

Efikasnost mehanizma monetarnog prijenosa u Hrvatskoj

ZNANSTVENI RAD

Velimir Doležal*

Sažetak

U radu se ispituje uspješnost prenošenja mjera monetarne politike kanalom deviznog tečaja, direktnim kanalom novčane mase i kanalom kamatne stope na realnu ekonomsku aktivnost i cijene u Hrvatskoj. Pritom se koristi metodologija temeljena na vektorskom modelu korekcije pogreške (VECM) i Johansenovoj kointegraciji. Rezultati analize upućuju na dugoročnu vezu između mjera monetarne politike te realne ekonomske aktivnosti i razine cijena. Najjači kanal monetarnog prijenosa je devizni tečaj, dok nešto slabije djelovanje ima novčana masa. Za razliku od ranijih radova, rezultati ove empirijske analize ukazuju i na djelovanje kanala kamatne stope.

Ključne riječi: mehanizam monetarnog prijenosa, VECM model,
Johansenova kointegracija, Hrvatska

JEL klasifikacija: C22, E31, E42, E43, E5

* Velimir Doležal, KPMG Croatia d.o.o., e-mail: velimir.dolezal@gmail.com.

1. Uvod¹

Mehanizam monetarnog prijenosa definira se kao prijenosni mehanizam utjecaja monetarnih kretanja na realna kretanja u gospodarstvu kao što su investicije, potrošnja, zaposlenost, realni nacionalni dohodak i razina cijena (Issing, 1993). U praksi je prijenos monetarnih impulsa vrlo složen, a rezultati ovise o financijskoj strukturi i, u okviru nje, razvijenosti novčanog i financijskog tržišta. Ako je financijska struktura razvijena, prijenos impulsa monetarne politike na financijske i realne transakcije je brži i efikasniji, dok je u zemljama sa slabo razvijenim financijskim tržištem njihov prijenos slab, a u pojedinim segmentima može biti i potpuno blokiran (Perišin, Šokman i Lovrinović, 2001).

Poznavanje karaktera mehanizma monetarnog prijenosa ima izuzetno veliko značenje za kvalitetno vođenje monetarne politike. Monetarne vlasti, ukoliko su upoznate sa stvarnim mogućnostima monetarnog prijenosa, mogu uspješno odgovoriti na negativne šokove koji pogađaju određenu ekonomiju. U Hrvatskoj se to odnosi na donošenje pravodobnih mjera kojima će se sačuvati stabilnost cijena i deviznog tečaja o kojima ovisi cijeli ekonomski sustav. Upravo je poznavanjem odnosa monetarnih i realnih varijabli moguće maksimirati efekte koji pridonose rastu cjelokupnog gospodarstva, a time i životnog standarda građana kao što su rast bruto domaćeg proizvoda, rast investicija, stabilnost cijena i sl., a u isto vrijeme minimizirati efekte koji uzrokuju nestabilnost gospodarstva i pad životnog standarda poput inflacije, pada neto izvoza koji uzrokuje pad dohotka, rasta nezaposlenosti, pada investicija i sl. Hrvatsku karakterizira nedovoljno razvijeno financijsko tržište i visok stupanj eurizacije² što prema Žigmanu i Lovrinčeviću (2005) znatno utječe na smanjeni utjecaj monetarnih impulsa na realni sektor.

¹ Autor zahvaljuje Maruški Vizek i anonimnom recenzentu čiji su konstruktivni savjeti i kritike pridonijeli kvaliteti članka. Odgovornost za sve preostale pogreške, naravno, ostaje isključivo na autoru.

² Udio deviznih depozita i kunskih depozita s valutnom klauzulom u ukupnim štednim i oročenim depozitima u studenome 2010. godine iznosio je 82,5 posto (HNB).

Osnovni je cilj ovog rada ispitati djelovanje mehanizma monetarnog prijenosa, tj. povezanost monetarnih impulsa s jedne te realne ekonomske aktivnosti i razine cijena u Hrvatskoj s druge strane. Djelovanje mehanizma monetarnog prijenosa ispituje se putem deviznog tečaja koji je aproksimiran indeksom realnog efektivnog deviznog tečaja, realne novčane mase M1 i realne kamatne stope na prekonocnom tržištu novca.

Osnovni razlog istraživanja mehanizma monetarnog prijenosa proizlazi iz potrebe za ponovnom ocjenom njegove efikasnosti kako bi se utvrdilo koliko snagu djelovanja u ovom trenutku imaju promatrane monetarne varijable na realnu ekonomsku aktivnost i cijene u Hrvatskoj. Dobiveni rezultati usporedit će se s rezultatima ranijih istraživanja te će se na taj način utvrditi je li došlo do promjene u snazi prenošenja mjera monetarne politike na promatrane varijable realne ekonomske aktivnosti i cijena. Hrvatska se trenutačno nalazi u završnoj fazi pregovora za ulazak u Europsku uniju, s čim je povezan i očekivani ulazak u Europsku monetarnu uniju. Važno je stoga detaljno istražiti mogućnosti i ograničenja vezana uz mehanizam monetarnog prijenosa kako bismo se na vrijeme mogli prilagoditi šokovima koji nas očekuju ulaskom u EU i EMU. Najveći doprinos ovog rada postojećoj literaturi leži upravo u pružanju aktualnijeg pogleda na djelovanje mehanizma monetarnog prijenosa u Hrvatskoj.

U radu se korištenjem Johansenove kointegracije ispituje uspješnost prenošenja mjera monetarne politike kanalom tečaja, novčane mase i kamatne stope na realnu ekonomsku aktivnost i cijene u dugom roku. Ukoliko kointegracija postoji, bit će formirana dugoročna (kointegracijska) jednadžba te odgovarajući model korekcije odstupanja pomoću kojeg će se utvrditi ponašanje promatranih varijabli u kratkom roku.

Nakon uvoda slijedi kratak prikaz radova iz područja mehanizma monetarnog prijenosa u domaćoj literaturi. U daljnjem se dijelu rada analiziraju korištene vremenske serije te opisuje metodologija. Slijede rezultati ekonometrijske analize i njihova usporedba s dosadašnjim relevantnim radovima. Zaključak zaokružuje bitne rezultate i saznanja koji su proizašli iz istraživanja.

2. Pregled literature

Uvjerljivo najviše proučavan kanal monetarnog prijenosa je kanal deviznog tečaja. Vizek (2006) mehanizam monetarnog prijenosa temelji na kamatnoj stopi, deviznom tečaju i novčanoj masi M1 te istražuje njegov utjecaj na bruto domaći proizvod koji je aproksimiran indeksom obujma industrijske proizvodnje. Rezultati kointegracijske analize i analize korekcije odstupanja ukazuju da je industrijska proizvodnja najosjetljivija na dugoročno kretanje deviznog tečaja. Na taj način dugoročna deprecijacija kune prema euru za 1 posto dovodi do pada industrijske proizvodnje za 0,014 posto. Sličan rezultat koji ukazuje da bi dugoročna deprecijacija mogla dovesti do pada industrijske proizvodnje nalazimo i u radu Langa i Krznara (2004). Takav rezultat nije, međutim, u skladu s ekonomskom teorijom prema kojoj bi deprecijacija trebala uzrokovati porast neto izvoza koji bi pak trebao utjecati na rast bruto domaćeg proizvoda (Blanchard, 2005). Ipak, takvo kretanje industrijske aktivnosti nije neobično za ekonomske sustave poput hrvatskog koji se zasnivaju na nominalnom sidru deviznog tečaja (BIS, 1998). Benazić (2009) zaključuje kako je devizni tečaj najsnažniji kanal monetarnog prijenosa u Hrvatskoj, dok ostali kanali nemaju značajnu ulogu. Također dolazi do zaključka kako na kretanja realnih varijabli znatno utječu šokovi iz Europske unije uslijed velike inozemne zaduženosti i uvozne ovisnosti Hrvatske. Tkalec i Vizek (2009) analiziraju utjecaj makroekonomskih politika na proizvodnu djelatnost koristeći model višestruke regresije. Zaključuju kako djelovanje deviznog tečaja (deprecijacije) ovisi o razini intenzivnosti primijenjene tehnologije u industrijskoj proizvodnji. Deprecijacija dovodi do rasta *outputa* u sektorima s niskom i srednjom razinom tehnologije dok u sektorima s višom razinom tehnologije dovodi do smanjenja *outputa*. *Output* sektora s visokom razinom tehnologije ne reagira na promjenu tečaja.

