

UDK 338.57.055.2 (497.4)

Aljaž Kunčič

## Razlika v vplivu cene surove nafte na inflacijo med Slovenijo in Avstrijo

### Povzetek

Velika povišanja cene surove nafte v zadnjih letih so pomembno prispevala k inflaciji v Sloveniji in drugod. Objavljene empirične študije na to temo se osredotočajo predvsem na višino vpliva cene surove nafte na inflacijo, cilj spod-

njega prispevka pa je z uporabo enostavnega reduciranega modela vektorske avtoregresije oceniti razliko v vplivu cene surove nafte na inflacijo med Slovenijo in Avstrijo ter pregledati razloge za razliko v vplivu med obravnavanima

državama. Te lahko razlagamo z razlikami v prenosu cenovnih nihanj surove nafte v cene tekočih goriv in kurilnega olja, razlikami v utežeh košarice CPI ter razlikami v energetske učinkovitosti gospodarstva.

**Ključne besede:** inflacija, VAR, cene surove nafte.

### Summary

Large increases in the crude price of oil in the last few years have been an important inflationary factor in Slovenia and other countries. Published empirical studies on this topic deal mainly with the strength of the impact of crude oil prices on infla-

tion, while this paper tries to estimate the difference in the impact of crude oil prices on inflation between Slovenia and Austria using a reduced vector autoregression model. Furthermore, it tries to identify the underlying causes of this discrepancy.

They can be substantiated with the difference in responsiveness of motor fuel and heating oil prices to crude oil prices, with the difference in the weights of the CPI basket and with the difference in energy efficiency of the economy.

**Key words:** inflation, VAR, crude oil prices.

JEL: C320, E310

### 1. Uvod

Cene surove nafte na svetovnem trgu v dolarjih za sod so se od sredine devetdesetih do sredine leta 2008 povečale od 15 USD do 140 USD in več oziroma za več kot 800 odstotkov. Čeprav se učinkovitost izrabe nafte in njenih derivatov v razvitih državah povečuje, kar je v zadnjih letih povzročilo tudi znižanje povpraševanja s te strani, so ta primanjkljaj z večjim obsegom povpraševanja več kot nadomestile velike hitro razvijajoče se ekonomije, kot denimo Indija in Kitajska. Navkljub političnim naporom, ki vzpodbujajo uporabo čistejše energije in razvijanje

alternativnih virov, predstavljajo nafta in njeni derivati še vedno skoraj 40 % celotne svetovne porabe energije. Ob tako velikem deležu je razumljivo, da sprememba cene nafte močno vpliva na svetovno gospodarstvo, kar občutijo pravzaprav vsi po svetu.

Avtorji obstoječih raziskav soglašajo, da povišanje cene surove nafte negativno vpliva na gospodarstvo, saj de facto znižuje potencialni proizvod in povečuje inflacijo, a si v kvantificiranju tega vpliva niso enotni. V povezavi s preučevanjem vpliva cene surove nafte na

inflacijo v Sloveniji se empirične raziskave običajno osredotočajo na samo višino vpliva povečanja cen tekočih goriv na inflacijo, manj je študij, ki povezujejo surovo nafto neposredno z inflacijo, med tem ko sama primerjava vpliva cene surove nafte na inflacijo med Slovenijo in drugimi državami v dosedanjih delih ni predstavljala osrednjega raziskovalnega vprašanja.

Namen tega prispevka je zato z uporabo reducirane modela vektorske avtoregresije za Slovenijo in Avstrijo oceniti in razložiti razliko v vplivu cene surove nafte na inflacijo v Sloveniji in Avstriji. Slednja je izbrana kot primerjalna država, saj je tako kot Slovenija majhno odprto gospodarstvo, ki pa se za razliko od Slovenije uvršča med bolj razvite članice EU. Prav razlika v razvitosti v kombinaciji z neposredno geografsko bližino naredi Avstrijo zanimivo za primerjavo učinka spremembe cene surove nafte na inflacijo. Pregled drugih razlik, ki pomembno vplivajo na končni rezultat, je zajet v razpravi.

Članek je razdeljen na štiri poglavja. V prvem delu je na kratko predstavljen teoretični okvir novokeynesianke Phillipsove krivulje, ki ustreza našim namenom. Drugi del je namenjen predstavitvi uporabljenega VAR-modela, ki nam omogoča primerjavo vpliva cene surove nafte na inflacijo med državami, tretji del pa interpretira in razlaga rezultate, kjer je poudarek na pojasnjevanju razlike v vplivu spremembe cene surove nafte na inflacijo med državama. V sklepu povzamemo glavne ugotovitve.

## 2. Teoretični okvir

Novokeynesiansko Phillipsovo krivuljo (v nadaljevanju: NKPC) izpeljemo na podlagi predpostavke rigidnih cen, ki jih postavljajo podjetja v monopolistični konkurenci. Najbolj eleganten in analitično relativno enostaven način je, da analiziramo postavljanje cen *a la Calvo* (Calvo, 1983), kasneje pa izpeljano pogojno optimalno ceno preoblikujemo še v stopnje rasti oziroma vključimo v okvir NKPC, tako kot denimo Whelan (2007) in Gali in Gertler (1999).

Calvo predpostavi rigidnost cen v obliki modela, kjer podjetja zaradi stroškov cenikov in drugih stroškov ne morejo poljubno spreminjati cen proizvodov, temveč jih spreminjajo v časovnih razkorakih. V Calvovem modelu postavljanja cen se vsako obdobje naključni delež podjetij  $(1-\theta)$  odloči za spremembo cen, druga podjetja  $(\theta)$  pa ohranijo cene na obstoječi ravni. Ko podjetja svoje cene le spremenijo, se ob tem zavedajo, da bodo cene morale ostati nespremenjene naslednjih  $k$  obdobj, zato poskušajo podjetja izbrati pogojno optimalno ceno  $Z_t$  (logaritmirano), ki omogoča minimiziranje vrednosti funkcije izgub  $L$  v enačbi (1). Male tiskane črke zaradi lažjega zapisa označujejo logaritmirane vrednosti.

$$(1) \quad L(z_t) = \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t (z_t - p_{t+k}^*)^2$$

Z odvajanjem enačbe (1) po  $Z_t$  dobimo pogojno optimalno ceno  $Z_t$ , ki jo lahko z upoštevanjem formule za seštevek neskončnega geometrijskega zaporedja in enakosti  $p_{t+k}^* = (\mu + mc_{t+k})$  izrazimo v enačbi (2).

$$(2) \quad z_t = (1-\theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t (\mu + mc_{t+k})$$

Agregatna raven cen v *Calvo* gospodarstvu, ki jo prikazuje enačba (3), je kar tehtano povprečje ravni cen iz prejšnjega obdobja in nove pogojne optimalne cene  $Z_t$ .

$$(3) \quad p_t = \theta p_{t-1} + (1-\theta)z_t$$

Enačbo (2) lahko z uporabo rekurzivne substitucije preoblikujemo in zapišemo novo pogojno optimalno ceno v enačbi (4), kamor vstavimo  $Z_t$  iz enačbe (3) in s preurejanjem enačbe ter definiciji inflacije kot spremembe v ravni cen  $\pi_t = p_t - p_{t-1}$  (cene so izražene v logaritmih) dobimo enačbo (5) oziroma novokeynesiansko Phillipsovo krivuljo, ki je odvisna od pričakovanj prihodnje inflacije  $E_t \pi_{t+1}$  in razlike med brezpogojno optimalno ravno cen  $p_t^* = \mu + mc_t$  ter dejansko ravno cen  $p_t$ .

$$(4) \quad z_t = (1-\theta\beta)(\mu + mc_t) + \theta\beta E_t z_{t+1}$$

$$(5) \quad \pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta} (\mu + mc_t - p_t)$$

Nominalne marginalne stroške dobimo tako kot Damijan, Masten in Polanec (2004) iz Cobb-Douglasove produkcijske funkcije  $Y_t = \tilde{A}_t l_t^\alpha o_t^{1-\alpha}$ , kjer predpostavljamo, da le-ta vsebuje dva produkcijska faktorja: delo  $l$  in nafto  $o$ .  $\tilde{A}_t$  predstavlja tehnološke faktorje (skupaj s konstanto) v obliki  $\tilde{A}_t = A_t \left(\frac{1}{\alpha}\right)^\alpha \left(\frac{1}{1-\alpha}\right)^{1-\alpha}$ , podjetja pa nimajo fiksnih stroškov. S tem se zaradi vključitve nafte med stroške podjetij odmikamo od popolnoma splošne NKPC.

