

Sandra Krtalić\*  
Manuel Benazić\*\*

UDK 338.51:665.6(497.5)  
JEL Klasifikacija E30, Q38  
Prethodno priopćenje

## UTJECAJ PROMJENE CIJENE NAFTE NA GOSPODARSKU AKTIVNOST U REPUBLICI HRVATSKOJ

*Dugoročno gledano inflacija uvijek više ili manje postoji u svim zemljama u svijetu neovisno jesu li one razvijene ili nerazvijene. U određenim vremenskim razdobljima (1973/74., 1978/79., 1990/91., 1999., 2007.-2009.) određeni veći ili manji (značajan) utjecaj na pojavu inflacije jednako kao i negativan utjecaj na gospodarsku aktivnost i na ekonomski rast, imale su fluktuacije cijena nafte koje su dovodile do rastuće inflacije, zbog rasta kojih je dolazilo do usporavanja ili smanjenja gospodarskoga rasta.*

*Pitanje je kakve posljedice trend kretanja cijena nafte na svjetskom tržištu ima na gospodarsku aktivnost pojedinih gospodarstava u određenome vremenu. Cilj je ovoga rada ustanoviti veze među povećanjem svjetske cijene i domaćih maloprodajnih cijena tekućih goriva i maziva, i inflacije u Republici Hrvatskoj te kako se učinak povećanja cijene nafte odražava na malo i otvoreno gospodarstvo poput Republike Hrvatske, koja gotovo da i nema značajnih naftnih izvora. Da bi se analizirali navedeni učinci u radu se koristilo VAR modelom.*

*Zaključci rada pokazuju kako porast cijene nafte ima negativan učinak na gospodarsku aktivnost, a pozitivan učinak na cijene.*

*Ključne riječi: inflacija, cijena nafte, maloprodajne cijene goriva i maziva, industrijska proizvodnja, gospodarski rast, Hrvatska, VAR model*

---

\* S. Krtalić, dr. sc., izvanredni profesor, Sveučilište Jurja Dobrile u Puli, Odjel za ekonomiju i turizam "Dr. Mijo Mirković" (e-mail: skrtalic@efpu.hr)

\*\* Manuel Benazić, dr. sc., viši asistent, Sveučilište Jurja Dobrile u Puli, Odjel za ekonomiju i turizam "Dr. Mijo Mirković" (e-mail: mbenaz@efpu.hr)

Prvobitna verzija članka primljena u uredništvo 25. 9. 2008., a definitivna 30. 11. 2009.

## 1. UVOD

Ekonomije stalno prolaze kroz cikluse recesije i ekspanzije, a glavna je briga nositelja ekonomske politike stabilno gospodarstvo i potreba da se prilagodi agregatna potražnja. Nacionalno je gospodarstvo iznimno dinamičan i živ organizam u kojem se svakodnevno odvijaju brojne promjene, a jedna od nepoželjnih posljedica neravnoteže nacionalnoga gospodarstva jest upravo inflacija. Definirati inflaciju iznimno je složena zadaća, jednako kao i odrediti uzroke, „poželjan“ intenzitet - tj. posljedice koje izaziva u nacionalnom (i svjetskom) gospodarstvu. Inflacija kao kompleksan dinamički proces rezultat je brojnih čimbenika: neekomske raspodjele dohotka, visokoga povećanja cijena uvoznih proizvoda, rasta komponenti potražnje izvan okvira realnih mogućnosti, niskih stopa štednje/akumulacije, ekspanzije novčane mase i/ili bankarskih kredita, niske stope proizvodnosti, deficita platne bilance i globalnih i strukturnih asimetrija odnosa troškova, dohodaka i cijena.

Možemo reći da je inflacija kao globalni problem svojevrsna (pritajena) prijetnja svjetskoj ekonomiji, jer rastom inflacije dolazi istovremeno i do usporavanja tj. smanjenja gospodarskoga rasta. Visoka i promjenljiva stopa inflacije ugrožava cjenovna očekivanja i pridonosi neiskorištenosti resursa, negativno utječe na distribuciju dohotka i na životni standard građana. U godini 2007. i dobrim dijelom u godini 2008. dolazi do znakovitoga povećanja cijena nafte, a time i do povećanja domaćih cijena u SAD, u EU i u Republici Hrvatskoj. U tim je godinama zabilježeno značajno povećanje cijena i jačanje inflacije, a za to je ponajviše bilo „krivo“ upravo povećanje cijena nafte na svjetskome tržištu, koje je sa sobom povuklo i povećanje cijena energenata, prehrambenih proizvoda i prijevoza (EUROSTAT, CPI USA, 2008.).

