

KOINTEGRACIJSKI PRISTUP ANALIZI INFLACIJE U HRVATSKOJ

dr. sc. Lena MALEŠEVIĆ PEROVIĆ*
Ekonomski fakultet, Split

Izvorni znanstveni članak**
UDK: 336.748.12(497.5)
JEL: E31, P24, C32, C51

Sažetak

Osnovni cilj ovog rada jest analizirati determinante inflacije u Hrvatskoj u razdoblju 1994:6-2006:6, uz uporabu kointegracijskog pristupa. Rezultati pokazuju da porast plaća pozitivno utječe na inflaciju u dugom roku. Deprecijacija kune također je pridonijela inflaciji u promatranom razdoblju, dok porast novčane ponude ne objašnjava hrvatsku inflaciju. Ta je (statistička) neznačajnost novčane ponude u skladu s endogenošću novčane ponude s obzirom na ciljanje tečaja, što znači da je novac određen razvojem na tržištu deviza. Vrijednost inflacije iz prethodnog razdoblja također je značajan utjecajni činitelj koji sugerira postojanje inflacijske inercije.

Ključne riječi: inflacija, Hrvatska, kointegracija

1. Uvod

Istraživanje determinanti inflacije je važno, pogotovo zbog hrvatskih napora za ulazak u Europsku uniju (EU). Naime, jedan od uvjeta pristupa Uniji jest inflacija u skladu s *maastrichtskim* kriterijima. Velike razlike u rezultatima različitih empirijskih istraživanja pokazuju neprimjerenost izvlačenja općenitih zaključaka. Cilj ovog rada jest empirijski istražiti determinante hrvatske inflacije.

Iako je inflacija vrlo često predmet empirijskih istraživanja, još uvijek ima mjesta za poboljšanje, kako primijenjenih modela, tako i metodologije. Ovaj se rad razlikuje od prijašnjih po sljedećemu: specificira se teorijski model na kojemu se temelji empirijska analiza determinanti inflacije, što inače nije čest slučaj i samo se sporadično oslanja na teoriju, te se pokazuje da je vektorski autoregresivni (VAR) model, često upotrebljavan u

* Autorica zahvaljuje anonimnim recenzentima na korisnim sugestijama koje su pridonijele poboljšanju članka.

** Primljeno (*Received*): 11.2.2008.

Prihvaćeno (*Accepted*): 22.4.2009.

sličnim empirijskim analizama, pogrešno specificiran (ako postoje kointegracijske veze među varijablama). Stoga se primjenjuje kointegracijski pristup, koji se inače rijetko koristi u istraživanju hrvatske inflacije. Naposljetku, kako bi se što bolje analizirala inflacija u Hrvatskoj, u empirijskoj su analizi uzete u obzir određene specifičnosti analiziranog razdoblja i države, što je rezultiralo proširenjem modela.

Rad je organiziran na sljedeći način: poglavlje 2. pregled je literature o determinantama inflacije u tranzicijskim zemljama; poglavlje 3. daje teorijski model determinanti inflacije; poglavlje 4. objašnjava izbor varijabli u modelu, kao i probleme koji se pojavljuju pri korištenju pojedinih varijabli; poglavlje 5. sadržava empirijsku analizu odnosa između inflacije, plaća, produktivnosti i rasta novca u dugom roku putem kointegracijskog pristupa, a poglavlje 6. donosi zaključak.

2. Pregled literature

Empirijska je literatura o determinantama inflacije opširna; može se naći velik broj istraživanja za razvijene, ali i za tranzicijske zemlje (v. npr. Pujol i Griffiths, 1998; Domac i Elbirt, 1998; Haderi i sur., 1999; Nikolić, 2000; Festić, 2000; Ross, 2000; Golinelli i Orsi, 2001; Kim, 2001; Brada i Kutana, 2002; Chionis i sur., 2002; Vostroknutova, 2003; Maliszewski, 2003; Masso i Staehr, 2005; Siloverstovs i Bilan, 2005. itd.). Unatoč značajnim implikacijama na ekonomsku politiku, radovi u kojima se istražuju determinante hrvatske inflacije malobrojni su.

S obzirom na velik broj radova koji empirijski istražuju determinante inflacije u drugim tranzicijskim zemljama, ovaj pregled literature usredotočen je samo na one radove u kojima se istražuje hrvatska inflacija.

Payne (2002) analizira inflacijski proces u Hrvatskoj u razdoblju od siječnja 1992. do prosinca 1999. On procjenjuje prošireni VAR model logaritmiranih prvih diferencija sljedećih (mjesečnih) varijabli: ponude novca mjerene agregatom M4; indeksa cijena na malo, nominalnih neto plaća po zaposlenome i nominalnoga efektivnog tečaja. Rezultati pokazuju da je na inflaciju u promatranom razdoblju pozitivno utjecao rast plaća i deprecijacija valute. Inflacija iz prethodnih razdoblja, pak, nije utjecala na trenutačnu inflaciju.

Botrić i Cota (2006) analiziraju uzroke hrvatske inflacije u razdoblju 1998:1-2006:3. Oni se koriste dvama pristupima: strukturnim VAR (SVAR) modelom, slijedeći rad Di-booglu i Kutana (2005), te neograničenim VAR modelom u kojemu repliciraju Payneovo (2002) empirijsko istraživanje koristeći se podacima iz kasnijeg razdoblja. Rezultati SVAR-a upućuju na zaključak kako je inflacija u Hrvatskoj povezana sa šokovima uvjeta razmjene i platne bilance. Primjenom neograničenog VAR modela dolaze do zaključka, slično kao i Payne, da je tečaj važna determinanta inflacije. Dekomponiranje varijance utemeljeno na VAR modelu pokazuje da postoji određena inflacijska inercija u sustavu, čega nije bilo u Payne. Rezultati također pokazuju kako plaće nisu toliko važne u određivanju inflacije kao što su bile u prethodnom razdoblju koje proučava Payne. Naposljetku, rast novca nema bitan utjecaj na inflaciju u promatranom razdoblju.

Payneovi rezultati, kao i oni Botrić i Cote, čine se uvjerljivima i podudarnima s rezultatima za druge zemlje u tranziciji. No smatramo da empirijski pristup kojim se kori-

ste (VAR) nije prikladan za takvu vrstu analize. VAR modeli široko su prihvaćeni za istraživanje dinamike inflacije jer ne zahtijevaju nikakve *a priori* pretpostavke o egzogenosti varijabli u modelu, te služe kao prikladno sredstvo za sumiranje empirijskih kanala putem kojih su ekonomske varijable povezane. Međutim, ako su varijable u modelu kointegrirane, VAR model nije prikladan jer izostavlja izraz za korekciju grešaka (engl. *error-correction term*), što će biti detaljnije objašnjeno u poglavlju 5.

Na kraju, Vizek i Broz (2007) proučavaju inflaciju u Hrvatskoj za razdoblje 1995.-2006. koristeći se kointegracijskim pristupom. One nalaze da su agregatna marža i višak ponude novca najvažnije varijable za objašnjavanje kratkoročnog ponašanja inflacije. Jednako tako, jaz BDP-a, nominalni efektivni tečaj, uvozne cijene, kamatne stope na depozite i monetarni agregat M1 također imaju kratkoročan utjecaj na inflaciju. Neočekivan je rezultat koji pokazuje da nominalni efektivni tečaj negativno utječe na inflaciju, što implicira da deprecijacija kune zapravo smanjuje inflaciju. Autorice pretpostavljaju kako bi to moglo značiti da monetarna politika pretjerano reagira na deprecijaciju, čime uzrokuje kontrakcije cijena.