Mejne stroške  $MC$  dobimo z minimiziranjem celotnih stroškov  $TC$  podjetja z uporabo Lagrangeve optimizacijske funkcije v enačbi (6), kjer je  $W_t$  strošek dela oziroma plača,  $P_t^o$  pa cena nafte na sodček. Parcialna odvajanja enačbe (6) nam določajo pogoje prvega reda, iz katerih dobimo po nekaj preurejanjih in uporabi totalnega diferenciala Lagrangov multiplikator v enačbi (7), ki je enak mejnim stroškom, ki sedaj poleg dela vsebujejo tudi nafto.

$$(6) \quad L_t = W_t l_t + P_t^o o_t + \eta [Y_t - \tilde{A}_t l_t^\alpha o_t^{1-\alpha}]$$

$$(7) \quad \eta_t = \frac{\partial TC_t}{\partial Y_t} = MC_t = \frac{1}{\tilde{A}_t} \left( \frac{P_t^o}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \left( \frac{W_t}{\alpha} \right)^\alpha$$

Enačbo (7) poenostavimo, če namesto  $\tilde{A}_t$  vstavimo izraz za tehnološke faktorje skupaj s konstanto in jo logaritmiramo in lineariziramo v enačbi (8). Raven mejnih stroškov, tehnološki faktorji, cene nafte in raven plač so v svoji logaritmični vrednosti zaradi čistejšega zapisa zopet pisane z malimi tiskanimi črkami.

$$(8) \quad mc_t = -a_t + \alpha w_t + (1-\alpha)p_t^o$$

Če z  $mc_t^r$  označimo realne mejne stroške oziroma bolj natančno odklon realnih mejnih stroškov  $mc_t^r = p_t^* - p_t = \mu + mc_t - p_t$  od svoje ravnovesne (optimalne ali neinflatorne) vrednosti, koeficient  $\lambda$  pa je enak  $\frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta}$  in je odvisen

od frekvence spreminjanja cen  $\theta$  in subjektivnega diskontnega faktorja  $\beta$ , lahko NKPC zapišemo elegantneje v enačbi (9).

$$(9) \quad \pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \lambda mc_t^r$$

Realni marginalni stroški v našem kontekstu vsebujejo poleg dejanske ravni cen še nominalne marginalne stroške, kot so zapisani v enačbi (8). Stroškovne faktorje nominalnih mejnih stroškov lahko razdelimo na notranje in zunanje, pri čemer so dani prvi popolnoma eksogeno in nanje ne moremo vplivati, drugi pa so določeni endogeno. S tem lahko tudi o odklonu realnih marginalnih stroškov govorimo kot o notranje in zunanje motiviranim. V prvo skupino lahko uvrstimo raven plač in tehnologijo<sup>1</sup>, za kateri je možno kot dober približek uporabiti proizvodno vrzel, saj obstaja med tem delom odklona realnih mejnih stroškov in proizvodno vrzeljo proporcionalna povezava v obliki  $mc_{notranji,t}^r = \kappa x_t$ , kjer je  $\kappa$  elastičnost proizvoda na spremembo realnih mejnih stroškov (Gali & Gertler, 1999 po Rotemberg & Woodford, 1997). V skupino zunanje povzročenih dejavnikov pa uvrstimo ceno nafte in privzamemo  $(1-\alpha) = \delta$ . Odklon realnih marginalnih stroškov  $mc_t^r = \kappa x_t + \delta dp_t^o$  tako določajo notranji dejavniki, ki jih ocenjuje proizvodna vrzel  $x_t$  in zunanji dejavnik cena nafte, ki ga zapišemo v obliki odklona od svoje ravnovesne lege  $dp_t^o$ .

Novokeynesiansko Phillipsovo krivuljo lahko sedaj

zapišemo v enačbi (10) kot povezavo med tekočo inflacijo, pričakovanji o prihodnji inflaciji, proizvodno vrzeljo in odklonom cene nafte od svoje ravnovesne lege.

$$(10) \quad \pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \lambda \kappa x_t + \lambda \delta dp_t^o$$

### 3. Empirično ocenjevanje

V empirični analizi uporabljamo podatke za obdobje od začetka leta 1995 do konca leta 2007. Najbolj frekventni podatki o gospodarski rasti so četrtletni podatki, zato so ostale spremenljivke temu prilagojene in izračunane na četrtletni osnovi.

Inflacijo zajemamo z Indeksom cen življenjskih potrebščin (v nadaljevanju: CPI), ki predstavlja strošek nakupa izbrane košarice dobrin in storitev končne potrošnje v različnih časovnih obdobjih, ob tem pa upošteva načelo nacionalne potrošnje in vključuje tudi dobrine in storitve, proizvedene v tujini, a porabljene s strani prebivalcev domače države. Mesečni podatki o gibanju CPI so pridobljeni s strani Banke Slovenije (v nadaljevanju: BS) in Statističnega urada Republike Slovenije (v nadaljevanju: SURS), niso desezionirani, izraženi pa so kot indeksi cen s stalno osnovo v povprečju leta 2005. Nadalje so mesečni podatki agregirani na četrtletno raven z enostavnim aritmetičnim povprečjem in s prvo diferenco izraženi v stopnjah rasti.

Najpogostejše uporabljen način za identifikacijo proizvodne vrzeli, ki jo bomo uporabili tudi v tem prispevku, je ekonometrična dekompozicija proizvoda, ki je enostavna razlika med dejansko in potencialno vrednostjo proizvoda. Takšni preprosti linearni filtri, kot denimo HP filter (Hodrick & Prescott, 1981), identificirajo trendno (potencialno) komponento proizvoda predvsem na statističnih podatkih in imajo malo ekonomske vsebine. HP filter ocenjuje trendno komponento proizvoda  $g_t$  z minimizacijo funkcije  $\sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2$ , kjer  $C_t$  torej predstavlja odklone časovne vrste od trendne vrednosti, predpostavlja pa se, da se povprečje odklonov na dolgi rok približuje ničli. Gladilni parameter  $\lambda$  je pozitivno število in kaznuje variabilnost v trendni komponenti serije. Hodrick in Prescott (1981) sta kot primerno vrednost za četrtletne podatke izbrala vrednost  $\lambda = 1600$ , ki je uporabljena tudi v nadaljnji analizi našega primera. Za izračun proizvodne vrzeli uporabljamo podatke Banke Slovenije o gospodarski rasti Slovenije in Avstrije, podatki so desezionirani

<sup>1</sup> Čeprav je pretok tehnologije relativno prost, je njen prenos ali privzem odvisen od drugih endogenih faktorjev.

in prilagojeni številu delovnih dni, izračunani pa so kot indeksi s stalno osnovo v povprečni ravni BDP leta 2005. Podatki o proizvodni vrzeli so izraženi kot odstotna razlika med dejansko in trendno ravno BDP.