Kraft (2003) u svom radu proučava implikacije visoke razine eurizacije domaćeg gospodarstva na monetarnu politiku. Zaključuje da postoji jasan utjecaj deviznog tečaja na kretanje cijena mjerenih indeksom proizvođačkih cijena. S druge strane, cijene mjerene indeksom potrošačkih cijena znatno slabije reagiraju na šok promjene deviznog tečaja. Billmeier

dvanaest mjeseci. Koški (2009) dolazi do zaključka o postojanju dugoročne elastičnosti između deviznog tečaja i salda tekućeg računa bilance plaćanja te da bi deprecijacija od 1 posto u dugom roku dovela do smanjenja realnog salda tekućeg računa bilance plaćanja u Hrvatskoj za oko 2 posto.

Vežano uz direktni kanal monetarnog prijenosa, Vizek (2006) dolazi do zaključka o signifikantnosti kanala novčane mase M1. Rast novčane mase za 1 posto u dugom roku dovodi do rasta industrijske proizvodnje za 0,146 posto. Vizek i Broz (2009) dokazuju signifikantnost djelovanja novčane mase M1 na razinu cijena zaključujući kako rast novčane mase od 1 posto dovodi do rasta razine cijena za 0,07 posto. Erjavec i Cota (2003) donose zaključak o neutralnosti ponude novca u kratkom roku i također pokazuju da promjene u deviznom tečaju, kamatnoj stopi i *outputu* vode k promjenama ponude novca i cijena.

Za kanal kamatne stope uglavnom je utvrđeno kako nije signifikantan u odnosu na realnu ekonomsku aktivnost, dok je zabilježena statistička signifikantnost u odnosu na razinu cijena. Tako Vizek (2006) zaključuje kako monetarna politika u Hrvatskoj ne utječe na realnu ekonomsku aktivnost putem spomenutog kanala te objašnjava nedovoljnu osjetljivost gospodarstva na kretanje kamatnih stopa na novčanom tržištu. Tkalec i Vizek (2009) pokazuju da kamatna stopa ima utjecaja na tek nekoliko industrijskih grana, a i taj je utjecaj vrlo slab. Kada se industrija grupira prema razini tehnološkog intenziteta, autorice dolaze do zaključka kako dugoročna realna kamatna stopa djeluje tek na industrijske grane sa srednje niskim intenzitetom tehnologije. Kod takvih industrijskih grana, porast kamatne stope za 1 postotni bod dovodi do pada *outputa* za tek 0,00659 posto što je gotovo zanemariv utjecaj. Vizek i Broz (2009) potvrđuju signifikantan utjecaj kamatne stope na razinu cijena pri čemu rast kamatne stope za 1 posto dovodi do pada razine cijena za 0,25 posto s pomakom od tri mjeseca. Erjavec i Cota (2003) pak utvrđuju kako u kratkom roku kanal kamatne stope ne djeluje niti na bruto domaći proizvod niti na razinu cijena.

Lang i Krznar (2004) u svom istraživanju pokušavaju pronaći statističke dokaze o funkcioniranju kanala bankarskih kredita, no ne pronalaze

empirijske dokaze za takav zaključak. Također konstruiraju pokazatelj karaktera monetarne politike koji ukazuje da je monetarna politika u Hrvatskoj prociklička. Drugim riječima, ekspanzivnija je u fazi rasta gospodarstva i restriktivnija u fazi kontrakcije. Do istog zaključka dolazi i Benazić (2009) na temelju analize poslovnih ciklusa. Lang i Krznar (2004) zaključuju kako bi korištenje monetarne politike za ublažavanje cikličkih kretanja gospodarstva (anticiklička politika) izuzetno negativno utjecalo na financijsku stabilnost gospodarstva.

3. Podaci i metodologija

3.1. Podaci

U analizi se koriste mjesečne vrijednosti varijabli u razdoblju od siječnja 1998. godine do studenog 2010. godine. Sve vrijednosti vremenskih nizova preuzete su s internetske stranice Hrvatske narodne banke osim indeksa fizičkog obujma industrijske proizvodnje čiji je izvor Državni zavod za statistiku. Svi nizovi su sezonski i logaritamski prilagođeni osim kamatne stope³. Monetarne varijable koje se koriste pri analizi su *IREER* – indeks realnog efektivnog deviznog tečaja deflacijom potrošačkih cijena (2005=100), *M1* – realna novčana masa deflacijom potrošačkih cijena (u milijunima HRK) i *INT* – realna kamatna stopa na prekonoćnom tržištu novca deflacijom potrošačkih cijena. Varijable pomoću kojih se analizira uspješnost prenošenja mjera monetarne politike gore navedenim kanalima su *IND* – indeks fizičkog obujma industrijske proizvodnje (2005=100) i *CPI* – indeks potrošačkih cijena (2005=100).

Razlog za odabir kanala deviznog tečaja leži u činjenici da većina autora koji se bave proučavanjem samog mehanizma u Hrvatskoj izdvaja upravo taj kanal kao najznačajniji kanal monetarnog prijenosa i stoga je iznimno bitno proučiti njegovo kretanje na dužim serijama podataka. Kanal novčane mase je kanal nad kojim monetarne vlasti imaju direktan utjecaj pa se njegovo uključanje u analizu nameće samo po sebi. Odabir kamatne stope

³ Rezultati svih analiza u radu dobiveni su korištenjem statističkog programskog alata EViews.

determiniran je činjenicom što je upravo taj kanal jedan od najsnažnijih u zemljama EU-a (Van Els et al., 2001; Peersman i Smets, 2001; Lovrinović i Benazić, 2004; Benazić, 2009), kojima će se Hrvatska uskoro pridružiti te je stoga bitno dobiti nove ocjene njegove funkcionalnosti.

Kanali monetarnog prijenosa usmjereni su prema realnoj ekonomskoj aktivnosti aproksimiranoj indeksom obujma industrijske proizvodnje⁴ i razini cijena zato što upravo te varijable pružaju najveću količinu informacija o stvarnom funkcioniranju gospodarstva neke zemlje.

Početni korak analize kojom se proučava dugoročni odnos među varijablama, odnosno postojanje kointegracije, jest ispitivanje reda integriranosti vremenskih nizova. Ukoliko se razina pojava i veličina odstupanja od prosječne razine ne mijenjaju znatno s vremenom, može se zaključiti kako je vremenski niz stacionaran (Bahovec i Erjavec, 2009). Iz grafičkog prikaza u Dodatku I i provedenog proširenog Dickey-Fullerovog testa (Dickey i Fuller, 1979) u Dodatku III može se zaključiti kako svi vremenski nizovi u ovoj analizi sadrže jedinični korijen pa ih je potrebno diferencirati. Nakon diferenciranja može se, na temelju rezultata prikazanih u Dodacima II i IV, zaključiti kako su sve serije postale stacionarne uz integraciju prvog reda, I(1), te time prikladne za analizu dugoročne povezanosti (Enders, 2004).

