

1. Ekonometrijska analiza kanala monetarnog prijenosa u Hrvatskoj

Maruška Vizek*

Sažetak

Cilj ovog rada je istražiti bitne osobine i način funkcioniranja mehanizma monetarnog prijenosa u Republici Hrvatskoj. Da bi se empirijskim putem procijenio utjecaj provođenja monetarne politike na realni sektor u Hrvatskoj, izvršena je analiza vremenskih serija koja uključuje test jediničnih korijena, vektorsku autoregresiju, kointegraciju Johansenovom metodom, Grangerov test uzročnosti te model korekcije odstupanja. Dobiveni rezultati ukazuju na činjenicu da je monetarna politika Republike Hrvatske u tranzicijskom razdoblju *značajno utjecala* na realni sektor regulacijom novčane mase i deviznog tečaja. Oni također potvrđuju da monetarna politika u Republici Hrvatskoj *ne utječe* na realnu ekonomsku aktivnost kroz kanal kamatne stope. Budući da se u Europskoj uniji monetarni prijenos na realni sektor uglavnom odvija putem kamatnih stopa, pokazana bi kratkoročna neelastičnost gospodarstva na promjene kamatnih stopa mogla predstavljati problem prilikom ulaska Hrvatske u Europsku monetarnu uniju. Hrvatska bi ekonomija mogla ili ne reagirati na europske kamatne stope ili bi monetarni prijenos kanalom kamatne stope mogao biti nesimetričan. Međutim, jednom kad se Hrvatska pridruži EMU-u, visoka bi eurizacija hrvatskog gospodarstva mogla pomoći uspostavljanju kamatnog kanala.

Ključne riječi: monetarna politika, monetarni prijenos, analiza vremenskih serija, tranzicijska gospodarstva, Hrvatska

JEL klasifikacija: B0, C2, E4, E5

* Maruška Vizek, asistentica, Ekonomski institut, Zagreb.

1. Uvod

U ovom se radu analiziraju mehanizmi monetarnog prijenosa u Republici Hrvatskoj. Monetarni prijenos je sustav funkcionalno povezanih varijabli koji objašnjava međusobne utjecaje promjene iznosa ponude novca (novčane mase) i potražnje za novcem na nemonetarne i realne varijable. Početni element monetarnog prijenosa čini poremećaj monetarne ravnoteže, do kojeg dolazi prilikom promjene u ponudi novca zbog utjecaja mjera monetarne politike ili promjene u potražnji za novcem. Njegov konačni element čini ponovno uspostavljanje monetarne ravnoteže preko cijena i realnih varijabli, što utječe na promjenu domaćeg proizvoda (Baletić, 2004). Proučavanje monetarnog prijenosa ima veliku važnost za nositelje monetarne politike jer im dobro poznavanje njegovih karakteristika omogućava pravodobno i efikasno stabiliziranje nepovoljnih ekonomskih fluktuacija i povoljno djelovanje na cijene i realnu aktivnost. Isto tako, poznavanje monetarnog prijenosa omogućava predviđanje učinaka mjera monetarne politike, što je neophodno za provođenje režima ciljane inflacije na koju su prešle neke od tranzicijskih zemalja (Češka, Poljska, Slovačka, Mađarska i Rumunjska).

Ovaj se rad bavi empirijskim istraživanjem mehanizama monetarnog prijenosa, odnosno kanala tečaja, kanala kamatne stope te direktnog monetarnog prijenosa u Republici Hrvatskoj. S obzirom da je struktura hrvatske privrede donekle slična zemljama Srednje i Istočne Europe, koje karakteriziraju malo i otvoreno gospodarstvo, razvijen bankarski sustav, nerazvijeno financijsko tržište te prisutnost neslužbene eurizacije, očekuje se da će rezultati empirijske analize potvrditi hipotezu da se ni po pitanju aktivnosti kanala monetarnog prijenosa Hrvatska ne razlikuje od zemalja Srednje i Istočne Europe. Očekuje se, dakle, da će uz direktni monetarni prijenos, primarnu važnost u monetarnom prijenosu imati kanal tečaja. Hrvatske specifičnosti, npr. prisutnost "straha od plutanja" i monetarna politika usmjerena na stabilnost tečaja te značajno viša razina eurizacije, samo dodatno doprinose očekivanju o dominaciji kanala tečaja u monetarnom prijenosu. S druge strane, velika varijabilnost kamatnih stopa na tržištu novca, nepostojanje referente kamatne stope HNB-a do 2005. i velika konkurencija na bankovnom tržištu prisutna u posljednjih nekoliko godina

2. Pregled razvoja monetarne politike u Republici Hrvatskoj od 1990. do 2006.

Proces osamostaljenja Republike Hrvatske pratile su neophodne institucionalne promjene. Hrvatska narodna banka (u daljnjem dijelu teksta HNB) postala je neovisna središnja banka koja u svrhu ostvarivanja temeljnog cilja - stabilnosti cijena¹ - uvodi hrvatsku valutu i provodi monetarnu politiku.

Dvije značajne karakteristike gospodarstva koje su odredile monetarnu politiku u Hrvatskoj jesu prisutnost inflacijskih očekivanja vezanih uz kretanje tečaja domaće valute i visok stupanj eurizacije. Bez obzira na uspješnost provedbe Stabilizacijskog programa, one su rezultirale "strahom od plutanja"², zbog kojeg se koriste instrumenti monetarne politike (*devizne intervencije i stopa obvezne pričuve*) koji čuvaju stabilnost tečaja³. Time se u konačnici ostvaruje stabilnost cijena. Politika upravljanja tečajem rezultirala je relativno fiksnim tečajem kune, u usporedbi s ostalim tranzicijskim zemljama⁴, te niskom prosječnom godišnjom inflacijom i prosječnom temeljnom inflacijom (3,5 i 2,6 posto)⁵.

"Strah od plutanja" manifestirao se i u bujanju međunarodnih pričuva, koje su uvijek veće od ponude novca, pa hrvatski monetarni sustav možemo nazvati i "kvazi valutnim odborom" ili "fluktuirajućim tečajem s pojasom za spašavanje" (Billmeier i Bonato, 2002; Reinhart i Rogoff, 2002). Tablica 1 daje pregled kretanja tečaja, cijena, monetarnih i ostalih ekonomskih pokazatelja.

¹ Valja naglasiti da je stabilnost cijena kao primarni cilj središnje banke jasno definiran tek 2001. godine Zakonom o Hrvatskoj narodnoj banci.

² Strah od negativnog utjecaja promjene tečaja na cijene i gospodarstvo.

³ Odnosno ti instrumenti kontroliraju kretanje tečaja unutar implicitnog pojasa koji službeno nikada nije objavljen. Guverner Robatinski u intervjuiima medijima napominje da HNB brani raspon tečaja od 7,30 - 7,60 HRK/EUR.

⁴ Opširnije o varijabilnosti tečaja i određivanju *de facto* tečajnog režima može se naći u Reinhart i Rogoff (2002).

⁵ Što je među najnižim stopama inflacije zabilježenim u tranzicijskim zemljama.

	1995.	1996.	1997.	1998.	1999.	2000.	2001.	2002.	2003.	2004.	2005.
Tablica 1. Glavni ekonomski pokazatelji											
Ekonomska aktivnost											
Realni BDP (% promjena)	6,8	5,9	6,8	2,5	-0,9	2,9	4,4	5,6	5,3	3,8	4,3
Industrijska proizvodnja (% promjena)	0,3	3,1	6,8	3,7	-1,4	1,7	6,0	5,4	4,1	3,7	5,1
Stopa nezaposlenosti (registrirana, %, pr)	14,5 ⁺	16,4 ⁺	17,5 ⁺	17,2	19,4	21,3	22,0	22,3	19,1	18,0	17,9
BDP per capita (USD)	4.029	4.422	4.398	4.805	4.371	4.153	4.476	5.141	6.493	7.724	8.870
Cijene i tečaj											
Indeks potrošačkih cijena (% promjena, kr)	2,0	3,4	3,8	6,0	3,9	5,5	2,4	1,8	1,7	2,7	3,6
Indeks temeljnih cijena (% promjena, kr)	-	2,8	2,5	5,2	2,9	3,3	1,2	1,2	1,2	3,0	2,6
Tečaj, HRK/EUR (pr)	6,75	6,80	6,96	7,14	7,58	7,64	7,47	7,41	7,56	7,50	7,40
Tečaj, HRK/USD (pr)	5,23	5,43	6,16	6,36	7,11	8,28	8,34	7,86	6,70	6,04	5,95
Trgovina i tijekovi kapitala											
Saldo tekuće bilance (% BDP-a)	-7,5	-4,8	-12,5	-6,7	-7,0	-2,4	-3,2	-8,4	-7,3	-4,9	-6,3
Međunarodne pričuve (u milijunima USD)	1.895	2.314	2.539	2.816	3.025	3.525	4.704	5.886	8.191	8.759	8.801
Vanjski dug (u milijunima USD)	3.809	5.308	7.452	10.738	10.142	11.282	11.870	15.679	24.759	24.759	30.219
Monetarni pokazatelji											
M1 (% promjena, kr)	24,0	38,1	20,8	-1,5	2,4	30,1	31,5	30,2	9,8	2,0	12,3
M4 (% promjena, kr)	39,3	49,1	38,3	13,0	-1,1	29,3	45,2	9,5	11,0	8,6	10,5
Plasmani (% promjena, kr)	18,6	3,1	44,4	22,4	-6,6	9,0	23,1	30,0	14,6	14,0	17,2
Kreditni kućanstvima (% promjena, kr)	35,4	39,5	93,5	38,4	8,6	21,0	29,3	43,0	27,7	18,7	20,3
Kreditni poduzećima (% promjena, kr)	21,2	2,6	35,6	17,1	-14,5	0,9	21,3	22,6	5,1	8,0	16,3
Kamatna stopa na tržištu novca (% pr)	21,1	19,3	10,2	14,5	13,7	8,9	3,9	1,8	3,0	4,6	2,3

+Bez vojske; Konvencionalne skraćenice: pr - prosjek razdoblja, kr - kraj razdoblja, HRK - hrvatska kuna, USD - američki dolar, EUR - euro.
 Izvori: Džavani zavod za statistiku i Hrvatska narodna banka.

