

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

DIPLOMSKO DELO

ALJAŽ KUNČIČ

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

DIPLOMSKO DELO

**VPLIV CENE NAFTE NA INFLACIJO
V SLOVENIJI IN AVSTRIJI**

Ljubljana, julij 2008

ALJAŽ KUNČIČ

IZJAVA

Študent **Aljaž Kunčič** izjavljam, da sem avtor tega diplomskega dela, ki sem ga napisal pod mentorstvom **doc. dr. Saša Polanca** in s komentorstvom **doc. dr. Igorja Mastena**, in da dovolim njegovo objavo na fakultetnih spletnih straneh.

V Ljubljani, dne 4. 7. 2008

Podpis:

KAZALO VSEBINE

UVOD	1
1 TEORETIČNI OKVIR	2
1.1 KLASIČNA PHILLIPSOVA KRIVULJA.....	2
1.2 NOVOKEYNESIANSKA EKONOMIKA.....	3
1.3 IZPELJAVA NOVOKEYNESIANSKE PHILLIPSOVE KRIVULJE.....	4
1.4 PPREDNOSTI NKPC.....	8
2 PREGLED EMPIRIČNE LITERATURE	9
3 EMPIRIČNO OCENJEVANJE	12
3.1 TEORIJA VEKTORSKE AVTOREGRESIJE.....	12
3.2 PODATKI.....	13
3.3 EKONOMETRIČNE OCENE.....	26
4 RAZPRAVA	33
4.1 PREHAJANJE SPREMEMBE CENE SUROVE NAFTE V CENE TEKOČIH GORIV.....	34
4.2 SESTAVA GOSPODARSTVA.....	36
4.3 SESTAVA KOŠARICE CPI.....	38
4.4 OCENA VPLIVA CENE SUROVE NAFTE NA INFLACIJO OB UPOŠTEVANJU KANALOV PRENOSA.....	39
SKLEP	40
LITERATURA IN VIRI	43

KAZALO SLIK

SLIKA 1: GIBANJE RAVNI CEN V SLOVENIJI IN AVSTRIJI.....	18
SLIKA 2: STACIONARNO GIBANJE RAVNI CEN V SLOVENIJI IN AVSTRIJI	18
SLIKA 3: GIBANJE TRENDNE IN CIKLIČNE KOMPONENTE BDP V SLOVENIJI.....	21
SLIKA 4: GIBANJE TRENDNE IN CIKLIČNE KOMPONENTE BDP V AVSTRIJI.....	21
SLIKA 5: GIBANJE PROIZVODNE VRZELI V SLOVENIJI IN AVSTRIJI.....	22
SLIKA 6: GIBANJE CEN SUROVE NAFTE NA SVETOVNIH TRGIH.....	24
SLIKA 7: GIBANJE CENE SUROVE NAFTE TIPA BRENT V DOLARJIH IN EVRIH OZ. ECU	25
SLIKA 8: GIBANJE DIFERENCE LOGARITMA CENE SUROVE NAFTE TIPA BRENT V EVRIH OZ. ECU	25
SLIKA 9: SESTAVA KONČNE CENE TEKOČIH GORIV V SLOVENIJI IN AVSTRIJI.....	36
SLIKA 10: ENERGETSKA UČINKOVITOST GOSPODARSTVA	37
SLIKA 11: SPREMINJANJE UTEŽI NAFTNIH DERIVATOV V HCPI.....	39

KAZALO TABEL

TABELA 1: OCENE MODELA S PRODUKCIJSKO VRZELJO ZA SLOVENIJO IN AVSTRIJO.....	29
TABELA 2: UTEŽI NAFTNIH DERIVATOV V KOŠARICI CPI ZA LETO 2005	38

KAZALO PRILOG

PRILOGA 1: UPORABA REKURZIVNE SUBSTITUCIJE	1
PRILOGA 2: STANDARDIZIRANE VREDNOSTI SPREMENLJIVK ZA SLOVENIJO.....	2
PRILOGA 3: STANDARDIZIRANE VREDNOSTI SPREMENLJIVK ZA AVSTRIJO.....	3
PRILOGA 4: TEST AVTOKORELACIJE ZA SLOVENIJO IN AVSTRIJO.....	4
PRILOGA 5: TEST NORMALNOSTI PORAZDELITVE OSTANKOV REGRESIJ ZA SLOVENIJO IN AVSTRIJO	5
PRILOGA 6: TEST STABILNOSTI VAR MODELA ZA SLOVENIJO IN AVSTRIJO	6
PRILOGA 7: TEST HOMOSKEDASTIČNOSTI OSTANKOV	7
PRILOGA 8: OCENE MODELA Z DODANO VRZELJO REALNEGA DEVIZNEGA TEČAJA ZA SLOVENIJO	8
PRILOGA 9: OCENE MODELA Z DODANO VRZELJO REALNEGA DEVIZNEGA TEČAJA ZA AVSTRIJO	9

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 oz. 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 medtem velike hitro razvijajoče se ekonomije, kot denimo Indija in Kitajska, pričele v večjem obsegu povpraševati po tej dobrini in s tem zaradi absolutno višjega povpraševanja na eni strani in nezadostne svetovne ponudbe na drugi strani pognale ceno nafte v doslej neslutene višine.

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 si ni težko predstavljati, da ima sprememba cene nafte močan vpliv, ki ga občutijo pravzaprav vsi po svetu. Vpliv cene nafte na povišanje inflacije je lahko najbolj problematičen predvsem iz družbenega vidika, saj je že Milton Friedman izpostavil, da je inflacija oblika neizglasovanega davka.

Avtorji obstoječih raziskav soglašajo, da ima povišanje cene nafte negativen vpliv na gospodarstvo in inflacijo, a si v kvantificiranju tega vpliva niso enotni. Namen in cilj diplomske naloge je zato z uporabo reduciranega modela vektorske avtoregresije oceniti vpliv cene nafte na inflacijo v Sloveniji in Avstriji ter razložiti razliko v vplivu, saj pričakujemo, da se spremembe v ceni nafte zaradi razlik v razvitosti med državama bolj intenzivno odrazijo v slovenski kot v avstrijski inflaciji.

Diplomsko delo je razdeljeno na štiri poglavja.

V prvem poglavju je predstavljen teoretični okvir, v katerem je možno preučevati inflacijo. Z uporabo enostavnih ekonomskih predpostavk izpeljemo tradicionalno obliko Phillipsove krivulje z adaptivnimi pričakovanji ter nadaljujemo z Lucasovo kritiko in racionalnimi pričakovanji, ki nas pripeljejo do sodobnejše oblike iste krivulje – novokeynesianske Phillipsove krivulje, ki jo izpeljemo ob določenih omejitvah in jo zaradi teoretičnih prednosti uporabljamo tudi v nadaljnji analizi. Drugo poglavje je namenjeno pregledu obstoječih raziskav, kjer se posebej osredotočimo na bolj pomembna dela in tista dela, ki se dotikajo neposredno obravnavanih držav. V tretjem poglavju je opisana metodologija modela vektorske avtoregresije in značilnosti uporabljenih spremenljivk ter podatkov, ki so v tem poglavju tudi ocenjeni. Četrto poglavje je namenjeno razpravi o ocenjenih rezultatih, kjer je poudarek na vplivu spremembe cene nafte na inflacijo v Sloveniji in Avstriji in na razlagi razlik v vplivu med državama. V sklepu so povzete temeljne ugotovitve diplomskega dela.

1 TEORETIČNI OKVIR

1.1 KLASIČNA PHILLIPSOVA KRIVULJA

Prvi formalen zapis Phillipsove krivulje izvira iz študije A.W. Phillipa iz leta 1958 (Phillips, 1958), ki je na primeru Združenega kraljestva dokumentiral statistično povezavo med rastjo nominalnih plač in nezaposlenostjo ter ugotovil izrazito negativno povezanost; višja rast plač sovпада z nižjo nezaposlenostjo in obratno. Ta povezava v bolj splošni obliki, kot odnos med inflacijo in nezaposlenostjo, je postala standardni del ekonomske teorije, posebej keynesianske doktrine, saj nudi nosilec politik neposredno izbiro med zasledovanjem višje zaposlenosti ali nižje inflacije (Whelan, 2007, str. 1).