3.2. Metodologija

Kao osnovni alat kojim se proučava dugoročan odnos, odnosno postojanje kointegracije između korištenih varijabli, kao i odnos spomenutih varijabli u kratkom roku, koristi se vektorski model korekcije pogreške (VECM). Samo određivanje kointegracijskih relacija temelji se na Johansenovoj proceduri. Ona se temelji na određivanju ranga matrice Π koristeći svojstvene vrijednosti pa se u stvari mora odrediti broj svojstvenih vrijednosti različit od nule kako bi se dobio traženi broj kointegracijskih vektora (Johansen, 1988; Johansen i Juselius, 1990).

⁴ *Opravdanost takve aproksimacije potvrđuje Cerovac (2005).*

efikasnim procjenama standardnih pogrešaka. Prilikom određivanja optimalnog broja pomaka korišten je Akaike informacijski kriterij (AIC), a rezultati su prikazani u tablici 1.

Model	IND	CPI
k=	3	3
AIC	-11,86168	-16,18644

Izvor: Izračun autora.

Optimalni broj pomaka u oba modela je 3. Dijagnostika modela prikazana je u Dodacima IV i V. Na temelju provedenih testova ona upućuje na zaključak da odabrani VAR modeli imaju zadovoljavajuće karakteristike⁶. Najznačajniji korak u testiranju postojanja kointegracijske veze Johansenovom metodom odnosi se na utvrđivanje ranga matrice Π koji pokazuje postoji li dugoročna povezanost među analiziranim varijablama.

U tablici 2 jasno se razlučuje da su modeli IND i CPI određeni s po jednim kointegracijskim vektorom. Pomoću testa traga i testa najveće svojstvene vrijednosti ne može se odbaciti nulta hipoteza o postojanju kointegracijske relacije pri $r=1$ uz uobičajenu razinu statističke signifikantnosti.

Kointegracijski vektori modela IND i CPI koji su proizašli iz Johansenove procedure i koji opisuju prirodu dugoročne povezanosti između promatranih varijabli poprimaju sljedeće vrijednosti⁷:

$$IND = 9,800127 - 1,597974IREER + 0,195810M1 + 0,018620INT - 0,000236t \quad (3)$$

(2,80157) (-2,31060) (-3,76098) (0,24693)

$$CPI = 8,202758 - 0,664280IREER - 0,075188M1 + 0,004731INT + 0,002480t \quad (4)$$

(2,92200) (2,22374) (-2,37420) (-6,50640).

⁶ U Dodacima IV i V nije dan test heteroskedastičnosti. Budući da se VAR modeli koriste isključivo zbog Johansenova testa kointegracije, a ne njegovih procjenitelja, taj je test nepotreban budući da heteroskedastičnost ne utječe na snagu testa traga i testa najveće svojstvene vrijednosti.

⁷ Vrijednosti t-statistike prikazane su u zagradama.

Tablica 2. Određivanje broja kointegracijskih vektora pomoću testa traga (trace) i testa najveće svojstvene vrijednosti (maximum eigenvalue)					
Model	Model IND				
HO : r=	Svojstvena vrijednost	Test traga	p-vrijed.	Test najveće svojstvene vrijednosti	p-vrijed.
0	0,221953	80,60323***	0,0011	38,14715***	0,0081
1	0,117473	42,45607	0,0555	18,99476	0,3057
2	0,090627	23,46131	0,0969	19,38704	0,2259
3	0,057624	9,021277	0,179	12,51798	0,179
Model	Model CPI				
HO : r=	Svojstvena vrijednost	Test traga	p-vrijed.	Test najveće svojstvene vrijednosti	p-vrijed.
0	0,235501	76,83017***	0,0028	40,81732***	0,0034
1	0,12727	36,01284	0,2058	20,6917	0,2059
2	0,072263	15,32114	0,5479	11,40099	0,4728
3	0,025461	3,920148	0,7537	0,920148	0,7537

Napomene: *** označava odbacivanje nulte hipoteze o nepostojanju kointegracijskih vektora pri 1 posto statističke signifikantnosti; u kointegracijski prostor su uključeni trend i konstanta; koriste se Mackinnon-Haug-Michelisove granične vrijednosti (1999).
Izvor: Izračun autora.

Kointegracijski vektori (3) i (4) opisuju dugoročan utjecaj mjera monetarne politike kroz kanale monetarnog prijenosa na realnu ekonomsku aktivnost i razinu cijena. Kao što je vidljivo, u kointegracijski prostor su uključeni konstantni član i trend (t). Najveći utjecaj i na kretanje realne ekonomske aktivnosti i razine cijena ima devizni tečaj. Deprecijacija domaće valute od 1 posto dovodi do kontrakcije realne ekonomske aktivnosti za približno 1,6 posto. Očito je kako takav rezultat nije u skladu s ekonomskom teorijom koja pretpostavlja kako bi deprecijacija domaće valute preko cjenovno konkurentnijeg izvoza i poskupljenja uvoza trebala pozitivno utjecati na neto izvoz što bi se u konačnici trebalo odraziti i na rast bruto domaćeg proizvoda (Blanchard, 2005). Ipak, slične rezultate dobivaju i Vizek (2006) te Lang i Krznar (2004). Osnovna razlika u odnosu na rezultate ranijih radova leži u prilično jakom negativnom utjecaju deviznog tečaja na realnu ekonomsku aktivnost. Budući da je monetarna politika u Hrvatskoj zapravo svedena na režim ciljanja tečaja u rasponu od ± 2 posto (Reinhart i Rogoff, 2002), prema dobivenim rezultatima kontrolirana revalorizacija tečaja unutar zadanih granica mogla bi dovesti do umjerenog pozitivnog utjecaja na realnu ekonomsku aktivnost. Također, u prilog potencijalnoj

revalvaciji ide i rezultat vektora (4) koji ukazuje da bi došlo do rasta razine cijena od (samo) 0,66 posto za 1 posto deprecijacije u dugom roku, što je u skladu s rezultatima Malešević-Perović (2009) te Vizek i Broz (2009)⁸. Neobičan smjer djelovanja tečaja na cijene mogao bi se objasniti pretjeranim reagiranjem monetarne politike na deprecijacijske pritiske uslijed «straha od plutanja» koje na taj način dovodi do smanjenja razine cijena (Vizek i Broz, 2009). Na prvi pogled to dovodi do zaključka o potencijalnoj koristi koju bi gospodarstvo ostvarilo od takve ekonomske politike.

Možemo zaključiti da bi korištenje deviznog tečaja za poticanje rasta domaćeg gospodarstva donijelo više štete nego koristi. Sličan zaključak o nemogućnosti korištenja deviznog tečaja za poticanje gospodarskog rasta donosi i Koški (2009).

Na temelju kointegracijskih vektora (3) i (4) primjetna je signifikantnost kanala novčane mase M1. Rast novčane mase od 1 posto doveo bi do rasta realne ekonomske aktivnosti za oko 0,195 posto. Takav je rezultat u skladu s Vizek (2006) koja dobiva vrlo sličnu vrijednost od 0,146 posto. Utjecaj rasta novčane mase od 1 posto na razinu cijena je negativan i iznosi oko -0,075 posto. Vizek i Broz (2009) također su dokazale signifikantnost djelovanja novčane mase na realnu ekonomsku aktivnost, ali s tom razlikom što njihovi rezultati ukazuju na pozitivnu povezanost od 0,07 posto.