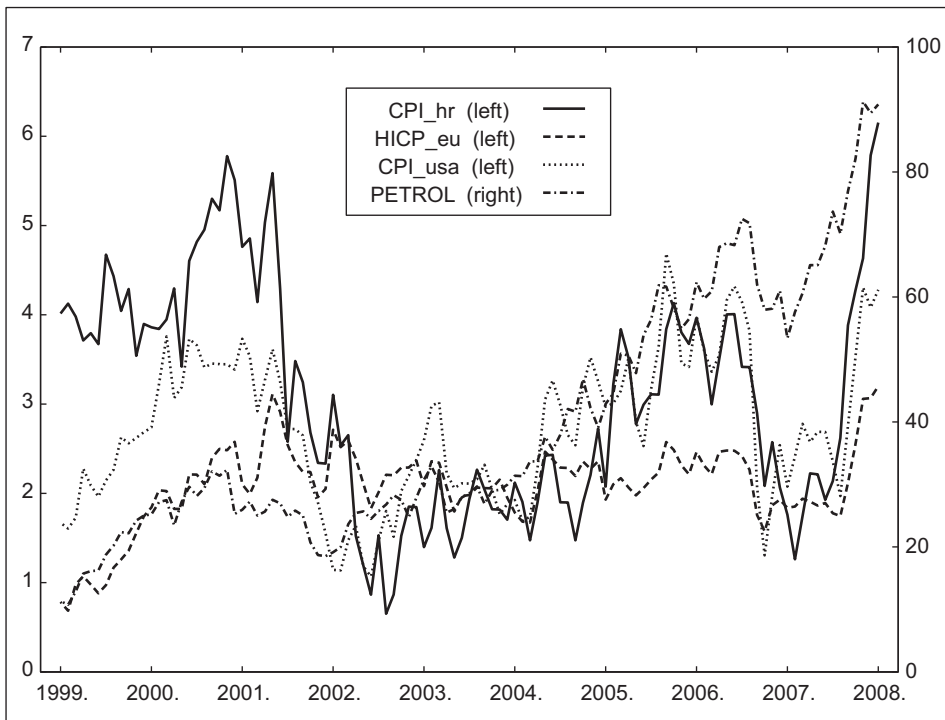
Fluktuacije cijena nafte oduvijek su imale određeni veći ili manji utjecaj na pojavu inflacije i na (globalni) ekonomski rast. Nakon naftne krize iz razdoblja 1973.-1974., veća je pažnja posvećena upravo povezanosti među cijenama nafte i ekonomskom aktivnošću. Fluktuacije u kretanju cijena nafte u određenome vremenskome razdoblju nisu značajno utjecale na kretanje (opće razine cijena) inflacije. Cijena nafte kao sirovine vezana je i ugrađena u domaće cijene, pa stoga može i te kako značajno utjecati na cijene i na proizvodnju. Brojni su uzroci cjenovnoga šoka nafte (npr. Zaljevski rat iz 1991. ili onaj u Iraku iz godine 2003.) koji vode do pada povjerenja potrošača i investicija tj. gospodarskog rasta u konačnici. Pozadinski razlozi cjenovnog šoka nafte mogu dovesti do šoka na strani potražnje, ili točnije više cijene nafte mogu dovesti do makroekonomskih postavki s nižim rastom BDP, višim realnim kamatnim stopama i s višom inflacijom, što u konačnici može izazvati stanje stagflacije - poput one iz sedamdesetih godina 20. stoljeća. (Autekeren, 2003.; Hamilton, 1996.). Empirijska razmatranja o tome

kako je povećanje cijene nafte prethodilo većini recesija u SAD, bile su značajan poticaj istraživanjima iz toga područja. Većina se istraživanja usredotočila na učinke viših cijena nafte na gospodarstvo SAD, a istraživanja različitih autora pokazala su da cijena nafte ima stalni utjecaj na inflaciju, i kratkoročan i asimetričan utjecaj na stope rasta proizvodnje, na nezaposlenost, a pritom se izazvani šokovi uzrokovani povećanjem cijena nafte među zemljama značajno razlikuju (Phelps, 1994.; Huntington, 1998.; Abel, Bernanke, 2001.; Atukeren, 2003.).

Iz slijedećega je grafikona moguće primijetiti iznimnu povezanost u kretanju stope inflacije među Republikom Hrvatskom i SAD-om, osobito u razdoblju

*Slika 1.*

**KRETANJE INDEKSA POTROŠAČKIH CIJENA U RH (CPI),  
HARMONIZIRANOG INDEKSA POTROŠAČKIH CIJENA U EU (HICP),  
INDEKSA POTROŠAČKIH CIJENA U SAD (CPI) (U%, LIJEVO)  
I SVJETSKE PROSJEČNE CIJENE SIROVE NAFTE (PETROL)  
(USD/BAREL, DESNO)**



Izvor: International financial statistics (IFS)

nakon godine 2002.. Za razliku od SAD, Europska je zajednica (EU) iskusila prilično dugotrajno razdoblje visokih stopa inflacije. Stopa inflacije u EU značajno je smanjena u tijeku osamdesetih u odnosu na sedamdesete godine 20. stoljeća, a na kraju devedesetih prosječna je stopa inflacije iznosila 1,2%, u posljednjim se promatranim godinama nazire lagani trend povećanja inflacije u EU. Isto se tako može primijetiti da je u promatranome razdoblju stopa inflacije u Europskoj Uniji u usporedbi s SAD i s Republikom Hrvatskom bila znatno stabilnija pa je inflacija u Republici Hrvatskoj znatno volatilnija u usporedbi s Europskom Unijom i SAD. Tu je volatilnost moguće značajnije uočiti na kraju godine 2007., kada je povećanje cijena u Republici Hrvatskoj bilo znatno više u usporedbi s Europskom Unijom i SAD, a bilo je potaknuto povećanjem cijena nafte.

U nastavku rada slijedi pregled dosadašnjih empirijskih istraživanja utjecaja cijena energenata (uključivši naftu) na gospodarsku aktivnost za različite zemlje i ocijenjen je ekonometrijski VAR model, tj. provedena je empirijska analiza kojom se ispituje učinak promjena cijena nafte na razinu cijena i na gospodarsku aktivnost u Republici Hrvatskoj.