S surovo nafto se običajno trguje v dolarjih, vendar ko nas zanima vpliv cene surove nafte na spremenljivke znotraj drugega monetarnega sistema, ne smemo zanemariti vpliva deviznega tečaja oziroma možne deprecijacije ali apreciacije dolarja glede na domačo valuto, zato zajemamo ceno surove nafte v EUR oziroma pred 1999 v ECU. V Evropi je najbolj uporabljana surova nafta tipa BRENT, zato je nafta tega tipa tudi najprimernejša za preučevanje vplivov spremembe cene surove nafte na države EU. Podatki o gibanju četrtletne cene surove nafte v evrih oziroma ECU so izračunani kot aritmetična sredina 3 mesečnih povprečnih cen nafte, izraženih v dolarjih s spremljajočim povprečnim mesečnim menjalnim tečajem. Prva diferenca logaritma cene surove nafte tipa BRENT v evrih oziroma ECU predstavlja rast cene nafte v evrih (ob nespremenjenem deviznem tečaju USD/EUR pa tudi v dolarjih) v danem četrtletju glede na predhodno četrtletje.

Za analizo podatkov uporabljamo reducirani VAR-model, ki se teoretično naslanja na NKPC, zapisano kot  $\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \lambda \kappa x_t + \lambda \delta p_t^o$ , kjer je tekoča inflacija odvisna od pričakovanj o prihodnji inflaciji, proizvodne vrzeli in odklona cene nafte od svoje ravnovesne lege. Inflacijska pričakovanja  $E_t \pi_{t+1}$  zajemamo zaradi pomanjkanja boljšega instrumenta z odloženimi vrednostmi inflacije in proizvodne vrzeli. Za pravilno statistično specifikacijo modela obravnavamo inflacijo in proizvodno vrzel kot endogeni spremenljivki, za večjo moč modela pa dopuščamo višje odložene vrednosti odvisnih spremenljivk. Tekoči vpliv proizvodne vrzeli na inflacijo v modelu seveda ni viden, saj VAR v reducirani obliki ne omogoča modeliranja sočasnih povezav. Cena nafte vstopa, kot predlaga teorija za majhna in odprta gospodarstva, v obliki eksogene spremenljivke in odklona od svoje ravnovesne lege, ob čemer sprejmemo dodatno predpostavko, da je ravnovesna cena nafte kar cena v prejšnjem obdobju, s tem pa lahko govorimo torej o odstotni spremembi cene nafte iz enega četrtletja na drugega.

Reducirani VAR(p)-model za Slovenijo lahko ponazorimo z enačbo (11).

$$(11) \quad y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \lambda_1 x_t + B_1 z_t + u_t$$

Pri čemer je  $y_t$  vektor, ki vsebuje inflacijo in proizvodno vrzel in ustreza  $y_t = (\ln p_{it}, \text{gapsihp1600}_t)'$ ,  $u_t$  je vektor napak, matrike  $A_1, \dots, A_p$  so matrike

koeficientov dimenzij  $2 \times 2$ ,  $x$  predstavlja spremembo cene nafte  $\ln n_{\text{nafta}}$ ,  $z_t$  vsebuje trend, sezonske nepravne spremenljivke in druge nepravne spremenljivke, pripadajoča matrika koeficientov  $B_1$  pa je dimenzije  $1 \times 4$ . Dodatne nepravne spremenljivke predstavljajo glajenje odvisnih spremenljivk in so določene statistično na podlagi standardiziranih vrednosti. Sorazmerno varno lahko z nepravimi spremenljivkami izničimo vpliv tistih vrednosti, ki presegajo tri standardne odklone, čeprav nevtraliziramo tudi nekatere druge, ki občutno presegajo vrednost dveh standardnih odklonov. Enak model se uporabi tudi za Avstrijo.

Za Slovenijo nam ob omejitvi šestih odlogov informacijski kriterij SBIC kot optimalno število odlogov ocenjuje enega, AIC pa štiri. Zaradi neprimernosti modela z enim odlogom pri testih specifikacije sprejmemo štiri odloge. Pri Avstriji SBIC kriterij ocenjuje štiri odloge kot optimalne, AIC pa šest. Omejimo se na 4 odloge.

Ocene modela za Slovenijo in Avstrijo po izločitvi nekaterih neznačilnih nepravih spremenljivk lahko vidimo v Tabeli 1, kjer je pod vsakim koeficientom zapisana pripadajoča standardna napaka.

Model tako za Slovenijo kot tudi za Avstrijo podvržemo še standardnim testom specifikacije, kjer ne zaznamo večjih težav. Rezultati testov avtokorelacije, normalnosti porazdelitve ostankov regresije, stabilnosti modela in heteroskedastičnosti so vidni v Prilogi 1. Edina mejna vrednost se pojavi pri testiranju avtokorelacije na slovenskih podatkih, kjer je kritičen drugi odlog s  $P = 0,0608$ . Za testiranje avtokorelacije so Bruggemann, Lütkepohl in Saikkonen (2006) pokazali, da testi avtokorelacije v majhnih vzorcih večkrat precenjujejo pojav oziroma podcenjuje vrednost točne stopnje značilnosti, pri kateri ničelno hipotezo o prisotnosti avtokorelacije zavračamo, zato avtokorelacijo zavrnamo z ustrežno stopnjo zaupanja.

### 3.1. Tehnične pomanjkljivosti in izboljšave modela

Kot prvo pomanjkljivost modela je potrebno izpostaviti kratko časovno vrsto, saj imamo za ocenjevanje 14 oziroma 15 parametrov na voljo samo 47 opazovanj, kar je nekaj več kot 3 opazovanja na parameter. Tej slabosti se seveda ni možno izogniti,

saj za mlade države, kot je Slovenija, ni mogoče dobiti daljših verodostojnih časovnih vrst.