3. Teorijski model

Čest model za istraživanje determinanti inflacije razvio je Bruno (1993). Jedna od njegovih privlačnih značajki jest uključivanje karakteristika i inflacije potražnje (engl. *demand-pull*) i inflacije troškova (engl. *cost-push*). Model počinje uspostavljanjem ravnoteže između agregatne ponude i agregatne potražnje:

$$Y^s\left(\frac{W}{P}, \frac{P_n^* E}{P}\right) = Y^d\left(\frac{M}{P}, \frac{EP^*}{P}\right) \quad (1)$$

gdje je Y^s agregatna ponuda, Y^d agregatna potražnja, P razina cijena, W razina nominalnih plaća, E tečaj, M ponuda novca, P_n^* egzogeni indeks uvoznih cijena, te P^* egzogeni indeks izvoznih cijena (oba su indeksa izražena u stranoj valuti). Taj je odnos u sljedećem koraku logaritmiran i diferenciran kako bi se uočio odnos između stopa promjene četiri nominalnih varijabli. Dobivena je ova jednačica:

$$\pi = a_1 \omega + a_2 \varepsilon + a_3 \mu + \nu, \quad (2)$$

u kojoj je $\pi = \frac{\dot{P}}{P}$ stopa inflacije¹, $\omega = \frac{\dot{W}}{W}$ stopa rasta plaća, $\varepsilon = \frac{\dot{E}}{E}$ stopa deprecijacije, $\mu = \frac{\dot{M}}{M}$ stopa monetarne ekspanzije, dok ν obuhvaća šokove ponude i potražnje.

U sljedećem tekstu ukratko obrazložimo razloge utjecaja pojedine varijable na inflaciju. Plaće mogu utjecati na inflaciju na dva načina. Prvo, porast plaća iznad porasta produktivnosti stvara izravan pritisak na cijene. Treba naglasiti kako utjecaj plaća kao važan

¹ Točka označava diskretnu (Pt-Pt-1) ili kontinuiranu promjenu (dP/dt) tijekom vremena.

činitelj na strani troškova ovisi o udjelu troškova za plaće u ukupnim troškovima proizvodnje. Drugo, plaće su činitelj i na strani potražnje jer utječu na kupovnu moć kupaca, djelujući tako i na agregatnu potražnju.

Kad je riječ o tečaju, Kamin i sur. (1998) primjećuju da i taj kanal djeluje i na agregatnu potražnju i na agregatnu ponudu. Na strani potražnje tečaj ima kontradiktoran utjecaj. Prvi je utjecaj relativne cijene. Deprecijacija domaće valute pozitivno utječe na cjenovnu konkurentnost zemlje, povećava potražnju domaćih proizvoda koji postaju relativno jeftiniji od stranih, te tako povećava agregatnu potražnju i inflaciju. Drugi je utjecaj platne bilance. S obzirom na to da su domaći rezidenti u tranzicijskim zemljama neto dužnici prema ostatku svijeta i njihovi su dugovi uglavnom u stranoj valuti, deprecijacija domaće valute vodi pogoršanju stanja u platnoj bilanci, te može doći do kontrakcije domaće potražnje. Utjecaj platne bilance, dakle, djeluje u smjeru suprotnome od utjecaja relativnih cijena. Kako primjećuju Kamin i sur. (1998), može se očekivati da će tečajni kanal biti osobito važan u malim otvorenim gospodarstvima s fleksibilnim tečajem, jer ne utječe samo na agregatnu potražnju nego i na agregatnu ponudu. Naime, deprecijacija domaće valute, koja je rezultat popustljive monetarne politike, podiže domaće cijene uvezenih dobara, što izravno pridonosi inflaciji.² Viša cijena uvezenog repromaterijala smanjuje agregatnu ponudu i output te povećava inflaciju.

Konačno, porast novčane ponude vodi porastu agregatne potražnje i cijena. Postoji nekoliko transmisijskih mehanizama putem kojih promjene novčane ponude utječu na agregatnu potražnju. Djelovanje kamatnom stopom objašnjava taj utjecaj negativnim utjecajem rasta novca na kamatne stope. Pad kamatnih stopa pozitivno utječe na investicije, agregatnu potražnju i output. Promjene kamatne stope također negativno utječu na cijenu ostale aktive, ponajprije vrijednosnica i nekretnina. Odražavaju se na investicije i osobnu potrošnju te, posljedično, i na agregatnu potražnju. Naposljetku, rast novca i pad kamatnih stopa poboljšava bilance onih koji posuđuju te vodi većem uzimanju kredita i investiranju (kreditni kanal), što povećava ekonomsku aktivnost i stvara inflacijske pritiske. Većina radova ipak sugerira da je tečajni kanal najizraženiji u tranzicijskim zemljama (v. Besimi i sur., 2006).

Teorijski model koji je razvio Bruno (1993) određuje izbor osnovnih varijabli, ali konkretna empirijska specifikacija zahtijeva donošenje odluka o drugim (specifičnim) varijablama koje bi trebale biti uključene u model, broju vremenskih pomaka itd. Točan način na koji različiti činitelji utječu na inflaciju nije definiran u teoriji, a to se posebno odnosi na zemlje u tranziciji. Stoga smatramo da bi osnovni model trebao dodatno uključivati varijable koje odražavaju specifične karakteristike promatranog razdoblja i zemlje obuhvaćene istraživanjem. U sljedećim poglavljima najprije objašnjavamo izbor varijabli u modelu te probleme koji se pojavljuju u vezi s pojedinima od njih, a zatim procjenjujemo model.

4. Opis podataka i varijabli

4.1. Osnovne varijable

Inflacija je ključna varijabla koja nas zanima. Za njezin se izračun koristimo indeksom potrošačkih cijena (CPI) objavljenim na stranicama Hrvatske narodne banke (HNB-a). Inflacija je u Hrvatskoj do 1998. godine mjerena indeksom cijena na malo (RPI), a od

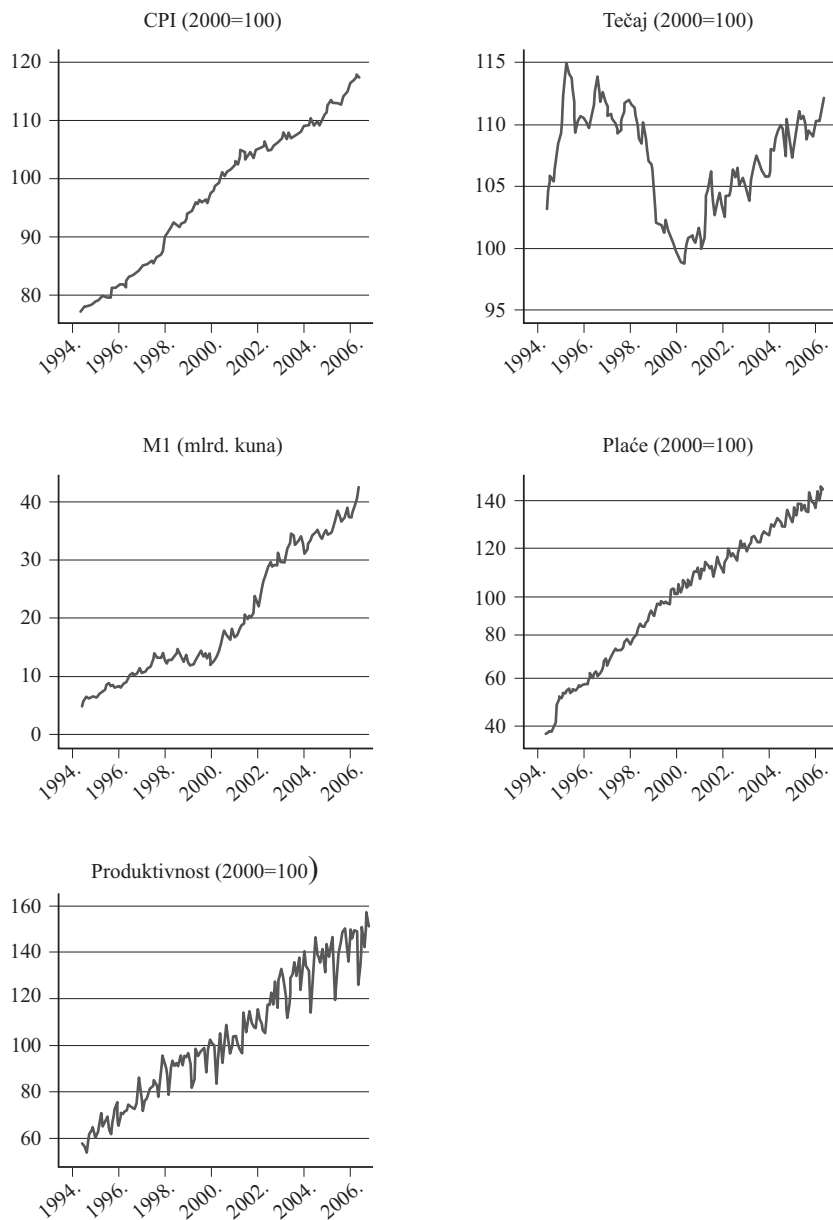
² Uz pretpostavku da je supstitucija između domaćih i inozemnih dobara ograničena.