## 2. PREGLED LITERATURE I DOSADAŠNJIH ISTRAŽIVANJA

Prema izvješću Međunarodnog monetarnog fonda (WEO, 2000) moguće je vidjeti da porast cijene nafte utječe na gospodarstvo putem više kanala:<sup>1</sup>

- Povećanje cijene nafte vodit će preraspodjeli dohotka od potrošača nafte prema proizvođačima nafte
- Povećanje cijene nafte vodit će porastu troškova proizvodnje dobara i usluga zbog porasta relativnih cijena energenata
- Povećanje cijene nafte utjecat će na razinu cijena i na stopu inflacije
- Povećanje cijene nafte utjecat će izravno ili neizravno na financijska tržišta
- Povećanje cijene nafte poticat će dobavljače energenata na porast proizvodnje i investicija.

Iako bi se potpuni uvid u učinke promjene cijene nafte na hrvatsko gospodarstvo dobio analiziranjem svih navedenih kanala, u ovoj analizi ćemo se ograničiti samo na učinak promjena cijene nafte na razinu cijena i na gospodarsku aktivnost u Republici Hrvatskoj. No, prije nego što počnemo s ekonometrijskom

---

<sup>1</sup> Dodatni prikaz prijenosa cijena nafte na gospodarstvo moguće je pronaći u izvješću Škotske kraljevske banke (RBS – The Royal Bank of Scotland, 2004.).

analizom navedenih učinaka, u nastavku slijedi kratak pregled dosadašnjih inozemnih i domaćih istraživanja. Temeljitim pregledom radova o utjecaju cijena energenata na ukupnu gospodarsku aktivnost uočili su Brown i Yücel (2002.) negativnu vezu povećanja cijene nafte i domaćega proizvoda uz pomalo nejasne kanale prijenosa cijena nafte na gospodarsku aktivnost. Važan pregled dosadašnjih empirijskih istraživanja utjecaja cijena energenata (uključujući naftu) na ukupnu privrednu aktivnost dao je i Cota (2007.). Od inozemnih istraživanja spominjemo Cuñada i Garcíu (2002.) koji analiziraju učinak promjene cijene nafte na inflaciju i na industrijsku proizvodnju za veći broj europskih zemalja, koristeći se kointegracijskim testovima, bivarijantnim Grangerovim testovima uzročnosti i trivarijantnim VAR modelom. Kointegracijskim testovima ne pronalaze dugoročnu vezu među cijenom nafte i gospodarskom aktivnošću, a pronalaze je za većinu zemalja, analizirajući odnos cijene nafte i inflacije. Analizom kratkog roka pokazuju da cijena nafte u Grangerovom smislu uzrokuje gospodarsku aktivnost. U konačnici, trivarijantnim VAR modelom pokazuju da cijena nafte u Grangerovom smislu uzrokuje gospodarsku aktivnost i zaključuju da je učinak promjene cijena nafte različit među zemljama Europske Unije. Atukeren (2003.) analizira učinak cjenovnog naftnog šoka na sveukupno gospodarstvo, a posebno na švicarsko gospodarstvo, korištenjem bivarijantne Grangerove uzročnosti i KOF-ovog makroekonometrijskoga modela švicarskoga gospodarstva<sup>2</sup>. Rezultati analize pokazuju da bi značajno povećanje cijene nafte vodilo padu švicarskog bruto domaćeg proizvoda uz postojanje asimetričnih učinaka u slučaju pozitivnog i negativnog cjenovnog šoka nafte. Uz to, ustanovljeno je da cijena nafte ne utječe značajno na osnovnu inflaciju. Dalje, Cologni i Manero (2005.) ocjenjuju VEC model za G-7 zemlje da bi analizirali učinak promjene cijene nafte na odluke monetarne politike. Dobiveni rezultati ukazuju da bi neočekivana promjena cijena nafte vodila porastu stope inflacije i padu outputa. Da bi obuzdala navedena kretanja, većina je monetarnih vlasti G-7 zemalja podizala kamatne stope, ali, postoje i analize koje ne pokazuju postojanje utjecaja cjenovnoga šoka nafte na gospodarska kretanja poput cijena i outputa. U radu Olomola i Adejumo (2006.) VAR modelom analiziran je utjecaj cjenovnog šoka nafte na makroekonomsku aktivnost u Nigeriji. Dobiveni rezultati pokazuju da cjenovni šok nafte ne utječe značajno na stopu inflacije i industrijsku proizvodnju u Nigeriji, već da na stopu inflacije utječu kretanja industrijske proizvodnje i realnoga efektivnoga deviznog tečaja. Učinak promjene cijene nafte na cijene i na gospodarsku aktivnost u Republici Hrvatskoj dosad nije sustavno istraživano, a na to je u svome radu ukazao i Cota (2007.). Od radova u kojima je obrađena navedena problematika moguće je pronaći projekt

---

<sup>2</sup> KOF – Swiss Institute for Business Cycle Research (Švicarski institut za istraživanje poslovnih ciklusa).

izrađen u suradnji Ministarstva rada, gospodarstva i poduzetništva i Ekonomskoga fakulteta u Zagrebu iz godine 2006. u kojemu je analiziran utjecaj cijena energenata na gospodarski, tj. opći razvitak Republike Hrvatske. U projektu se analiziraju kretanje cijena energije u Republici Hrvatskoj i u svijetu, utjecaj cijena energenata na gospodarstvo i na gospodarske sektore i načini očuvanja standarda siromašnih skupina građana. Kao rezultat projekta objavljeno je prethodno priopćenje Čavraka, Gela i Pripužića (2006.) u njemu se ističe da bi povećanje cijena energije (svih vidova u prosjeku) u Republici Hrvatskoj izazvalo pad BDP i povećanje cijena.