Phillipsovo krivuljo lahko izpeljemo v gospodarstvu, kjer je edini produkcijski faktor delo (zaradi preprostejše izpeljave), iz enačbe postavljanja cen podjetij v monopolistični konkurenci (1), kjer se cene oblikujejo kot pribitek na mejne stroške, ki so v tem primeru kar nominalne plače. Enačba (2) označuje nominalno plačo v odvisnosti od pričakovane ravni cen, stopnje brezposelnosti αu in drugih dejavnikov z in skupaj z enačbo (1) prikazuje povezavo med ravno cen in stopnjo brezposelnosti v enačbi (3), ki ji dodamo še časovno indeksacijo. Če obe strani enačbe delimo z ravno cen v prejšnjem obdobju (po enačbi (4) in (5)) dobimo enačbo (6), ki jo delimo še s členom $(1 + \pi_t^e)(1 + \mu)$ in zapišemo povezavo med stopnjo inflacije in brezposelnosti v enačbi (7), iz katere zmnožke faktorjev (π_t, π_t^e, μ) zaradi majhnosti črtamo oz. jih zanemarimo. Na tekočo stopnjo inflacije π_t pozitivno vplivajo pričakovana stopnja inflacije π_t^e , marža podjetji μ in drugi dejavniki z , ki vplivajo na postavljanje plač, negativen vpliv na inflacijo pa ima stopnja nezaposlenosti u (Blanchard, 2003, str. 121–129, 136–137, 163).

$$P = (1 + \mu)W \quad (1)$$

$$W = P^e F(u, z) = P^e (1 - \alpha u + z) \quad (2)$$

$$P_t = P_t^e (1 + \mu)(1 - \alpha u + z) \quad (3)$$

$$\frac{P_t}{P_{t-1}} = \frac{P_t - P_{t-1} + P_{t-1}}{P_{t-1}} = \pi_t + 1 \quad (4)$$

$$\frac{P_t^e}{P_{t-1}} = \frac{P_t^e - P_{t-1} + P_{t-1}}{P_{t-1}} = \pi_t^e + 1 \quad (5)$$

$$(1 + \pi_t) = (1 + \pi_t^e)(1 + \mu)(1 - \alpha u + z) \quad (6)$$

$$\pi_t = \pi_t^e + (\mu + z) - \alpha u_t \quad (7)$$

Če vključimo v enačbo (7) **adaptivna pričakovanja**, opredelimo inflacijska pričakovanja kot posledico pretekle inflacije v obliki $\pi^e = \theta\pi_{-1}$, kjer θ odraža stopnjo prehajanja pričakovanj, dobimo enačbo (8), iz katere lahko ob predpostavki, da je $\theta = 1$ v enačbi (9) in (10) izrazimo naravno oz. bolj natančno, **neinflatorno stopnjo brezposelnosti (NAIRU)** u_n . Phillipsovo krivuljo lahko sedaj z vstavljanjem $\alpha u_n = (\mu + z)$ v enačbo (8) zapišemo v enačbi (11) tudi kot povezavo med tekočo inflacijo, inflacijskimi pričakovanji in odmikom dejanske stopnje nezaposlenosti od NAIRU ravni (Blanchard, 2003, str. 163–169).

$$\pi_t = \pi_{t-1} + (\mu + z) - \alpha u_t \quad (8)$$

$$\pi_t - \pi_{t-1} = 0 = (\mu + z) - \alpha u_n \quad (9)$$

$$u_n = \frac{(\mu + z)}{\alpha} \quad (10)$$

$$\pi_t = \pi_{t-1} - \alpha(u_t - u_n) \quad (11)$$

Pomanjkljivosti klasične Phillipsove krivulje z adaptivnimi pričakovanji, kot je zapisana v enačbi (11), sta prva izpostavila predstavnika šole **racionalnih pričakovanj** (ki je sestavni del nove klasične ekonomike) Thomas Sargent (1971) in Robert Lucas (1976), kar je postalo znano kot **Lucasova kritika**. Ta pravi, da enostavne ocene preteklih odnosov med spremenljivkami ne povedo veliko o prihodnjih odnosih, če ocenjeni parametri niso strukturni, saj se ob spremembi ekonomske politike nujno spremenijo tudi sami. V kolikor je monetarna politika, ki lahko preko uravnavanja količine denarja v obtoku kratkoročno tudi vpliva na realni sektor, verodostojna, se pričakovanja o prihodnji inflaciji ne bodo več oblikovala samo na podlagi pretekle inflacije, temveč tudi ali predvsem na osnovi vnaprej sporočenih aktivnosti monetarne politike (v kakšni meri se bodo ocene zanašale na objavljeno monetarno politiko, je odvisno predvsem od njene verodostojnosti), za zniževanje inflacije pa ob hitrem in močnem posredovanju monetarne politike ne bo potrebno (pomembno) povišati nezaposlenosti. Gre torej za spremenjene odnose med spremenljivkami v Phillipsovi krivulji. Na drugi strani sta bila Stanley Fischer in John Taylor nasprotnega mnenja in sta na kritike nove klasične šole odgovarjala z **nominalnimi rigidnostmi** plač in cen, prek katerih sta ob vključevanju racionalnih pričakovanj v Phillipsovo krivuljo zagovarjala počasno intervencijo monetarnih oblasti, saj se plače in cene ne morejo prilagoditi nemudoma na spremembe v monetarni politiki, četudi je ta visoko verodostojna. Z vključitvijo racionalnih pričakovanj in mikroekonomske razlage rigidnosti sta postavila temelje nove keynesianske ekonomije (Blanchard, 2003, str. 193–196).

1.2 NOVOKEYNESIANSKA EKONOMIKA

Novokeynesianska ekonomika je prevladujoča ekonomska šola v sodobni makroekonomiji, ki jo lahko uvrščamo v novo neoklasično sintezo in se je z iskanjem mikroekonomskih temeljev

keynesianskih idej razvila kot odgovor na pomanjkljivosti Keynesianske šole, ki so jih v drugi polovici 20. stoletja izpostavljali predstavniki nove klasične ekonomike.

Razlika med novo klasično in novo keynesiansko ekonomiko je predvsem v hitrosti prilagajanja plač in cen. Predstavniki prve šole sledijo liberalni tradiciji *laissez faire* ekonomije in so mnenja, da so plače in cene popolnoma fleksibilne, s čimer se trgi na podlagi ponudbe in povpraševanja sami nemudoma uravnotežijo, medtem ko predstavniki druge šole menijo, da popolnoma fleksibilni trgi ne uspejo pojasniti kratkoročnih ekonomskih nihanj ter da so **cene in plače lepljive** oz. na kratek rok rigidne.

Pojasnjevanje ekonomskih vzrokov kratkoročnih rigidnosti plač in cen, kot so dolgoročne pogodbe o zaposlovanju, učinkovite plače, postopno spreminjanje cen (angl. *staggering prices*), stroški cenikov (angl. *menu-costs*), asimetrične informacije in koordinacijski problem so kredibilna podlaga novokeynesianski ekonomiki, na kateri le-ta gradi modele dinamičnega stohastičnega splošnega ravnovesja, ki vsebujejo keynesianske elemente (Mankiw, 2008; Sušjan, 2006, str. 265–272).

Čeprav novokeynesianska ekonomika zavrača novo klasično opredelitev težav v gospodarstvu kot naravnega stanja in tako kot Keynes opravičuje in nudi podlago državni intervenciji, je v principu **bližje neoklasični kot keynesianski doktrini** (ki jo nadaljujejo sodobne heterodoksne smeri, predvsem postkeynesianizem). V nasprotju s keynesianci, ki menijo, da trg tudi ob najboljših pogojih ni sposoben zagotoviti polne zaposlitvene ravni (saj je težava v sistemski negotovosti, ne fleksibilnosti), so novokeynesianci vsaj teoretično neoklasičnega mnenja, da bi trg hipotetično v pogojih popolne fleksibilnosti sicer lahko vzpostavil polnozaposlitveno ravnotežje, vendar to realno ni mogoče zaradi lepljivosti cen in plač. Prav tako deli novokeynesianska ekonomika z neoklasično šolo tudi metodološka orodja, s katerimi razlaga makroekonomske pojave prek matematičnih izpeljav mikroekonomskih konceptov (Sušjan, 2006, str. 272–273).