1998. nadalje indeksom potrošačkih cijena. Moguće neusklađenosti uzet ćemo u obzir uključivanjem dodatne *dummy* varijable u model, što će biti objašnjeno dalje u tekstu. Tu varijablu obilježavamo s *cpi*, a njezin logaritam s *lcpi*.

Kad je riječ o monetarnim agregatima, valja reći da HNB redovito objavljuje podatke za M1 i M4. Različiti istraživači koriste se različitim monetarnim agregatima kada procjenjuju njihov utjecaj na inflaciju. Domac i Elbirt (1998), na primjer, nalaze da se za predviđanje CPI-ja u Albaniji bolje koristiti visokolikvidnim novcem (M1) nego širom definicijom novca (M2 i M3). Oni to opravdavaju mogućnošću da je u Albaniji uloga novca kao sredstva razmjene važnija od njegove uloge čuvara vrijednosti. Isto bi se moglo reći i za Hrvatsku. Naime, razina eurizacije u Hrvatskoj vrlo je visoka. Kako ističu Billmeier i Bonato (2004), značajan dio štednje građana Hrvatske u stranoj je valuti. Kraft (2003) također primjećuje da Hrvati preferiraju stranu valutu kao čuvara vrijednosti. Hrvatska ima jedan od najvećih stupnjeva supstitucije imovine (engl. *asset substitution*) (držanje strane valute kao čuvara vrijednosti) među tranzicijskim zemljama (Feige, 2003). Kao što primjećuje Kraft (2003), strana sredstva plaćanja neslužbeno se rabe i za neke svakodnevne transakcije, ali se u prodavaonicama ili preko bankovnih računa ne može plaćati stranim sredstvima plaćanja. Zbog tih razloga uvodimo pretpostavku da domaći novac (kuna) više služi kao sredstvo razmjene, a strani novac služi kao čuvar vrijednosti, te se u daljnjoj analizi koristimo M1 monetarnim agregatom. Ipak, kao test robusnosti testirat ćemo i M4 agregat umjesto M1 (v. dalje u tekstu). U daljnjem tekstu tu ćemo varijablu obilježavati s *m1*, a njezin logaritam s *lm1*.

Kao što je već rečeno, plaće utječu na inflaciju putem dvaju kanala. Prvi je na strani ponude i djeluje povećanjem troškova proizvodnje, a drugi je na strani potražnje i djeluje povećanjem potražnje finalnih dobara. Taj drugi kanal djeluje samo ako nominalne plaće rastu brže od produktivnosti. Zato bi se kao determinantom inflacije bilo bolje koristiti jediničnim troškom rada (engl. *unit labour cost*) nego nominalnim plaćama. Jedinični je trošak rada omjer nominalnih plaća u određenom razdoblju i produktivnosti rada. S obzirom na to da produktivnost rada kao varijabla nije dostupna za Hrvatsku u cijelom promatranom razdoblju, mi je izračunavamo (aproksimativno) dijeleći industrijsku proizvodnju brojem osoba zaposlenih u industriji. Ne pokušavamo izračunati jedinični trošak rada nego u model uključujemo obje varijable (nominalne plaće i produktivnost) jer se može očekivati da su obje te varijable (i njihovi logaritmi) I(1) varijable. Moguće je očekivati da su njihov omjer i njihove stope rasta stacionarni. U kointegracijskoj se analizi modeliraju odnosi između I(1) varijabli, pa ima više smisla uključiti te dvije varijable zasebno. Nadalje, produktivnost može i putem Balassa-Samuelsonova utjecaja biti izravna determinanta inflacije. Naime, porast produktivnosti u sektoru zamjenjivih dobara (engl. *tradables*) vodi porastu domaćih cijena nezamjenjivih dobara (engl. *nontradables*) te, u konačnici, porastu indeksa cijena. Treba naglasiti da Funda i sur. (2007) utvrđuju da je od 1998. do 2006. godine utjecaj Balassa-Samuelsonova učinka na inflaciju u Hrvatskoj bio statistički nesignifikantan. Mjesečni podaci o nominalnim plaćama kojima se koristimo potječu iz baze podataka Međunarodnoga monetarnog fonda IFS-a. U daljnjem tekstu plaće ćemo obilježavati s *w*, a njihov logaritam s *lw*. Ta je varijabla izražena kao indeks s bazom u 2000. godini. Podaci o zaposlenosti i proizvodnji u industriji uzeti su iz Državnog zavoda za statistiku te su također izraženi kao indeks s bazom u 2000. godini. Produktivnost je u daljnjem tekstu obilježena s *prod*, a njezin logaritam s *lprod*.

Grafikon 1. Kretanje osnovnih varijabli modela u razdoblju 1994:6 – 2006:6, mjesec siječanj



Kako bi se razmotrio utjecaj tečaja na cijene (engl. *exchange rate pass-through*), potrebno je odrediti tečaj koji najviše utječe na hrvatski CPI. Dakle, trebalo bi se koristiti efektivnim tečajem. Naime, kuna može deprecirati s obzirom na jednu valutu, ali aprecirati s obzirom na drugu. Efektivni tečaj temelji se na skupnom utjecaju različitih tečajeva te na bolji način objašnjava posljedice promjene tečaja na hrvatsko gospodarstvo. U empirijskoj se analizi koristimo nominalnim efektivnim tečajem iz baze podataka IFS-a, koji je izražen kao indeks s bazom u 2000. godini. Taj je tečaj definiran tako da porast indeksa znači aprecijaciju valute (drugim riječima, primijenjena je indirektna kotacija). U daljnjem tekstu tu varijablu obilježavamo s er , a njezin logaritam s ler .

Grafikon 1. Prikazuje opisane varijable te njihovu dinamiku.

Varijable koje su do sada opisane osnovne su varijable koje su određene teorijskim modelom. S obzirom na to da smatramo kako je važno uzeti u obzir i određene specifičnosti tranzicijskog razdoblja, uključujemo i dodatne varijable, koje su objašnjene u sljedećem dijelu.

4.2. Administrativne cijene i šokovi na strani ponude

Uz prethodno objašnjene osnovne varijable, dodatno uključujemo i sljedeće *dummy* varijable:

- $D1$ – odražava utjecaj porasta cijena poljoprivrednih proizvoda te velik porast cijena telekomunikacijskih usluga iz svibnja 1998. godine. Ta varijabla u svibnju 1998. ima vrijednost 1, a u svim ostalim mjesecima 0;
- $D2$ – odražava utjecaj porasta cijena poljoprivrednih proizvoda kao i velik porast cijena telekomunikacijskih usluga iz svibnja 1999. godine. Ta varijabla u svibnju 1999. ima vrijednost 1, a u svim ostalim mjesecima 0;
- $D3$ – uzima u obzir porast cijena naftnih proizvoda. U kolovozu 1998. ima vrijednost 1, a u svim ostalim mjesecima 0;
- $D4$ – obuhvaća utjecaj porasta cijena telekomunikacijskih usluga. U kolovozu 2001. ima vrijednost 1, a u svim ostalim mjesecima 0;
- $D5$ – predočuje porast cijena hrane i naftnih derivata. U veljači 2005. ima vrijednost 1, a u svim ostalim mjesecima 0;
- *dummy* varijabla za porez na dodanu vrijednost (PDV) (D_PDV) – u siječnju 1998. poprima vrijednost 1, a u ostalim mjesecima 0, te označava uvođenje PDV-a³.