Glavni instrument monetarne politike, devizne intervencije, provodi se prema diskrecijskoj odluci HNB-a, i to u svrhu očuvanja stabilnosti domaće valute i održavanja likvidnosti plaćanja. Likvidnost koja se deviznim intervencijama kreira u sustavu sterilizira se pomoću instrumenta obvezne pričuve, da ne bi došlo do negativnog utjecaja na cijene. Viškovi likvidnosti steriliziraju se i stoga što umanjuju efikasnost korištenja instrumenata koji djeluju putem kamatnih stopa (Lang i Krznar, 2004). Od takvih instrumenata HNB je koristila kratkoročne blagajničke zapise, dok se od sredine 2005. godine instrumenti s aktivnim kamatnim stopama koriste u repo aukcijama. Tada je HNB uvela novi instrument - *operacije na otvorenom tržištu* - koji je usmjeren na upravljanje ponudom novca i izvodi se repo i obratnim repo aukcijama. Operacije na otvorenom tržištu imaju i zadatak da na novčanom tržištu ustanove referentnu kamatnu stopu koja bi ublažila dosadašnju značajnu varijabilnost kamatnih stopa i stvorila preduvjete za funkcioniranje *kanala kamatne stope*.

U svrhu potpunijeg razumijevanja monetarnog prijenosa, uz opis karakteristika monetarne politike u Hrvatskoj važno je prikazati i način na koji je razvoj događaja u monetarnom i realnom sektoru privrede utjecao na izbor monetarnih instrumenata i mjera. Taj se prikaz daje u sljedećem dijelu teksta.

Osamostaljenje Republike Hrvatske bilo je popraćeno i ratom za neovisnost, koji je uzrokovao pad outputa od 36 posto u razdoblju od 1990. - 1993. godine (Lang i Krznar, 2004) i inflaciju koja je u listopadu 1993. dosegla mjesečnu stopu rasta od 38 posto. Stabilizacijskim programom iz listopada 1993., uvelo se sidro nominalnog tečaja. Zahvaljujući pojačanim kapitalnim priljevima iz inozemstva, tečaj je uskoro aprecirao, dosegnuvši razinu od 3,5 HRK/DEM. HNB je deviznim intervencijama otklanjala aprecijacijske pritiske na kunu, a višak likvidnosti sterilizirala povećanjem stope obvezne pričuve. Kao dodatni instrument upravljanja likvidnošću HNB je u razdoblju od 1994. - 1998. uvela dobrovoljni i prisilni blagajnički zapis.

Problem liberaliziranog ulaska novih banaka na bankovno tržište i brzog rasta grupe malih i srednjih banaka kulminirao je 1998. i 1999. godine. Četrnaest banaka je otišlo u stečaj, a dvije su velike banke sanirane. Bankovnu je krizu pratilo kratkotrajno usporavanje ekonomske aktivnosti (vidi tablicu 1) i jaki deprecijacijski

pritisci na kunu. Međutim, inflacija u tom razdoblju nije reagirala na deprecijaciju (Kraft, 2003). Ni kamatne stope na tržištu novca nisu značajnije reagirale na krizu, i to zahvaljujući dogovoru banaka o fiksiranju plafona za prekonocnu stopu na 10 posto.

Početakom 2000. godine Vlada Republike Hrvatske počela je plaćati svoje nepodmirene obveze, jedan od glavnih uzroka velike nelikvidnosti gospodarstva. To je izazvalo i blagu monetarnu ekspanziju, koja je rezultirala viškovima likvidnosti banaka te potakla ekonomski rast. Krajem 2001. godine došlo je do velikog priljeva stranih novčanica u bankovni sektor radi konverzije u euro. Kraft (2003) navodi da je tada konvertirano oko 3,3 milijarde eura koji su bili u opticaju u Hrvatskoj, od čega je preko 60 posto zadržano u bankama. To je omogućilo intenzivnije kreditiranje. Nakon što su iscrpile domaću štednju, banke su visoke stope rasta kredita održavale posuđivanjem iz inozemstva, generirajući veliki rast vanjskog duga. Naime, 1999. i 2000. godine prodajom stranim bankama restrukturiran je bankovni sustav, što je hrvatskim bankama omogućilo jednostavan pristup fondovima iz inozemstva. S obzirom na dramatičan rast inozemnog duga (vidi tablicu 1), HNB je 2003. godine postrožila monetarnu politiku. Uveden je plafon od 16 posto na godišnju stopu rasta plasmana banaka. Kazna za probijanje plafona bila je kupnja blagajničkih zapisa HNB-a. Plafon je ukinut 2004. godine jer nije uspio obuzdati kreditnu ekspanziju i strano zaduživanje banaka. HNB je nastavila s restriktivnijom monetarnom politikom uvođenjem *granične obvezne pričuve*. S obzirom da su se banke i dalje nastavile zaduživati, 2006. godine je granična obvezna pričuva povećana s početnih 24 na 55 posto.

Valja naglasiti da je i unatoč velikom povećanju obujma kredita i ekspanziji domaće potrošnje (osobne potrošnje i investicija), koji su prisutni od 2000. godine naovamo, stabilnost cijena zadržana. Zbog visoke uvozne zavisnosti hrvatskog gospodarstva, povećanje se domaće potrošnje očituje prvenstveno u povećanju deficita robne razmjene. Činjenicom da je u gospodarstvu i dalje prisutna visoka razina euriziranosti nositelji monetarne politike opravdavaju nastavak provođenja monetarne politike stabilnog tečaja u narednim godinama, a samim tim i zadržavanja "statusa quo" monetarne politike i nakon uspješnog zaustavljanja inflacije (Kraft, 2003). Naime, domaća je valuta preuzela funkciju sredstva

razmjene, dok funkcije jedinice mjere i pričuve vrijednosti nisu zaživjele. Tako se cijene vrjednijih dobara izražavaju u stranoj valuti, u kojoj se drži i većina štednje (preko 70 posto). S ciljem ispravljanja valutne nepodudarnosti pasive i aktive u bilanci, banke odobravaju kredite s valutnom klauzulom, uzrokujući širenje tečajnog rizika na kućanstva i poduzeća. I država je zahvaćena eurizacijom financijskog sustava jer većina domaćeg duga, u vidu obveznica izdanih na tržištu kapitala, ima valutnu klauzulu. U uvjetima visoke euriziranosti privrede prirodno je očekivati nastavak "straha od plutanja", a shodno tome, i nastavak politike čvrstog upravljanja tečajem. Može se očekivati i dominantno djelovanje *kanala tečaja monetarnog prijenosa*. Međutim, suprotno očekivanom, radovi Billmeiera i Bonata (2002) te Krafta (2003) ne nalaze značajan prijenos tečaja na cijene, čime ispitivanje osobina monetarnog prijenosa u Hrvatskoj još više dobiva na značenju.

3. Karakteristike monetarnog prijenosa u EU-15 i zemljama Srednje i Istočne Europe

Pregled empirijskih radova koji se bave monetarnim prijenosom u Europskoj uniji započinjemo radom Peersmana i Smetsa (2001). Primjenjujući vektorsku autoregresiju na sintetičke podatke Europske unije iz razdoblja od 1980. do 1998. godine, autori istražuju monetarni prijenos u EU-15. Prema njihovim rezultatima, privremeni porast kratkoročne kamatne stope prate realna aprecijacija tečaja i privremeni pad outputa. Cijene ne reagiraju odmah na monetarnu kontrakciju i počinju značajno padati tek nekoliko tromjesečja poslije BDP-a. Pad outputa nakon monetarnog šoka velikim je dijelom rezultat kontrakcije investicija, koja je tri puta veća od one zabilježene kod BDP-a, a tek manjim dijelom rezultat kontrakcije osobne potrošnje.

Mojon i Peersman (2001) također koriste VAR pomoću kojeg se analiziraju monetarni prijenosi pojedinih zemalja EU-15. Rezultati ocjena slični su onima koje su Peersman i Smets (2001) dobili za sintetičke EU-15 agregate. Tako kontrakcijski šok monetarne politike uzrokuje privremeni pad BDP-a, koji u svim zemljama svoj vrhunac doseže uglavnom četiri tromjesečja nakon šoka, dok se pripadajuće sniženje cijena odvija postupno. Veći učinak monetarnog šoka na BDP

ostvaruje se putem promjene investicija i izvoza, dok je promjena BDP-a, zbog djelovanja monetarnog šoka na osobnu potrošnju, puno manja.

McAdam i Mogran (2001) unaprjeđuju ispitivanje monetarnog prijenosa u Europskoj uniji simulirajući AWM i NiGEM⁶ modele s podacima iz EU-a. U oba modela rezultati ukazuju da je dominantni kanal prijenosa monetarnih impulsa na BDP onaj koji djeluje putem kamatne stope. Glavna iznimka od ovog pravila jest prva godina kod NiGEM modela u kojoj dominira kanal tečaja.

Van Els i ostali (2001) analiziraju mehanizme monetarnog prijenosa u Europskoj uniji koristeći velike strukturne makroekonomske modele. Zaključuju da prilikom monetarne kontrakcije, u vidu povećanja kamatne stope od 1 posto, dolazi do pada BDP-a od 0,4 posto, koji nastupa tek nakon dvije godine. U prve dvije godine dominira kanal tečaja, dok od treće godine nadalje dominantnim postaje kanal kamatne stope.

