jediničnog korijena. Rezultati jediničnog testa prikazani

Tablicom 7 pokazali su da su sva rezidualna odstupanja u oba VEC modela stacionarna u razinama odnosno  $I(0)$ .<sup>4</sup>

**Tablica 7** Rezultati ADF testa jediničnog korijena za rezidualna odstupanja u jednadžbama VEC modela (izračun autorice)

Varijabla <sup>5</sup>	$t$ – vrijednost ADF testa za model s $M1$	$t$ – vrijednost ADF testa za model s $M1a$
Reziduali1	-11.85321	-11.76064
Reziduali2	-12.24068	-12.24453
Reziduali3	-12.20496	-12.21125
Reziduali4	-11.89997	-11.90065
Reziduali5	-12.14840	-12.13616

Napomene:  $t$  – empirijska vrijednost test veličine ADF testa.

Provedena je i analiza o normalnosti rezidualnih odstupanja korištenjem Jarque-Bera testa. Rezultati provedenih testova prikazani su u Tablici 8. Prema Jarque-Bera testu hipoteza o normalnosti rezidualnih odstupanja odbacuje se na razini značajnosti od 5% za četvrtu jednadžbu modela. Vrlo slični rezultati dobiju se testiranjem normalnosti rezidualnih odstupanja u VEC modelu s  $M1a$ . Rezidualna odstupanja su normalno distribuirana na razini značajnosti od 5% u svim jednadžbama osim u četvrtoj.

**Tablica 8** Rezultati Jarque-Bera testova o normalnosti rezidualnih odstupanja u VEC modelima s  $M1$  i s  $M1a$  (izračun autorice)

Zavisna varijabla jednadžbe čija se rezidualna odstupanja promatraju	Koeficijent asimetrije	Koeficijent zaobljenosti	Jarque – Bera <sup>6</sup>	$p$ - vrijednost <sup>7</sup>
$lrm1_t$	0.233149	3.577134	3.371919	0.1853
$ly_t$	0.282721	2.683412	2.572208	0.2763
$lex_t$	-0.123683	3.009020	0.375288	0.8289
$r_t$	-0.389459	5.767528	50.62877	0.0000
$\pi_t$	-0.151878	2.081745	5.729689	0.0578
Zajednički Jarque – Bera test	-	-	62.67788	0.0000
$lrm1a_t$	0.220918	3.481691	2.616406	0.2703
$ly_t$	0.272908	2.702760	2.365881	0.3064
$lex_t$	-0.123266	2.994783	0.372433	0.8301
$r_t$	-0.377193	5.659832	46.81831	0.0000
$\pi_t$	-0.172747	2.108158	5.602833	0.0607
Zajednički Jarque – Bera test	-	-	57.77586	0.0000

Na temelju rezultata iz tablice 8. zaključuje se da narušavanju pretpostavke o normalnosti reziduala najviše pridonosi izražena šiljatost reziduala četvrte jednadžbe u oba VEC modela (koeficijent

<sup>4</sup> Budući se testom ispituje zadovoljavaju li rezidualna odstupanja Gauss-Markovljeve uvjete (slučajne varijable su identično distribuirane, nekorelirane s očekivanjem jednakim nuli i konstantnom varijancom) u ADF regresijsku jednadžbu se ne uključuje konstanta i trend pa su testovi provedeni na temelju regresijske jednadžbe (3) u koju nije uključena nijedna deterministička komponenta osim pomaka nezavisne varijable.

<sup>5</sup> Varijabla Reziduali1 odnosi se na rezidualne prve jednadžbe, Reziduali2 na rezidualne druge jednadžbe, Reziduali3 na rezidualne treće jednadžbe, Reziduali4 na rezidualne četvrte jednadžbe, a Reziduali5 na rezidualne pete jednadžbe u VEC modelu.

<sup>6</sup> empirijska vrijednost test veličine Jarque-Bera testa.

<sup>7</sup> empirijska razina značajnosti Jarque-Bera testa.

zaobljenosti jednak je 5.767528 odnosno 5.659832). Dobiveni rezultat nije neočekivan jer je narušena pretpostavka o normalnosti rezidualnih odstupanja karakteristična za većinu nizova vrijednosti financijskih varijabli (pogotovo kamatnih stopa) (Bahovec i Erjavec, 2009). Nadalje, provedena je i analiza stabilnosti dobivenih VEC modela koja je pokazala da su oba procijenjena VEC modela stabilna. Proveden je i Portmanteauov test o autokorelaciji reziduala do reda 22 (Bahovec i Erjavec, 2009). Na temelju rezultata može se zaključiti da ne postoji problem autokorelacije reziduala sve do pomaka 22 na bilo kojoj uobičajenoj razini značajnosti za oba VEC modela. Također, provedena je analiza homoskedastičnosti reziduala koja je pokazala da su reziduali na razini značajnosti 1% homoskedastični.