Činjenica da novčana masa ima puno snažniji utjecaj na realnu ekonomsku aktivnost nego na razinu cijena otvara mogućnost korištenja spomenutog kanala za poticanje rasta domaćeg gospodarstva. Naime, značajnijim rastom novčane mase mogli bi se iskoristiti pozitivni efekti na ekonomsku aktivnost, a u isto vrijeme bi negativni efekti na razinu cijena bili znatno niži. Stoga se zaključuje, na temelju rezultata ovog istraživanja, kako kanal novčane mase ima potencijal kojim bi nositelji monetarne vlasti mogli utjecati na gospodarski rast.

⁸ Takav se rezultat s druge strane razlikuje od Kraft (2003) koji zaključuje kako devizni tečaj ima znatan utjecaj na razinu cijena mjerenu indeksom proizvođačkih cijena dok ima izuzetno slab utjecaj na razinu cijena mjerenu indeksom potrošačkih cijena. Billmeier i Bonato (2002) pak dolaze do pozitivne signifikantne veze između deviznog tečaja i razine cijena mjerenih indeksom maloprodajnih cijena.

Ono što je zanimljivo jest kako je utvrđeno da kanal kamatne stope ima značajan utjecaj u dugom roku i u odnosu na realnu ekonomsku aktivnost i u odnosu na razinu cijena. Rastom kamatne stope za 1 postotni bod dolazi do rasta realne ekonomske aktivnosti i razine cijena za 0,0186 posto, odnosno 0,0047 posto. Očigledno je kako je utjecaj kamatne stope iznimno slab, ali i u suprotnosti s ekonomskom teorijom koja sugerira da rast kamatne stope dovodi do pada ekonomske aktivnosti i razine cijena (Blanchard, 2005). Dobiveni rezultati razlikuju se u odnosu na Vizek (2006) te Erjavec i Cotu (2003) koji utvrđuju kako kanal kamatne stope nema značajan utjecaj u odnosu na ekonomsku aktivnost. Jedan od razloga takvih rezultata u ranijim radovima može ležati u tome što je Hrvatska narodna banka tek 2005. godine uvela operacije na otvorenom tržištu kojima se trebala uspostaviti, između ostalog, referentna kamatna stopa.

Upravo to je mogući razlog zbog kojeg Tkalec i Vizek (2009) pronalaze, iako izrazito slab, negativan parcijalni utjecaj kamatne stope na industrijski *output*, konkretno na *output* industrije srednje niskog tehnološkog intenziteta. Ti rezultati i rezultati utvrđeni u ovom radu vezani uz kamatnu stopu pokazuju da, iako je utjecaj na promatrane varijable realne ekonomske aktivnosti i cijena signifikantan, sam je kanal kamatne stope još uvijek prilično nerazvijen i nekonvencionalnog smjera djelovanja što može predstavljati problem prilikom ulaska u EU i EMU jer je upravo taj kanal monetarnog prijenosa najsnažniji u većini zemalja EU-a (Van Els et al., 2001; Peersman i Smets, 2001; Lovrinović i Benazić, 2004; Benazić, 2009). Naime, zbog neaktivnog kanala kamatne stope, hrvatsko gospodarstvo vjerojatno neće reagirati dovoljno snažno na mjere europske monetarne politike ili će reagirati asimetrično (Vizek, 2006).

Na temelju dugoročnih relacija (jednadžbe (3) i (4)) formiraju se prikladni faktori korekcije odstupanja koji se potom uključuju u sam VECM model, odnosno model kratkog roka. Faktori korekcije odstupanja izračunati su na temelju sljedećih jednadžbi:

$$ECT = IND - (9,800127 - 1,597974IREER + 0,195810M1 + 0,018620INT - 0,000236t) \quad (5)$$

$$ECT = CPI - (8,202758 - 0,664280IREER - 0,075188M1 + 0,004731INT + 0,002480t) \quad (6)$$

Faktor korekcije odstupanja iz jednadžbe (5) uključen je u VECM za model IND, dok je faktor korekcije iz jednadžbe (6) uključen u VECM za model CPI. Procjene parametara VECM-a za modele IND i CPI, koji u stvari predstavljaju aproksimaciju kratkoročne funkcije realne ekonomske aktivnosti, odnosno razine cijena, prikazane su u tablicama 3 i 4¹⁰.

Tablica 3. Rezultati VECM-a za model IND		
Varijabla	Koeficijent	t-vrijednost
α^a	0,207993	1,874036*
ECT ^b	-0,022641	-1,857863*
ΔIND_{t-1}	-0,661571	-8,348136***
ΔIND_{t-2}	-0,360260	-4,501843***
$\Delta IREER_{t-1}$	-0,458327	-1,179642
$\Delta IREER_{t-2}$	-0,294044	-0,756754
$\Delta M1_{t-1}$	0,074092	0,687255
$\Delta M1_{t-2}$	-0,097658	-0,933230
ΔINT_{t-1}	0,000127	0,093921
ΔINT_{t-2}	0,000782	0,568139

Napomene: ^a odnosi se na konstantni član; ^b odnosi se na član korekcije pogreške (error correction term); *** i * označavaju odbacivanje nulte hipoteze pri 1 posto i 10 posto statističke signifikantnosti.

Izvor: Izračun autora.

U tablici 3 vidljivo je kako je član korekcije pogreške (*error correction term* - ECT), koji ukazuje na razinu i smjer odstupanja od dugoročne ravnoteže, statistički signifikantan pri 10 posto signifikantnosti. To znači da industrijska proizvodnja tijekom jednog mjeseca ispravi 2,3 posto ukupnog dugoročnog odstupanja od neravnoteže. Također je vidljivo kako niti jedna monetarna varijabla u kratkom roku nema utjecaja na kretanje realne ekonomske aktivnosti što je u skladu s rezultatima koje su dobili Erjavec i Cota (2003).

⁹ Prilikom ocjene modela (jednadžba (6)) korištena je Whiteova korekcija uslijed pojavljivanja problema heteroskedastičnosti.

¹⁰ Dijagnostika pripadajućih VECM modela prikazana je u Dodatku VI i ukazuje da korišteni modeli imaju zadovoljavajuća svojstva.

U tablici 5 prikazane su vrijednosti faktora prilagodbe ostalih varijabli kointegracijske relacije (3). Zamjetno je da faktor prilagodbe uz devizni tečaj ukazuje da mjesečno dolazi do smanjenja neravnoteže deviznog tečaja za oko 2,7 posto, što govori da za ponovno uspostavljanje ravnoteže treba proteći dosta vremena. Vrijednost uz novčanu masu znači da ako je realna ekonomska aktivnost kratkoročno iznad ravnotežne razine, novčana masa mjesečno ostvaruje 9,3 posto prilagodbe ravnotežnom stanju. Pored toga, ukoliko je realna ekonomska aktivnost u kratkom roku iznad ravnotežne razine, kamatna stopa raste tako da osigura mjesečno prilagođavanje za čak 400 posto. To znači da iznimno brzo dolazi do uspostavljanja ponovne ravnoteže.

Tablica 4 pokazuje da ne postoji signifikantnost člana korekcije pogreške u modelu CPI. Također se zaključuje kako varijable deviznog tečaja, novčane mase M1 i kamatne stope u kratkom roku ne mogu djelovati na promjenu razine cijena što je u skladu s Erjavec i Cota (2003). Takav rezultat je u suprotnosti s rezultatima Vizek i Broz (2009) koje pronalaze statistički signifikantan utjecaj deviznog tečaja i kamatne stope iz razdoblja $t-3$ na razinu cijena.