1.3 IZPELJAVA NOVOKEYNESIANSKE PHILLIPSOVE KRIVULJE

Novokeynesiansko Phillipsovo krivuljo (v nadaljevanju NKPC) izpeljemo na podlagi predpostavke rigidnih cen, ki jih postavljajo podjetja. Najbolj eleganten in analitično relativno enostaven način je, da analiziramo postavljanje cen *a la Calvo* (Calvo, 1983, str. 383–398), kasneje pa izpeljano pogojno optimalno ceno preoblikujemo še v stopnje rasti oz. vključimo v okvir NKPC. Izpeljava na omenjeni način je povzeta po Whelan (2007, str. 4–12) in v manjšem delu po Gali in Gertler (1999, str. 2–7) ter Damijan, Masten in Polanec (2004, str. 10–11).

1.3.1 Postavljanje cen *a la Calvo* in pogojna optimalna cena

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 podjetji $(1-\theta)$ odloči za spremembo cen, druga podjetja (θ) pa ohranijo cene na obstoječi ravni. Ko podjetja svoje cene le spremenijo, se ob tem zavedajo, da bodo morda cene morale ostati nespremenjene naslednjih k obdobji, zato poskušajo podjetja izbrati pogojno optimalno ceno z_t (logaritmirano), ki omogoča minimiziranje vrednosti funkcije izgub L v enačbi (12). Male tiskane črke zaradi lažjega zapisa označujejo logaritmirane vrednosti.

$$L(z_t) = \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t(z_t - p_{t+k}^*)^2 \quad (12)$$

Znotraj vsote $\sum_{k=0}^{\infty}$, ki nam pove, da funkcija izgub L upošteva vsa prihodnja obdobja, označuje p_{t+k}^* logaritem brezpogojne optimalne cene, ki bi jo podjetje postavilo v obdobju $t+k$, če bi bile cene popolnoma fleksibilne, $E_t(z_t - p_{t+k}^*)^2$ pa je tako približek pričakovanih izgub podjetja do obdobja $t+k$ zaradi nespremenjene cene. $(\theta\beta)^k$ predstavlja stohastičen diskontni faktor za vse prihodnje izgube, pri čemer je θ^k verjetnost, da podjetje ne bo uspelo do obdobja $t+k$ spremeniti svoje cene, β^k pa z vrednostjo med 0 in 1 poskrbi, da so izgube v bližnji prihodnosti diskontirane manj (in tako bolj pomembne) kot izgube proti koncu obdobja $t+k$.

Z odvajanjem enačbe (12) po z_t dobimo pogojno optimalno ceno v enačbi (13), iz katere lahko izrazimo z_t v enačbi (14) in z upoštevanjem formule za seštevek neskončnega geometrijskega zaporedja $S = \frac{u_1}{1-r}, |r| < 1$ izrazimo rešitev postavitve pogojne optimalne cene v enačbi (15).

$$L'(z_t) = 2 \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t(z_t - p_{t+k}^*) = 0 \quad (13)$$

$$\left(\sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k \right) z_t = \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t p_{t+k}^* \quad (14)$$

$$z_t = (1 - \theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t p_{t+k}^* \quad (15)$$

Pogojna optimalna cena z_t je torej tehtano povprečje prihodnjih cen, ki bi jih podjetje izbralo, če ne bi bilo cenovnih rigidnosti (brezpogojnih optimalnih cen p_{t+k}^*). Podjetje izbere takšno

ceno, ki je enaka povprečni brezpogojni optimalni ceni. Če ostajamo pri domnevi iz izpeljave klasične Phillipsove krivulje, da podjetja določajo ceno na podlagi marže in mejnih stroškov po enačbi (1), lahko podobno v logaritmih zapišemo $p_t^* = \mu + mc_t$, enačbo (15) pa v obliki enačbe (16).

$$z_t = (1 - \theta\beta) \sum_{k=0}^{\infty} (\theta\beta)^k E_t(\mu + mc_{t+k}) \quad (16)$$

1.3.2 Novokeynesianska Phillipsova krivulja

Agregatna raven cen v *Calvo* gospodarstvu, ki jo prikazuje enačba (17), je kar tehtano povprečje ravni cen iz prejšnjega obdobja in nove pogojne optimalne cene z_t , ki jo lahko posebej izrazimo v enačbi (18).

$$p_t = \theta p_{t-1} + (1 - \theta)z_t \quad (17)$$

$$z_t = \frac{1}{(1 - \theta)} (p_t - \theta p_{t-1}) \quad (18)$$

Enačbo (16) lahko z uporabo rekurzivne substitucije preoblikujemo, kot je vidno iz Priloge 1, in zapišemo novo pogojno optimalno ceno v enačbi (19).

$$z_t = (1 - \theta\beta)(\mu + mc_t) + \theta\beta E_t z_{t+1} \quad (19)$$

Ko z_t nadomestimo z izrazom iz enačbe (18), lahko s preurejanjem enačbe (20) in definiciji inflacije kot spremembe v ravni cen $\pi_t = p_t - p_{t-1}$ (cene so izražene v logaritmih) dobimo enačbo (21) oz. **novokeynesiansko Phillipsovo krivuljo**, ki je odvisna od pričakovanih prihodnjih inflacij $E_t \pi_{t+1}$ in razlike med brezpogojno optimalno ravno ceno $p_t^* = \mu + mc_t$ ter dejansko ravno ceno p_t .

$$\frac{1}{(1 - \theta)} (p_t - \theta p_{t-1}) = (1 - \theta\beta)(\mu + mc_t) + \theta\beta E_t \left(\frac{1}{(1 - \theta)} (p_{t+1} - \theta p_t) \right) \quad (20)$$

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \frac{(1 - \theta)(1 - \theta\beta)}{\theta} (\mu + mc_t - p_t) \quad (21)$$

Nominalne marginalne stroške lahko dobimo iz Cobb-Douglasove produkcijske funkcije v enačbi (22), 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.

$$Y_t = \tilde{A}_t l_t^\alpha o_t^{1-\alpha} \quad (22)$$

Mejne stroške MC dobimo najprej z minimiziranjem celotnih stroškov TC podjetja z uporabo Lagrangeve optimizacijske funkcije v enačbi (23), kjer je W_t strošek dela oz. plača, P_t^o pa cena nafte na sodček. Odvajanje enačbe (23) po stroških dela, po ceni nafte in po Lagrangevem multiplikatorju η_t nam določa pogoje prvega reda v enačbah (24), (25) in (26).

$$L_t = W_t l_t + P_t^o o_t + \eta_t [Y_t - \tilde{A}_t l_t^\alpha o_t^{1-\alpha}] \quad (23)$$

$$L'(l_t) = W_t - \eta_t \alpha \tilde{A}_t l_t^{\alpha-1} o_t^{1-\alpha} = W_t - \eta_t \frac{\alpha Y_t}{l_t} = 0 \quad (24)$$

$$L'(o_t) = P_t^o - \eta_t (1-\alpha) \tilde{A}_t l_t^\alpha o_t^{-\alpha} = P_t^o - \eta_t \frac{(1-\alpha) Y_t}{o_t} = 0 \quad (25)$$

$$L'(\eta_t) = Y_t - \tilde{A}_t l_t^\alpha o_t^{1-\alpha} = 0 \quad (26)$$

Sistem rešimo, ko iz enačbe (24) in enačbe (25) izrazimo l in o , ki ju vstavimo v tretji pogoj oz. enačbo (26) in po nekaj preurejanjih dobimo Lagrangov multiplikator v enačbi (27), ki je enak mejnim stroškom, ki sedaj poleg dela vsebujejo tudi nafto.

$$\eta_t = \frac{\partial TC_t}{\partial Y_t} = MC_t = \frac{1}{\tilde{A}_t} \left(\frac{P_t^o}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{W_t}{\alpha} \right)^\alpha \quad (27)$$

Enačbo (27) poenostavimo, če namesto \tilde{A}_t vstavimo izraz za tehnološke faktorje skupaj s konstanto in dobimo enačbo (28), ki jo logaritmujemo (kjer je seveda $\ln 1 = 0$) in lineariziramo v enačbi (29). Raven mejnih stroškov, tehnološki faktorji, cene nafte in raven plač so v svoji logaritemski vrednosti zaradi čistejšega zapisa zopet pisane z malimi tiskanimi črkami.

$$\eta_t = \frac{\partial TC_t}{\partial Y_t} = MC_t = \frac{1}{A_t} (P_t^o)^{1-\alpha} (W_t)^\alpha \quad (28)$$

$$mc_t = -a_t + \alpha w_t + (1-\alpha) p_t^o \quad (29)$$

Če z mc_t^r označimo realne mejne stroške oz. 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

$-\mu = mc_t^r$, koeficient λ pa je enak $\frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta}$ in je odvisen od frekvence spreminjanja cen θ in subjektivnega diskontnega faktorja β , lahko NKPC zapišemo elegantneje v enačbi (30).