Kao što ističu Mohanty i Klau (2001), velik dio promjena inflacije proizlazi iz dvije osnovne komponente cjenovnog indeksa, hrane i cijena nafte. Cijene nafte u tranzicijskim zemljama više utječu na inflaciju nego u industrijskima zbog strukture proizvodnje koja je ovisnija o energentima, te tehnologije, transporta i grijanja, koji također trebaju velike količine energenata. Zbog toga je važno uzeti u obzir cijene nafte jer su one šok na strani

³ Za izračun inflacije u Hrvatskoj u razdoblju siječanj 1992 – prosinac 1997. upotrebljavao se indeks cijena na malo (RPI), a u razdoblju nakon toga CPI. Kako bismo obuhvatili mogući utjecaj na inflaciju koji proizlazi iz te promjene indeksa, kreiramo *dummy* varijablu koja u 1998:1 ima vrijednost 1, a u ostalim mjesecima 0. Međutim, kako je ta definicija varijable identična onoj za PDV, ne uključujemo je kao dodatnu varijablu. Ako se D_PDV pokaže sigifikantnim, nećemo moći odrediti može li se taj utjecaj pripisati uvođenju PDV-a ili promjeni indeksa cijena.

ponude (Arratibel i sur., 2002). Stoga i mi uključujemo cijene nafte kao dodatnu egzogenu varijablu (njezin logaritam obilježavamo s *loil*). Koristimo se podacima o indeksu svjetskih cijena nafte iz baze IFS-a (serija 00176AADZF). Cijene naftnih derivata u Hrvatskoj su bile administrativno regulirane do 2001. Nakon 2001. godine te se cijene počinju određivati prema formuli koja uzima u obzir cijene sirove nafte na svjetskom tržištu te tečaj kune i dolara. Dakle, tek nakon 2001. cijene nafte u Hrvatskoj počinju odražavati kretanje cijena nafte na svjetskom tržištu. Zbog toga ispred *loil* stavljamo aktivacijsku/deaktivacijsku *dummy* varijablu (koja u razdoblju prije 2001. godine ima vrijednost 0, a nakon toga 1), kreirajući time varijablu *loil_pomak*.

5. Empirijska analiza inflacijskog procesa u Hrvatskoj

VAR analiza široko je prihvaćena kao alat za analiziranje dinamike inflacije. Lako se primjenjuje i ne zahtijeva nikakve *a priori* pretpostavke vezane za egzogenost varijabli u modelu. Kada su podaci $I(1)$, VAR se najčešće procjenjuje u prvoj diferenciji. Treba naglasiti da procjena y_t putem VAR-a u prvim diferencijama nije prikladna ako y_t može biti prikazan modelom korekcije grešaka. Ako su promatrane varijable kointegrirane, moramo uključiti izraz korekcije grešaka kako bismo dopustili proces prilagodbe. Izostavljanje izraza Πy_{t-j} , koji označava prilagodbu u dugom roku, vodi standardnom problemu izostavljenih varijabli (engl. *omitted variable bias*) (Hess i Schweitzer, 2000). Dakle, istraživanja koja se koriste VAR-om u situaciji kada postoji kointegracija među varijablama u modelu zapravo su pogrešno specificirana. To je ujedno i razlog zašto najprije testiramo postoji li kointegracija, a kasnije se koristimo kointegracijom kao osnovnim empirijskim alatom u našem istraživanju. Kointegracijom se koristimo i radi ispitivanja postojanja dugoročnih veza među varijablama u našem modelu. Važno je obilježje te metode upravo njezina sposobnost da ustanovi dugoročne odnose.

Naš uzorak počinje u lipnju 1994. (koristimo se mjesečnim podacima), tj. u razdoblju nakon strukturnog prekida (Stabilizacijski program iz listopada 1993. godine). Lipanj 1994. izabran je zbog nekoliko razloga: inflacija u Hrvatskoj postala je stabilnija nakon tog mjeseca, službeni podaci o monetarnim agregatima počinju upravo u lipnju 1994. i, na kraju, u istraživanje smo željeli uključiti što više opservacija. Dakle, u našoj se analizi koristimo uzorkom od 1994:6 do 2006:6.

Može se očekivati da mjesečni podaci sadržavaju neku vrstu sezonskih varijacija (zbog turističke sezone, božićne kupnje, sezone žetve itd.). Neki se autori (v. npr. Masso i Staehr, 2005; Enders, 2003:196; Lutkepohl i sur., 2004) koriste mjesečnim *dummy* varijablama kako bi uzeli u obzir sezonski utjecaj. Smatramo da taj pristup u našem istraživanju nije primjenjiv jer bismo u model trebali uključiti dodatnih 11 (od ukupno 12, među kojima je 12. referentna *dummy* varijabla) centriranih *dummy* varijabli, što bi smanjilo broj stupnjeva slobode. Naš uzorak nije dovoljno velik za tu opciju, jer bi to značilo gubitak cijele jedne godine promatranja. Zbog toga smo podatke desezonirali.⁴

⁴ Desezoniranje ima i negativnih obilježja. Kao što ističu Lutkepohl i sur. (2004:151), sezonska je prilagodba proces koji se primjenjuje na univarijantne serije te može poremetiti odnos među varijablama u multivarijantnoj analizi. Harris i Sollis (2003) primjećuju da filtri koji služe za prilagodbu sezonskim obrascima često iskrljavaju temeljna obilježja podataka.

Prvi je korak testiranje jediničnih korijena. Koristimo se Dickey-Fuller Generalised Least Squares (DF-GLS) procedurom (primijenjenom u Stati 9). DF-GLS test, koji su predložili Elliot i sur. (1996), izvršava modificirani Dickey-Fuller *t*-test. Taj test ima znatno veću snagu nego prethodne verzije proširenog Dickey-Fullerova testa (StataCorp, 2004). Zaključci testa Dickey-Fuller, premda slični, nisu toliko jaki kao rezultati DF-GLS testa. DF-GLS prijavljuje rezultate triju različitih kriterija koji se primjenjuju za izbor broja vremenskih pomaka, a to su Ng-Perron, Schwartz kriterij (SC) i Modified Akaike informacijski kriterij (MAIC). Katkad se rezultati tih triju kriterija razlikuju. U tom se slučaju pri zaključivanju o stacionarnosti pojedine varijable treba poslužiti vlastitom prosudbom. Testiramo svaku (sezonski prilagođenu) varijablu s logaritmom i bez njega, uz uključeni trend. Rezultati su dani u tablici 1.

Tablica 1. DF-GLS test jediničnih korijena

	Varijabla	Kriterij		
		Ng-Perron	SC	MAIC
Cpi	<i>br. vremenskih pomaka</i>	12	12	12
	<i>t</i> -statistika	1,982	1,982	1,982
Lcpi	<i>br. vremenskih pomaka</i>	12	12	12
	<i>t</i> -statistika	1,421	1,421	1,421
W	<i>br. vremenskih pomaka</i>	12	2	12
	<i>t</i> -statistika	0,673	0,927	0,673
Lw	<i>br. vremenskih pomaka</i>	12	3	7
	<i>t</i> -statistika	0,622	0,288	0,233
M1	<i>br. vremenskih pomaka</i>	12	1	6
	<i>t</i> -statistika	1,661	0,674	0,972
Lm1	<i>br. vremenskih pomaka</i>	12	1	1
	<i>t</i> -statistika	2,552*	1,276	1,276
Er	<i>br. vremenskih pomaka</i>	7	1	7
	<i>t</i> -statistika	1,586	2,041	1,586
Ler	<i>br. vremenskih pomaka</i>	12	1	1
	<i>t</i> -statistika	2,189	2,028	2,028
Prod	<i>br. vremenskih pomaka</i>	11	2	11
	<i>t</i> -statistika	1,506	3,866***	1,506
Lprod	<i>br. vremenskih pomaka</i>	8	2	9
	<i>t</i> -statistika	0,382	1,514	0,549

***, ** i * označavaju signifikantnost na razini 1, 5 i 10%.

Izvor: izračun autorice

Rezultati DF-GLS testa pokazuju kako ne možemo odbaciti nultu hipotezu o postojanju jediničnog korijena za većinu varijabli. Iznimka su logaritam novčane ponude, za koju prema Ng-Perron kriteriju pri 10% signifikantnosti možemo odbaciti nultu hipotezu, te produktivnost, za koju prema Schwartz kriteriju pri 10% signifikantnosti možemo odbaciti nultu hipotezu.