Ehrman i ostali (2001) proučavaju ulogu koju banke imaju u procesu monetarnog prijenosa u zemljama EU-15. Oni pokazuju da se na ukupnoj razini EU-15 i pojedinih zemalja EU-15 kreditna aktivnost banaka značajno smanjuje nakon monetarne kontrakcije. Analizirajući mikro podatke banaka autori su ustanovili da likvidnije banke slabije reaguju na mjere monetarne politike (implicirajući time aktivan kanal kredita), iako to ne vrijedi za sve zemlje u uzorku. Čimbenik poput kapitalizacije banaka nije značajan za objašnjavanje prilagodbe banaka na monetarne mjere, što je suprotno rezultatima iz SAD-a.

Chatelain i ostali (2001) bave se ispitivanjem učinaka monetarnog prijenosa na investiranje poduzeća u četiri najveće privrede Europske unije (Njemačka, Francuska, Italija i Španjolska). Pokazuje se da su u sve četiri zemlje investicije poduzeća elastične na promjene troškova kapitala, što implicira aktivnost kanala kamatne stope.

Angeloni i ostali (2001) zaključuju da su rezultati VAR modela i velikih strukturnih modela razmjerno slični te da pokazuju kako nakon neočekivane

⁶ *Area Wide Model i National Institute for Economic and Social Research Global Model.*

monetarne kontrakcije slijedi privremena kontrakcija outputa, koja svoj vrhunac doseže nakon godinu dana, dok je pad cijena puno postupniji i odvija se tek nakon prve godine. Autori naglašavaju da ocjene modela ukazuju na važnost utjecaja investiranja na promjene BDP-a, čime se proces monetarnog prijenosa u zemljama EU-15 razlikuje od onog u SAD-u, gdje mjere monetarne politike putem promjena u osobnoj potrošnji utječu na BDP.

Oni također tvrde da dosadašnja istraživanja nisu uspjela izolirati dominantni kanal monetarnog prijenosa, već da se izdvajaju dva značajna kanala - kanal kredita i kanal kamatne stope - s tim da je uloga kanala kredita u monetarnom procesu zemalja EU-15 vjerojatno precijenjena.

Nasuprot zemljama EU-15, zanimanje za empirijska istraživanja monetarnog prijenosa u zemljama Srednje i Istočne Europe u prošlosti nije bilo značajno. Tek procesom pristupanja nekih zemalja regije Europskoj uniji, a u nekim slučajevima i uvođenjem režima ciljane inflacije koja iziskuje izvrsno poznavanje procesa monetarnog prijenosa, jača interes za ovo područje.

Ganev i ostali (2002), koristeći statističku metodologiju sličnu onoj koja će se upotrebljavati u empirijskoj analizi u ovom radu, ispituju karakteristike kanala kamatne stope i kanala tečaja za sljedeće zemlje: Poljsku, Mađarsku, Češku, Slovačku, Sloveniju, Rumunjsku, Bugarsku, Litvu, Latviju i Estoniju. Oni najprije Grangerovim testom utvrđuju da je u većini zemalja kanal tečaja snažniji i stabilniji od kanala kamatne stope. Nadalje, koristeći funkciju odgovora na impulse, autori ispituju utjecaj kamatne stope i tečaja na output i cijene. Dobiveni rezultati pokazuju da porast kamatnih stopa snižava inflaciju, dok deprecijacija uzrokuje inflaciju i povećanje outputa.

Koristeći VAR, Anzuini i Levy (2004) ocjenjuju učinkovitost monetarnog prijenosa u Češkoj, Poljskoj i Mađarskoj. Rezultati pokazuju da su unatoč nižem stupnju razvitka financijskog tržišta, reakcije makroekonomskih varijabli ovih triju zemalja identične onima razvijenih zemalja, doduše s nešto slabijim intenzitetom. Naime, nakon monetarnog šoka u obliku povećanja kamatne stope od 1 posto, u sve tri zemlje dolazi do postojane kontrakcije industrijske proizvodnje, dok godinu dana nakon šoka dolazi i do snižavanja potrošačkih cijena. Kontrakcijski šok monetarne

politike uzrokuje i aprecijaciju nacionalnih valuta. Autori zaključuju da je doprinos monetarnog šoka varijabilnosti outputa sličan onome u EU, što im potvrđuje da u slučaju ulaska ove tri zemlje u EMU ne bi bilo asimetričnih učinaka zajedničke monetarne politike.

U svom radu iz 2005. godine Darvas istražuje monetarni prijenos u Poljskoj, Češkoj i Mađarskoj koristeći strukturni VAR. On utvrđuje da monetarni prijenos nema istovjetne učinke na gospodarstva tih zemalja. Tako na kontrakcijski monetarni šok najjače reagira poljsko gospodarstvo, što autor objašnjava relativnom zatvorenosti poljske privrede te agresivnim provođenjem monetarne politike. S druge strane, zbog visokog stupnja otvorenosti i prilagodljive monetarne politike, mađarsko gospodarstvo najslabije reagira na šokove monetarne politike. Dok je utjecaj monetarne politike na realno gospodarstvo istovjetan u svim trima zemljama, tj. ima isti predznak, promjene u razini cijena nakon kontrakcijskog monetarnog šoka divergiraju.

Schmitz (2004) istražuje karakteristike kanala kredita zemalja u tranziciji koristeći godišnje podatke iz bilanci 261 banke iz Češke, Estonije, Mađarske, Latvije, Litve, Poljske, Slovačke i Slovenije. Ona pokazuje da se povećanjem kamatne stope od 1 posto u Europskoj uniji smanjuje rast kredita za 1,8 posto u tekućoj te za 2 posto u narednoj godini. Uzroke ovog fenomena autorica nalazi u eurizaciji tranzicijskih zemalja te ulasku banaka iz Europske unije na njihova bankovna tržišta. Ona pokazuje da banke koje su u stranom vlasništvu jače reagiraju na promjene mjera europske monetarne politike od banaka koje su u domaćem vlasništvu. Schmitz također utvrđuje da jedino veličina banke utječe na monetarni prijenos kanalom kredita, dok likvidnost i kapitalizacija banaka nemaju nikakvu ulogu u njemu.

Upotrebom Bajesove panel vektorske autoregresije, i podataka za šest tranzicijskih zemalja i sedam zemalja EU-15, Jarocinski (2004) istražuje razlike između monetarnih prijenosa ovih dviju grupa zemalja. Nakon monetarnog šoka koji se očituje u povećanju kamatne stope od 1 posto, u obje regije dolazi do prosječne aprecijacije tečaja od 1 do 2 posto, koja traje godinu dana, a potom i do deprecijacije. Isto tako, monetarna kontrakcija u obje grupe uzrokuje privremenu kontrakciju outputa i trajno snižavanje razine cijena. Iako su reakcije na nenadane

monetarne kontrakcije slične kod svih gospodarstva u uzorku, autor uočava neke sistemske razlike:

- reakcije makroekonomskih varijabli na monetarnu kontrakciju imaju u prosjeku manju statističku značajnost u tranzicijskim zemljama;
- povećanje kamatnih stopa i aprecijacija tečaja nakon monetarne kontrakcije trajniji su u zemljama Srednje i Istočne Europe;
- kratkoročno su učinci monetarne kontrakcije na razinu cijena značajniji u zemljama EU-a i
- srednjoročno je pad cijena veći u zemljama Srednje i Istočne Europe.

Autor tvrdi da su općenito slabije reakcije makroekonomskih varijabli na promjene monetarnih mjera u tranzicijskim zemljama posljedica nedovoljne razvijenosti njihovih financijskih sustava. S druge strane, manja razina vjerodostojnosti monetarne politike tranzicijskih zemalja, koje nemaju dugu povijest tržišnih privreda, te "ljepljive" (*sticky*) cijene mogli bi se smatrati uzrocima razlika u ponašanju cijena među dvjema grupama ispitanih zemalja. Autor zaključuje da se može smatrati kako je monetarna politika tranzicijskih gospodarstava, iako kratkoročno nedovoljno efikasna, srednjoročno sasvim sposobna utjecati na kretanja makroekonomskih varijabli, i to na isti način kao i u zemljama Europske unije.

Navedeni radovi, koji ispituju monetarni prijenos u tranzicijskim zemljama, većinom pokazuju da u njima dominira kanal tečaja, da je zastupljen i kanal kredita, dok je kanal kamatne stope nedovoljno razvijen. Nadalje, reakcije makroekonomskih varijabli na monetarne šokove u tranzicijskim zemljama, premda nešto slabije i s duljim vremenskim pomakom, slične su onima u privredama Europske unije.

U sljedećem dijelu rada empirijskom se analizom istražuje koji kanali monetarnog prijenosa djeluju u Hrvatskoj te kakav im je učinak na realnu ekonomsku aktivnost, što će omogućiti usporedbu monetarnog prijenosa u Hrvatskoj s monetarnim prijenosom u ostalim zemljama Srednje i Istočne Europe i EU-15.

S obzirom na strukturu hrvatskog gospodarstva, očekuje se da će rezultati analize potvrditi kako monetarni prijenos u Hrvatskoj bitno ne odudara od ostalih

tranzicijskih zemalja, odnosno da djeluje kanal tečaja, dok je kanal kamatne stope nerazvijen.