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \lambda mc_t^r \quad (30)$$

Realni marginalni stroški v našem kontekstu vsebujejo poleg dejanske ravni cen še nominalne marginalne stroške, kot so zapisani v enačbi (29). 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 (dasiravno je pretok tehnologije relativno prost, je njen prenos ali privzem odvisen od drugih endogenih faktorjev), 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 κ elastičnost proizvoda na spremembo realnih mejnih stroškov (Gali & Gertler, 1999, str. 201, po Rotemberg & Woodford, 1997). V skupino zunanje povzročenih dejavnikov pa uvrstimo ceno nafte in privzamemo $(1-\alpha) = \delta$. Odklon realnih marginalnih stroškov v enačbi (31) 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 .

$$mc_t^r = \kappa x_t + \delta dp_t^o \quad (31)$$

Novokeynesiansko Phillipsovo krivuljo lahko sedaj zapišemo v enačbi (32) kot povezavo med tekočo inflacijo, pričakovanji o prihodnji inflaciji, proizvodno vrzeljo in odklonom cene nafte od svoje ravnovesne lege.

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \lambda \kappa x_t + \lambda \delta dp_t^o \quad (32)$$

1.4 PREDNOSTI NKPC

Če primerjamo tradicionalno PK v splošni obliki $\pi_t = E_{t-1} \pi_t - \alpha(u_t - u_n) = \pi_{t-1} - \alpha(u_t - u_n)$ in NKPC v osnovni teoretični obliki $\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \lambda mc_t^r$, lahko izpostavimo predvsem dve prednosti NKPC pred prvo PK (z adaptivnimi pričakovanji); **usmerjenost v prihodnost in mikroekonomske temelje**.

Že iz zgornjih enačb tradicionalne PK in NKPC je razvidno, da je v obeh specifikacijah tekoče inflacije le ta odvisna od pričakovanj in neke ciklične mere aktivnosti, s tem da je

ključna razlika v tem, da v tradicionalno PK vstopajo pretekla pričakovanja o tekoči inflaciji $E_{t-1}\pi_t$, za katera se dostikrat predpostavlja da so kar enaka π_{t-1} (oz. $\sum_{i=1}^h \varphi_i \pi_{t-i}$, $\sum_{i=1}^h \varphi_i = 1$), v NKPC pa vstopajo tekoča pričakovanja o prihodnji inflaciji $E_t \pi_{t+1}$. Tako opredelimo tradicionalno PK kot zazrto nazaj, NKPC pa kot zazrto naprej, s čimer se slednja z vključitvijo racionalnih pričakovanj izogne tudi relevantni Lucasovi kritiki. Usmerjenost pričakovanj v prihodnost pri NKPC se najbolj nazorno prikaže z uporabo rekurzivne substitucije na enačbi (30), s čimer lahko prikažemo, da je tekoča inflacija odvisna samo od diskontirane vrednosti odklona prihodnjih realnih marginalnih stroškov od svoje ravnovesne lege: $\pi_t = \lambda \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k E_t mc_{t+k}^r$ (Gali & Gertler, 1999, str. 201; Gali, Gertler & Lopez-Salido, 2001, str. 1238–1243).

Druga pomembna prednost NKPC je v mikroekonomskih temeljih te teorije, ki vključujejo tako racionalna pričakovanja kot določene realne omejitve, ki se pokažejo v obliki lepljivih cen in plač. S tem se lahko iz racionalnega obnašanja podjetji izpelje kredibilen model tekoče inflacije, v katerega pa lahko kot mera za pričakovanja prihodnje inflacije zaradi relativno enostavnega zajetja vstopajo tudi odložene vrednosti inflacije, odložene vrednosti mere mc_t^r oz. kar obojega. S tem se lahko razloži empirično opažena inercialna komponenta inflacije, ki torej po tej razlagi le odseva pričakovanja bodoče inflacije (Whelan, 2007, str. 9).

Zaradi dobre mikroekonomske osnove z racionalnimi pričakovanji in tržnimi rigidnostmi ter zaradi Lucasove kritike se v tem delu, tako v teoretičnem kot tudi nadalje v empiričnem delu, opiramo na novokeynesiansko Phillipsovo krivuljo.

2 PREGLED EMPIRIČNE LITERATURE

Raziskav, ki se ukvarjajo z vplivom nafte na inflacijo, je veliko, zato bomo v tem delu omenili samo nekatere, poskušali pa bomo zajeti predvsem temeljne in tiste, ki so bližje ciljem tega dela. Večina empiričnih raziskav vpliva cene nafte na ekonomijo je narejena na primeru ZDA in drugih razvitih zahodnih držav, običajno pa se raziskave ne omejujejo samo na vpliv naftnih šokov na inflacijo, temveč upoštevajo tudi vpliv na druge dele ekonomije (predvsem na proizvod) in na povezavo med naftnimi šoki ter ukrepi fiskalne in monetarne politike. Raziskave upoštevajo vrsto različnih mehanizmov vpliva cene nafte na ekonomijo, običajno se govori o povišanju stroškov podjetij, povečanju investicijske negotovosti, šoku na agregatno raven cen, ki zmanjša realne blagajne, ali šoku, ki povzroči dodatne stroške zaradi premikanja proizvodnih faktorjev med sektorji.

Vpliv cene nafte na gospodarstvo je od prvih naftnih šokov v sedemdesetih letih prejšnjega stoletja pogosto raziskovana tema. Kot začetnika raziskav na tem področju lahko označimo Bruna in Sachsa (1985), ki sta prva temeljito analizirala vplive cen nafte v sedemdesetih na proizvod in inflacijo v razvitih državah, pri tem pa sta upoštevala tako druge šoke, vlogo monetarne politike in sistem postavljanja plač. Hamilton (1983 in 1996) je empirično ugotavljal, da večino recesij v ZDA predhaja povišanje cene nafte, iz česar izhaja povezava med naftnimi šoki kot vzroki ali vsaj dejavniki pri začetkih recesij (Blanchard & Gali, 2007, str. 5–8).

Nekatere raziskave se posebej posvečajo razlikam med vplivom naftnih šokov v sedemdesetih in kasneje na prelomu tisočletja. Avtorja Barsky in Kilian (2004) sta kritično ocenila dotedanje argumente, ki so trdili, da je rast cene nafte vzrok za pretekle recesije, obdobja visoke inflacije, zmanjšane produktivnosti ter manjše gospodarske rasti v ZDA. V zvezi z vplivom naftnih šokov na inflacijo avtorja na prvem mestu opozarjata na dejstvo, da ni prepričljivih empiričnih dokazov o vplivu naftnih šokov na višje stopnje inflacije v BDP deflatorju, ampak le na stopnje inflacije, merjene s CPI.

Killian (2008) kasneje primerja vplive eksogenih naftnih šokov na BDP ter inflacijo med državami G7. Ključne ugotovitve avtorja so, da je inflacija, merjena s CPI, najvišja 3 ali 4 četrtletja po naftnem šoku, da inflacija ni nujno dolgoročna in kar je najpomembnejše, da bi bilo gibanje CPI inflacije v državah G7 zelo podobno dejanskemu tudi ob odsotnosti eksogenih naftnih šokov. Avtor namreč ugotovi, da so bile stopnje inflacije po zadnjih naftnih šokih pod povprečnimi stopnjami ter da je povprečni prispevek naftnega šoka k inflaciji majhen ali celo zanemarljiv.