Varijabla	Koeficijent	t-vrijednost
α^a	0,008024	0,632831
ECT ^b	-0,000642	-0,466917
ΔCPI_{t-1}	0,031591	0,285344
ΔCPI_{t-2}	0,050225	0,594789
$\Delta IREER_{t-1}$	0,010096	0,189211
$\Delta IREER_{t-2}$	0,061399	1,229045
$\Delta M1_{t-1}$	0,005101	0,417001
$\Delta M1_{t-2}$	0,018950	1,443682
ΔINT_{t-1}	-0,000277	-1,439488
ΔINT_{t-2}	-0,000027	-0,166767

Napomene: ^a odnosi se na konstantni član; ^b odnosi se na član korekcije pogreške (error correction term).

Izvor: Izračun autora.

Tablica 5 pruža uvid i u vrijednosti faktora prilagodbe ostalih varijabli u dugoročnoj relaciji (4). Vidljivo je kako dolazi do smanjenja neravnoteže

deviznog tečaja za oko 8 posto mjesečno. Ukoliko je razina cijena kratkoročno iznad svoje ravnotežne razine, novčana masa raste tako da dolazi do mjesečnog smanjenja neravnoteže za oko 21 posto. Faktor prilagodbe vezan uz kamatnu stopu u ovom slučaju nije signifikantan.

Varijabla	Vrijednost koeficijenta	
	Model IND	Model CPI
Δ IREER	-0,027151 (-3,72493)	-0,079245 (-4,64302)
Δ M1	0,092299 (3,36962)	0,213175 (3,06721)
Δ INT	4,072762 (2,03345)	6,000102 (1,22297)

Napomena: U zagradi su prikazane pripadajuće t-vrijednosti.
Izvor: Izračun autora.

Na temelju rezultata VECM-a za model CPI može se zaključiti kako u kratkom roku, osim što ne dolazi do porasta realne ekonomske aktivnosti, ne dolazi niti do pritiska na rast cijena. Stoga se na temelju rezultata analize dugoročnih i kratkoročnih odnosa može zaključiti kako bi (eventualna) monetarna ekspanzija, uz uvjet da nositelji monetarne vlasti usmjere oslobođeni višak likvidnosti u kvalitetno zamišljene i isplative gospodarske projekte¹¹, mogla u konačnici kroz nešto duži rok dovesti do ekspanzije domaćeg gospodarstva bez značajnije opasnosti od inflacije.

Nakon procjene VECM modela nad njima se, kako je detaljnije opisano u poglavlju o metodologiji, provode testovi (Quandt-Andrewsov, CUSUM i test CUSUM kvadrata) kojima se ispituje postojanje strukturnog loma. Tablica 6 pokazuje kako se na temelju provedenog Quandt-Andrewsovog testa nad VECM-om za modele IND i CPI, donosi zaključak o nemogućnosti odbacivanja nulte hipoteze koja pretpostavlja nepostojanje strukturnog loma u vremenskim serijama¹². Također je vidljivo kako je najveća vjerojatnost

¹¹ Naravno, taj je uvjet vezan uz pretpostavku da oslobođena likvidnost ne bude korištena za državnu potrošnju.

¹² Osim provedenog Quandt-Andrewsovog testa nad cjelokupnim VECM modelima, isti test proveden je i nad pojedinačnim varijablama te također ukazuje na nepostojanje strukturnog loma u serijama (rezultati nisu prikazani zbog uštede prostora, ali mogu se dobiti na zahtjev od autora).

loma za model IND prisutna u ožujku 2004. godine, a za model CPI u rujnu 2007. godine. Time je dokazana opravdanost korištenja vremenskih serija u cjelokupnom razdoblju od siječnja 1998. do studenog 2010. godine.

Tablica 6. Quandt-Andrewsov test strukturnog loma		
Statistika	VECM za model IND ^a	VECM za model CPI ^b
Najveća vjerojatnost loma	2004:3	2007:9
Maximum LR F-statistika	1,433253	2,895237
Maximum Wald F-statistika	1,433253	3,677699
Exp LR F-statistika	0,519051	0,710811
Exp Wald F-statistika	0,519051	0,925318
Ave LR F-statistika	1,026177	1,376941
Ave Wald F-statistika	1,026177	1,764840

Napomene: Vjerojatnosti su izračunate pomoću Hansenove (1997) metode; korišteno je 15-postotno skraćivanje podataka što je rezultiralo sljedećim testnim uzorkom: 1999:12 – 2008:9; broj uspoređenih lomova iznosi 106; ^{a, b} pri uobičajenim razinama signifikantnosti ne može se donijeti zaključak o odbacivanju nulte hipoteze koja pretpostavlja nepostojanje loma u serijama.

Izvor: Izračun autora.

Na temelju CUSUM testa i testa CUSUM kvadrata, koji su prikazani u Dodatku VII, donosi se isti zaključak o nepostojanju strukturnog loma u serijama. Budući da CUSUM test prikazuje kako se kumulativne sume rekurzivnih reziduala nalaze unutar kritičnih granica od 5 posto, a test CUSUM kvadrata upućuje na isti zaključak, može se sa sigurnošću ustvrditi kako ne postoje lomovi u serijama.

5. Zaključak

Osnovni cilj rada bio je ispitati postoji li povezanost u dugom i kratkom roku između varijabli realnog sektora, predstavljenih s realnom ekonomskom aktivnošću i razinom cijena, i odabrana tri kanala monetarnog prijenosa, a to su devizni tečaj, novčana masa M1 i kamatna stopa. Za prikladnu metodologiju odabrani su vektorski model korekcije pogreške (VECM) i Johansenova kointegracija, koji se često koriste prilikom analiza mehanizma monetarnog prijenosa. Za analizu su korišteni mjesečni podaci u razdoblju od siječnja 1998. do studenog 2010. godine.