Tabela 1: Ocene modela s produkcijsko vrzeljo za Slovenijo in Avstrijo

| Ocenjena spremenljivka         | Slovenija: enačba<br>dlnpcis <sub>t</sub> | Slovenija: enačba<br>gapsihp1600 <sub>t</sub> | Avstrija: enačba<br>dlnpciat <sub>t</sub> | Avstrija: enačba<br>gapathp1600 <sub>t</sub> |
|--------------------------------|-------------------------------------------|-----------------------------------------------|-------------------------------------------|----------------------------------------------|
| konstanta                      | 0,0259***<br>(0,00485)                    | -0,00333<br>(0,00590)                         | 0,00198<br>(0,00115)                      | 0,00171**<br>(0,000782)                      |
| Inflacija(-1)                  | 0,0686<br>(0,0696)                        | 0,0453<br>(0,0846)                            | 0,170<br>(0,130)                          | -0,0266<br>(0,0889)                          |
| Inflacija(-2)                  | -0,173***<br>(0,0659)                     | -0,00436<br>(0,0803)                          | 0,183*<br>(0,101)                         | -0,177***<br>(0,0690)                        |
| Inflacija(-3)                  | -0,172**<br>(0,0726)                      | 0,0200<br>(0,0883)                            | 0,121<br>(0,113)                          | -0,149*<br>(0,0770)                          |
| Inflacija(-4)                  | 0,182***<br>(0,0712)                      | -0,00938<br>(0,0867)                          | 0,0621<br>(0,109)                         | -0,0127<br>(0,0744)                          |
| proizvodna vrzel(-1)           | 0,346***<br>(0,0907)                      | 0,519***<br>(0,110)                           | -0,0781<br>(0,169)                        | 1,816***<br>(0,115)                          |
| proizvodna vrzel(-2)           | -0,0139<br>(0,0892)                       | 0,316***<br>(0,109)                           | 0,417<br>(0,312)                          | -1,725***<br>(0,212)                         |
| proizvodna vrzel(-3)           | 0,264***<br>(0,0889)                      | 0,149<br>(0,108)                              | -0,339<br>(0,308)                         | 1,384***<br>(0,210)                          |
| proizvodna vrzel(-4)           | 0,00441<br>(0,0883)                       | -0,234**<br>(0,108)                           | 0,0737<br>(0,166)                         | -0,540***<br>(0,113)                         |
| dlnnafta                       | <b>0,0201***</b><br><b>(0,00509)</b>      | -0,00563<br>(0,00620)                         | <b>0,00867***</b><br><b>(0,00256)</b>     | 0,00360**<br>(0,00175)                       |
| Trend                          | -0,000341***<br>(0,0000839)               | 0,0000633<br>(0,000102)                       | 0,0000315<br>(0,0000278)                  | 80,86e-06<br>(0,000019)                      |
| s2                             | 0,00443***<br>(0,00164)                   | 0,00199<br>(0,00199)                          | 0,000322<br>(0,000936)                    | -0,00121*<br>(0,000637)                      |
| s3                             | -0,00573***<br>(0,00160)                  | -0,000562<br>(0,00195)                        | -0,00413***<br>(0,00102)                  | -0,000264<br>(0,000698)                      |
| Dygapsihp1600                  | -0,0212***<br>(0,00438)                   | 0,0267***<br>(0,00533)                        | /                                         | /                                            |
| dydlnpciat2                    | /                                         | /                                             | 0,0118***<br>(0,00262)                    | -0,00158<br>(0,00178)                        |
| dydlnpciat3                    | /                                         | /                                             | -0,0119***<br>(0,00314)                   | -0,00267<br>(0,00214)                        |
| Velikost vzorca                | 1996q2 - 2007q4                           | 1996q2 - 2007q4                               | 1996q2 - 2007q4                           | 1996q2 - 2007q4                              |
| Število opazovanj              | 47                                        | 47                                            | 47                                        | 47                                           |
| Število ocenjevanih parametrov | 14                                        | 14                                            | 15                                        | 15                                           |
| R <sup>2</sup>                 | 0,8366                                    | 0,6983                                        | 0,6795                                    | 0,9692                                       |

Vir: Lastni izračuni z uporabo ekonometričnega paketa.

Opomba: Vse ocene so zaokrožene na 3 polna decimalna mesta.

Legenda: \* koeficient je statistično značilen pri vsaj 10 % točni stopnji značilnosti

\*\* koeficient je statistično značilen pri vsaj 5 % točni stopnji značilnosti

\*\*\* koeficient je statistično značilen pri vsaj 1 % točni stopnji značilnosti

Za boljše ocene parametrov bi bilo treba modelirati vpliv cene nafte na inflacijo v okviru sistema DSGE<sup>2</sup>, kjer je možno oceniti tudi strukturne parametre, ne le reduciranih. NKPC, ki jo poskušamo kot okvir uporabljati v tem delu, je namreč le ena od enačb splošnega ravnotežja in zato ne opisuje adekvatno dinamike celotne ekonomije. Nadalje je naš model

omejen samo na sočasne vplive cene nafte na inflacijo, preučevanje časovno bolj oddaljenih bi zahtevalo uporabo naprednejših ekonometričnih metod.

Nadalje je treba tudi omeniti, da v našem modelu ne dopuščamo oziroma ne vključujemo sprememb nekaterih pomembnih kanalov prenosa cene nafte na

<sup>2</sup> Dinamični stohastični model splošnega ravnotežja.

inflacijo, ki jih obravnavamo v nadaljevanju. Model ne vključuje vpliva spreminjanja energetske učinkovitosti gospodarstva, ne vključuje spreminjanja uteži za nafte derivate v košarici CPI in ne nazadnje ne vključuje dinamike spreminjanja trošarin, njihove acikličnosti ter samega dejstva, da postaja prenos sprememb cene nafte v bruto cene tekočih goriv ob višanju cen nafte vse močnejši (in obratno).<sup>3</sup>

Kot možno izboljšavo dodajamo v model še vpliv tujine na domačo inflacijo, ki se kaže kot prenos tujih cen v domače, v tem prispevku pa ga, enako kot Masten in Brezigar Masten (2006), zajemamo z vrzeljo realnega deviznega tečaja. Podobno kot ceno nafte lahko v Cobb-Douglasovo produkcijsko funkcijo vključimo še vmesne dobrine. V primeru majhnih odprtih držav velik delež vmesnih dobrin predstavljajo uvožene dobrine. Ker je njihova cena, denominirana v tuji valuti, za majhne države dana največkrat eksogeno (odvisno predvsem od pogajalske moči), nanjo prek domačega povpraševanja ni mogoče vplivati. Ker se tudi cene domačih vmesnih dobrin prilagajajo cenovni dinamiki uvoženih dobrin oziroma od njih ne odstopajo bistveno, se tuji cenovni šoki neposredno odražajo v povečanju marginalnih stroškov podjetij. Učinek prenosa tujih cen na odklon realnih marginalnih stroškov bi najbolj korektno zajemali s pogoji menjave, vendar zaradi priročnosti na tem mestu uporabimo kar realni efektivni devizni tečaj in torej uvoženo inflacijo zajemamo z vrzeljo realnega deviznega tečaja, ki je izračunana kot odklon od svoje trendne vrednosti<sup>4</sup>.

NKPC z vključeno vrzeljo realnega efektivnega deviznega tečaja lahko zapišemo kot  $\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \lambda \kappa x_t + \lambda \delta dp_t^o + \lambda \phi ddt_t$ , kjer  $ddt_t$  predstavlja vrzel realnega deviznega tečaja. Podatki o realnem efektivnem deviznem tečaju<sup>5</sup> so zbrani za obdobje od prvega četrletja 1995 do četrtega četrletja 2007, izvirajo pa iz podatkovne baze Evropske komisije. Vrzel realnega deviznega tečaja vključujemo v model kot endogeno spremenljivko predvsem zaradi Slovenije, kjer je centralna banka v preteklosti pri svoji politiki v veliki meri ciljala realni devizni tečaj (Masten & Brezigar Masten, 2006).

Vpliv cene surove nafte na inflacijo se v ocenjenem modelu za Slovenijo in Avstrijo ob vključitvi vrzeli realnega deviznega tečaja sicer nekoliko poveča, med tem ko razmerje med njima, ki nas v prispevku pravzaprav zanima, ostaja praktično enako oziroma

se malenkostno poveša. Zato se v nadaljnji razpravi rezultatov sklicujemo predvsem na prvi model, pri katerem se pri zelo majhni časovni seriji odredimo manj stopinjam prostosti.

## 4. Razprava

Vpliva cene surove nafte na inflacijo sta za obe državi značilna pri 1 % stopnji značilnosti. Za Slovenijo sprememba cene nafte v evrih oziroma v dolarjih, ob nespremenjenem nominalnem deviznem tečaju USD/EUR, za 10 odstotkov povzroči ceteris paribus povišanje tekoče četrletne inflacije za 0,2 odstotne točke. Enako povišanje cene nafte v Avstriji pa poveša ceteris paribus avstrijsko tekočo četrletno inflacijo samo za 0,087 odstotne točke oziroma za slabo desetino odstotne točke. Vpliv cene surove nafte na inflacijo se ob vključitvi vrzeli realnega deviznega tečaja nekoliko poveča, in sicer pri Sloveniji na 0,0280, pri Avstriji pa na 0,0115, oba koeficienta sta zopet značilna pri 1 % stopnji značilnosti.