Nasprotno se Roubini in Setser (2004) ne sprašujeta, ali naftni šoki vplivajo na makroekonomske spremenljivke, pač pa definirata glavne faktorje, od katerih je odvisen vpliv naftnih šokov na inflacijo in gospodarsko rast ter izpostavita velikost šoka, vztrajnost šoka, odvisnost gospodarstva od nafte in energije in reakcijo monetarne in fiskalne politike. Avtorja namreč poudarjata, da bo naftni šok povzročil daljša obdobja inflacije le v primeru, ko bo odziv monetarne politike napačen. Tako je v letih 1974 in 1979 prišlo do visokih stopenj inflacije, ker je prevladovalo mnenje, da je naftni šok začasen in je oblast odgovorila s preblago monetarno politiko.

Blanchard in Gali (2007) teoretično razlagata in empirično preverjata razliko v odzivu inflacije in gospodarske aktivnosti na naftne šoke v razvitih državah v sedemdesetih in po letu 2000. Raziskava temelji na novokeynesijanskem modelu dinamičnega stohastičnega splošnega ravnotežja (v nadaljevanju DSGE) s postavljanjem cen *a la Calvo*, katerega del je tudi NKPC. Z empirično analizo ugotovita, da se je makroekonomsko okolje v obravnavanem obdobju pomembno spremenilo in se pričelo drugače odzivati na večje spremembe v ceni nafte. Avtorja ugotovita, da so razlogi za manjšo odzivnost makroekonomskih spremenljivk

na naftne šoke po letu 2000 odsotnost drugih sočasnih šokov, manjša odvisnost od nafte, bolj fleksibilni trgi dela in ustreznejša monetarna politika.

LeBlanc in Chinn (2004) ocenjujeta učinke sprememb cene nafte v nekaj najbolj razvitih državah in pri tem uporabljata tradicionalno PK, razširjeno s pričakovanji. Ocenjujeta, da se skoki cen nafte po letu 2000 ne odražajo v velikih povišanjih inflacije, saj iz njunih ocen sledi, da povišanje cene nafte za 10 odstotnih točk vodi do neposrednega povišanja inflacije v razponu od 0,1 do 0,8 odstotne točke. V kolikor se v empirično povezavo med inflacijo in ceno nafte vključi še dodatne odloge in mero efektivnega deviznega tečaja, se ta razpon poveča do 1,1 odstotne točke (z izjemo VB, pri kateri ocenita največji vpliv pri 2,5 o.t.).

Sanchez (2008) je v raziskavi opravljeni v okviru ECB ocenjeval vplive cene nafte za evroobmočje v okviru DSGE modela. Cena nafte je v modelu eksogena spremenljivka, ki v teoretični model vstopa tako na strani ponudbe kot povpraševanja. Model je potrdil, da naftni šoki povečujejo pritisk na inflacijo in recesijo, vplivajo pa tudi na zmanjšanje realnih plač ter povečanje marž podjetij. Nadalje avtor ugotavlja, da je vpliv naftnih šokov do leta 1990 močnejši kot kasneje, kar sovпада z boljšo odzivnostjo ekonomskih politik in manjšo variabilnostjo pri cenah nafte. Ugotovitve modela so še, da se lahko občutljivost inflacije in proizvoda na naftne šoke nadalje zmanjša s povečanjem efektivnosti uporabe nafte, večja fleksibilnost plač pa bi omogočila manjši vpliv naftnih šokov na realni proizvod za ceno večje volatilnosti inflacije.

Za Slovenijo so Damijan, Masten in Polanec (2004) v okviru kompleksnega DSGE modela majhnega odprtega gospodarstva s poudarkom na naftnih šokih preučevali optimalne korake ekonomske politike za doseg Maastrichtskih konvergenčnih kriterijev oz. predvsem cenovne stabilnosti v luči nestabilne cene nafte. Ob upoštevanju treh kanalov prenosa cene nafte v inflacijo (delež tekočih goriv v košarici CPI, odvisnost domače proizvodnje od nafte in delež nabavne cene nafte v maloprodajni ceni tekočih goriv) avtorji nosilec ekonomske politike poleg restriktivne fiskalne politike predlagajo še, naj se trošarine za tekoča goriva na kratek rok postopoma zvišujejo, s čimer se lahko oblikuje strateška rezerva za omilitev vpliva kasnejših naftnih šokov na inflacijo, ko bo ta zaradi vstopa v evroobmočje morala biti na zelo nizki ravni.

Na drugačen način se lotita vpliva cene nafte na inflacijo Jagrič in Hafner (2005), ki se poslužujeta 30-sektorskih input-output tabel. Rezultati takšne razčlenitve za obdobje 2000 in 2001 pokažejo podobne rezultate, in sicer, da povečanje cene nafte za 20 odstotkov k slovenski inflaciji prispeva 1 odstotno točko. Kar 2/3 povečanja inflacije se lahko neposredno pripiše rasti cen v sektorju koks, naftni derivati in jedrsko gorivo, 1/3 povečanja ravni cen pa sledi iz rasti cen preostalih proizvodov, gre torej za posreden prenos spremembe cene nafte v inflacijo.

3 EMPIRIČNO OCENJEVANJE

3.1 TEORIJA VEKTORSKE AVTOREGRESIJE

Model vektorske avtoregresije (v nadaljevanju VAR) je sistem enačb, v katerem so tekoče vrednosti odvisnih spremenljivk odvisne od lastnih preteklih vrednosti. VAR razširi univariantno avtoregresijo s p odlogi (v nadaljevanju AR(p)) v niz ali vektor spremenljivk časovnih serij. V kolikor imajo vse serije enako število odlogov, govorimo o sistemu enačb VAR(p) (Stock & Watson, 2007, str. 639).

Osnovni **reducirani VAR(p)** model lahko ponazorimo z enačbo (33), kjer AR(p) modelu dodamo K spremenljivk (Green, 2003, str. 586).

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (33)$$

Pri čemer je y_t vektor in ustreza $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$, $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Kt})'$, je vektor napak oz. inovacij ali impulzov vsake regresije, napake so serijsko nekorelirane in imajo ničelno aritmetično sredino ter pozitivno definitno variančno-kovariančno matriko $\sum_u = E(u_t u_t')$, matrike A_1, \dots, A_p pa so matrike koeficientov dimenzij $K \times K$, ki jih lahko ocenimo z metodo najmanjših kvadratov (v nadaljevanju OLS).

Prednosti reduciranega VAR modela so, da obide zahtevo po eksogenosti spremenljivk, saj predpostavi, da so vse spremenljivke endogene. V svoji reducirani obliki ni nujno vezan na ekonomsko teorijo oz. ga ne vežejo nujno teoretično motivirane restrikcije, prav tako pa je napovedna moč takšnih modelov (brez možno problematične teoretične osnove) v primerjavi z drugimi ekonometričnimi modeli večja. Poleg velike napovedne moči, se uporablja VAR običajno še za preverjanje Grangerjeve vzročnosti in pa opazovanje impulznih odzivov (Green, 2003, str. 587–588). Na drugi strani lahko kot slabosti metodologije VAR označimo neupoštevanje teoretičnih predpostavk, težave pri izbiranju števila odlogov in hkrati s tem izgubljanje stopinj prostosti ter možne težave pri interpretaciji modela pri nestacionarnih podatkih zaradi njihove transformacije (Gujarati, 2004, str. 853).

Reducirani VAR model se lahko enostavno razširi z drugimi spremenljivkami, kot denimo determinističnimi členi (konstanta, linearni trend, sezonske ali druge nepravne spremenljivke) ali eksogenimi spremenljivkami (cena nafte za majhna odprta gospodarstva). Ocenjeni koeficienti reduciranega VAR modela opisujejo le dinamiko spremenljivk in ne ocenijo strukturnih povezav, brez katerih je ekonomska interpretacija rezultatov omejena, a ob vključitvi eksogenih spremenljivk predvsem za slednje še vedno informativna.