### **3. Ekonometrijska analiza učinaka promjene cijena nafte na cijene i proizvodnju u Republici Hrvatskoj**

Osnovni je cilj narednoga modela analizirati učinke promjena cijene nafte na gospodarsku aktivnost u Republici Hrvatskoj. U tu je svrhu ocijenjen VAR (vektorski autoregresivni) model. Prije ocjene VAR modela ukratko ćemo analizirati serije koje ćemo uključiti u model. Analizirano razdoblje obuhvaća mjesečne podatke vremenskih serija u razdoblju od studenoga 2000. do prosinca godine 2008.. Na slijedećoj su slici prikazana kretanja indeksa vremenskih serija industrijske proizvodnje (Y), potrošačkih cijena (CPI)<sup>3</sup>, i realnih maloprodajnih cijena goriva i maziva (OIL\_real)<sup>4</sup>. Naime, u analizi se umjesto maloprodajne cijene nafte kao proxy varijabla koristi maloprodajnim cijenama goriva i maziva. To je učinjeno zato što Državni zavod za statistiku (DZS) Republike Hrvatske ne vodi posebno cijenu nafte, nego je ona prema klasifikaciji COICOP (Classification of Individual Consumption by Purpose) uključena u kategoriju goriva i maziva.

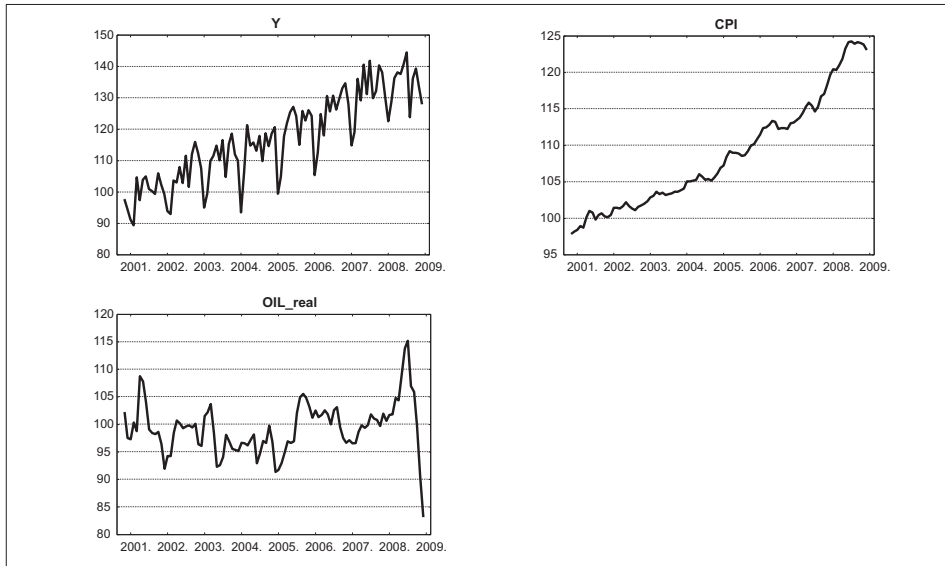
---

<sup>3</sup> Vrijednosti serija preuzete su s internetskih stranica Državnog zavoda za statistiku Republike Hrvatske (DZS) i Hrvatske narodne banke (HNB).

<sup>4</sup> U Hrvatskoj u kategoriju goriva ulaze: Super 95, Eurosuper 95, Super plus 98, Dizel, Eurodizel, Dizel Plavi, Autoplin, Loživo ulje ekstra lako. Podatke o kretanju cijena tekućih goriva moguće je pronaći na internet stranicama DZS. Indeks realnih maloprodajnih cijena goriva i maziva izračunat je deflacioniranjem indeksa maloprodajnih cijena goriva i maziva indeksom potrošačkih cijena.

Slika 2.

INDEKSI INDUSTRIJSKE PROIZVODNJE (Y), POTROŠAČKIH  
CIJENA (CPI) I REALNE MALOPRODAJNE CIJENE GORIVA  
I MAZIVA (OIL\_real) (2001=100)



Izvor: DZS, HNB i autori

Zapažamo da su vremenske serije u promatranome razdoblju uglavnom ostvarivale uzlazne trendove rasta. Određene oscilacije moguće je primijetiti u kretanju maloprodajne cijene goriva i maziva koja je značajno počela rasti u godini 2007. sve do polovine godine 2008. Navedeno je povećanje moguće povezati s porastom cijene nafte na svjetskome tržištu koja se preko uvoza prenosi na domaće cijene goriva. Dalje, u tijeku godine 2008. uočavamo znakovito sniženje cijene tekućih goriva, što je ponajprije posljedica globalne financijske krize i smanjenja potražnje za energentima. Jasno je da se to sniženje odrazilo i na sniženje potrošačkih cijena. No, kriza je utjecala i na smanjenje industrijske proizvodnje, trend smanjenja koje je uočljiv u tijeku godine 2008.