V primerjavi z ugotovitvami LeBlanca in Chinna (2004), ki ocenjujeta učinke sprememb cene surove nafte v nekaj najbolj razvitih državah in ocenjujeta, da povišanje cene nafte za 10 odstotnih točk vodi do neposrednega povišanja inflacije v razponu od 0,1 do 0,8 odstotne točke, se z ocenami našega modela znajdemo na spodnji meji razpona vpliva cene surove nafte.<sup>6</sup> Ob upoštevanju rezultatov Jagriča in Hafnerja (2005), ki uporabljata 30-sektorske input-output tabele in ocenjujeta, da povečanje cene nafte za 10 odstotkov k slovenski inflaciji prispeva 0,5 odstotne točke, pa lahko realno trdimo, da naš model samo višino vpliva cene nafte na inflacijo v posamezni državi podcenjuje. Ob tem je treba poudariti, da je model v prvi vrsti namenjen ocenjevanju razlike v vplivu cene surove nafte na inflacijo med Slovenijo in Avstrijo, empirična oblika NKPC v obliki reduciranega VAR-modela pa nam služi le kot struktura za prikaz te razlike.

Razlika v vplivu cene nafte na inflacijo med Slovenijo in Avstrijo, ki je predmet te analize, je občutna, saj se slovenska inflacija ob povišanju cene surove nafte na svetovnem trgu na povišanje odzove s skokom, ki je kar za 132 % višji kot v Avstriji oziroma 2,32-krat višji. Ta razlika ostane na praktično enaki ravni tudi v modelu, kjer vključimo vrzel realnega deviznega tečaja kot dodatno endogeno spremenljivko. V tem okviru je razlika v vplivu 10 odstotne spremembe

<sup>3</sup> Trošarine namreč tudi ob nespremenjenih vrednostih predstavljajo ob dvigovanju cen tekočih goriv vedno manjši del končne cene, s tem pa izgubljajo vlogo dušilca, kot jo opredelimo v nadaljevanju.

<sup>4</sup> Spet izračunane s HP filtrom.

<sup>5</sup> Kjer se upošteva najširša skupina trgovinskih partneric v sestavi EU27 plus nekatere druge svetovne države.

<sup>6</sup> Če se v empirično povezavo med inflacijo in ceno nafte vključijo še dodatni odlogi in mera efektivnega deviznega tečaja, se ta razpon poveča do 1,1 odstotne točke.



cene nafte *ceteris paribus* na četrtnoletno inflacijo v Sloveniji glede na Avstrijo tudi kar 144 %. Ker sta razliki v vplivu cene nafte na inflacijo v Sloveniji in Avstriji tako v prvotnem kot v razširjenem modelu praktično enaki, lahko ocenjujemo, da je specifikacija modela robustna do te mere, da so relativne ocene spremembe inflacije v Sloveniji glede na Avstrijo konsistentne in da nam model dobro ocenjuje razliko v prenosu sprememb cene surove nafte v inflacijo med Slovenijo in Avstrijo.

V nadaljevanju razprave poskušamo pojasniti 132 % oziroma 144 % razliko v vplivu cene surove nafte na inflacijo med državama, zato si podrobneje ogledamo mehanizem prehajanja cenovnih sprememb surove nafte v inflacijo. Spremembe cene surove nafte prehajajo v inflacijo preko treh kanalov: prehajanje spremembe cene surove nafte v cene tekočih goriv, sestava gospodarstva in sestava košarice CPI.

#### 4.1. Prehajanje spremembe cene surove nafte v cene tekočih goriv<sup>7</sup>

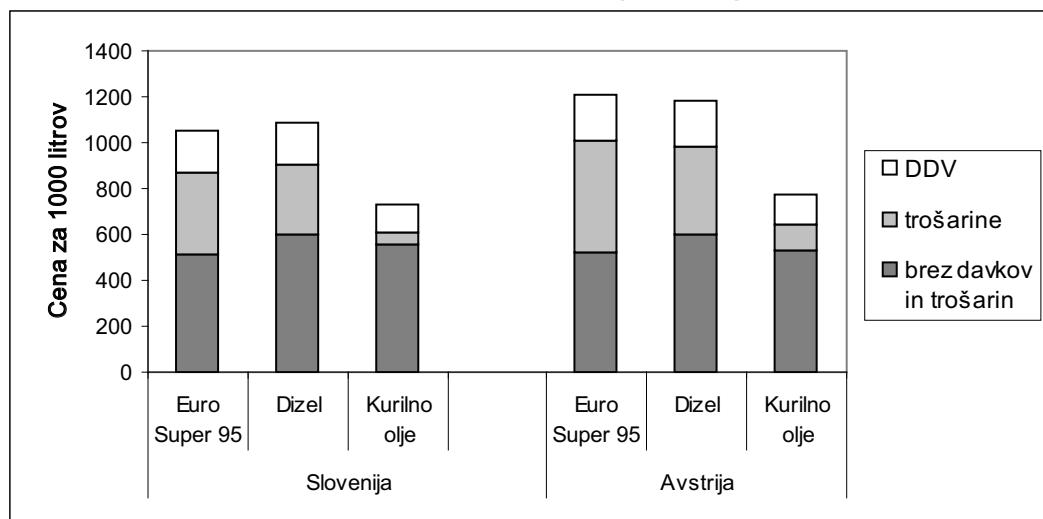
Odziv cen tekočih gorivna nihanja cene nafte je lahko precej različen od države do države in od tipa derivata, nanj pa najbolj vplivajo lokalni dejavniki. Arpa, Cuaresma, Gnan in Silgoner (2006) so identificirali dejavnike, ki vplivajo na hitrost in obseg prenosa cenovnih nihanj surove nafte v končne cene tekočih goriv, ki jih lahko razdelimo v dve skupini: konkurenca v energetske sektorju in posledična elastičnost naftnih derivatov (neto cene) ter trošarine (bruto cene). Prenos cene surove nafte v bruto cene najbolj uporabljenega bencina euro super 95 so ocenjevali z VAR-modelom. Ocenjujejo, da je elastičnost

bruto cene bencina tako v Avstriji kot v Sloveniji za več kot polovico manjša od elastičnosti neto cene (učinek trošarin), prenos sprememb cene surove nafte v bruto ceno bencina pa je v Avstriji 20 %, v Sloveniji pa skoraj dvakrat toliko.

Na tem mestu je primerno omeniti razliko v konkurenci na trgu naftnih derivatov. Cena naftnih derivatov se v Avstriji oblikujejo prosto, čeprav so imele v letu 2004 štiri največje verige črpalk kar 60-odstotni tržni delež (PVM Vienna, 2005), in ne na podlagi vnaprej določenega modela kakor v Sloveniji. Vpliv konkurence na trgu naftnih derivatov na prehajanje spremembe cene surove nafte v cene tekočih goriv tako v Sloveniji ni relevanten, saj se pri nas v skladu z Uredbo o oblikovanju cen naftnih derivatov njihove cene avtomatično usklajujejo s cenami surove nafte na trgu, marže distribucijskih podjetij pa so fiksne in ne morejo absorbirati dvigov ali padcev cen surove nafte (kot je to potencialno možno v Avstriji).

Glavni razlog velike (morda pretirane) ekonometrično ocenjene razlike Arpe et. al v cenovnem prenosu surove nafte v inflacijo med državama mora biti v trošarinah. Pri prenosu sprememb cene nafte v končne bruto cene tekočih goriv delujejo trošarine kot dušilci, saj so določene glede na količino in ne kot odstotni delež cene. Posledično se cenovna nihanja prenesejo tem manj, kolikor večje so trošarine, saj predstavljajo spremenjeni stroški surove nafte samo en del strukture končne cene. Sestavo končne cene tekočih goriv v Sloveniji in Avstriji konec leta 2007 nam prikazuje Slika 1, v Prilogi 2 pa lahko vidimo dinamiko spreminjanja trošarin za izbrani državi od leta 2004 do 2007.