Časovne serije, ki sestavljajo naš reducirani VAR model, morajo biti **stacionarne** oz. **stabilne**. Običajno se analiza časovnih serij uporablja za ugotavljanje odnosov med dvema ali več spremenljivkami in posledično za napovedovanje prihodnjih vrednosti. V kolikor prihodnost ni v verjetnostnem smislu podobna preteklosti oz. če se preučevane spremenljivke v prihodnosti ne porazdeljujejo podobno kot v preteklosti, pretekli odnosi niso dovolj dobra podlaga za določanje prihodnjih. Časovna serija je stabilna, če se njena verjetnostna porazdelitev v času ne spreminja oz. če je porazdelitev $(Y_{s+1}, Y_{s+2}, \dots, Y_{s+T})$ neodvisna od s (Stock & Watson, 2007, str. 544–545).

Stacionarnost časovne serije lahko preverjamo z ustreznim testom (Dickey-Fullerjevim testom ali bolj natančnim DF-GLS testom), ki preverja prisotnost **enotskega korena**, ki označuje nestacionarnost. Najbolj običajen način, za zagotovitev stacionarnosti je diferenciranje spremenljivk. Če so te integrirane prvega reda $I(1)$, se enotskemu korenu izognemo s prvo diferenco.

Povezav VAR sistemov s teorijo ni mogoče neposredno ugotavljati z reduciranimi VAR modeli. Če VAR opredelimo kot reducirano obliko modela simultanih enačb, lahko zapišemo reducirani VAR kot **strukturni VAR** v enačbi (6.2), ki nam poleg endogenih povezav med odloženimi vrednostmi spremenljivk prikazuje tudi sočasne vplive in strukturne parametre oz. povezave.

$$\Gamma_0^* y_t = \Gamma_1^* y_{t-1} + \Gamma_2^* y_{t-2} + \dots + \Gamma_p^* y_{t-p} + v_t \quad (34)$$

V enačbi (34) predstavlja v_t kot pri reduciranem VAR modelu **beli šum** oz. $WN(0, \sum_u)$, Γ_i^* ($i = 0, \dots, p$) pa so **strukturni parametri**, pri čemer označuje matrika Γ_0^* sočasne povezave med spremenljivkami. Takšen model je lahko identificiran oz. ocenjen samo z vključitvijo dodatnih restrikcij na strukturne koeficiente. Vzrok temu je, da je na podatkih ocenjen samo osnovni reducirani VAR model, iz katerega lahko ob omejitvah (ki sledijo iz teorije) dobimo strukturne ocene, ki so z reduciranimi povezane v obliki enačb (35) in (36) (Green, 2003, str. 588).

$$A_j = (\Gamma_0^*)^{-1} \Gamma_j^* \quad (j = 0, \dots, p) \quad (35)$$

$$u_t = (\Gamma_0^*)^{-1} v_t \quad (36)$$

3.2 PODATKI

V empirični analizi uporabljamo podatke za celotno obdobje, za katerega so podatki o proizvodni vrzeli, inflaciji in ceni nafte dostopni in ustrezni, kar pa je za Slovenijo obdobje od začetka leta 1995 do konca leta 2007. Podatki o gospodarski rasti, s katero kasneje izračunavamo proizvodno vrzel, so namreč za Slovenijo pred tem obdobjem neprimerljivi.

Prav tako so najbolj frekventni podatki o gospodarski rasti četrtletni podatki, zato so ostale spremenljivke temu prilagojene in izračunane na četrtletni osnovi.

3.2.1 Inflacija

Inflacija je opredeljena kot povečanje splošne ravni cen v državi oz. gospodarstvu. Lahko gre za enkraten dvig cen, običajno pa se o inflaciji govori, ko je zviševanje cen bolj vztrajen pojav. V tem delu bomo z imenom inflacija označevali tako prvi kot drugi pojav, pri čemer bomo ob sklicevanju na dolgoročno povečevanje splošne ravni cen časovno komponento še posebej poudarili.

Poznamo več oblik merjenja ravni cen, običajno pa se poročanja o dvigu cen oz. o inflaciji nanašajo na gibanje enega od cenovnih indeksov. Pri tem prednjačijo BDP deflator, indeks cen proizvajalcev, največkrat pa je uporabljen **indeks cen življenjskih potrebščin** (v nadaljevanju CPI). Cenovni indeks je tehtano povprečje cen številnih dobrin in storitev, pri čemer uteži predstavljajo njihov relativni ekonomski pomen (Samuelson, 1998, str. 407).

3.2.1.1 Vzroki inflacije

Če gledamo na inflacijo v luči vztrajnega povečevanja ravni cen v daljšem obdobju, se ekonomisti, ne glede na večjo lojalnost monetaristični (oz. bolj široko novi klasični) ali keynesianski (oz. kasneje novi keynesianski) šoli, strinjajo, da gre predvsem za monetarni pojav. Vztrajna inflacija je posledica prekomerne rasti denarnega agregata v obtoku. Razlika v mnenjih med omenjenima šolama nastane pri določitvi kratkega in dolgega roka sprememb v gospodarstvu, predvsem, kako hitro se na spremembe odzivata agregatno povpraševanje in agregatna ponudba (v nadaljevanju AD in AS) (Mishkin, 2004, str. 632–655).

Čeprav na dolgoročno inflacijo vpliva količina denarja, je potrebno posebej izpostaviti enkratna povišanja cen, ki so lahko posledica tako povečanja agregatnega povpraševanja kot tudi agregatne ponudbe.

Ekonomist Robert J. Gordon je v okviru trikotnega modela razdelil inflacijo na **tri inflacijske komponente: inflacijo povpraševanja, inflacijo ponudbe in vztrajnost**. Vztrajnostna komponenta inflacije označuje lepljivost inflacije (pozitivno avtokorelacijo), ki ima tendenco, da se od svojih preteklih vrednosti ne razlikuje bistveno. Eden od pomembnejših vzrokov za inflacijsko lepljivost so počasne spremembe inflacijskih pričakovanj. Ta se lahko odrazijo v spirali nominalnih plač in cen ali pa v splošnem povečevanju cen v gospodarstvu, v obeh primerih je vpliv enak. Inflacija povpraševanja pomeni povečevanje cen v gospodarstvu zaradi agregatnega povpraševanja, ki presega agregatno ponudbo. V času se naravni proizvod

povečuje zaradi napredkov v tehnologiji, kapitalni in produkcijski učinkovitosti. Če AD preseže dolgoročno ali trendno stopnjo rasti proizvoda gospodarstva, presežno povpraševanje ne more biti več zadovoljeno s povečevanjem realnega proizvoda, zato se to dodatno povpraševanje odrazi v povišanju cen in *vice versa*. Inflacijo povpraševanja bi bilo tudi v okviru NKPC potrebno zajemati z dodatnimi spremenljivkami, kot denimo državno potrošnjo, davki ali obrestnimi merami, ki jih mi v tem delu ne vključujemo. Inflacija ponudbe pa poimenuje spremembe na strani ponudbe in označuje premike krivulje agregatne ponudbe, ta spremeni lego ob večjih spremembah produkcijskih stroškov. Bolj kot je gospodarstvo posamezne države odprto, bolj lahko na domačo inflacijo vplivajo tudi zunanji ponudbeni šoki, kot denimo povečanje cen hrane ali nafte na svetovnih trgih. Poleg povečanja cen vstopnih dobrin lahko na ponudbeno komponento inflacije indirektno vplivajo tudi višje cene uvoznih dobrin, na podlagi katerih se lahko ustrezno povišajo cene domačih konkurenčnih dobrin, ne glede na raven stroškov za njimi (Rich & Rissmiller, 2000, str. 1–2). Ponudbeno inflacijo zajemamo z odklonom realnih marginalnih stroškov od svoje ravnovesne lege.