## 5 Zaključak

U ovom radu procijenjeni su VEC modeli potražnje za novcem u Republici Hrvatskoj za period od siječnja 1998. godine do srpnja 2010. godine i to za monetarne agregate  $M1$  i  $M1a$  s ciljem da se analiziraju dinamička svojstva dobivenih modela te kratkoročne i dugoročne veze među promatranim varijablama. Varijable korištene u analizi su realni novac, gospodarska aktivnost, kamatna stopa, tečaj i stopa inflacije. Johansenovom procedurom pokazalo se da postoji jedan kointegracijski vektor iz kojeg se uočava pozitivna dugoročna veza između realnog novca i gospodarske aktivnosti te negativna dugoročna veza između realnog novca i stope inflacije za oba monetarna agregata što ima opravdanje u ekonomskoj teoriji. Tečaj i kamatna stopa su se pokazali slabo egzogenim. Promatrajući kratkoročne veze, uočava se postojanje pozitivnog utjecaja promjena gospodarske aktivnosti, realnog novca, kamatne stope i tečaja u prethodnim vrijednostima na promjenu potražnje za novcem  $M1$  i  $M1a$ , dok je utjecaj promjene inflacije negativan.

### Reference:

- Arango, S., Nadiri, M. (1981) Demand for money in open economies. *Journal of Monetary Economics*, 7, pp.69-83.
- Bahmani-Oskooee, M., Pourheydari, M. (1990) Effects of Exchange Rate Sensitivity of Money Demand for Money and Effectiveness of Fiscal and Monetary Policy. *Applied Economics*, 22, pp.917-925.
- Bahovec, V., Erjavec, N. (2009) *Uvod u ekonometrijsku analizu*. Zagreb: Element.
- Belullo, A. (1999) The Relation between Money and Real Economic Activity in Croatia, *Zagreb Journal of Economics*, 4, pp.85-121.
- Cuddington, J. (1983) Currency Substitution, Capital Mobility and Money Demand. *Journal of International Money and Finance*, 2, pp.111-133.
- Cziraky, D., Gillman, M. (2006) Money Demand in an EU Accession Country: A VECM Study of Croatia. *Bulletin of Economic Research*, (58)2, pp.105-127.
- Donmez, O. (2007) The Fisher equation examined: implications for the money demand in Turkey. Budapest: CEU, Budapest College.
- Dutta, D., Ahmed, N. (1997) An Aggregate Import Demand Function for Bangladesh: A Cointegration Approach, *Working Papers 9703*, University of Sydney, Department of Economics.

Erjavec N., Cota, B. (2003) Macroeconomic Granger - Causal Dynamics in Croatia: Evidence Based on a Vector Error - Correction Modelling Analysis. *Ekonomski pregled*, 54(1-2), pp.139-156.

Erjavec, N., Cota, B., Bahovec, V. (1999) Monetarno-kreditna i realna privredna aktivnost u Republici Hrvatskoj: VAR model. *Ekonomski pregled*, 11, pp.1488-1504.

Erjavec, N., Cota, B., (2001) The Stability of Money Demand in Croatia in Post Stabilization Period. *Ekonomski pregled*, 52(9-10), pp.1149-1172.

Hsing, Y. (2007) Impacts of Currency Depreciation, The Foreign Interest Rate and Functional Forms on Croatia's Money Demand Function. *International Research Journal of Finance and Economics*, 8, pp.7-15.

Johansen, S. (1988) Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp.231-254.

Johansen, S. (1991) Estimation and Hypotesis Testing of Cointegration. Vectors in Gaussian Vector Autoregression, *Econometrica*, 59(6), pp.1551-1580.

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, pp.211-244.

Lang, M., Krznar, I. (2004) Transmission Mechanism of Monetary Policy in Croatia. referat na konferenciji “The Tenth Dubrovnik Economic Conference” u organizaciji Hrvatske narodne banke, Dubrovnik.

Mundell, A. (1963) Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, 29(4) pp.475-485.

Odhiambo, N. M. (2005) Financial Liberalization and Financial Deepening: Evidence from Three Sub-Saharan African Countries. *African Review of Money, Finance and Banking*, pp.5-23.

Payne, J. E. (2000) Post Stabilization Estimates of Money Demand in Croatia: the Role of the Exchange Rate and Currency Substitution. *Ekonomski pregled*, 51(11-12), pp.1352-1368.

Payne, J. E. (2002) Post Stabilization Estimates of Money Demand in Croatia: Error Correction Model Using the Bounds Testing Approach. *Privredna kretanja i ekonomska politika*, 93, pp.39-53.

Šimić, V. (2007) Money Demand in Croatia Revisited. *Seventh International Conference on Enterprise in Transition*, 1, pp.1-23.

Vizek, M. (2006) Ekonometrijska analiza kanala monetarnog prijenosa u Hrvatskoj. *Privredna kretanja i ekonomska politika*, 109, pp.28-61.