Slika 1: Sestava končne cene tekočih goriv v Sloveniji in Avstriji



Vir: Oil bulletin, 2007.

<sup>7</sup> S čimer v nasprotju s statistiko označujemo tri najpogostejše uporabljene naftne derivate: bencin euro super 95, dizel in kurilno olje.

Iz Slike 1 je razvidno, da so trošarine v Avstriji konec obravnavanega obdobja višje in torej bolj blažijo prenose nedavnih cenovnih sunkov surove nafte v tekoča goriva. Primerjava višine povprečnih letnih trošarin od 2004 do 2007 nam pokaže, da so bile trošarine v omenjenem obdobju v Avstriji glede na Slovenijo za euro super 95 povprečno višje za 15 %, za dizel 6 %, za kurilno olje pa kar 86 %.

#### 4.2. Sestava gospodarstva

Na odziv inflacije na spremembe cene surove nafte vpliva tudi struktura gospodarstva, ki prek uporabe naftnih derivatov kot vmesnih dobrin prenaša njihovo ceno dalje v končne cene potrošnih dobrin. Večji kot je delež, ki ga obsegajo naftni derivati v vseh vmesnih dobrinah, bolj se nihanja cene nafte odrazijo na drugih cenah končnih dobrin in prek košarice CPI na inflaciji. Tu lahko govorimo predvsem o energetske učinkovitosti gospodarstva.

Energetska učinkovitost gospodarstva se izračunava kot poraba energije, deljena z BDP v konstantnih cenah in se izrazi kot število kilogramov naftnega ekvivalenta (v nadaljevanju: KGOE) na 1000 EUR ustvarjenega BDP. Energetsko učinkovitost gospodarstva Avstrije in Slovenije nam prikazuje Slika 2.

Splošna energetska učinkovitost gospodarstva v Sloveniji in Avstriji pokaže razliko med obravnavanimi državama. Medtem ko porabimo v Sloveniji več kot 300 KGOE za vsakih 1000 EUR ustvarjenega proizvoda, potrebujejo v Avstriji samo 150 KGOE. Avstrija ima eno od najbolj energetsko učinkovitih gospodarstev v Evropski uniji, zato je razumljivo, da se v obdobju od 1995 do 2005 njena energetska

učinkovitost ni dosti spremenila (poslabšala se je za 2 %), po drugi strani pa ima Slovenija še neizkoriščen potencial učinkovitosti in je v enakem obdobju svojo energetsko učinkovitost izboljšala za 20 %.

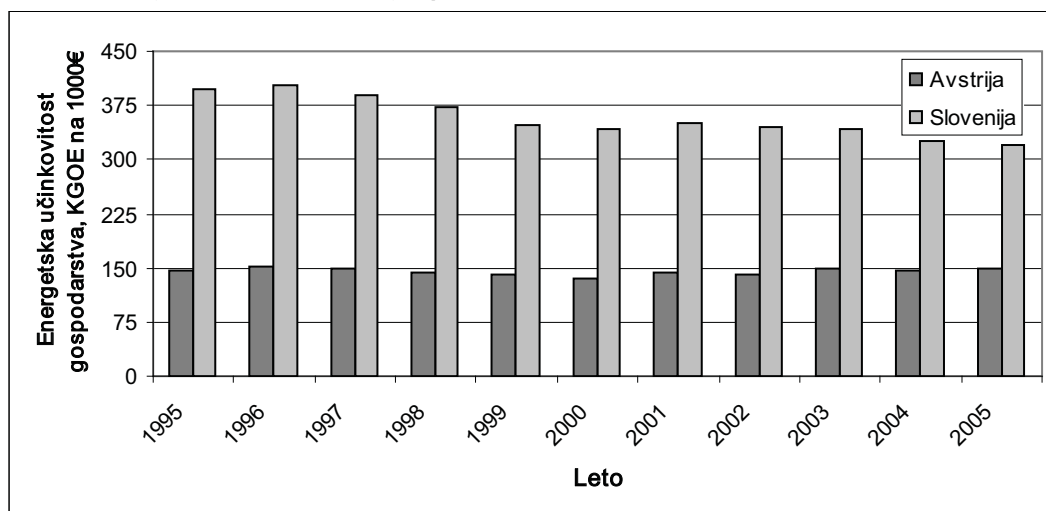
V povprečju v obravnavanem obdobju izrablja Slovenija energijo pri ustvarjanju bruto domačega proizvoda skoraj 2,5-krat slabše kot Avstrija, kar pomeni, da naše gospodarstvo porabi v povprečju za 150 % več energije za ustvarjanje enake vrednosti domačega proizvoda kot v Avstriji.

Pomemben zadržek pri tem kazalcu je, da je ta mera energetske učinkovitosti odvisna tudi od končnih cen prodanih produktov oziroma od celotne vrednosti BDP. Razvitejše države lahko tudi izdelek, za katerega se porabi enaka količina energije kot v manj razvitih državah, prodajo za višjo ceno in prek tega delno ustvarijo navidezno razliko v energetske učinkovitosti, kot jo merimo s kazalcem KGOE/1000 EUR BDP. Obenem imajo razvitejše države v vsakem primeru bolj napredno tehnologijo, ki omogoča boljše energetsko učinkovitost in drugačno strukturo gospodarstva, z manjšim deležem v energetske intenzivnih panogah, ki so tradicionalno bolj pomembna v manj razvitih državah.

#### 4.3. Sestava košarice CPI

Razlike v utežeh pri naftnih derivatih v košarici indeksa cen življenjskih dobrin predstavljajo neposreden vzrok različnega vpliva cene nafte na inflacijo v Sloveniji in Avstriji. V košarici, v kateri so potrošne dobrine in storitve razdeljene po standardni metodologiji COICOP<sup>8</sup>, nas zanimata dva razdelka: 0453 – tekoča goriva in 0722 – goriva in maziva, ki vsebu-

Slika 2: Energetska učinkovitost gospodarstva



Vir: Energy intensity of the economy, 2008

<sup>8</sup> Klasifikacija oziroma razvrstitev proizvodov po namenu v 12 glavnih skupin.



**Tabela 2: Uteži naftnih derivatov v košarici CPI za leto 2005**

|                       | AVSTRIJA [%] | SLOVENIJA [%] |
|-----------------------|--------------|---------------|
| 0453 Tekoča goriva    | 0,7          | 2,2           |
| 0722 Goriva in maziva | 3,7          | 5,5           |
| Skupaj                | 4,4          | 7,7           |

Vir: Indeksi cen življenjskih potrebščin po COICOP/HICP po skupinah in podskupinah, 2008; Verbraucherpreisindex, 2008.

jeta naftne derivate v končni potrošnji. V kategorijo tekočih goriv spada kurilno olje, med goriva in maziva pa uvrščamo motorno olje, bencin in dizel. Tabela 2 nam prikazuje uteži obeh kategorij v odstotkih za Slovenijo in Avstrijo za leto 2005.

Naftni derivati imajo v košarici CPI v Sloveniji v primerjavi z Avstrijo za leto 2005 za kar 3,3 odstotne točke oziroma za 75 % višjo utež. Večji kot je delež cen naftnih derivatov v potrošni košarici, bolj se na inflaciji odrazijo nihanja njihovih cen.

Več podatkov je na voljo o gibanju uteži v harmoniziranem CPI. Spreminjanje uteži seštevka kategorije tekoča goriva in kategorije goriva in maziva za HCPI od leta 2000 do leta 2008 je vidno v Prilogi 3. Uteži naftnih derivatov v slovenski harmonizirani košarici dobrin skozi preučevano obdobje so glede na avstrijsko košarico stalno od 68 % do 120 % višje, povprečno pa so višje za skoraj 90 %.