Prije ocjene VAR modela potrebno je ispitati svojstva vremenskih serija, tj. stupanj integracije. Poznato je da modeli s nediferenciranim serijama mogu voditi krivim zaključcima i problemima, pa je stoga provedeno testiranje o postojanju jediničnog korijena u serijama. Da bi to učinili, koristit ćemo se proširenim Dickey-Fullerov ADF testom (Dickey i Fuller, 1979.), Phillips i Perronov PP

testom (1988.) i KPSS testom (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, 1992). Osnovna je razlika među ADF i KPSS testovima u nul hipotezi. Kod ADF testa nul hipoteza pretpostavlja nestacionarnost, a kod KPSS testa ona pretpostavlja stacionarnost serije. PP test alternativna je neparametarska metoda kojom se ocjenjuje neprošireni DF test koji se modificira t-omjerom  $\alpha$  koeficijenta tako da serijska korelacija ne utječe na asimptotsku distribuciju testovne vrijednosti (Phillips i Perron, 1998).

Prije toga, sve su serije desezonirane da bi se otklonio utjecaj sezonskih čimbenika na varijable<sup>5</sup>. Vrijednosti serija izražene su u obliku indeksa na stalnoj bazi (prosjek 2001.=100), a radi stabilizacije varijance provedena je njihova logaritamska transformacija.

U tablici koja slijedi prikazani su rezultati testova o postojanju jediničnoga korijena u modelu s konstantom i bez trenda i u modelu s konstantom i sa trendom.

Tablica 1.

### TESTOVI O POSTOJANJU JEDINIČNOGA KORIJENA U VREMENSKIM SERIJAMA

ADF									
	Razina					Prva diferencija			
	Konstanta		Konstanta i trend			Konstanta		Konstanta i trend	
Varijabla	Vjer.	Pomak	Vjer.	Pomak	Varijabla	Vjer.	Pomak	Vjer.	Pomak
LY	0,6873	4	0,1045	2	D(LY)	0,0000	3	0,0000	3
LCPI	0,9909	1	0,7728	1	D(LCPI)	0,0497	11	0,0476	12
LOIL_real	0,0412	3	0,1737	3	D(LOIL_real)	0,0000	0	0,0000	0
PP									
	Razina					Prva diferencija			
	Konstanta		Konstanta i trend			Konstanta		Konstanta i trend	
Varijabla	Vjerojatnost				Varijabla	Vjerojatnost			
LY	0,4707				D(LY)	0,0001			
LCPI	0,9957				D(LCPI)	0,0000			
LOIL_real	0,1057				D(LOIL_real)	0,0000			

<sup>5</sup> Desezoniranje je učinjeno uz pomoć X12 Arima metode.



KPSS					
	Razina			Prva diferencija	
	Konstanta	Konstanta i trend		Konstanta	Konstanta i trend
Varijabla	Vjerojatnost		Varijabla	Vjerojatnost	
LY	0,447018	0,115490	D(LY)	0,110370	0,049971
LCPI	0,883379	0,164719	D(LCPI)	0,235220	0,047905
LOIL_real	0,266884	0,123839	D(LOIL_real)	0,119540	0,094304

Izvor: Autori

Napomena: „D“ označuje prvu diferenciju.

Iako rezultati PP testa pokazuju da realna maloprodajna cijena goriva i maziva nije stacionarna, uvid u rezultate ADF i KPSS testa i uvid u sliku 2. pokazuju stacionarnost serije u razinama. Zato ćemo za potrebe ove analize zaključiti da su industrijska proizvodnja i potrošačke cijene integrirane reda  $I(1)$ , tj., da su promatrane serije nestacionarne, ali da su njihove prve diferencije stacionarne, a realna je maloprodajna cijena goriva i maziva integrirana reda  $I(0)$ , tj., stacionarna.

Na osnovi tih pretpostavki ocijenjen je slijedeći VAR model u prvim diferencijama:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \dots + CD_t + u_t, \quad (1)$$

gdje je vektor  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})$  vektor  $K$  endogenih varijabli,  $Dt$  je vektor determinističkih varijabli (koje uključuju konstantu),  $u_t$  je  $K$ -dimenzionalni vektor rezidualnih odstupanja a  $A$  i  $C$  matrice su parametara modela<sup>6</sup>.

Vektor endogenih varijabli uključuje diferencirane serije industrijske proizvodnje ( $Y$ ) i potrošačkih cijena ( $CPI$ ) i nediferenciranu seriju realne maloprodajne cijene goriva i maziva ( $OIL\_real$ ), a vektor determinističkih varijabli uključuje konstantu.

Navedeni VAR model ocijenjen je ekonometrijskom metodom „od općeg prema specifičnom“ („general-to-specific“), što znači da je najprije definiran potpuni VAR model koji uključuje svih 12 pomaka endogenih varijabli i konstantu. Iz takvoga se modela sekvencijalnim eliminacijskim algoritmom postupno uklanjaju neznačajne varijable<sup>7</sup>. Eliminacija varijabli počinje testiranjem posljednje va-

<sup>6</sup> U radu je primijenjen JMulTi ekonometrijski program za analizu vremenskih serija.

<sup>7</sup> U radu se koristilo „Top-Down“ procedurom, tj. „od vrha prema dnu“.

rijable u jednadžbi modela. Testira se poboljšava li njezina eliminacija vrijednost zadanoga kriterija (u ovom je slučaju odabran AIC kriterij). Ako se vrijednost kriterija poboljšava, varijabla se eliminira, a u suprotnom se slučaju varijabla zadržava, pa se zatim testira slijedeća varijabla u modelu, itd. Nakon završene eliminacije reducirani se model ponovo ocjenjuje (Brüggemann i Lütkepohl, 2001.). Navedena procedura ovisi o poretku varijabli u modelu, tj. u jednadžbi. Slijedi dijagnostika reduciranoga modela koja uključuje analizu reziduala i testove stabilnosti modela.