4. Ekonometrijska analiza monetarnog prijenosa u RH

4.1. Stacionarnost vremenskih nizova

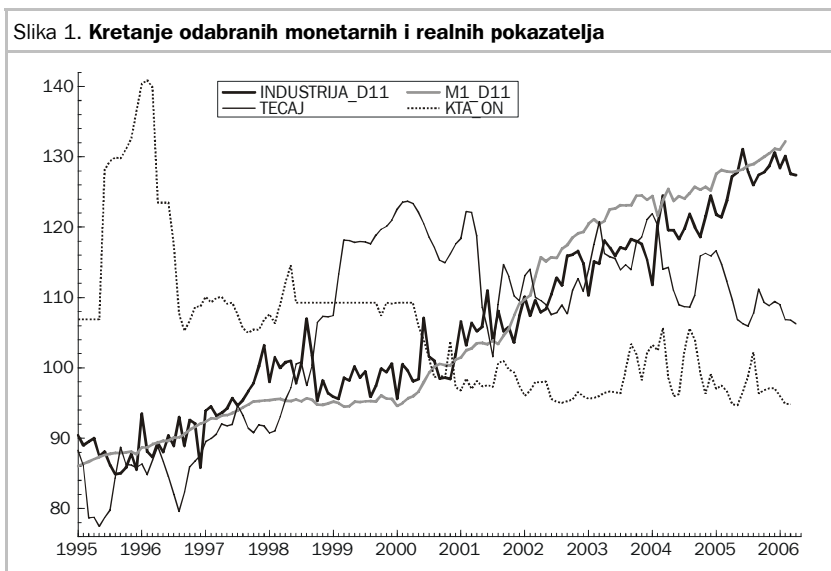
Analiza monetarnog prijenosa u Hrvatskoj odnosi se na razdoblje od siječnja 1995. do travnja 2006. godine. U njoj se koriste logaritmirane mjesečne frekvencije sljedećih vremenskih nizova u razinama i prvim diferencijama:

- indeks fizičkog obujma ukupne industrijske proizvodnje;
- novčana masa M1;
- kamatna stopa na tržištu novca, prekoćni krediti;
- srednji devizni tečaj kune prema euru na kraju razdoblja.

Izvor za navedene podatke pružaju mjesečna izvješća Državnog zavoda za statistiku i mjesečni bilteni Hrvatske narodne banke. Kretanje navedenih vremenskih nizova prikazano je na slici 1.

Vremenski niz industrijske proizvodnje služi nam za aproksimaciju ponašanja ukupne ekonomske aktivnosti u zemlji. Za to postoji više razloga. Naime, unatoč činjenici da se udio industrijske proizvodnje u ukupnoj proizvodnji tijekom proteklih petnaest godina smanjio te da indeks industrijske proizvodnje ne odražava ukupnu dinamiku aktivnosti gospodarstva (posljednjih godina sektor industrije sudjeluje u ukupnoj bruto dodanoj vrijednosti hrvatskog gospodarstva s približno 28 posto i zapošljava nešto više od jedne petine zaposlenih), ipak se kontinuirano potvrđuje da se u hrvatskom gospodarstvu ciklusi u industrijskoj proizvodnji poklapaju sa cikličkim obrascem bruto domaćeg proizvoda (Bačić i ostali, 2004). Naime, industrijski sektor uz sebe veže ostale sektore, a ciklički je i najosjetljiviji dio ekonomskog sustava. Upravo zbog toga su kratkoročne fluktuacije tog indikatora izuzetno dobro usklađene s kretanjem realnog BDP-a (Cerovac, 2005). Nadalje, podaci o industrijskoj proizvodnji objavljuju se svaki mjesec, dok se podaci o bruto domaćem proizvodu objavljuju tromjesečno pa nam

upotreba vremenskog niza industrijske proizvodnje omogućava znatno veći broj stupnjeva slobode prilikom statističke analize. Erjavec i ostali (1999), Erjavec i Cota (2003) te Lang i Krznar (2004), u svojim radovima o monetarnom prijenosu u RH, također se koriste nizom industrijske proizvodnje, kojim aproksimiraju bruto domaći proizvod.

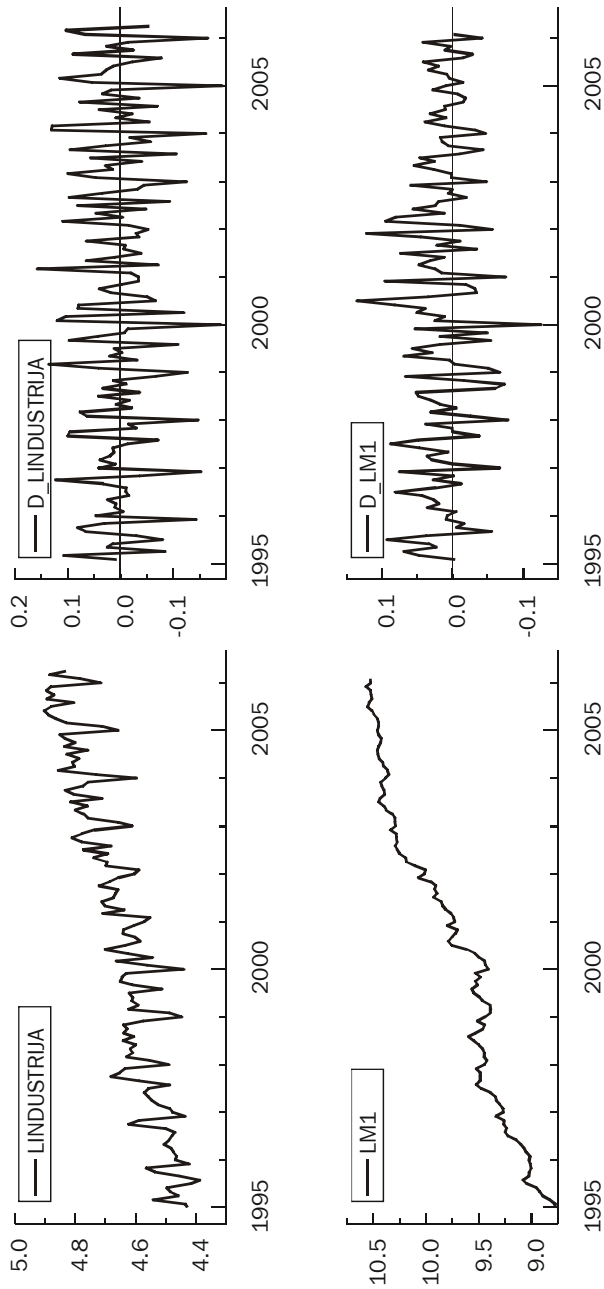


Izvor za originalne podatke: Hrvatska narodna banka i Državni zavod za statistiku.

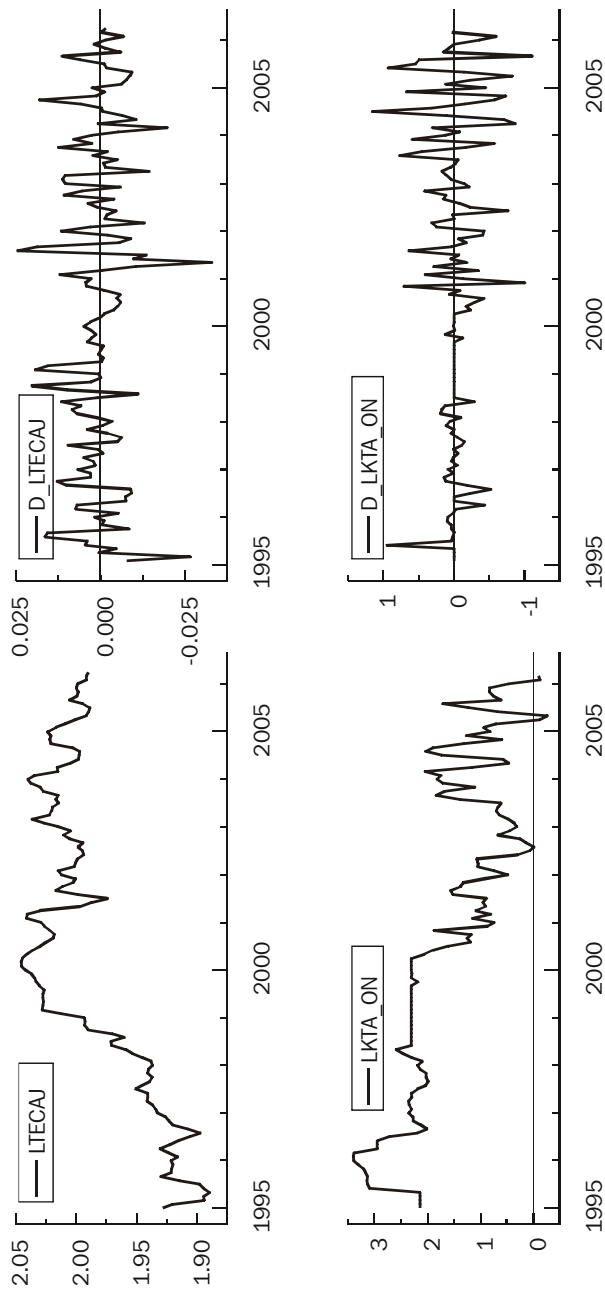
Napomena: Serije su prilagođene u odnosu na srednju vrijednost; INDUSTRIJA_D11 - desezonirana vrijednost industrijske proizvodnje; M1_D11 - logaritmirana desezonirana vrijednost novčane mase; TECAJ - tečaj kune prema euru; KTA_ON - kamatna stopa na tržištu novca, prekončno tržište.

Prije negoli Johansenovom metodom pristupimo kointegraciji te ocjeni Grangerove uzročnosti treba odrediti jesu li gore navedeni vremenski nizovi stacionarni ili nestacionarni. Već je i sam pogled na sliku 2 dovoljno indikativan. Sve četiri vremenske serije u razinama ne iskazuju sklonost vraćanja svojoj srednjoj vrijednosti, dok se kod svih serija u prvim diferencijama može primijetiti da im se vrijednosti kreću oko srednje vrijednosti, što upućuje na zaključak da su sve serije $I(1)$. Kako bi se odredila razina integriranosti četiriju varijabli, uz grafičku će se metodu koristiti i prošireni Dickey-Fuller test jediničnih korijena (u daljnjem dijelu teksta ADF test).