## 5. Sklep

Zanimivo je, da navkljub majhnim ocenam vpliva cene surove nafte na inflacijo oba modela skoraj popolnoma enako ocenjujeta razliko v vplivu cene surove nafte na inflacijo med Slovenijo in Avstrijo. Sprememba cene surove nafte na svetovnem trgu za 10 odstotkov namreč povzroči v Sloveniji v okviru osnovnega modela za 132 % višji skok v inflaciji kot v Avstriji in v okviru modificiranega modela za 144 %.

Navkljub temu nam pogled na kanale prenosa, kjer so trošarine za naftne derivate v Avstriji glede na Slovenijo višje od 6 % do 86 %, kjer slovenske uteži naftnih derivatov v košarici CPI presegajo avstrijske za 75 % in ne nazadnje, kjer je energetska učinkovitost gospodarstva<sup>9</sup> Slovenije za skoraj 150 % slabša kot avstrijska, namiguje, da bi morala biti razlika v vplivu spremembe cene surove nafte na inflacijo med Slovenijo in Avstrijo še toliko višja.

Željo po manj volatilni inflaciji lahko izpolnimo z bolj intenzivnim acikličnim prilagajanjem trošarin oziroma najprej z visokim povišanjem trošarin v času padanja cene surove nafte, kar so ekonomski politiki pred vstopom v EMU predlagali že Damijan,

Masten in Polanec (2004). Ta ukrep sam po sebi sicer zmanjšuje inflacijo, med tem ko je raven cen v takšnem obdobju pač toliko višja. Bolj zanimiv pogled s strani potrošnika nam razkrije, da smo imeli v Sloveniji, tako v primerjavi z drugimi tranzicijskimi državami kot z EU-15, v zadnjih desetih letih navkljub visokim cenam surove nafte daleč najvišje uteži naftnih derivatov v potrošni košarici, kot jih zajema harmoniziran CPI. Ali botrujejo temu naše osebne preference po tem tipu dobrin in povezanih produktov ali le nerazumevanje cen kot alokacijskega mehanizma in s tem nerazumna (za naše razmere) porazdelitev osebnega dohodka, pa ostaja za sedaj neodgovorjeno.

## Literatura in viri

Arpa, M., Cuaresma, J. C., Gnan, E. & Silgoner, M. A. (2006): *Oil Price Shock, Energy Prices and Inflation - A Comparison of Austria and the EU. Monetary Policy & the Economy*, 06 (Q1), 53–77.

Bruggemann, R., Lutkepohl, H. & Saikkonen, P. (2006). *Residual autocorrelation testing for vector error correction models. Journal of Econometrics*, 127 (2), 579–604.

Calvo, G. A. (1983). *Staggered prices in a utility maximizing framework. Journal of Monetary Economics*, 12 (3), 383 – 398.

Damijan, J. P., Masten, I. & Polanec, S. (2004). *Priporočila ekonomski politiki Slovenije glede politike oblikovanja cen tekočih goriv pri vstopanju v ERM 2. Končno poročilo. Ljubljana: Inštitut za ekonomska raziskovanja.*

*Energy intensity of the economy. Eurostat.*

Gali, J. & Gertler, M. (1999). *Inflation dynamics: A structural econometric analysis. Journal of Monetary Economics*, 44 (2), 195–222.

*Harmonized indices of consumer prices - Item weights. Eurostat.*

Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. (1981). *Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. Discussion Paper #451. CMS-EMS The Center for Mathematical Studies in Economics & Management Sciences.*

*Indeksi cen življenjskih potrebščin po COICOP/HICP po skupinah in podskupinah.. Statistični urad Republike Slovenije.*

<sup>9</sup> Merjena v KGOE na 1000 EUR BDP.

Jagrič, T. & Hafner, M. (2005). *Analiza vpliva rasti cene nafte na inflacijo v Sloveniji. Naše gospodarstvo*, (3-4), 13-23.

Leblanc, M. & Chinn, M. D. (2004). *Do High Oil Prices Presage Inflation? The Evidence from G-5 Countries. Santa Cruz Department of Economics Working Paper Series 1021, Santa Cruz: Department of Economics, UC Santa Cruz.*

Masten, I. & Brezigar Masten, A. (2006). *Proizvodna vrzel v Sloveniji – metode ocenjevanja, strukturne ocene Phillipsove krivulje in uporaba pri napovedovanju inflacije. Končno poročilo. CRP projekt V5-0918.*

*Oil Bulletin [2004 - 2007]. European Commission.*

*Podatkovna baza Banke Slovenije. Ljubljana: Banka Slovenije.*

PVM Vienna (2005). *Der Österreichische Kraftstoffmarkt 2004. Bundesministerium für Wirtschaft und Arbeit. Schlussbericht (VF1.04).*

Rotemberg, J. & Woodford, M. (1997). *An Optimization-Based Econometric Framework for the Evolution of Monetary Policy. Mimeo.*

*Verbraucherpreisindex. Statistik Austria.*

Whelan, K. (2007). *Topic 6: The New-Keynesian Phillips Curve.*

**Priloga 1:****Test avtokorelacije za Slovenijo in Avstrijo****Tabela 1: Test avtokorelacije za Slovenijo**

| Odlog | Chi <sup>2</sup> | Verjetnost > Chi <sup>2</sup> |
|-------|------------------|-------------------------------|
| 1     | 9,0103           | 0,0608                        |
| 2     | 3,789            | 0,435                         |
| 3     | 5,254            | 0,262                         |
| 4     | 3,864            | 0,425                         |

Vir: Lastni izračuni z uporabo ekonometričnega paketa.

Opomba: Vse ocene so zaokrožene na 3 polna decimalna mesta.

$H_0$  = pri danem odlogu ni avtokorelacije

**Tabela 2: Test avtokorelacije za Avstrijo**

| Odlog | Chi <sup>2</sup> | Verjetnost > Chi <sup>2</sup> |
|-------|------------------|-------------------------------|
| 1     | 9,0103           | 0,06084                       |
| 2     | 3,7888           | 0,43534                       |
| 3     | 5,2538           | 0,26223                       |
| 4     | 3,8637           | 0,42477                       |

Vir: Lastni izračuni z uporabo ekonometričnega paketa.

Opomba: Vse ocene so zaokrožene na 3 polna decimalna mesta.

$H_0$  = pri danem odlogu ni avtokorelacije

**Test normalnosti porazdelitve ostankov regresij za Slovenijo in Avstrijo****Tabela 3: Test normalnosti porazdelitve ostankov za Slovenijo**

| Simetričnost |                  |                               |
|--------------|------------------|-------------------------------|
| Enačba       | Chi <sup>2</sup> | Verjetnost > Chi <sup>2</sup> |
| Dlncpisi     | 2,621            | 0,105                         |
| gapsihp1600  | 0,408            | 0,523                         |
| Skupaj       | 3,029            | 0,220                         |

| Sploščenost |                  |                               |
|-------------|------------------|-------------------------------|
| Enačba      | Chi <sup>2</sup> | Verjetnost > Chi <sup>2</sup> |
| Dlncpisi    | 1,193            | 0,275                         |
| gapsihp1600 | 0,000            | 0,996                         |
| Skupaj      | 1,193            | 0,551                         |

Vir: Lastni izračuni z uporabo ekonometričnega paketa.

Opomba: Vse ocene so zaokrožene na 3 polna decimalna mesta.