Tablica 2.

### DIJAGNOSTIKA VAR(12) REDUCIRANOGA MODELA

<b>Broj pomaka</b>	<b>12</b>
<b>Portmanteau test autokorelacije</b>	0,4554*
<b>Portmanteau test autokorelacije (prilagođeni)</b>	0,2731
<b>LM test autokorelacije</b>	0,1270
<b>Multivarijantan ARCH-LM test</b>	0,4107
<b>Test normalnosti: Doornik i Hansen</b>	
<b>Zajednički test</b>	0,6820
<b>Skewness</b>	0,5552
<b>Kurtosis</b>	0,5983
<b>Test normalnosti: Lütkepohl</b>	
<b>Zajednički test</b>	0,7766
<b>Skewness</b>	0,4503
<b>Kurtosis</b>	0,8940

<b>Univarijantan ARCH-LM test (pomak = 12)</b>	<b>Hi-kvadrat</b>	<b>F-test</b>
<b>u1</b>	0,5687	0,4371
<b>u2</b>	0,1071	0,0363
<b>u3</b>	0,2914	0,1642

<b>Test normalnosti: Jarque-Bera (pomak = 12)</b>	<b>Hi-kvadrat</b>	<b>Skewness</b>	<b>Kurtosis</b>
<b>u1</b>	0,9050	-0,0562	2,7909
<b>u2</b>	0,9020	0,1200	3,0240
<b>u3</b>	0,3761	-0,3061	3,4212

Izvor: Autori

Napomena: „\*“ brojevi u tablici predstavljaju p-vrijednosti testova; „u“ predstavljaju rezidualna odstupanja vremenskih serija u modelu.

Provedeni dijagnostički testovi prikazani u gornjoj tablici pokazuju da je model dobro postavljen i da su karakteristike modela dobre i prihvatljive. U nastavku su analizirane dinamičke međuovisnosti među varijablama u modelu primjenom dekompozicije varijanci prognostičkih pogrešaka. Dekompozicija varijance pokazuje koliko je pojedina varijabla pridonijela varijabilnosti industrijske proizvodnje, potrošačkih cijena i maloprodajne cijene goriva i maziva.

Tablica 3.

ORTOGONALNA DEKOMPOZICIJA VARIJANCE PROGNOŠTIČKIH  
POGREŠAKA (CHOLESKYJEVA DEKOMPOZICIJA, U %)

<b>Ortogonalna dekompozicija varijance za varijablu D(LY)</b>			
<b>Horizont (mjeseci)</b>	<b>D(LY)</b>	<b>D(LCPI)</b>	<b>LOIL_real</b>
3	1	0	0
6	93	1	5
9	90	2	8
12	83	3	13
<b>Ortogonalna dekompozicija varijance za varijablu D(LCPI)</b>			
<b>Horizont (mjeseci)</b>	<b>D(LY)</b>	<b>D(LCPI)</b>	<b>LOIL_real</b>
3	9	87	5
6	9	83	7
9	13	79	8
12	12	74	14
<b>Ortogonalna dekompozicija varijance za varijablu LOIL_real</b>			
<b>Horizont (mjeseci)</b>	<b>D(LY)</b>	<b>D(LCPI)</b>	<b>LOIL_real</b>
3	6	21	74
6	23	28	49
9	35	28	38
12	33	29	38

Izvor: Autori

Napomena: redosljed varijabli za Choleskyjevu dekompoziciju jest: D(LY), D(LCPI), LOIL\_real

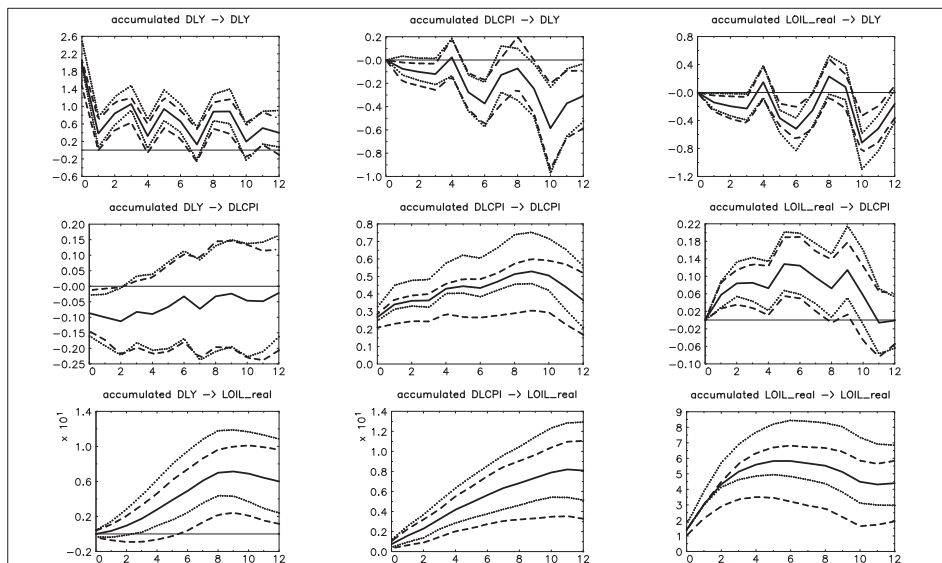
Uvid u tablicu pokazuje da je na varijabilnost industrijske proizvodnje najviše utjecala maloprodajna cijena goriva i maziva sa 5% u  $t = 6$  i 13% nakon dvanaest mjeseci. Na varijabilnost potrošačkih cijena najviše su utjecale potrošačke cijene i maloprodajna cijena goriva i maziva, i to sa 7% u  $t = 6$  i 14% nakon dvanaest mjeseci. U konačnici, na varijabilnost maloprodajne cijene goriva i maziva najviše su utjecale maloprodajna cijena goriva i maziva i industrijska proizvodnja, i to sa 23% u  $t = 6$  i 33% nakon dvanaest mjeseci. Iz dobivenih se rezultata uočava