Vzroke inflacije lahko ločujemo tudi na podlagi tega, ali izvirajo iz domačega gospodarstva ali iz tujini. Tako lahko govorimo o **notranjih in o zunanjih vzrokih inflacije**. Za nas so še posebej zanimivi slednji. Pri zunanjih vzrokih dejanja domačih subjektov ne vplivajo bistveno na spremembo cene ali količino neke dobrine oz. storitve, ta se namreč oblikuje na podlagi faktorjev zunaj vpliva domače države. Zunanje vplive na inflacijo lahko razdelimo na dva sklopa:

- Svetovne cenovne šoke: primer takšne dobrine za majhne odprte države je vsekakor hrana in še bolj nafta, če seveda ne gre za državo z lastnimi naftnimi viri. Cena nafte se oblikuje na podlagi svetovne ponudbe in povpraševanja, v katerem imajo domači subjekti zanemarljivo majhen delež.
- Večje spremembe gospodarske aktivnosti v pomembnejših trgovinskih partnericah: večji kot je delež mednarodne menjave s posamezno državo v celotni mednarodni menjavi te države, bolj se spremembe gospodarstva (denimo spremembe v gospodarskem ciklu) odrazijo na domači partnerski državi.

3.2.1.2 Merjenje inflacije

Indeks cen življenjskih potrebščin je kazalec inflacije, ki predstavlja strošek nakupa izbrane **košarice dobrin in storitev** končne potrošnje v različnih časovnih obdobjih. Ob tem upošteva načelo nacionalne potrošnje in vključuje tudi dobrine in storitve, proizvedene v tujini, a porabljene s strani prebivalcev domače države (Indeksi cen življenjskih potrebščin po COICOP/HICP po skupinah in podskupinah, 2008).

Uteži posameznih dobrin v košarici so izračunane na podlagi ankete o potrošnih izdatkih gospodinjstev. CPI se lahko izračunava na različne osnove, najbolj pogosto uporabljena inačica je mesečni indeks, ki kaže spremembe cen v tekočem mesecu glede na pretekli mesec. Statistični urad Republike Slovenije (v nadaljevanju SURS) izračunava agregatne indekse cen kot tehtano aritmetično sredino individualnih indeksov posameznih proizvodov po enačbi (37), pri čemer služi kot osnova december predhodnega leta (Metodološka pojasnila, 2008).

$$I_{t/dec} = \frac{\sum_{i=1}^n \frac{p_{ti}}{p_{deci}} w_{deci}}{\sum_{i=1}^n w_{deci}} * 100 \quad (37)$$

V zgornji enačbi predstavlja $I_{t/dec}$ agregatni indeks, p_{ti} povprečno nacionalno ceno i -tega proizvoda v mesecu t , p_{deci} povprečno nacionalno ceno i -tega proizvoda v decembru, w pa predstavlja posamezne uteži.

Relativna ekonomska teža posamezne dobrine v košarici w_i^{t-1} , kot sledi iz enačbe (38), je izračunana na podlagi ankete o potrošnih izdatkih gospodinjstev in se obnavlja vsako leto, a je pri izračunu tekoče inflacije najnovejši podatek o uteži še vedno leto starejši kot podatki o cenah dobrin. Ker se uporabljeno referenčno oz. bazno obdobje uteži, na katerega se nanašajo ocenjene vrednosti potrošnje t , nanaša na obdobje $t-1$, govorimo o Laspeyresovem indeksu (Polanec, 2007, str. 26).

$$w_i^{t-1} = \frac{p_i^{t-1} q_i^{t-1}}{\sum_{i=1}^n p_i^{t-1} q_i^{t-1}} \quad (38)$$

Slednje pa je tudi notranji vzrok **pristranskosti CPI**. Cene dobrin v košarici se mesečno spreminjajo, medtem ko uteži ostajajo na letni ravni nespremenjene, kar povzroči precenitev inflacije, saj CPI ne upošteva dovolj hitro substitucije dražjih dobrin s podobnimi, a cenejšimi dobrinami. Povečanje življenjski stroškov je tako ob uporabi CPI in ob upoštevanju substitucijskega učinka precenjeno, saj lahko potrošniki v večini premerov končne potrošnje še vedno »glasujejo z nogami«.

Nadalje CPI prav tako ne upošteva kvalitete dobrin in storitev pri merjenju inflacije, zato lahko ob predpostavki višanja kvalitete zaradi tehnološkega napredka ta cenovni indeks zopet preceni inflacijo in s tem ustvari navidezno prekomerno znižanje kupne moči potrošnikov. Ob upoštevanju, da vstopa CPI kot deflator v večino količin, ki jih želimo meriti v stalnih cenah, se lahko ta pristranskost odrazi na mnogo več področjih kot le pri kupni moči (Samuelson, 1998, str. 408).

V Sloveniji izračunava CPI Statistični urad Republike Slovenije, vanj pa je v letu 2008 uvrščenih več kot 600 reprezentativnih proizvodov, ki imajo pomembnejše deleže v skupni končni potrošnji. Raven cen se preverja mesečno v štirih večjih slovenskih mestih (Ljubljana, Maribor, Koper, Novo mesto), povpreči na enotno nacionalno raven in izračuna različne kazalce inflacije. V preteklosti je bila pristranskost zaradi neupoštevanja substitucijskega učinka pri utežeh posebej izrazita, saj so se najprej uteži v košarici menjavale na 5 let, kasneje pa na 2 leti. Danes SURS za Slovenijo spreminja uteži vsako leto, kot dodatni ukrep blažitvi pristranskosti pa izračunava uteži kot triletno povprečje izdatkov iz anket o porabi v gospodinjstvih (Metodološka pojasnila, 2008).

Za namene ekonomske analize, še posebej pri obravnavi časovnih vrst, se običajno uporablja indeks s stalno osnovo v povprečni ravni cen v letu x . Tak indeks upošteva tudi vsakoletno spremembo uteži v košarici. SURS in Evropski statistični urad (v nadaljevanju EUROSTAT) sta v letu 2008 cenovne indekse povezala prek indeksne baze povprečne ravni cen v letu 2005 (2005=100).

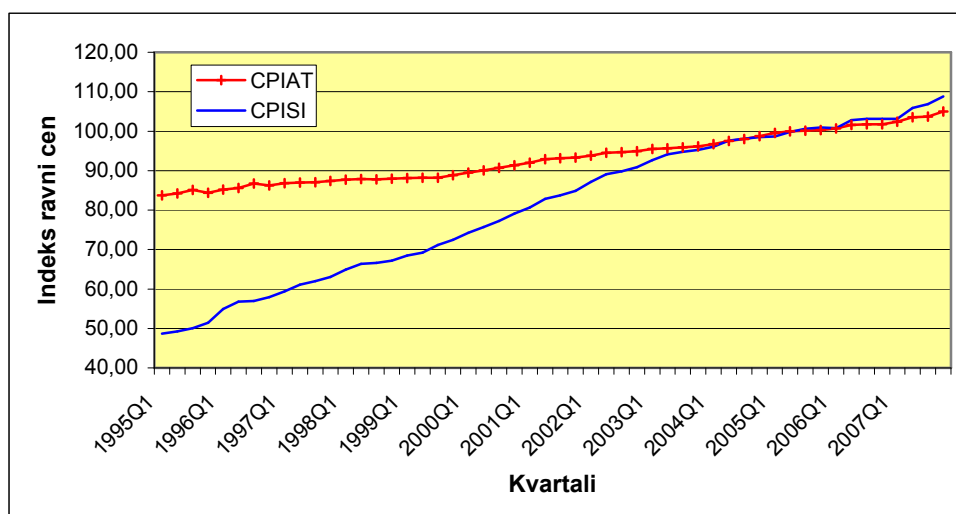
3.2.1.3 Uporabljene vrednosti

Mesečni podatki o gibanju CPI so pridobljeni s strani Banke Slovenije (v nadaljevanju BS) in SURS, niso desezionirani, izraženi pa so kot indeksi cen s stalno osnovo v povprečju leta 2005 po enačbi (39), kjer predstavlja w_i^t utež za i -ti izdelek v mesecu t , povprečno ceno izdelka v letu 2005 predstavlja p_i^{2005} , w_i^{2005} pa pripadajočo utež v uporabi leta 2005.

$$I_{t/2005} = \frac{\sum_{i=1}^n p_i^t w_i^t}{\sum_{i=1}^n p_i^{2005} w_i^{2005}} * 100 = \frac{\text{raven cen v mesecu } t}{\text{povprečje leta 2005}} * 100 \quad (39)$$

Nadalje so mesečni podatki agregirani na četrtno raven z enostavnim aritmetičnim povprečjem. Gibanje ravni cen od prvega četrtnja 1995 do četrtega 2007 na četrtni ravni za Avstrijo in Slovenijo nam prikazuje Slika 1 (na str. 18), kjer *CPIAT* označuje gibanje ravni cen v Avstriji, *CPISI* pa v Sloveniji.