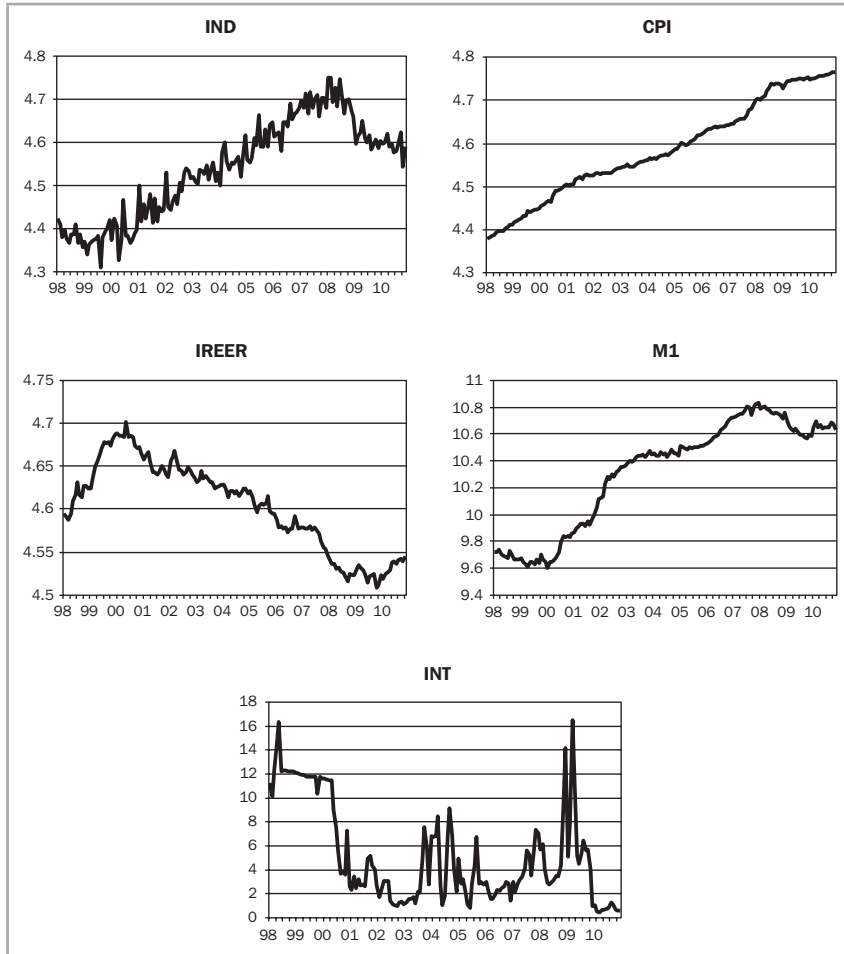
Rezultati ukazuju na to da postoji dugoročna povezanost između varijabli realne ekonomske aktivnosti i varijabli monetarnog prijenosa. Utvrđeno je kako najjači utjecaj na realnu ekonomsku aktivnost ima kanal deviznog tečaja, nešto slabije na nju djeluje novčana masa, dok kamatna stopa ima najslabiji utjecaj. Rast deviznog tečaja i novčane mase u dugom roku od 1 posto dovodi do pada realne ekonomske aktivnosti za oko 1,6 posto, odnosno njezinog rasta za oko 0,2 posto. Smjer djelovanja deviznog tečaja nije u skladu s ekonomskom teorijom koja pretpostavlja rast *outputa* uslijed deprecijacije, no i drugi autori su došli do sličnih rezultata. Zanimljivo je što je pronađen signifikantan utjecaj kanala kamatne stope što u dosadašnjim radovima nije bio slučaj. Rast kamatne stope za 1 postotni bod u dugom roku utječe na rast realne ekonomske aktivnosti za oko 0,02 posto. Utvrđeno je da u kratkom roku dolazi do smanjenja odstupanja realne ekonomske aktivnosti od ravnotežnog stanja za oko 2,3 posto. Također je pokazano kako u kratkom roku niti jedan kanal monetarnog prijenosa nema snažan utjecaj na realnu ekonomsku aktivnost.

Sva tri kanala monetarnog prijenosa značajno djeluju na razinu cijena. Najveći utjecaj ponovno ima kanal deviznog tečaja koji rastom od 1 posto dovodi do pada razine cijena za približno 0,66 posto. Najslabije djelovanje pokazuje kanal kamatne stope čiji rast za 1 postotni bod dovodi do rasta razine cijena za samo 0,004 posto. Između njih je po snazi djelovanja kanal novčane mase koji rastom od 1 posto dovodi do pada razine cijena za skromnih 0,075 posto. U kratkom roku nije pronađeno značajno djelovanje ijednog kanala monetarnog prijenosa na razinu cijena.

Doprinos ovog istraživanja leži u pružanju dodatnog uvida u snagu mehanizma monetarnog prijenosa na temelju aktualnijih podataka, što je važno u kontekstu skorašnjeg ulaska Hrvatske u Europsku uniju. Ipak, najznačajniji doprinos rada leži u otkrivanju signifikantnog djelovanja kanala kamatne stope (iako nekonvencionalnog smjera) na varijablu razine cijena i pogotovo na varijablu realne ekonomske aktivnosti.

Važno je i dalje nastaviti s istraživanjem mehanizma monetarnog prijenosa s obzirom na očekivani ulazak Hrvatske u EU, a nakon toga i EMU te

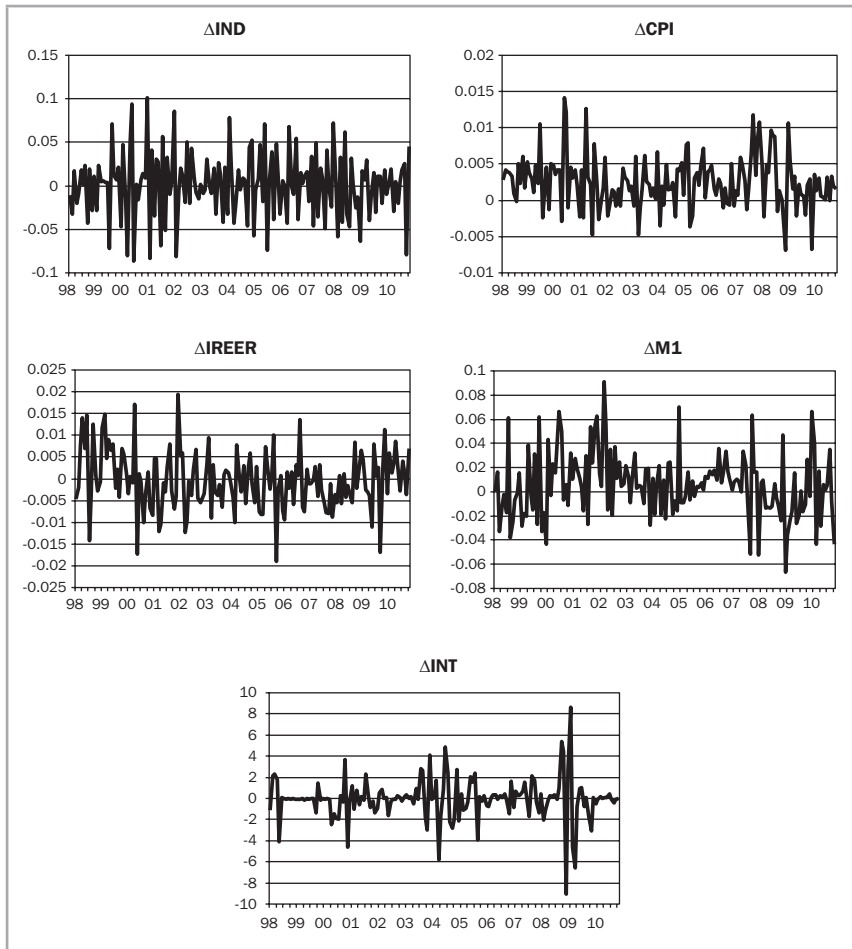
Dodatak I. Grafički prikaz korištenih vremenskih nizova u razinama



Napomene: IND – logaritmirana i desezonirana vrijednost indeksa fizičkog obujma industrijske proizvodnje (2005=100); CPI – logaritmirana i desezonirana vrijednost indeksa potrošačkih cijena (2005=100); IREER – logaritmirana i desezonirana vrijednost indeksa realnog efektivnog deviznog tečaja deflacionirana indeksom potrošačkih cijena (2005=100); M1 – logaritmirana i desezonirana vrijednost realne novčane mase deflacionirana indeksom potrošačkih cijena (u milijunima HRK); INT – realna kamatna stopa na prekonoćnom tržištu novca deflacionirana indeksom potrošačkih cijena.

Izvor za originalne podatke: Hrvatska narodna banka i Državni zavod za statistiku.