Slika 2. Oabrane vremenske serije u razinama i prvim diferencijama



Slika 2. Nastavak



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

Napomena: LINDUSTRIJA - logaritmirana vrijednost industrijske proizvodnje; D_LINDUSTRIJA - diferencije logaritmirane vrijednosti industrijske proizvodnje; LMI - logaritmirana vrijednost novčane mase M1; D_LMI - diferencije logaritmirane vrijednosti novčane mase M1; LTECAJ - logaritmirana vrijednost tečaja kane prema euru; D_LTECAJ - diferencije logaritmirane vrijednosti tečaja kane prema euru; L_KTA_ON - logaritmirana vrijednost kamatne stope na tržištu novca; D_KTA_ON - diferencije logaritmirane vrijednosti kamatne stope na tržištu novca; sezonski neprilagođene serije.

Valja imati na umu da se snaga testova za utvrđivanje razine integritanosti smanjuje ukoliko nizovi sadrže strukturne prekide (Ganev i ostali, 2002), što je kod zemalja u tranziciji uobičajena pojava. Zbog strukturnih prekida kod serije koja bi mogla biti stacionarna odbacuje se nulta hipoteza o nepostojanju jediničnog korijena u seriji.

U ovom se radu testiranje postojanja strukturnih prekida vrši nakon Grangerovog testa uzročnosti, i to provođenjem rekurzivnih ocjena Grangerovog testa iz kojih se izračunava Chow test statistika. S obzirom da rezultati Chow testova ukazuju na prisutnost strukturnih prekida u odnosu tečaja kune prema euru i industrijskoj proizvodnji u 1998. godini (vidi sliku 4), sva testiranja koja uključuju tečaj provedena su isključivo za razdoblje od listopada 1998. do travnja 2006., ne bi li se ti prekidi izbjegli. Kod ostalih parova vremenskih serija Chow testovi ukazuju na nepostojanje strukturnih prekida pa se serije ocjenjuju za cijelo dostupno razdoblje.

Tablica 2 prikazuje rezultate ADF testova u razinama, a tablica 3 rezultate tih istih nizova u prvim diferencijama. Pažljivim proučavanjem tablica 2 i 3 uočava se kako rezultati testova upućuju na iste zaključke kao i grafička analiza serija. Rezultati testa pokazuju da su svi vremenski nizovi nestacionarni u razinama, a stacionarni u prvim diferencijama, što znači da su integrirani reda I(1).

Tablica 2. ADF test jediničnih korijena – u razinama							
Ime varijable	Odabrani vremenski pomak	t- vrijednost (ADF)	Beta	Sigma	t- vrijednost (pomak)	p- vrijednost (pomak)	AIC
Industrijska proizvodnja	9	-2,124	0,68224	0,03398	1,983	0,0502	-6,593
Novčana masa M1	9	-2,084	0,94482	0,02662	2,898	0,0047	-7,079
Tečaj HRK/EUR	11	-1,800	0,77694	0,008065	1,765	0,0857	-9,352
Kamatna stopa	11	-2,541	0,78844	0,3272	1,725	0,0878	-2,050

MacKinmonova kritična vrijednost (1%) = -4,0355, za tečaj HRK/EUR = -4,10834

MacKinmonova kritična vrijednost (5%) = -3,4458, za tečaj HRK/EUR = -3,4812

Izvor: izračun autorice.

Napomena: ADF (Augmented Dickey-Fuller) - prošireni Dickey-Fuller test; uključeni trend, konstanta i sezonske dummy varijable; optimalni vremenski pomak odabran primjenom Akaike informacijskog kriterija; sve serije su logaritmirane i nisu sezonski prilagodene; test jediničnih korijena za tečaj HRK EUR proveden je za razdoblje od 1998.:10 do 2006.:4.

Ime varijable	Odabrani vremenski pomak	t- vrijednost (ADF)	Beta	Sigma	t- vrijednost (pomak)	p- vrijednost (pomak)	AIC
Industrijska proizvodnja	8	-4,983**	-0,4705	0,03454	-1,657	0,1007	-6,569
Novčana masa M1	0	-9,913**	0,037227	0,02770	-	-	-7,063
Tečaj HRK/EUR	2	-5,601**	-0,39618	0,008124	1,449	0,1542	-9,408
Kamatna stopa	7	-4,781**	-0,58092	0,3331	2,546	0,0124	-2,042

MacKinonova kritična vrijednost (1%) = -4,0355, za tečaj HRK/EUR = -4,11087

MacKinonova kritična vrijednost (5%) = -3,4458, za tečaj HRK/EUR = -3,48238

Izvor: izračun autorice.

Napomena: ADF (Augmented Dickey-Fuller) – prošireni Dickey-Fuller test; uključeni trend, konstanta i sezonske dummy varijable; optimalni vremenski pomak odabran primjenom Akaike informacijskog kriterija; sve serije su logaritmirane i nisu sezonski prilagođene; test jediničnih korijena za tečaj HRK EUR proveden je za razdoblje od 1998.:10 do 2006.:4; ** nulta hipoteza o postojanju jediničnog korijena odbačena na razini od 1 posto, * nulta hipoteza o postojanju jediničnog korijena odbačena na razini od 5 posto.

4.2. Kointegriranost vremenskih nizova

Budući da se testom jediničnih korijena utvrdilo kako su svi vremenski nizovi koji će se koristiti za ispitivanje Grangerove uzročnosti stacionarni u prvim diferencijama, potrebno je utvrditi i jesu li navedeni nizovi kointegrirani. Slijedom rezultata kointegracije, statistička se analiza može nastaviti na jedan od sljedeća dva načina:

- u slučaju da postoji dugoročni ravnotežni odnos među dvama nizovima, ocjenjuje se test Grangerove uzročnosti u prvim diferencijama, proširen za član odstupanja od slučajne pogreške (model korekcije odstupanja);
- u slučaju da ne postoji kointegracijski vektor za dva vremenska niza, onda se test Grangerove uzročnosti ocjenjuje u prvim diferencijama.

Kako bi se utvrdila kointegracijska veza između dvaju varijabli, u ovom će se radu koristiti Johansenova procedura (Johansen, 1988; Johansen, 1991; Johansen i Juselius, 1992). Valja imati na umu da je vremenski niz razmjerno kratak (8 godina za par varijabli tečaj kune prema euru i industrijska proizvodnja te 12 godina za ostala dva para), što je često jedan od najvećih prigovora upotrebi ove metode na serijama zemalja u tranziciji. Bez obzira na taj nedostatak, ova se metoda često koristi za razne analize tranzicijskih zemalja te je poželjnija od primjerice Engle-

Grangerove metode koja pati od ozbiljnih nedostataka (Enders, 1995). Johansenova procedura će se koristiti za testiranje postojanja dugoročnog odnosa između sljedeća tri para nizova:

- industrijska proizvodnja i novčana masa M1 ⇒ **direktni monetarni prijenos**;
- industrijska proizvodnja i tečaj kune prema euru ⇒ **kanal tečaja**;
- industrijska proizvodnja i kamatna stopa ⇒ **kanal kamatne stope**.

Da bi se utvrdilo jesu li parovi vremenskih nizova kointegrirani u Johansenovoj proceduri, koriste se λ_{trace} i λ_{max} test statistike. Njima se utvrđuje broj kointegracijskih vektora (odnosa) među varijablama. U našem slučaju, maksimalni broj kointegracijskih vektora jest 2.

Tablica 4 prikazuje rezultate Johansenove procedure za utvrđivanje broja kointegracijskih vektora između tri odabrana para serija, za koje smo rekli da označavaju tri kanala monetarnog prijenosa. U tablici se prikazuju samo rezultati λ_{trace} statistike jer ona može jednoznačno odrediti broj kointegracijskih vektora u ocijenjenom VAR-u. Očito je da u sva tri slučaja, odnosno između industrijske proizvodnje i novčane mase M1, između industrijske proizvodnje i tečaja kune prema euru⁷ te između industrijske proizvodnje i kamatne stope na tržištu novca postoje ravnotežni dugoročni odnosi, tj. postoji po jedan kointegracijski vektor. Slijedom tih rezultata, tablica 4 prikazuje i ocjenu parametara kointegracijske jednadžbe za sva tri para nizova koji će se upotrijebiti u izračunu člana ispravljanja slučajne pogreške, kojim će se u konačnici proširiti Grangerov test uzročnosti. Nadalje, prikazani su i parametri prilagodbe varijabli na odstupanje od dugoročne ravnoteže zadane kointegracijskim odnosom (model korekcije odstupanja) te rezultati Chi²-testa, kojim se testira ograničenje da je parametar prilagodbe za odabranu varijablu u modelu korekcije odstupanja jednak nuli. U slučaju da se nulta hipoteza Chi²-testa prihvati, kažemo da je dana varijabla slabo egzogena, odnosno da nema sposobnost kratkoročne prilagodbe na odstupanja od dugoročne ravnoteže.

⁷ Koji su ocijenjeni za razdoblje od listopada 1998. do travnja 2006. godine.

Pažljivijim proučavanjem tablice 5 može se zaključiti da su nominalne rigidnosti u Hrvatskoj razmjerno velike. Naime, na odstupanje od dugoročne ravnoteže između industrijske proizvodnje i novčane mase M1 te između industrijske proizvodnje i tečaja kune prema euru, novčana masa M1 i tečaj kune prema euru kratkoročno reagiraju tek neznatno, što nam u konačnici daje za pravo očekivati da su ove varijable slabo egzogene. Testiranjem ograničenja na parametrima prilagodbe novčane mase M1 i tečaja kune prema euru, ta se pretpostavka pokazala istinitom. Tako se isključivo industrijska proizvodnja kratkoročno prilagođava na odstupanje od dugoročne putanje novčane mase M1 i industrijske proizvodnje, dok je novčana masa M1 slabo egzogena.