Kako bismo potvrdili da su varijable u našem modelu zaista I(1), testiramo njihove prve diferencije. Rezultati (koje ne prijavljujemo) pokazuju da su diferencije I(0); dakle, varijable bez diferencija jesu I(1). Nema dovoljno dokaza za prihvaćanje dvaju jediničnih korijena za ijednu od varijabli. Nadalje, vremenski je obuhvat za identifikaciju dvaju korijena prekratak. Uz to treba istaknuti kako su posljedice prekomjernog diferenciranja jednako ozbiljne kao i one nedovoljnog diferenciranja. Zbog toga smo neskloni prihvatiti bilo koji drugi zaključak osim onoga da postoji jedan jedinični korijen (Harris i Sollis, 2003). U analizi koja slijedi koristimo se logaritmiranim varijablama.

Još jedno praktično pitanje na koje treba odgovoriti prije testiranja kointegracijskog ranga jest određivanje broja vremenskih pomaka. Broj pomaka koje sugeriraju informacijski kriteriji dan je u tablici 2. (3. stupac), zajedno s rezultatima kointegracijskog ranga (stupci 4. i 5). Testiramo rang kada je produktivnost uključena, odnosno isključena iz modela. Razlog je to što plaće mogu, kao što je već spomenuto, dvojako utjecati na inflaciju. Na strani ponude utječu na inflaciju samo ako rastu brže od porasta produktivnosti. Tada je važno u model uključiti produktivnost. Na strani potražnje, pak, plaće utječu na inflaciju povećanjem kupovne moći, pa uključivanje produktivnosti nije ključno za inflaciju. Ni teorijski model koji smo već prije predstavili ne obuhvaća produktivnost. Rezultati su dani u tablici 2.

Tablica 2. Testiranje kointegracijskog ranga

Endogene varijable	Deterministički izrazi ^a	Vremenski pomaci	Johansenov trace test ($H_0: r=r_0$)				Sugerirani broj kointegracijskih vektora		
			r_0	LR	pval	90%, 95%, 99%			
1.	2.	3.	4.				5.		
lcp1, ler, lm1, lw, lprod	konstanta, trend	3	0	147,56	0,0000	84,27	88,55	96,97	2
			1	82,83	0,0004	60,00	63,66	70,91	
			2	41,14	0,0732	39,73	42,77	48,87	
			3	11,04	0,8683	23,32	25,73	30,67	
			4	3,11	0,8538	10,68	12,45	16,22	
lcp1, ler, lm1, lw	konstanta, trend	3	0	102,43	0,0000	60,00	63,66	70,91	1
			1	40,33	0,0877	39,73	42,77	48,87	
			2	10,49	0,8964	23,32	25,73	30,67	
			3	2,59	0,9077	10,68	12,45	16,22	

^a Testirali smo i kointegracijski rang nakon uključivanja dodatnih dummy varijabli koje se odnose na specifične događaje. Vrijednosti LR i p-vrijednosti vrlo se malo mijenjaju kada su te dodatne dummy varijable uključene, te osnovni zaključci ostaju nepromijenjeni.

Izvor: izračun autorice

Rezultati sugeriraju sljedeće: kada je produktivnost isključena, postoji jedan kointegracijski vektor, a kada je ona uključena, postoje dva kointegracijska vektora. Iako se koristimo mjesečnim podacima, shvaćamo da mogućnost kointegracijskog testa da pronade kointegraciju ovisi o odnosu ukupne duljine uzorka i duljine dugog roka, a ne o broju opservacija. Hakkio i Rush (1991) primjećuju da analize koje odbacuju postojanje kointegracije to čine uglavnom zbog male snage tih testova na malim uzorcima (bez obzira na

broj opservacija). Nasuprot tome, manjak snage testova ujedno znači da pronalaženje kointegracije, unatoč malom uzorku, rezultira snažnim zaključkom. Sljedeći korak u našoj analizi jest nalaženje adekvatnog modela pet varijabli koje nas zanimaju (*lcpi*, *ler*, *lm1*, *lprod*, *lw*).

U vektorskim modelima korekcije grešaka (VECM) Johansenov je pristup (*reduced rank maximum likelihood*) dominantna metoda procjene kointegracijskih parametara. Nasuprot tome, Bruggemann i sur. (2005) nalaze da Johansenov *Maximum Likelihood* (ML) procjenitelj treba biti pažljivo upotrijebljen u primijenjenim istraživanjima jer može proizročiti vrlo iskrivljene i nepouzdana procjene na malim uzorcima. Dodatni je problem to što model može proći sve dijagnostičke testove a da nam oni ne pomognu u uočavanju iskrivljenih procjena. Zbog navedenih razloga Bruggemann i sur. (2005) sugeriraju uporabu jednostavnoga *Generalised Least Squares* (GLS) procjenitelja, koji na malim uzorcima u određenim aspektima ima bolje performanse nego ML procjenitelj. Jednostavni GLS ne rezultira pronalaženjem atipičnih vrijednosti (engl. *outliers*), te je u svim ostalim aspektima vrlo sličan ML procjenitelju. Stoga mi VECM procjenjujemo uz kointegracijski rang 2, koristeći se dvama vremenskim pomacima te GLS procjeniteljem.⁵ Dodatno uključujemo determinističke varijable (*D1-D5*, *loil_pomak* i *D_PDV*), koje uzimaju u obzir određene specifične događaje što su se zbili u Hrvatskoj (v. u prethodnom tekstu), te trend ograničen na kointegracijsku relaciju. Model kojim se koristimo jest:

$$\Delta Y_t = v + \alpha [\beta' Y_{t-1} + \tau(t-1)] + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \phi D_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

gdje je Y_t ($m \times 1$) – vektor m različitih (endogenih) varijabli koje variraju kroz vrijeme, v – ($m \times 1$) vektor konstanti, α – ($m \times r$) matrica koeficijenata brzine prilagodbe, r – broj kointegracijskih vektora, β' – ($r \times m$) matrica kointegracijskih koeficijenata, Y_{t-1} – ($m \times 1$) vektor endogenih varijabli s jednim vremenskim pomakom, τ – ($r \times 1$) vektor koeficijenata vremenskog trenda ($t-1$), koji je veličine ($1 \times r$) i ograničen na kointegracijski vektor, Γ_i – ($m \times m$) matrica koeficijenata za svaki vremenski pomak (pri čemu je k broj vremenskih pomaka) pojedine endogene varijable, D – vektor egzogenih dummy varijabli, ϕ – matrica koeficijenata ispred tih varijabli, ε_t – ($m \times 1$) vektor white noise grešaka.

Redoslijed varijabli u modelu vrlo je važan jer normalizacija zahtijeva da prvi ($r \times r$)⁶ blok kointegracijske matrice bude jednak jediničnoj matrici. Time nećemo dobiti procjenu koeficijenata ni njihove t -vrijednosti za prve dvije varijable, pa kao prvu varijablu odlučujemo uvrstiti *lcpi*, jer je to varijabla koja nas najviše zanima. Druga je varijabla *lprod*. Naime, rezultati bivarijantne kointegracije (koji nisu ovdje prijavljeni) pokazuju da je produktivnost potencijalno kointegrirana sa svim ostalim varijablama. Testirali smo i različite redoslijede varijabli (uvijek koristeći *lcpi* kao prvu varijablu). Uočili smo da je produktivnost u prvom kointegracijskom vektoru statistički nesigifikantna, te da ima vrlo

⁵ Ipak treba naglasiti da naši rezultati nisu robusni na promjenu empirijske metodologije. Da smo se za takvu vrstu analize koristili dominantnom empirijskom strategijom, Johansenovim ML procjeniteljem, rezultati bi bili drugačiji, kako po predznaku, tako i po veličini koeficijenata i njihovoj signifikantnosti. Bruggemann i sur. (2005) također nalaze da su njihovi rezultati dobiveni ML i GLS procjeniteljem drastično različiti. Upravo zbog kritika Johansenova pristupa kada su posrijedi mali uzorci, odlučili smo prezentirati smislenije GLS rezultate.