$H_0$  = pri dani enačbi so ostanki porazdeljeni normalno

**Tabela 4: Test normalnosti porazdelitve ostankov za Avstrijo**

| Simetričnost |                  |                               |
|--------------|------------------|-------------------------------|
| Enačba       | Chi <sup>2</sup> | Verjetnost > Chi <sup>2</sup> |
| Dlncpiat     | 0,621            | 0,431                         |
| gapathp1600  | 0,168            | 0,681                         |
| Skupaj       | 0,790            | 0,674                         |

| Sploščenost |                  |                               |
|-------------|------------------|-------------------------------|
| Enačba      | Chi <sup>2</sup> | Verjetnost > Chi <sup>2</sup> |
| Dlncpiat    | 0,000            | 0,984                         |
| gapathp1600 | 0,526            | 0,468                         |
| Skupaj      | 0,526            | 0,769                         |

Vir: Lastni izračuni z uporabo ekonometričnega paketa.

Opomba: Vse ocene so zaokrožene na 3 polna decimalna mesta.

$H_0$  = pri dani enačbi so ostanki porazdeljeni normalno

## Test stabilnosti VAR-modela za Slovenijo in Avstrijo

**Tabela 5: Test stabilnosti VAR-modela za Slovenijo**

| Eigenvalue              | Modulus  |
|-------------------------|----------|
| 0,1191817 + 0,7307803i  | 0,740435 |
| 0,1191817 - 0,7307803i  | 0,740435 |
| 0,7028027 + 0,09852753i | 0,709676 |
| 0,7028027 - 0,09852753i | 0,709676 |
| -0,6826858              | 0,682686 |
| -0,4464277 + 0,4856703i | 0,659677 |
| -0,4464277 - 0,4856703i | 0,659677 |
| 0,518874                | 0,518874 |

Vir: Lastni izračuni z uporabo ekonometričnega paketa.

Opomba: Če so lastne vrednosti razporejene znotraj enotske krožnice, je sistem stabilen.

**Tabela 6: Test stabilnosti VAR-modela za Avstrijo**

| Eigenvalue               | Modulus  |
|--------------------------|----------|
| 0,8751468 + 0,2093945i   | 0,899849 |
| 0,8751468 - 0,2093945i   | 0,899849 |
| 0,04134145 + 0,8676625i  | 0,868647 |
| 0,04134145 - 0,8676625i  | 0,868647 |
| 0,686374                 | 0,686374 |
| -0,4297845               | 0,429784 |
| -0,05174458 + 0,4223163i | 0,425474 |
| -0,05174458 - 0,4223163i | 0,425474 |

Vir: Lastni izračuni z uporabo ekonometričnega paketa.

Opomba: Če so lastne vrednosti razporejene znotraj enotske krožnice, je sistem stabilen.

## Test heteroskedastičnosti ostankov: Breusch-Paganov test

Ničelne hipoteze (homoskedastičnosti ostankov) v enačbi (1) ne moremo zavrniti za nobeno varianco od ocenjenih regresijskih enačb ( $F_{\text{dlncpisi}}(13, 33) = 0,58$  in  $P_{\text{dlncpisi}} = 0,852$ ,  $F_{\text{gapsihp1600}}(13, 33) = 1,18$  in  $P_{\text{gapsihp1600}} = 0,442$ ,  $F_{\text{dlncpiat}}(14, 32) = 1,58$  in  $P_{\text{dlncpiat}} = 0,141$ ,  $F_{\text{gapathp1600}}(14, 32) = 1,18$  in  $P_{\text{gapathp1600}} = 0,338$ ).

$$\sigma_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 x_{2i} + \dots + \alpha_m x_{mi}$$

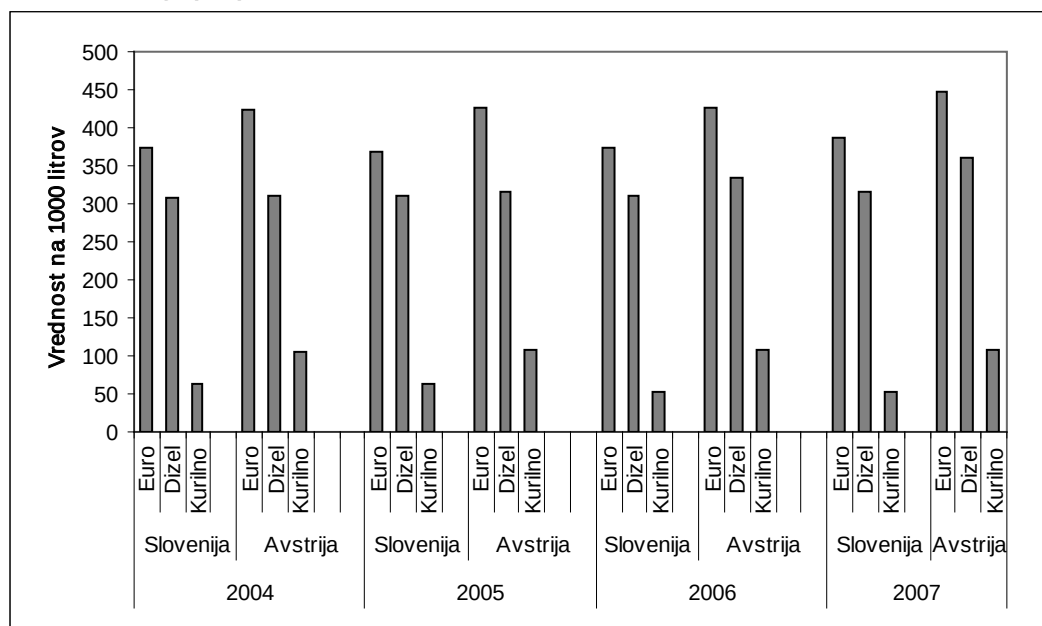
$$i = 1, \dots, n$$

$$m = 1, \dots, M$$

$$(1) \quad H_0 : \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_m = 0$$

## Priloga 2:

Slika 1: Gibanje povprečnih letnih trošarin\*

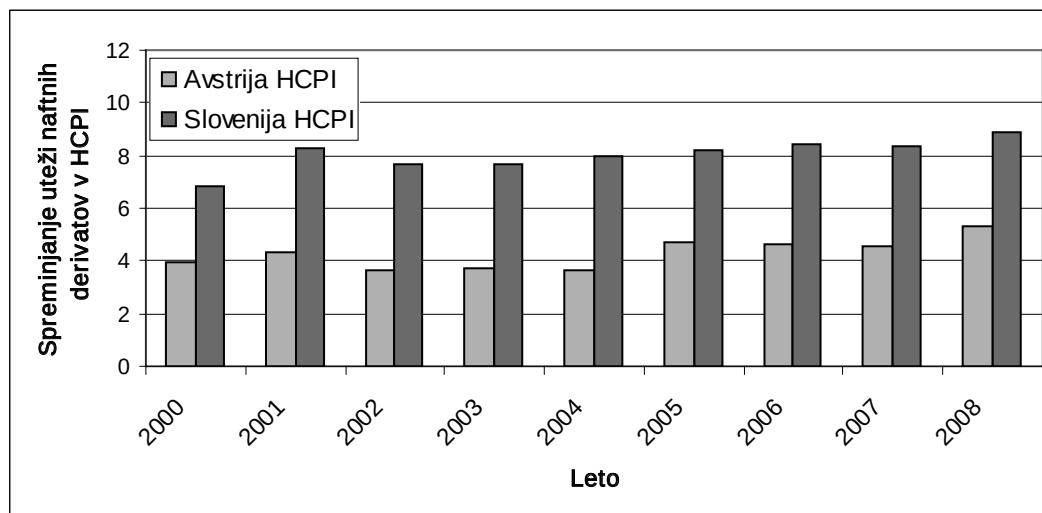


Vir: Oil bulletin, 2004 - 2007.

\* Za Slovenijo so podatki v letu 2004 od maja dalje.

## Priloga 3:

Slika 2: Spreminjanje uteži naftnih derivatov v HCPI



Vir: Harmonized indices of consumer prices - Item weights, 2008.