Isti zaključak vrijedi i u slučaju industrijske proizvodnje i tečaja kune prema euru, gdje je potonji slabo egzogen. Ovakav rezultat ne bi trebao biti nikakvo iznenađenje budući da znamo kako se monetarna politika uglavnom oslanja na upravljanje tečajem u razmjerno uskom rasponu dozvoljenog kretanja, time utječući na povećanje nominalnih rigidnosti.

U slučaju kanala kamatne stope, odnosno dugoročne putanje industrijske proizvodnje i kamatne stope na tržištu novca, pokazuje se da su obje varijable kratkoročno sposobne prilagoditi se na odstupanje od dugoročne putanje⁸.

S obzirom da smo u sva tri slučaja utvrdili kointegracijski vektor, sve su varijable stacionarne u prvim diferencijama. Grangerova uzročnost će se ocijeniti u prvim diferencijama, ali će se Grangerovom testu morati dodati član koji predstavlja ispravak slučajne pogreške. Taj član je izveden na temelju elemenata kointegracijske jednadžbe iz tablice 5.

⁸ *Slaba egzogenost novčane mase M1 i tečaja kune prema euru u odnosu na industrijsku proizvodnju preduvjet je da se te dvije serije, u Grangerovom testu uzročnosti uvećanom za model korekcije odstupanja, tretiraju kao neovisne varijable. Preduvjet slabe egzogenosti nezavisne varijable u odnosu na zavisnu nije ispunjen u Grangerovom testu u kojem je kamatna stopa nezavisna, a industrijska proizvodnja zavisna varijabla.*

Maksimalni rang	Direktni monetarni prijenos			Kanal tečaja			Kanal kamatne stope		
	Vlastita vrijednost	λ trace	p-vrijednost	Vlastita vrijednost	λ trace	p-vrijednost	Vlastita vrijednost	λ trace	p-vrijednost
0	0,229	38,71**	0,00	0,539	64,9*	0,000	0,151	29,04*	0,017
1	0,035	4,65	0,65	0,0760	6,014	0,469	0,056	7,59	0,30

Izvor: izračun autorice.

Napomena: varijable su logaritmirane; optimalni broj vremenskih pomaka određen po Akaike informacijskom kriteriju; kointegracijski prostor uključuje trend; ocjena VAR-a uključuje konstantu i sezonske dummy varijable; Johansenova kointegracija za tečaj HRK/EUR provedena za razdoblje od 1998.:10 do 2006.:4; ** nulta hipoteza odbijena na razini od 1 posto, * nulta hipoteza odbijena na razini od 5 posto.

Direktni monetarni prijenos	Kointegracijska jednadžba	ECM	Slaba egzogenost (Chi ² -test)
Industrijska proizvodnja	1	-0,703	28,198** [0,0000]
M1	-0,146	-0,098	1,0186 [0,313]
Trend	-0,001	-	-
Kanal tečaja			
Industrijska proizvodnja	1	-1,0675	51,86** [0,000]
Tečaj HRK/EUR	0,01493	0,0363	1,452 [0,228]
Trend	-0,0037	-	-
Kanal kamatne stope			
Industrijska proizvodnja	1	-0,351	6,65** [0,009]
Kamatna stopa	-0,024	3,276	7,48** [0,006]
Trend	-0,003	-	-

Izvor: izračun autorice.

Napomena: ECM (Error Correction Model) model korekcije odstupanja; varijable su logaritmirane; kointegracijski prostor uključuje trend; vrijednost u uglatoj zagradi je p-vrijednost; Johansenova kointegracija za tečaj HRK/EUR provedena za razdoblje od 1998.:10 do 2006.:4; ** nulta hipoteza odbijena na razini od 1 posto, * nulta hipoteza odbijena na razini od 5 posto.

4.3. Grangerov test uzročnosti i model korekcije odstupanja

Granger (1969) je osmislio test uzročnosti kako bi riješio pitanje predviđanja kretanja jedne varijable utvrđivanjem postojanja odnosa s nekom drugom varijablom. Njegovim se testom utvrđuje nudi li varijabla “y” statistički značajnu informaciju o varijabli “x”, uz postojanje vremenski odgođenog “x”. Ako to nije slučaj, tada “y” ne uzrokuje “x” prema Grangeru. U ovom se radu Grangerovim testom uzročnosti ocjenjuje način na koji promjene kretanja novčane mase M1, tečaja kune prema euru i promjene kretanja kamatne stope na tržištu novca utječu na kretanje industrijske proizvodnje, kojom se aproksimira kretanje bruto domaćeg proizvoda. Međutim, da bismo se mogli poslužiti Grangerovim testom uzročnosti, moramo ga proširiti modelom korekcije odstupanja. Nužnost proširivanja Grangerovog testa uzročnosti proizlazi iz rezultata kointegracijske analize. Naime, kointegriranost dvaju ili više vremenskih nizova znači da među njima postoji dugoročni ravnotežni odnos koji dopušta samo privremena odstupanja od dugoročnog ravnotežnog odnosa, nakon kojeg slijedi ponovno usklađivanje. Brzina kratkoročne prilagodbe dugoročnom ravnotežnom odnosu među varijablama ocjenjuje se pomoću dodanog člana u modelu, koji predstavlja ispravljanje slučajne pogreške, dok se sam model naziva modelom korekcije odstupanja. Stoga, u slučaju kad su dva ili više nizova kointegrirani, njihovu je procjenu Grangerovim testom u prvim diferencijama potrebno ponovno ocijeniti na način da se u Grangerov test uključi i član ispravljanja slučajne pogreške (model korekcije odstupanja).

Takav, prošireni model Grangerove uzročnosti, uvećan za ispravak slučajne pogreške (model korekcije odstupanja), ima sljedeći oblik (Granger i ostali, 2000):

$$\Delta Y_t = c_1 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta M_{t-i} + \delta_1 (Y_{t-1} - \gamma_1 M_{t-1}) + u_t \quad (1)$$

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$$

gdje je δ_i parametar koji predstavlja brzinu i smjer prilagodbe zavisne varijable na privremene devijacije dugoročne ravnoteže, γ_i element kointegracijskog vektora, dobiven prethodnom ocjenom kointegracijskog modela, a Y_{t-1} i M_{t-1} vrijednosti

endogene varijable industrijska proizvodnja i egzogene varijable - novčana masa M1 - tečaj kune prema euru - kamatne stope na tržištu novca iz prethodnog vremenskog razdoblja. Elementi modela korekcije odstupanja (γ_t , Y_{t-1} i M_{t-1}) kombiniraju se s podacima kako bi se dobila stacionarna linearna kombinacija, koja ulazi u model kao završni član s uključenim jednim vremenskim pomakom. U model korekcije odstupanja uključuje se konstanta, trend ili oboje, ako su se koristili kao elementi ocjene kointegracijskog vektora (prostora). Statistička signifikantnost δ_t parametra te njegov predznak, zajedno s predznakom γ_t parametra, pokazuje kako industrijska proizvodnja reagira na devijacije (devijacije na više ili na niže) sistemske stacionarne dugoročne putanje (Rousseau i Vuthipadorn, 2003).

Tablica 6 prikazuje rezultate ocjene Grangerovog testa uzročnosti uvećanog za model korekcije odstupanja. U tablici su pojedinačno prikazani parametar prilagodbe i njegova p-vrijednost, R^2 vrijednost, dijagnostički testovi za utvrđivanje postojanja serijske korelacije, heteroskedastičnosti i normalnosti reziduala te Waldov test (test isključenja), kojim se testira nulta hipoteza da egzogena varijabla - novčana masa M1 - tečaj kune prema euru - kamatne stope na tržištu novca prema Grangeru ne uzrokuje industrijsku proizvodnju.

Tablica 6. Test Grangerove uzročnosti u prvim diferencijama – proširen za model korekcije odstupanja								
Kanali monetarnog prijenosa	Broj uključenih vremenskih pomaka	ECM		R^2	AR-test F-test	ARCH-test F-test	Test normalnosti Chi ² -test	Waldov test F-test
		Koeficijent	p-vrijednost					
M1 - Industrija	3	-0,745	0,000	0,791	1,48 [0,18]	1,095 [0,37]	1,320 [0,52]	3,466* [0,018]
Tečaj HRK/EUR -Industrija	9 ⁺	-3,95517	0,000	0,7328	2,36 [0,052]	1,32 [0,272]	0,342 [0,842]	2,798* [0,039]
Kamatna stopa - Industrija	4	-0,203	0,060	0,771	0,913 [0,49]	0,962 [0,46]	1,458 [0,48]	1,770 [0,14]

Izvor: izračun autorice.

Napomena: ECM (Error Correction Model) model korekcije odstupanja; varijable su logaritmirane i nisu sezonski prilagodene, u model su uključene sezonske dummy varijable; vrijednost u uglatoj zagradi označava p-vrijednost; broj uključenih vremenskih pomaka odgovara optimalnom broju vremenskih pomaka koji je korišten za ocjenu kointegracijskog odnosa; ⁺ broj vremenskih pomaka uvećan jer su dijagnostički testovi ukazali na prisutnost serijske korelacije; Johansenova kointegracija za tečaj HRK/EUR provedena za razdoblje od 1998.:10 do 2006.:4; * nulta hipoteza odbijena na razini od 5 posto.