⁶ r je rang matrice, tj. broj kointegracijskih vektora.

mali koeficijent. To znači da ne gubimo mnogo ako u prvom kointegracijskom vektoru ne dobijemo procijenjeni koeficijent na toj varijabli. Dvije kointegracijske relacije koje dobijemo koristeći se GLS procjeniteljem jesu⁷:

$$\begin{aligned} lcp_i &= 0,139 lw_i - 0,315 ler_i + 0,002 t + ec_{1,t} \\ &\quad (4,755) \quad (-4,960) \quad (6,473) \\ lprod_i &= 0,297 lw_i + 0,216 lm1_i + 0,001 t + ec_{2,t} \\ &\quad (8,651) \quad (7,852) \quad (2,789) \end{aligned} \quad (4)$$

gdje su procijenjene t -statistike dane u zagradama, a ec_t označava odstupanja od procijenjene kointegracijske relacije. Koeficijent uz $lm1$ u prvom kointegracijskom vektoru, kao i ler u drugom kointegracijskom vektoru pri konvencionalnim razinama signifikantnosti nisu bili signifikantno različiti od nule, pa smo ih isključili iz jednadžbe. Rezultati upućuju na postojanje dvaju ravnotežnih odnosa u dugom roku. U prvom kointegracijskom vektoru lcp_i je pozitivno koreliran s plaćama, a negativno s tečajem. U drugomu kointegracijskom vektoru produktivnost je pozitivno korelirana s plaćama i novčanom ponudom. U oba su slučaja predznaci u skladu s očekivanjima. Naime, kako je već navedeno, porast plaća povećava inflaciju ili povećanjem troškova proizvodnje, ili povećanjem kupovne moći i povećanjem agregatne potražnje. U našem modelu porast plaća od 1% (*ceteris paribus*) vodi porastu razine cijena za 0,139%. Porast tečaja (indirektna kotacija) znači aprecijaciju valute, što negativno utječe na cijene. Preciznije, deprecijacija kune za 1% (*ceteris paribus*) vodi porastu cijena od 0,315%. Kad je riječ o drugom kointegracijskom vektoru, plaće pozitivno utječu na produktivnost. To možemo objasniti uz pomoć nadnica efikasnosti, pri čemu porast plaća povećava motivaciju radnika, destimulira “zabušavanje” i potiče na više truda. Porast plaća za 1% donosi porast produktivnosti od 0,297%, *ceteris paribus*. Na kraju, novčana masa može pozitivno utjecati na produktivnost ako njezin porast vodi povećanoj agregatnoj potražnji i outputu. U drugomu kointegracijskom vektoru porast novca (M1) od 1% vodi, *ceteris paribus* porastu produktivnosti od 0,216%. Signifikantni linearni trend u obje jednadžbe aproksimira tehnološki napredak ili utjecaj restrukturiranja gospodarstva prema produktivnijim sektorima.

U sljedećem koraku analizirat ćemo koeficijente brzine prilagodbe, tj. koeficijente na kointegracijskim vektorima. Njima se mjeri stopa po kojoj se svaka endogena varijabla prilagođuje (po razdoblju) kako bi se ispravila kratkotrajna neravnoteža u kointegracijskom vektoru. U tablici 3. navedeni su koeficijenti prilagodbe, zajedno s odgovarajućim t -statistikama. Radi uštede prostora, ne prikazujemo svih pet modela korekcije grešaka, nego samo koeficijente prilagodbe. Prvo što se može uočiti jest da prvi kointegracijski vektor ulazi u sve jednadžbe osim u drugu, dok drugi kointegracijski vektor ulazi u jednadžbu produktivnosti, tečaja i novčane mase.

Koeficijent prilagodbe u prvoj jednadžbi (u kojoj je lcp_i zavisna varijabla) prilično je visok (-0,329). To znači da će, ako je razina cijena (lcp_i) kratkoročno iznad/ispod svoje dugoročne ravnoteže, inflacija padati/rasti približno 33% mjesečno dok se ponovno ne uspostavi ravnoteža. To implicira da je potrebno samo šest do sedam mjeseci kako bi se ostvarilo 90% prilagodbe. Koeficijent prilagodbe u ECM-u s plaćama kao zavisnom va-

⁷ Svi su izračuni iz programa JMulTi.

rijablom sugerira da će, ako je razina cijena (*lpci*) kratkoročno iznad ravnoteže razine, plaće rasti na način da se svaki mjesec ostvari 36% prilagodbe kako bi se vratila ravnoteža. Koeficijent prilagodbe u ECM-u u kojemu je postotna promjena tečaja zavisna varijabla (indirektna kotacija) iznosi -0,049. To znači da će se, ako je razina cijena kratkoročno iznad/ispod svoje dugoročne ravnoteže, prilagodba prema ravnotežnom stanju postići smanjenjem/povećanjem tečaja (deprecijacijom/aprecijacijom valute). Ta će se prilagodba ostvariti po stopi od, približno, 5% mjesečno. Trebale bi proći tri i pol godine kako bi se ostvarilo 90% prilagodbe. Naposljetku, kada je rast *lm1* zavisna varijabla, koeficijent prilagodbe u ECM-u je -0,093, tj. ako je razina cijena u prošlosti bila iznad svoje dugoročne ravnoteže, novčana će se ponuda prilagoditi za 9% svaki mjesec kako bi se vratila ravnoteža. Taj rezultat nije u skladu s očekivanjima, ali s obzirom na to da nije visoko signifikantan (samo pri 10%), ne pripisujemo mu veliku važnost. Treba naglasiti da smo pri opisivaju prilagodbi prema ravnoteži pretpostavljali da istodobno nema promjena u drugim varijablama. Kad je riječ o koeficijentima prilagodbe u drugom kointegracijskom vektoru, broj -0,712 sugerira da će, ako je razina produktivnosti iznad ravnotežne razine, produktivnost padati kako bi se vratila u ravnotežu unutar tri mjeseca (tj. približno 71% svaki mjesec). Koeficijent prilagodbe u ECM-u, s postotnom promjenom tečaja kao zavisnom varijablom, sugerira da će, ako je razina produktivnosti iznad ravnotežne razine, tečaj padati tako da se svaki mjesec ostvari 7,3% prilagodbe. Ako nema promjena ostalih varijabli, tečaju bi trebale dvije i pol godine za 90-postotnu prilagodbu. Najzad, koeficijent prilagodbe u ECM-u, s rastom *lm1* kao zavisnom varijablom, iznosi -0,144. Ako je u prošlosti produktivnost bila iznad ravnotežne razine, novčana će se ponuda svaki mjesec prilagoditi za 14% kako bi se ponovno uspostavila ravnoteža. Kao i prije, to nije u skladu s očekivanjima, ali s obzirom na to da je signifikantan samo pri 10%, tom rezultatu ne pridajemo veliku važnost.

Tablica 3. Koeficijenti prilagodbe i pripadajuće *t*-statistike (iz modela korekcije grešaka)

Kointegracijski vektor	Zavisna varijabla u modelu korekcije grešaka (ECM)				
	<i>lpci</i>	<i>lprod</i>	<i>lw</i>	<i>ler</i>	<i>lm1</i>
KV1	-0,329*** (-6,510)		0,356*** (3,348)	-0,049*** (-2,749)	-0,093* (-1,756)
KV2		-0,712*** (-5,943)		-0,073*** (-2,737)	-0,144* (-1,800)

***, ** i * označavaju signifikantnost na razini 1, 5 i 10%.

Izvor: izračun autorice

Na kraju, u svakoj jednadžbi korekcije grešaka većina kratkoročnih determinanti nije signifikantna, pa ih ne komentiramo za svaku jednadžbu pojedinačno. Istaknut ćemo samo da je u jednadžbi inflacije, koja nas najviše i zanima, prvi vremenski pomak signifikantan, što upućuje na postojanje inflacijske inercije. Nijedna od ostalih endogenih varijabli (plaće, tečaj i novčana ponuda) nije signifikantna kao kratkoročna determinanta inflacije

u promatranome modelu. Od determinističkih varijabli, D_PDV je signifikantna i pozitivna, što znači da je uvođenje PDV-a pozitivno utjecalo na inflaciju (premda je, kao što smo već istaknuli, indeks cijena koji se u Hrvatskoj primjenjivao za izračun inflacije prije 1998. bio RPI, a nakon toga CPI, te je moguće da je taj koeficijent zapravo signifikantan zbog promjene mjere inflacije, a ne zbog uvođenja PDV-a, s obzirom na to da su se obje promjene dogodile istodobno). Među kratkoročnim determinantama *loil_pomak* također je signifikantna varijabla. Taj rezultat pokazuje da su cijene nafte također pozitivno utjecale na inflaciju u Hrvatskoj nakon 2001. godine, kada su počele pratiti kretanje cijena na svjetskom tržištu.