Dodatak II. Grafički prikaz korištenih vremenskih nizova u prvim diferencijama



Napomene: Δ IND – diferencirana, logaritmirana i desezonirana vrijednost indeksa fizičkog obujma industrijske proizvodnje (2005=100); Δ CPI – diferencirana, logaritmirana i desezonirana vrijednost indeksa potrošačkih cijena (2005=100); Δ IREER – diferencirana, logaritmirana i desezonirana vrijednost indeksa realnog efektivnog deviznog tečaja deflaciranom indeksom potrošačkih cijena (2005=100); Δ M1 – diferencirana, logaritmirana i desezonirana vrijednost realne novčane mase deflacirana indeksom potrošačkih cijena (u milijunima HRK); Δ INT – diferencirana vrijednost realne kamatne stope na prekončnoom tržištu deflacirana indeksom potrošačkih cijena.

Izvor za originalne podatke: Hrvatska narodna banka i Državni zavod za statistiku.

Dodatak III. ADF test korištenih vremenskih nizova u razinama i prvim diferencijama

Razine			
Varijabla	Konstanta i trend	Konstanta	Model bez konstante i trenda
IND	-0,111903 (4)	-1,303524 (4)	1,336485 (4)
CPI	-1,814007 (0)	-1,226781 (0)	8,488066 (0)
IREER	-3,365954 (0)*	-0,414323 (0)	-0,586210 (0)
M1	-0,072560 (0)	-1,376334 (0)	2,694142 (0)
INT	-2,465418 (2)	-2,224243 (2)	-1,902401 (2)

*Napomene: Optimalan vremenski pomak određen je pomoću SIC kriterija i prikazan u zagradama; * označava odbacivanje nulte hipoteze o postojanju jediničnog korijena pri 10 posto statističke signifikantnosti.*

Izvor: Izračun autora.

Prve diferencije			
Varijabla	Konstanta i trend	Konstanta	Model bez konstante i trenda
Δ IND	-10,12229 (3)***	-9,998160 (3)***	-9,874382 (3)***
Δ CPI	-12,07874 (0)***	-12,03866 (0)***	-3,086277 (3)***
Δ IREER	-12,02812 (0)***	-11,88718 (0)***	-11,90625 (0)***
Δ M1	-12,51948 (0)***	-12,37471 (0)***	-11,82630 (0)***
Δ INT	-13,51464 (1)***	-13,55610 (1)***	-13,55736 (1)***

*Napomene: Optimalan vremenski pomak određen je pomoću SIC kriterija i prikazan u zagradama; *** označava odbacivanje nulte hipoteze o postojanju jediničnog korijena pri 1 posto statističke signifikantnosti.*

Izvor: Izračun autora.

Dodatak IV. Dijagnostika VAR modela IND

Test stabilnosti	
VAR model IND	
Korijen	Modul
0,970166 - 0,022498i	0,970426
0,970166 + 0,022498i	0,970426
0,940604	0,940604
0,786817	0,786817
-0,023540 - 0,640788i	0,641221
-0,023540 + 0,640788i	0,641221
-0,378089 - 0,397750i	0,55016
-0,378089 + 0,397750i	0,55016
-0,011970 - 0,415757i	0,415929
-0,011970 + 0,415757i	0,415929
0,052104 - 0,167333i	0,175257
0,052104 + 0,167333i	0,175257

Izvor: Izračun autora.

Testovi autokorelacije slučajnih grešaka VAR-a		
Pomak	Portmanteau (p-vrijed.)	LM (p-vrijed.)
1	-	0,0669
2	-	0,0935
3	-	0,0443
4	0,0590	0,4482
5	0,0409	0,5890
6	0,1403	0,7549
7	0,3282	0,8687
8	0,0799	0,0156
9	0,2370	0,9651
10	0,3394	0,7268
11	0,2154	0,0890
12	0,2254	0,3849

Izvor: Izračun autora.

Testovi normalnosti slučajnih grešaka VAR-a			
	Asimetrija (p-vrijed.)	Zaobljenost (p-vrijed.)	Jarque-Bera (p-vrijed.)
IND	0,0636	0,5196	0,1454
IREER	0,7887	0,9373	0,9618
M1	0,0964	0,4784	0,1952
INT	0,1338	0,1443	0,1120
Skupni test	0,0741	0,5487	0,1709

Napomene: Rezultati ukazuju da su reziduali pojedinih varijabli i cijelog modela normalno distribuirani pri 5 posto statističke signifikantnosti; korištena je Choleskyjeva ortogonalizacija.

Izvor: Izračun autora.

Dodatak V. Dijagnostika VAR modela CPI

Test stabilnosti	
VAR model CPI	
Korijen	Modul
0,993962	0,993962
0,965357 - 0,047564i	0,966528
0,965357 + 0,047564i	0,966528
0,833070	0,833070
-0,029397 - 0,644079i	0,644749
-0,029397 + 0,644079i	0,644749
0,318343 - 0,281383i	0,431563
0,318343 + 0,281383i	0,431563
-0,040395 - 0,403198i	0,405217
-0,040395 + 0,403198i	0,405217
-0,332970 - 0,205250i	0,391148
-0,332970 + 0,205250i	0,391148

Izvor: Izračun autora.

Testovi autokorelacije slučajnih grešaka VAR-a		
Pomak	Portmanteau (p-vrijed.)	LM (p-vrijed.)
1	-	0,1219
2	-	0,3522
3	-	0,2331
4	0,0098	0,7385
5	0,0874	0,8082
6	0,2591	0,8487
7	0,2219	0,3099
8	0,1292	0,1287
9	0,2332	0,7607
10	0,3917	0,8776
11	0,3250	0,1879
12	0,1106	0,0108

Izvor: Izračun autora.

Testovi normalnosti slučajnih grešaka VAR-a			
	Asimetrija (p-vrijed.)	Zaobljenost (p-vrijed.)	Jarque-Bera (p-vrijed.)
IND	0,2023	0,6247	0,3936
IREER	0,7661	0,6865	0,8819
M1	0,1617	0,2135	0,1733
INT	0,0646	0,0262	0,0153
Skupni test	0,1314	0,1418	0,0824

Napomene: Rezultati ukazuju da su reziduali pojedinih varijabli i cijelog modela normalno distribuirani pri (uglavnom) 5 posto statističke signifikantnosti; korištena je Choleskyjeva ortogonalizacija.

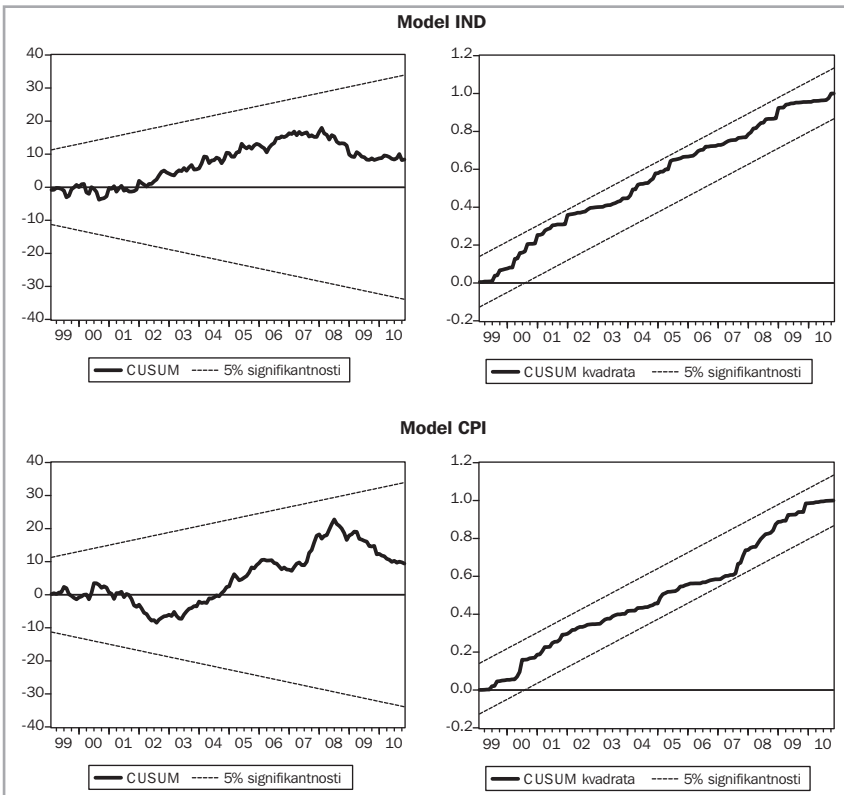
Izvor: Izračun autora.