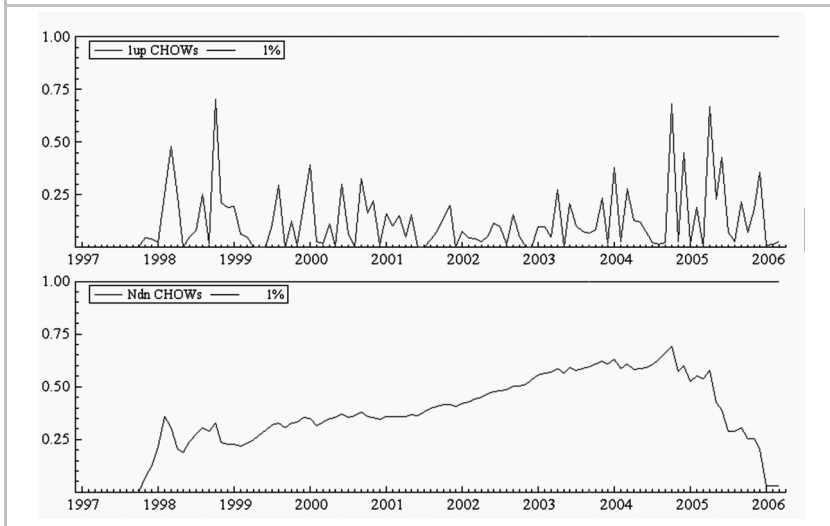
Pažljivijim proučavanjem navedenih rezultata vidljivo je da sva tri modela imaju vrlo dobru objašnjavajuću moć i prolaze sve dijagnostičke testove. Na temelju provedenog Waldovog testa možemo zaključiti da novčana masa M1 prema Grangeru uzrokuje industrijsku proizvodnju, kao i da tečaj kune naspram euru uzrokuje industrijsku proizvodnju. Nije utvrđeno postojanje uzročnosti prema Grangeru između kamatne stope na tržištu novca i industrijske proizvodnje.

Valja reći da je Grangerov test uzročnosti za par nizova industrijska proizvodnja i tečaj kune prema euru proveden za razdoblje od listopada 1998. do 2006., dok su ostala dva para nizova ocijenjena s punim uzorkom podataka. Uzrok tome postaje očit kada se prouče slike 3, 4, i 5. Na slikama su prikazani rezultati Chow testa za jedan korak i za točku prekida. Iz Chow testa za jedan korak vidljivo je da u Grangerovom testu, provedenom za kanal tečaja nad cijelim uzorkom, postoje strukturni lomovi na samom početku 1998. i krajem ljeta iste godine, kada se u Hrvatskoj odvijala bankovna kriza. Upravo zbog toga test jediničnih korijena za tečaj kune prema euru, kointegracijska analiza te Grangerov test uzročnosti za industrijsku proizvodnju i tečaj započinju s listopadom 1998.

Drugi grafički prikaz na slikama 3, 4, i 5 pokazuje da sva tri modela imaju konstantnu vrijednost parametara ispred objašnjavajućih varijabli. Takav zaključak vrijedi i za niz tečaj kune prema euru i industrijska proizvodnja, što znači da bi ocjene parametara modela bile konstantne tijekom cijelog razdoblja, čak i da se Grangerov test uzročnosti proveo nad cijelim dostupnim razdobljem. Međutim, kako bi se provela u potpunosti ispravna analiza, skraćeno je razdoblje za testiranje kanala tečaja.

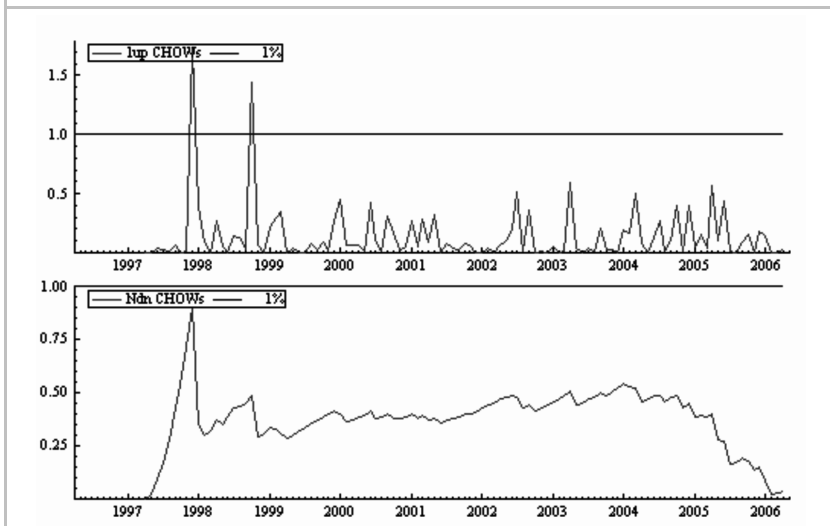
Rezultati Grangerovog testa uzročnosti pokazuju da monetarna politika u Hrvatskoj na realni sektor djeluje putem kanala tečaja te direktnim monetarnim prijenosom, a da je kanal kamatne stope neaktivan.

Slika 3. Chow testovi za direktni monetarni prijenos



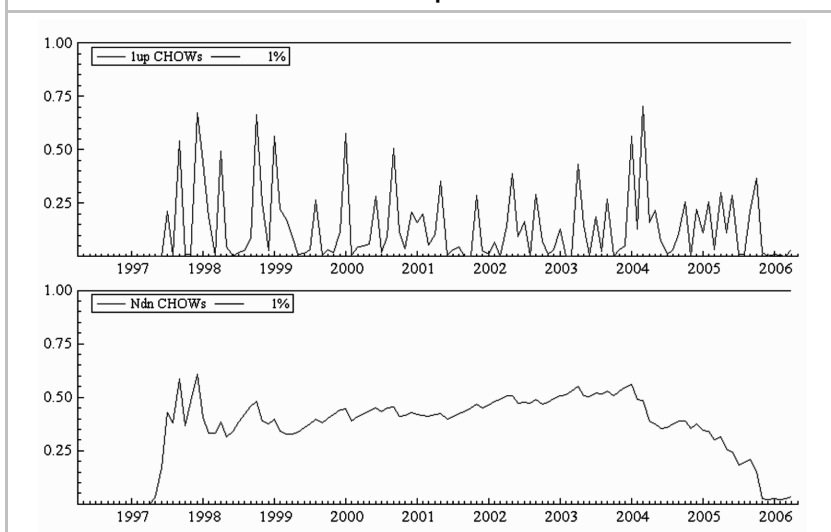
Izvor: Izračun autorice.

Slika 4. Chow testovi za kanal tečaja



Izvor: Izračun autorice.

Slika 5. Chow testovi za kanal kamatne stope



Izvor: Izračun autorice.

Parametri prilagodbe (ECM) u Grangerovom testu uzročnosti statistički su značajni za sva tri modela te imaju odgovarajući, negativan predznak. Njihovom usporedbom možemo zaključiti da industrijska proizvodnja iskazuje značajnu kratkoročnu prilagodbu na dugoročne promjene unutar sva tri modela. Najosjetljivija je na dugoročne promjene u kretanju tečaja, dok najslabije reagira na dugoročne promjene u kretanju kamatne stope. Parametri prilagodbe za industrijsku proizvodnju, dobiveni direktno nakon kointegracijske analize (tablica 5), prilično su slični i usporedivi, što se moglo i očekivati. Svi predznaci su isti, a prema modelima korekcije odstupanja iz tablice 5, industrijska proizvodnja također pokazuje najveću osjetljivost na dugoročna kretanja tečaja, dok najslabiju kratkoročnu prilagodbu iskazuje nakon dugoročne promjene kretanja kamatne stope na tržištu novca.

Konačno, s obzirom da je napisano više radova koji se, direktno ili indirektno, bave ispitivanjem postojanja kanala monetarnog prijenosa u Hrvatskoj, neophodno je usporediti rezultate tih radova s rezultatima statističkih testova izvršenih u ovom radu. Ocjenom veze između novčane mase M1 i industrijske

proizvodnje, dobivenom Grangerovim testom uzročnosti proširenim za model korekcije odstupanja, čime se u ovom radu zapravo modelira direktni monetarni prijenos, ukazuje se na postojanje tog direktnog kanala, što je suprotno od rezultata koje su dobili Erjavec i ostali (1999), koji su do svog zaključka došli korištenjem drugačije metodologije, i to u vremenskom okviru kada je hrvatski bankovni sustav doživljavao duboke strukturne krize, što je moglo utjecati na pouzdanost statističke analize. Isto tako, rezultati statističke analize provedene u ovom radu dokazuju da postoji prijenos tečaja na realnu aktivnost, tj. industrijsku proizvodnju, što je u suprotnosti s rezultatima do kojih su došli Erjavec i Cota (2003), također upotrebom drugačije metodologije. Međutim, rad Balzsa i Moralesove (2005), koji se ne bavi direktno istraživanjem monetarnog prijenosa, pokazuje da promjenjivost tečaja, u slučaju Hrvatske, značajno utječe (s vremenskim pomakom do 12 mjeseci) na izvoznju aktivnost, što je zapravo još jedna potvrda zaključka do kojeg se došlo analizom provedenom u ovom radu – da kretanje tečaja ima veliki utjecaj na realnu aktivnost u hrvatskom gospodarstvu. S druge strane, rezultati ovdje provedene statističke analize podržavaju zaključke Erjavec i Cote o aktivnosti, odnosno neaktivnosti kamatnog kanala monetarnog prijenosa.

Rezultati Billmeiera i Bonatoa (2002) te Krafta (2003) komplementarni su s rezultatima empirijske analize ovoga rada te bi mogli poslužiti kao dobra osnova za ispitivanje hipoteze da se prijenos tečaja djelomično odvija kroz promjene proizvođačkih cijena, a djelomično kroz prilagodbu gospodarstva putem realne ekonomske aktivnosti.

5. Zaključak

Sintezom rezultata, dobivenih statističkom analizom u prethodnom dijelu rada, mogu se donijeti sljedeći zaključci:

- monetarna politika Republike Hrvatske *značajno je utjecala* na realni sektor regulacijom novčane mase i deviznog tečaja;
- monetarna politika u Republici Hrvatskoj *ne utječe* na realnu ekonomsku aktivnost kanalom kamatne stope;

- kanal tečaja i direktni monetarni prijenos uspješno prenose impulse monetarnih mjera na realni sektor;
- gospodarstvo je nedovoljno elastično na kretanje kamatne stope na novčanom tržištu.