da maloprodajne cijene goriva i maziva sudjeluju u objašnjenju varijabilnosti industrijske proizvodnje i potrošačkih cijena. Da bi se analizirao utjecaj promjene poretka varijabli, obavljena je dekompozicija varijance i sa suprotnim poretkom varijabli u modelu. Rezultati koji ovdje radi uštede prostora nisu prikazani, uglavnom su slični.

Kako je naprijed rečeno, primarni je cilj ovoga rada analizirati utjecaj promjene cijene nafte na gospodarsku aktivnost, ili točnije na proizvodnju i cijene u hrvatskome gospodarstvu. Zato, u nastavku slijede grafovi akumuliranih impulsnih odgovora industrijske proizvodnje i potrošačkih cijena na povećanje maloprodajne cijene goriva i maziva od jedne standardne devijacije zajedno s intervalima pouzdanosti.

Slika 3.

AKUMULIRANI ORTOGONALNI IMPULSNI ODGOVOR INDUSTRIJSKE  
 PROIZVODNJE (Y), POTROŠAČKIH CIJENA (CPI) I REALNE  
 MALOPRODAJNE CIJENE GORIVA I MAZIVA (OIL\_real) NA ŠOK  
 OD JEDNE STANDARDNE DEVIJACIJE ZAJEDNO SA 95%-TNIM  
 HALLOVIM (- - -) I EFRONOVIM (•••) INTERVALIMA POUZDANOSTI



Izvor: Autori

U trećem su stupcu slike prikazani utjecaji povećanja realne maloprodajne cijene goriva i maziva na industrijsku proizvodnju i na potrošačke cijene. Iz prve se slike u trećem stupcu vidi da povećanje cijene goriva i maziva za 1% kumulativno poslije deset mjeseci vodi padu proizvodnje za 0,72%. Druga slika u trećem stupcu pokazuje da bi povećanje cijene goriva i maziva za 1% nakon pet mjeseci izazvalo kumulativno porast potrošačkih cijena za 0,13%, a poslije toga učinak bi slabio. Dalje se vidi veoma sličan utjecaj potrošačkih cijena na industrijsku proizvodnju<sup>8</sup>. Intervali pouzdanosti blizu su linijama impulsnih odgovora, a to ukazuje na dobru pouzdanost.

Konačno je potrebno istaknuti ograničenje provedene empirijske analize koje se očituje u činjenici da provedena analiza ne uzima u obzir sve ostale činitelje koji mogu utjecati na industrijsku proizvodnju i cijene.

### 3. Zaključak

Gotovo su sve zemlje u svijetu upoznate s fenomenom inflacije i umjerena inflacija danas postoji u brojnim svjetskim gospodarstvima neovisno je li riječ o razvijenim ili o nerazvijenim državama. Fluktuacije cijena nafte u tijeku određenih vremenskih razdoblja utjecale su na povećanje cijena i na ekonomski rast različitih gospodarstava diljem svijeta. Za snažan je porast cijena u posljednje dvije godine u većini zemalja u svijetu najviše „krivo“ povećanje cijena nafte koje je za sobom povuklo i povećanje cijena ostalih energenata, prehrambenih proizvoda i prijevoza.

Da bi se analizirao učinak promjene maloprodajne cijene goriva i maziva na gospodarsku aktivnost u Republici Hrvatskoj, u radu je ocijenjen VAR model metodom „od općeg-prema-specifičnom“. Analizom dekompozicije varijanci prognostičkih pogrešaka pokazano je da maloprodajne cijene goriva i maziva utječu u objašnjenju varijabilnosti industrijske proizvodnje i potrošačkih cijena. Akumulirani impulsi odgovori industrijske proizvodnje i potrošačkih cijena na povećanje maloprodajne cijene goriva i maziva pokazali su da povećanje cijene goriva i maziva za 1% kumulativno nakon deset mjeseci vodi padu proizvodnje za 0,72%, a kumulativno nakon pet mjeseci vodi povećanju potrošačkih cijena za 0,13%. Iz rezultata provedene analize možemo zaključiti da je odgovor cijena i

---

<sup>8</sup> Navedena sličnost proizlazi iz relativno visokoga udjela cijene goriva i maziva u strukturi indeksa potrošačkih cijena. Tako je, primjerice, udio maloprodajne cijene goriva i maziva u strukturi indeksa potrošačkih cijena prema klasifikaciji COICOP u prosincu godine 2004. iznosio 4,01%, a u prosincu godine 2008. taj je udio bio 4,92%.

gospodarske aktivnosti u Republici Hrvatskoj na povećanje cijene nafte sličan kao i u analizama provedenima za ostale zemlje diljem svijeta.