Dodatak VI. Dijagnostički testovi VECM-a za modele IND i CPI

Test	VECM za model IND		VECM za model CPI	
	Vrijednost	p-vrijednost	Vrijednost	p-vrijednost
Breusch-Godfreyjev LM test ^a	1,438214	0,156626	1,536723	0,101676
ARCH LM test ^b	0,712829	0,736708	1,668551	0,066145
Jarque-Bera test ^c	8,207454	0,016511	2,504442	0,285872
Whiteov test heteroskedastičnosti ^d	2,586743	0,010250	1,742306	0,039411

Napomene: ^a – test autokorelacije (temeljen na F-vrijednosti) ukazuje na nepostojanje autokorelacije (proveden do $k=12$ pomaka); ^b – autoregresijski test uvjetne heteroskedastičnosti reziduala (temeljen na F-vrijednosti) ukazuje na normalnost reziduala; ^c – test nenormalnosti grešaka relacije upućuje na normalnu distribuiranost grešaka relacije u modelima; ^d – test heteroskedastičnosti (temeljen na F-vrijednosti) upućuje na stabilnost varijance.
Izvor: Izračun autora.

Dodatak VII. CUSUM test na strukturne lomove



Izvor: Izračun autora.

Literatura

Bahovec, Vlasta i Nataša Erjavec, 2009, *Uvod u ekonometrijsku analizu*, Zagreb: Element.

Balazs, Egert i Amalia Morales, 2005, "Exchange Rate Regimes, Foreign Exchange Volatility and Export Performance in Central and Eastern Europe: Just Another Blur Project?", BOFIT Discussion Paper, br. 8, Helsinki: Bank of Finland.

Benazić, Manuel, 2009, "Monetarni transmisijski mehanizam u Republici Hrvatskoj", doktorska disertacija, Zagreb: Ekonomski fakultet.

Billmeier, Andreas i Leo Bonato, 2002, "Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy in Croatia", IMF Working Paper, br. 02/109, Washington, DC: International Monetary Fund.

BIS (Bank for International Settlements), 1998, "The Transmission of Monetary Policy in Emerging Market Economies", BIS Policy Papers, br. 3, Basel: Bank for International Settlements.

Blanchard, Olivier, 2005, *Makroekonomija*, 3. izdanje, Zagreb: Mate.

Cerovac, Saša, 2005, "Novi kompozitni indikatori za hrvatsko gospodarstvo: prilog razvoju domaćeg sustava cikličkih indikatora", Istraživanja, br. 16, Zagreb: Hrvatska narodna banka.

Dickey, David A. i Wayne A. Fuller, 1979, "Distribution of the Estimator for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, 74(366), str. 355-367.

Enders, Walter, 2004, *Applied Econometric Time Series*, 2. izdanje, London: John Wiley & Sons Inc.

Erjavec, Nataša i Boris Cota, 2003, "Macroeconomic Granger-Causal Dynamics in Croatia: Evidence Based on a Vector Error-Correction Modeling Analysis", *Ekonomski pregled*, 54(1-2), str. 139-156.

HNB (Hrvatska narodna banka),
<http://www.hnb.hr/statistika/hstatistika.htm>.

Issing, Otmar, 1993, *Einführung in die Geldpolitik*, München: Verlag Franz Vahlen, citirano u Perišin, Šokman i Lovrinović (2001: 230).

Johansen, Soren, 1988, "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), str. 231-254.

Johansen, Soren i Katarina Juselius, 1990, "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), str. 211-244.

Koški, Dražen, 2009, "Utjecaj promjene deviznog tečaja na bilancu roba Republike Hrvatske", *Ekonomski pregled*, 60(3-4), str. 152-167.

Kraft, Evan, 2003, "Monetary Policy under Dollarization: The Case of Croatia", *Comparative Economic Studies*, 45(3), str. 256-277.

Lang, Maroje i Ivo Krznar, 2004, "Transmission Mechanism of Monetary Policy in Croatia", rad prezentiran na konferenciji "The Tenth Dubrovnik Economic Conference" u organizaciji Hrvatske narodne banke, Dubrovnik, 24.-26. lipnja.

Lovrinović, Ivan i Manuel Benazić, 2004, "A VAR Analysis of Monetary Transmission Mechanism in the European Union", *Zagreb International Review of Economics and Business*, 7(2), str. 27-42.

MacKinnon, James G., Alfred A. Haug i Leo Michelis, 1999, "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Test for Cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), str. 563-577.

Malešević-Perović, Lena, 2009, "Kointegracijski pristup analizi inflacije u Hrvatskoj", *Financijska teorija i praksa*, 33(2), str. 201-218.

Narayan, Kumar Paresh i Seema Narayan, 2010, "Modelling the Impact of Oil Prices on Vietnam's Stock Prices", *Applied Energy*, 87(1), str. 356-361.

Peersman, Gert i Frank Smets, 2001, "The Monetary Transmission Mechanism in the Euro Area: More Evidence from VAR Analysis", *European Central Bank Working Paper Series*, br. 91, Frankfurt: European Central Bank.

Perišin, Ivo, Antun Šokman i Ivan Lovrinović, 2001, *Monetarna politika*, Pula: Fakultet ekonomije i turizma "Dr. Mijo Mirković".

Posedel, Petra i Josip Tica, 2009, "Threshold Model of the Exchange Rate Pass-Through Effect", *Eastern European Economics*, 47(6), str. 43-59.

Reinhart, Carmen i Kenneth Rogoff, 2002, "The Modern History of Exchange Rate Arrangements", NBER Working Paper, br. 8963, Cambridge, MA: NBER.

Sorić, Petar, 2008, "Utjecaj volatilnosti tečaja kune na hrvatski izvoz", *Financijska teorija i praksa*, 31(4), str. 347-363.

Tkalec, Marina i Maruška Vizek, 2009, "The Impact of Macroeconomic Policies on Manufacturing Production in Croatia", *Privredna kretanja i ekonomska politika*, 19(121), str. 61-93.

Van Els, Peter, Alberto Locarno, Julian Morgan i Jean Villetelle, 2001, "Monetary Policy Transmission in the Euro Area: What Do Aggregate and National Structural Models Tell Us?", European Central Bank Working Paper Series, br. 94, Frankfurt: European Central Bank.

Vizek, Maruška, 2006, "Ekonometrijska analiza kanala monetarnog prijenosa u Hrvatskoj", *Privredna kretanja i ekonomska politika*, 16(109), str. 29-61.

Vizek, Maruška i Tanja Broz, 2009, "Modelling Inflation in Croatia", *Emerging Markets Finance and Trade*, 45(6), str. 87-98.

Žigman, Ante i Željko Lovrinčević, 2005, "Monetarna politika ciljane inflacije i transmisijski mehanizam: iskustva za Hrvatsku", *Ekonomski pregled*, 56 (7-8), str. 433-457.