Sintezom osvrta na mehanizme monetarnog prijenosa u tranzicijskim zemljama (zemljama Srednje i Istočne Europe) može se primijetiti kako od svih potencijalnih kanala monetarnog prijenosa, kanal tečaja i kanal kredita, uz direktni monetarni prijenos, imaju najveću važnost za monetarni prijenos, i to zbog karakteristika ekonomske strukture tih zemalja (mala i otvorena gospodarstva, razvijen bankarski sustav i nerazvijeno financijsko tržište te prisutnost neslužbene eurizacije).

Ovaj rad potvrđuje kako Hrvatska, koja je opisanom strukturom slična zemljama Srednje i Istočne Europe, ni u pogledu kanala monetarnog prijenosa nije nikakva iznimka. Kanal tečaja i direktni monetarni prijenos u Hrvatskoj igraju važnu ulogu u monetarnom prijenosu, dok je kanal kamatne stope još uvijek nedovoljno razvijen.

Rezultati kointegracijske analize ukazuju i na činjenicu da bi tečajna politika mogla imati blagi utjecaj na cikličko kretanje gospodarstva. Tako dugoročna deprecijacija kune prema euru od 1 posto uzrokuje smanjenje industrijske proizvodnje od 0,014 posto u dugom roku, dok dugoročna aprecijacija kune uzrokuje ekspanziju industrijske aktivnosti⁹. Ovaj rezultat upozorava da odnos tečaja i industrijske proizvodnje nije u skladu s temeljnim ekonomskim zakonitostima (deprecijacija tečaja kune neće imati očekivani ekspanzivni učinak na industrijsku proizvodnju). Takvo ponašanje industrijske aktivnosti karakteristično je za gospodarske sustave poput hrvatskog, u kojima se monetarna politika zasniva na sidru nominalnog tečaja (BIS, 1998). Ovakav odnos tečaja i industrijske proizvodnje, međutim, treba staviti u kontekst činjenice da je monetarna politika u Hrvatskoj *de facto* svedena na režim ciljanja tečaja u rasponu od svega ± 2 posto (Reinhart i Rogoff, 2002). Stoga bilo kakav utjecaj dugoročnih promjena kretanja tečaja na industrijsku aktivnost ostaje ograničen. Blaga reakcija

⁹ *Do istog su zaključka stigli Lang i Krznar (2004).*

industrijske proizvodnje od 0,014 posto na dugoročnu promjenu tečaja od 1 posto potvrđuje da je utjecaj tečajne politike na realnu aktivnost ograničen.

Konačno, budući da se u Europskoj uniji monetarni prijenos na realni sektor uglavnom odvija putem djelovanja kamatnih stopa na investicije, pokazana bi neosjetljivost gospodarstva na promjene kamatnih stopa mogla predstavljati veliki problem nakon pridruživanja Hrvatske Europskoj monetarnoj uniji. Dodatni problem predstavlja činjenica što će se tada eliminirati i kanal tečaja, koji je u Hrvatskoj, barem do sada, imao veliku važnost. Tako dolazimo do zaključka da će ulaskom u EMU Hrvatska izgubiti vlastitu monetarnu politiku te da njezino gospodarstvo, zbog neaktivnog kanala kamatne stope, vjerojatno neće dovoljno snažno reagirati na mjere europske monetarne politike ili će reagirati na nesimetričan način. Naime, ako su transmisijski mehanizmi različiti, tada zajednička monetarna politika može uvećati postojeće neusklađenosti u privrednim ciklusima, što bi u konačnici značilo da promjena kamatne stope, uslijed inflacijskog šoka, može povećati inflacijski diferencijal, umjesto da ga smanji. Kada zajednička monetarna politika nije efikasna u izgladivanju cikličkih fluktuacija, a fiskalna politika nije sposobna dokinuti učinke asimetričnog monetarnog prijenosa, može doći i do ekonomske divergencije između pojedine zemlje i ostatka Unije.

Stoga je uspostavljanje referentne kamatne stope putem repo aukcija dobar početak HNB-a prema stvaranju preduvjeta za uvođenje djelatnog kanala kamatne stope. Naime, uvođenjem operacija na otvorenom tržištu u 2005. godini, i njihovim provođenjem, trebale bi se stabilizirati kamatne stope na tržištu novca, što bi u konačnici moglo povećati važnost kanala kamatne stope u Hrvatskoj. Operacije na otvorenom tržištu trebale bi rezultirati uspostavljanjem kamatnog koridora i referentne kamatne stope na koju će gospodarstvo vjerojatno puno elastičnije reagirati, jer će takva kamatna stopa vjerodostojnije odražavati karakter monetarne politike u zemlji.

S druge strane, zbog iznimno visokog stupnja eurizacije privrede, Hrvatska ima i malu komparativnu prednost prilikom ulaska u Europsku monetarnu uniju u usporedbi s ostalim zemljama Srednje i Istočne Europe. Naime, eurizacija (osim što u slučaju male otvorene ekonomije pomalo i uvjetuje uvođenje eura) ublažava

šok samog uvođenja eura jer su agenti ionako naviknuti na tu valutu. Isto tako, eurizacija bi mogla omogućiti uspostavljanje bržeg i potpunijeg prijenosa s referentne kamatne stope ECB-a na domaće kamatne stope (uspostavljanje kanala kamatne stope), što je do sada bilo otežano, upravo stoga što je većina financijske imovine denominirana ili valutnom klauzulom vezana za euro.

Literatura

Angeloni, Ignazio, Anil Kasyap, Benoit Mojon i Daniele Terlizzese, 2001, "Monetary Transmission in the Euro Area: Where Do We Stand?", *European Central Bank Working Paper* br. 114.

Anzuini, Alessio i Aviram Levy, 2004, "Monetary Policy Shocks in the New EU Members: A VAR Approach", referat na radionici "3rd Macroeconomic Policy Research Workshop" u organizaciji Centralne banke Mađarske, Budimpešta, dostupno na http://english.mnb.hu/Engine.aspx?page=mnben_konf_fomenu&ContentID=4814.

Bačić, Katarina, Amina Šonje, Ljiljana Božić, Maruška Čenić, Andrea Mervar i Jelena Šišinački, 2004, "Usavršavanje prognostičkog indeksa hrvatskog gospodarstva", Ekonomski institut, Zagreb, neobjavljena studija.

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.

Baletić, Zvonimir, urednik, 2004, *Ekonomski leksikon*, Zagreb: Masmedija i Leksikografski zavod Miroslav Krleža.

Billmeier, Andreas i Leo Bonato, 2002, "Exchange Rate Pass-Trough and Monetary Policy in Croatia", *IMF Working Paper* 02/109.

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

Granger, C. W. J., Huang W-N. i C-W. Yang, 2000, "A Bivariate Causality Between Stock Prices and Exchange Rates: Evidence from the Recent Asian Flu", *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 40, str. 337-354.

Granger, C. W. J., 1988, "Some Recent Developments in Concept of Causality", *Journal of Econometrics*, 39, str. 194-211.

Granger, C. W. J., 1969, "Investigating Causal Relations by Econometric Methods and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, 34, str. 424-438.

Jarocinski, Marek, 2004, "Responses to Monetary Policy Shocks in the East and West of Europe: A Comparison", referat na radionici "3rd Macroeconomic Policy Research Workshop" u organizaciji Centralne banke Mađarske, Budimpešta, dostupno na http://english.mnb.hu/Engine.aspx?page=mnben_konf_fomenu&ContentID=4814.

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

Johansen, Soren, 1991, "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregression", *Econometrica*, 59(6), str. 1551-1580.

Johansen, Soren i Katarina Juselius, 1992, "Testing Structural Hypothesis in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and UIP for UK", *Journal of Econometrics*, 53, str. 169-209.

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

Lang, Maroje i Ivo Krznar, 2004, "Transmission Mechanism of Monetary Policy in Croatia" referat na konferenciji "The Tenth Dubrovnik Economic Conference" u organizaciji Hrvatske narodne banke, Dubrovnik, dostupno na <http://www.hnb.hr/dub-konf/10-konferencija-radovi/lang-krznar.pdf>.

McAdam, Peter i Julian Morgan, 2001, "Monetary Transmission Mechanism at the Euro-Area Level: Issues and Results Using Structural Models", *European Central Bank Working Paper* br. 93.

Mlinarević, Katarina, 2004, "Utjecaj izravnih stranih ulaganja na gospodarski rast – slučaj skupine tranzicijskih gospodarstava Središnje i Istočne Europe", magistarski rad, Ekonomski institut, Zagreb, neobjavljeni rad.

Mojon, Benoit i Gert Peersman, 2001, "A VAR Description of the Effects of Monetary Policy in the Individual Countries of Euro Area", *European Central Bank Working Paper* br. 92.

Peersman, Gert i Frank Smets, 2001, "Are the Effects of Monetary Policy in the Euro Area Greater in Recessions than in Booms?", *European Central Bank Working Paper* br. 52.

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

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

Rousseau, Peter i Dadanee Vuthipadorn, 2005, "Finance, Investment and Growth: Time Series Evidence from 10 Asian Economies", *Journal of Macroeconomics*, 27, str. 87-106.

Sander, Harald i Stefanie Kleimeier (2003), "Contagion and Causality: an Empirical Investigation of Four Asian Crisis Episodes", *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 13(2) str. 234-254.

Schmitz, Birgit, 2004, "What Role do Banks Play in Monetary Policy Transmission in EU New Member Countries?", referat na radionici "3rd Macroeconomic Policy Research Workshop" u organizaciji Centralne banke Mađarske, Budimpešta.

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* br. 94.