## LITERATURA

1. Abel, A.B., Bernanke, B.S. (2001.). *Macroeconomics*, Fourth Edition, Addison Wesley Longman Inc.
2. Antzoulatos, A.A. (1996.). "Error Correction Mechanisms and Short-Run Expectations", *Southern Economic Journal*, Vol. 62.
3. Atukeren E. (2003.). *Oil prices and the Swiss economy*, Swiss Institute for Business Cycle Research (KOF), Swiss Federal Institute of Technology – Zurich (ETH Zurich), Zurich.
4. Brown, S. P. A., Yücel, M. K. (2002.). "Energy Prices and Aggregate Economic Activity: An Interpretative Study", *Quarterly Review of Economics and Finance, Working Paper 0102*, Federal Reserve Bank of Dallas.
5. Brüggemann, R., Lütkepohl, H. (2001.). "Lag selection in subset VAR models with an application to a U.S. monetary system", u R. Friedmann, L. Knüppel i H. Lütkepohl (eds), *Econometric Studies: A Festschrift in Honour of Joachim Frohn*, LIT Verlag, Münster, pp. 107-128.
6. Cologni, A., Manero, M. (2005.). *Oil Prices, Inflation and Interest Rates in a Structural Cointegrated VAR Model for the G-7 Countries*, The Fondazione Eni Enrico Mattei Note di Lavoro Series Index, Italy.
7. Cota, B. (2007.). "Pregled empirijskih istraživanja utjecaja cijena energenata na ukupnu privrednu aktivnost", *Ekonomski istraživanja*, No. 1, str. 109-118, FET, Pula.
8. Cuñado, J., Pérez de Gracia, F. (2003.). "Do oil price shocks matter? Evidence for some European countries", *Energy Economics*, 35, pp. 137.-154.
9. Čavrak, V., Gelo, T., Pripužić, D. (2006.). Politika cijena u energetske sektoru i utjecaj cijena energenata na gospodarski razvoj Republike Hrvatske, u: *Zbornik Ekonomskog fakulteta u Zagrebu*, god. 4., Ekonomski fakultet, Zagreb.
10. Davis, S. J., Haltiwanger, J. (1999.). "Sectoral job creation and destruction responses to oil price changes", *NBER WP*, No. 7095.
11. Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979.). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of the American Statistical Association*, (74), 427 - 431.
12. Eurostat (2008.). New release - *Euroindicators*, No. 85/2008.
13. Hamilton, J. (1996.). "This is what happened to the oil price-macro economy relationship", *Journal of Monetary Economy*, 38, pp. 215-220.

14. <http://www.bls.gov/cpi> - Relative Importance of Components in the Consumer Price Index, all areas, 2008.
15. <http://www.bls.gov/cpi> - Shoemaker, O. J. (2008.). *Variance Estimates for Price Changes in the Consumer Price Index*, January-December 2008.
16. <http://www.dzs.hr>
17. <http://www.ecb.int/ecb/html/index.en.html>
18. <http://www.hnb.hr/statistika>
19. <http://www.imfstatistics.org>
20. <http://www.ina.hr>
21. Huntington, H. G. (1998.). "Crude Oil Prices and the U.S. Economic Performance: Where Does the Asymmetry Reside", *Energy Journal*, 19(4), str. 107.-132.
22. IMF (2000.). *The Impact of Higher Oil Prices on the Global Economy*, December 8, 2000., IMF, Washington DC.
23. IMF (2008.). *IMF predicts slower world growth amid serious market crisis*, IMF, Washington DC.
24. Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., Shin, Y. (1992.). „Testing the null hypothesis stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?“, *Journal of Econometrics*, vol. 54, pp. 159-178.
25. Olomolo, P.A., Adejumo, A. V. (2006.). "Oil Price Shock and Macroeconomic Activities in Nigeria", *International Research Journal of Finance and Economics - Issue 3 (2006)*.
26. Peersman, G. (2000.). *The Transmission of Monetary Policy in the Euro Area*, University of Ghent, Ghent.
27. Peersman, G., Smets, F. (2001.). The Monetary Transmission Mechanism in the Euro area: More Evidence from VAR Analysis, *European Central Bank, Working paper No. 91*.
28. Phelps, E. S. (1994.): *Structural Slumps*, Harvard University Press, Cambridge
29. Phillips, P. C. B., Perron, P. (1988.). "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, 75, 335 - 346.
30. The Royal Bank of Scotland Group (2004.). *The Economic Impact of High Oil Prices*, August 2004.

## THE IMPACT OF OIL PRICE CHANGES ON THE ECONOMIC ACTIVITY OF REPUBLIC OF CROATIA

### Summary

Inflation is an old phenomenon that has its roots and influences in every country worldwide, regardless if it is more or less developed. The beginning of this century registered a light prices increase, but the much more stronger increase of the last two years was caused by the huge increase of the worldwide most significant energy – oil, which consequently led to the increase of other energy-generating products, energy itself, food products and transport.

The question is which implications have the world market oil-price trend on the economic activity of single economies. The purpose of this paper is to identify the relationships between the world oil-price increase and the domestic retail oil prices and inflation in Croatia. We also tried to establish the volume and analyse how the oil price increase effect influences a small and open economy, such as Croatian, which doesn't have significant natural oil resources. In order to analyse the retail oil and lubricant price change effect on the economic activity in Croatia, the VAR model from «general-to-specific» is used. The results of the conducted analysis are similar to those obtained from analysis in other world countries.

Keywords: inflation, oil price, petroleum products retail prices, industrial production, economic growth, Republic of Croatia, VAR model