6. Provjere robusnosti

Kako ni teorija ni empirijski radovi ne daju jasan odgovor na pitanje koje varijable trebaju biti uključene u regresiju i na koji način, provest ćemo određene provjere robusnosti.

Neki autori (Payne, 2002., Botrić i Cota, 2006) kao mjerom rasta novca koriste se najšire definiranim agregatom M4, umjesto M1. Stoga i mi ponavljamo cijelu već opisanu proceduru, koristeći se ovaj put s *lm4* (logaritmom M4) kao jednom od endogenih varijabli. Prvi se kointegracijski vektor nakon te promjene značajno ne mijenja jer je i *lm4*, kao i *lm1* prije, statistički nesignifikantan, te stoga isključen iz regresije. Koeficijenti i *t*-statistike na ostale dvije varijable u prvom kointegracijskom vektoru (plaće i tečaj) vrlo su slični onima kada je primijenjen *lm1*. Do određenih promjena, međutim, dolazi u drugom kointegracijskom vektoru. Naime, sada je samo *lm4* signifikantan, dok su i plaće i tečaj pri konvencionalnim razinama signifikantnosti nesignifikantni. Koeficijenti prilagodbe pokazuju da drugi kointegracijski vektor, kao ni prije, ne ulazi u jednadžbu inflacije (koja nas najviše i zanima), ali ovaj put prvi kointegracijski vektor ulazi u jednadžbu produktivnosti.

Testiramo također ima li drugačiji pristup uvrštavanju cijena nafte u regresiju utjecaja na rezultate. Najprije uključujemo samo *loil*, bez aktivacijske/deaktivacijske *dummy* varijable ispred. To nema značajnog utjecaja na veličinu, predznake ni signifikantnost naših kointegracijskih vektora. Kao ni prije, drugi kointegracijski vektor i dalje ne ulazi u jednadžbu inflacije. Ovaj put, međutim, ne ulazi ni u jednadžbu novčane ponude. Kada je *loil_pomak* bio uključen, on je kao deterministička varijabla u svim jednadžbama bio signifikantan osim u onoj novčane ponude, dok je *loil* signifikantan samo u jednadžbama inflacije i produktivnosti. Postoje i dodatne razlike u vezi s kratkoročnim determinantama. Naime, *loil* sada negativno utječe na inflaciju, sugerirajući da porast cijena nafte snižava inflaciju. Taj rezultat nema smisla te vodi zaključku da je prikladan oblik uključivanja te varijable upravo na način da se *dummy* varijabla stavi ispred *loil*, kao što smo napravili u originalnomu modelu. Na taj način uzimamo u obzir činjenicu da su cijene nafte na hrvatskom tržištu počele pratiti svjetske cijene tek nakon 2001. godine. Naposljetku, uključimo li samo aktivacijsku/deaktivacijsku *dummy* varijablu (s početkom u 2001. godini) umjesto cijene nafte, nema značajnih razlika u rezultatima (u usporedbi s onima u jednadžbi 4).

7. Zaključak

Rezultati kointegracije i modela korekcije grešaka identificirali su neke moguće izvore hrvatske inflacije. Empirijska je analiza pokazala da je u post-stabilizacijskom razdoblju postojao dugoročni odnos između inflacije, tečaja i plaća, ali ne i novčane ponude. Porast plaća pozitivno utječe na inflaciju u dugom roku. Deprecijacija valute također je pridonijela inflaciji nakon lipnja 1994. Novac ne objašnjava hrvatsku inflaciju, što implicira da je monetarna politika bila usmjerena prema drugim ciljevima. To je konzistentno s endogenošću novčane ponude s obzirom na ciljanje tečaja, što znači da je novac određen razvojem na tržištu deviza.

Signifikantnost i važnost nominalnoga efektivnog tečaja kao važnog činitelja inflacijskog procesa u skladu je s rezultatima Brada i Kutana (2002) za Češku, Mađarsku i Poljsku; Haderija i sur. (1999) za Albaniju i Rossa (2000) za Sloveniju. Signifikantnost i važnost plaća kao determinante inflacije usporedive su s rezultatima Festić (2000) za Sloveniju. Kad je riječ o Hrvatskoj, naši su rezultati slični Payneovima (2002) jer svi nalazimo da su u promatranim razdobljima na inflaciju pozitivno utjecale plaće i deprecijacija valute. Razlika je to što Payne utvrđuje da inflacija nije signifikantna s vremenskim pomakom, dok naša analiza pokazuje da postoji inflacijska inercija. Botrić i Cota (2006) također ustanovljuju da je tečaj važna determinanta inflacije. Kao i mi, također nalaze da je važna i inflacijska inercija. No za razliku od nas, zaključuju da plaće kao determinanta inflacije u kasnijem razdoblju nisu bile toliko važne kao što su bile u prijašnjem (Payneovu) razdoblju. Taj rezultat pripisuju činjenici da su plaće bile važnije na početku 1990-ih, kada je njihova indeksacija često bila eksplicitno navedena u kolektivnom pregovaranju, nego u kasnijim godinama, kada plaće nisu imale toliko važnu ulogu. Naša analiza, pak, otkriva da su plaće još uvijek važan faktor u određivanju inflacije. Vizek i Broz (2007) također nalaze da je nominalni efektivni tečaj determinanta inflacije u dugom roku, zajedno s agregatnom maržom, viškom ponude novca i jazom BDP-a. Njihovi se rezultati razlikuju od naših po tome što, prvo, mi nalazimo teoretski točan predznak ispred varijable tečaja koji sugerira da deprecijacija valute povećava inflaciju, i drugo, za razliku od njih, mi nalazimo da novac nije važna determinanta inflacije. Posljednji se rezultat u našem uzorku ne mijenja, bez obzira na to koji smo monetarni agregat uključili, M1 ili M4. Nalaz da inflacija u Hrvatskoj nije izravno povezana s porastom monetarnih agregata u skladu je s rezultatima većine istraživanja o hrvatskoj inflaciji.

Vektorski model korekcije grešaka sugerira da je potrebno vrlo malo vremena (oko sedam mjeseci) da bi promjene inflacije vratile razinu cijena njihovoj dugoročnoj ravnotežnoj razini nakon što su privremeno bile u neravnoteži. Isto vrijedi i za plaće, *ceteris paribus*. Tečaju su potrebne otprilike tri i pol godine da vrati razinu cijena na ravnotežnu razinu. Na kratkoročnu dinamiku inflacije utječe inflacija iz prethodnog razdoblja, što sugerira da postoji inflacijska inercija. Ostale endogene varijable nemaju kratkoročni utjecaj na inflaciju. Što se tiče determinističkih varijabli, cijene nafte (nakon 2001) su se pokazale važnom determinantom inflacije u dugom roku.

I na kraju želimo naglasiti da je posljednja godina u našem uzorku 2006. Trenutačno se u cijelom svijetu događaju strukturne promjene koje mogu rezultirati lomom prethodno pronađenih dugoročnih odnosa. Dakle, bilo koje buduće istraživanje koje će u svom uzorku obuhvatiti te promjene vjerojatno će trebati uzeti u obzir strukturne prekidne. Literatura o temi kointegracije sa strukturnim prekidom posljednjih godina neprekidno raste,

nakon što su Johansen, Mosconi i Nielsen (2000) kointegracijsku analizu koju je razvio Johansen (1988, 1991) primijenili na slučaj kada postoji strukturni prekid u poznatoj vremenskoj točki (v. također Trenkler i sur., 2006; Trenkler, 2002). Tu vrstu analize ostavljamo za neko buduće istraživanje.

LITERATURA

Arratibel, O., Rodriguez-Palenzuela, D. and Thimann, C. 2002. "Inflation Dynamics and Dual Inflation in Accession Countries: A "New Keynesian" Perspective". *European Central Bank Working Paper*, No. 132.

Banerjee, A. [et al.], 1994. Co-integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data. *Oxford: Oxford University Press*.

Besimi, F. [et al.], 2006. "The Monetary Transmission Mechanism in Macedonia: Implications for Monetary Policy" [online]. *Institute for Environment and Sustainability Research Working Paper*, No. 2. Dostupno na: [<http://www.staffs.ac.uk/schools/sciences/geography/links/IESR/downloads/workingpaper2.pdf>].

Billmeier, A. and Bonato, L. 2004. "Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy in Croatia". *Journal of Comparative Economics*, 32 (3), 426-444.

Botrić, V. and Cota, B., 2006. "Sources of Inflation in Transition Economy: The Case of Croatia". *Ekonomski pregled*, 57 (12), 835-855.

Brada, J. and Kutun, A. 2002. "The End of Moderate Inflation in Three Transition Economies?". *William Davidson Working Paper*, No. 433.

Bruggemann, R. and Lutkepohl, H. 2005. "Practical Problems with Reduced-Rank ML Estimators for Cointegration Parameters and a Simple Alternative". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67 (5), 673-690.

Bruno, M., 1993. Crises, Stabilisation and Economic Reform: Therapy by Consensus. *Oxford: Clarendon Press*.

Chionis, D., Giannias, D. and Liargovas, P., 2002. "High Inflation Episodes in Transition Economies: Some Recent Evidence" [online]. Dostupno na: [<http://www.eefs.org/Conf/May2002/Papers/Liargovas.PDF>].

Dibooglu, S. and Kutun, A., 2005. "Sources of Inflation and Output Movements in Poland and Hungary: Policy Implications for Accession to the Economic and Monetary Union". *Journal of Macroeconomics*, 27 (1), 107-131.

Domac, I. and Elbirt, C., 1998. "The Main Determinants of Inflation in Albania". *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 1930

Elliot, G., Rothenberg, T. and Stock, J., 1996. "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root". *Econometrica*, 64, 813-836.

Enders, W., 2003. Applied Econometric Time Series. *New York: Wiley*.

Feige, E., 2003. "The Dynamics of Currency Substitution, Asset Substitution and De facto Dollarization and Euroization in Transition Countries" [online]. *Macroeconomics*

0305003, EconWPA. Dostupno na: [<http://129.3.20.41/eps/mac/papers/0302/0302005.pdf>].

Festić, M., 2000. “Are Wages an Important Determinant of Inflation in Slovenia?”. *Eastern European Economics*, 38 (5), 36-59.

Funda, J., Lukinić, G. and Ljubaj, I., 2007. “Assessment of the Balassa-Samuelson Effect in Croatia”. *Financial Theory and Practice*, 31 (4), 321-351.

Golinelli, R., and Orsi, R., 2001. Modelling Inflation in EU Accession Countries: The Case of the Czech Republic, Hungary and Poland [online]. Dostupno na: [http://www.ezoneplus.org/archiv/ezoneplus_wp_nine.pdf].

Haderi, S. [et al.], 1999. “Inflation and Stabilisation in Albania”. *Post-Communist Economies*, 11 (1), 127-141.

Hakkio, C. and Rush, M., 1991. “Cointegration: How Short is the Long Run?”. *Journal of International Money and Finance*, 10, 571-581.

Harris, R. and Sollis, R., 2003. Applied Time Series Modelling and Forecasting. Chichester: Wiley.

Hendry, D., 1995. Dynamic Econometrics. Oxford: Oxford University Press.

Hess, G. and Schweitzer, M., 2000. “Does Wage Inflation Cause Price Inflation?”. *Federal Reserve Bank of Cleveland Policy Discussion Paper*, No. 10.

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

Johansen, S., 1991. “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models”. *Econometrica*, 59, 1551-1580.

Johansen, S., Mosconi, R. and Nielsen, B., 2000. “Cointegration Analysis in the Presence of Structural Breaks in the Deterministic Trend”. *Econometrics Journal*, 3, 216-249

Kamin, S., Turner, P. and Van’t Dak, P., 1998. “The Transmission Mechanism of Monetary Policy in Emerging Market Economies: an Overview”. *BIS Policy Papers*, (3), 5-65.

Kim, B-Y., 2001. “Determinants of Inflation in Poland: A Structural Cointegration Approach”. *BOFIT Discussion Paper*, No. 16.

Kraft, E., 2003. “Monetary Policy under Dollarisation: the Case of Croatia”. *Comparative Economic Studies*, 45, 256-277.

Lutkepohl, H. and Kratzig, M., 2004. Applied Time Series Econometrics. Cambridge: Cambridge University Press.

Maliszewski, W., 2003. “Modelling Inflation in Georgia”. *IMF Working Paper*, No. 212.

Masso, J. and Staehr, K., 2005. “Inflation Dynamics and Nominal Adjustment in the Baltic States” [online]. Dostupno na: [<http://www.mtk.ut.ee/orb.aw/class=file/action=preview/id=71200/febawb35.pdf>].

Mohanty, M. and Klau, M., 2001. “What Determines Inflation in Emerging Market Economies”. *BIS Papers*, No. 8.

Nikolic, M., 2000. “Money Growth-Inflation Relationship in Postcommunist Russia”, *Journal of Comparative Economics*, Vol. 28, No.1, pp. 108-133

Payne, J., 2002. “Inflationary Dynamics of a Transition Economy: The Croatian Experience”. *Croatian Economic Survey*, (5), 155-169.

Pujol, T. and Griffiths, M., 1998. “Moderate Inflation in Poland: A Real Story” in C. Cottarelli and G. Szapary, eds. *Moderate Inflation: The Experience for Transition Economies*. Washington, DC: International Monetary Fund: National Bank of Hungary.

Ross, K., 2000. “Post Stabilisation Inflation Dynamics in Slovenia”. *Applied Economics*, 2 (2), 135-149.

Silverstovs, B. and Bilan, O., 2005. “Modelling Inflation Dynamics in Transition Economies: The Case of Ukraine”. *DIW Berlin Discussion Paper*, No. 476.

StataCorp, 2004. *Stata Time-Series Reference Manual: Release 8, Second Edition*. College Station, TX: StataCorp LP.

Trenkler, C., 2002. “The Effects of Ignoring Level Shifts on Systems Cointegration Tests”. *SFB 373 Discussion Paper*, No. 68.

Trenkler, C., Saikkonen, P. and Lutkepohl, H., 2006. “Break Date Estimation for VAR Processes with Level Shift with an Application to Cointegration Testing”. *Econometric Theory*, 22 (1), 15-68.

Vizek, M. and Broz, T., 2007. “Modelling Inflation in Croatia”. *The Institute of Economics Zagreb Working paper*, No. 0703.

Vostroknutova, E., 2003. “Polish Stabilisation: What Can We Learn from the I(2) Cointegration Analysis?”. *European University Institute Working Paper*, ECO2003/06.

Lena Malešević Perović **Cointegration Approach to Analysing Inflation in Croatia**

Abstract

The aim of this paper is to analyse the determinants of inflation in Croatia in the period 1994:6-2006:6. We use a cointegration approach and find that increases in wages positively influence inflation in the long-run. Furthermore, in the period from June 1994 onward, the depreciation of the currency also contributed to inflation. Money does not explain Croatian inflation. This irrelevance of the money supply is consistent with its endogeneity to exchange rate targeting, whereby the money supply is determined by developments in the foreign exchange market. The value of inflation in the previous period is also found to be significant, thus indicating some inflation inertia.

Key words: inflation, Croatia, cointegration