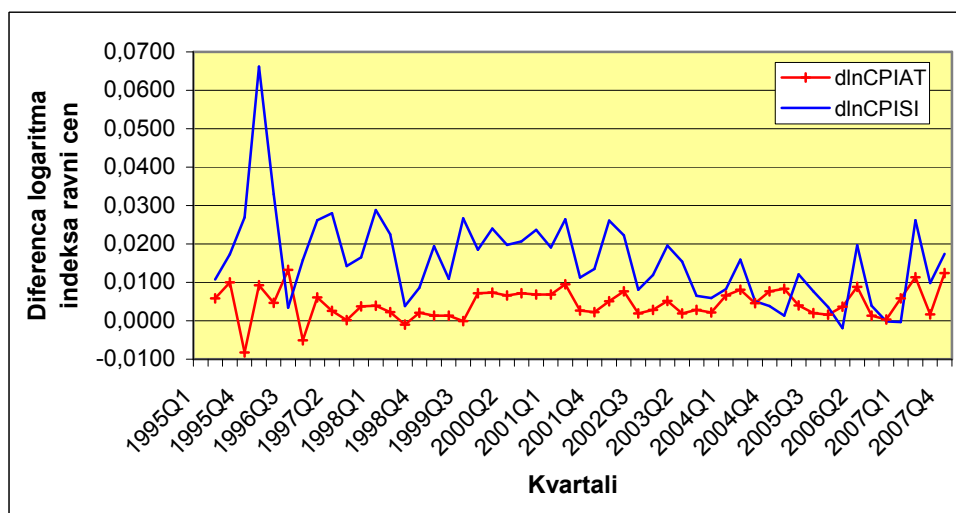
Slika 1: Gibanje ravni cen v Sloveniji in Avstriji



Vir: Podatkovna baza Banke Slovenije, 2008; Indeksi cen življenjskih potrebščin po COICOP/HICP po skupinah in podskupinah, 2008, lasten prikaz.

Časovni vrsti prikazani v Sliki 1 nista stacionarni, zato se problemu enotskega korena izognemo z diferenciranjem spremenljivk. Slika 2 prikazuje prvo diferenco logaritma indeksa cen za obe državi.

Slika 2: Stacionarno gibanje ravni cen v Sloveniji in Avstriji



Vir: Podatkovna baza Banke Slovenije, 2008; Indeksi cen življenjskih potrebščin po COICOP/HICP po skupinah in podskupinah, 2008, lasten prikaz.

Podatki v tej obliki so primerni tudi za interpretacijo kasnejših koeficientov modela, saj je prva diferenca logaritma indeksa cen kar inflacija v tistem obdobju, v našem primeru torej četrtletna inflacija. DF-GLS (Dickey-Fullerjev GLS) test za $dlnCPISI$ potrди stacionarnost serije za 0 do 4 odloge pri 1 % stopnji značilnosti, za $dlnCPIAT$ pa lahko potrdimo

stacionarnost z 10 % stopnjo značilnosti pri vseh odlogih z izjemo tretjega, ki je na meji z vrednostjo $-1,854$ (kritična vrednosti pri 10 % je $-1,918$).

3.2.2 Proizvodna vrzel

Proizvodna vrzel je razlika med potencialno ali naravno ravnjo BDP in dejansko ravnjo BDP. Potencialna raven BDP označuje stopnjo ekonomske oz. produkcijske aktivnosti, ki je lahko dolgoročno vzdržna oz. ne povzroča inflatornih pritiskov. Proizvodna vrzel je pozitivna, če je dejanski proizvod gospodarstva nad svojo potencialno ravnjo, in negativna, če je proizvod pod naravno ravnjo. Govorimo lahko o gospodarskih ciklih, v prvem primeru označujemo takšno obdobje kot ekspanzijo, v drugem pa kot recesijo (čeprav mora z vidika definicije za recesijo realni BDP upadati dve zaporedni četrtletji). Kot je razvidno iz NKPC, ki vsebuje proizvodno vrzel, se bo tekoča inflacija ob pozitivni vrednosti proizvodne vrzeli *ceteris paribus* povišala in obratno.

V primeru, da se proizvod gospodarstva daljše obdobje giblje nad naravno ravnjo, lahko govorimo o pregrevanju gospodarstva. Agregatna ponudba ne more več količinsko zadovoljevati agregatnega povpraševanja, kar v večini primerov vodi v povišanje splošne ravni cen in višjo inflacijo.

Poznamo več načinov za ocenjevanje proizvodne vrzeli, razdelimo jih lahko v tri večje skupine (Claus, Conway & Scott, 2000, str. 10–13):

- ocenjevanje produkcijske funkcije
- ekonometrična dekompozicija proizvoda
- uporaba anketnih podatkov

Ekonometrična dekompozicija proizvoda, ki se je bomo poslužili tudi v tem delu, je najbolj pogosto uporabljen način za identifikacijo proizvodne vrzeli. Takšni preprosti linearni filtri identificirajo potencialno komponento proizvoda predvsem na statističnih podatkih in imajo malo ekonomske vsebine. Najbolj enostavna različica z determinacijskim trendom, kar prikazuje enačba (40), razdeli gibanje logaritma dejanskega proizvoda $\ln y$ na trendno in ciklično komponento, proizvodna vrzel pa je razlika med njima u .

$$\ln y = \alpha + \beta_1 \text{trend} + \beta_2 \text{trend}^2 + u \quad (40)$$

Boljši način izračunavanja proizvodne vrzeli ponujajo naprednejše statistične metode, kot denimo ugotavljanje trendne komponente proizvoda s **HP filtrom**. Ta se je do leta 2003 uporabljal tudi na ravni EU kot uradna metoda za ocenjevanje proizvodne vrzeli. HP filter je poimenovan po prispevku Hodricka in Prescottta (1981, str. 3–4), ki sta preučevala dinamiko

časovnih vrst, le to sta obravnavala kot seštevek komponente rasti g_t (oz. trendne komponente) in ciklične komponente c_t , kot v enačbi (41).

$$y_t = g_t + c_t \quad t = 1, \dots, T \quad (41)$$

Trendna komponenta g_t je zglajena, pri čemer predstavlja mero gladkosti vsota kvadratov njenih drugih diferenc. c_t torej predstavlja odklone časovne vrste od trendne vrednosti, predpostavlja pa se, da se povprečje odklonov na dolgi rok približuje ničli. Oceno trendne komponente predstavlja minimizacija funkcije v enačbi (42) (Hodrick & Prescott, 1981, str. 4).

$$\sum_{t=1}^T c_t^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(g_t - g_{t-1}) - (g_{t-1} - g_{t-2})]^2 \quad (42)$$

Najbolj pomembna je izbira gladilnega parametra λ (angl. *smoothing parameter*), ki je pozitivno število in kaznuje variabilnost v trendni komponenti serije. Višja kot je vrednost gladilnega parametra, bolj postaja trendna komponenta podobna linearnemu trendu, ko pa je λ blizu nič, postane trendna komponenta enaka prvotni časovni vrsti, ciklična komponenta pa izgine. Hodrick in Prescott (1981, str. 6) sta kot primerno vrednost za četrtletne podatke izbrala vrednost $\lambda = 1600$, ki je uporabljena tudi v nadaljnji analizi našega primera.

Med **slabostmi HP filtra** lahko poleg arbitrarne izbire gladilnega parametra navedemo še dve. Kot prvo lahko omenimo vrednosti na začetku in koncu vzorca, ki so slabo ocenjene in tesno sledijo dejanskim vrednostim serije, kot drugo pa nezmožnost filtra, da bi upošteval strukturne prelome v seriji (ker deluje na statističnem principu in ne upošteva ekonomske teorije), saj jih enostavno zgladi, s tem pa se vpliv strukturnega preloma porazdeli na več obdobjih (Masten & Brezigar Masten, 2006, str. 5).

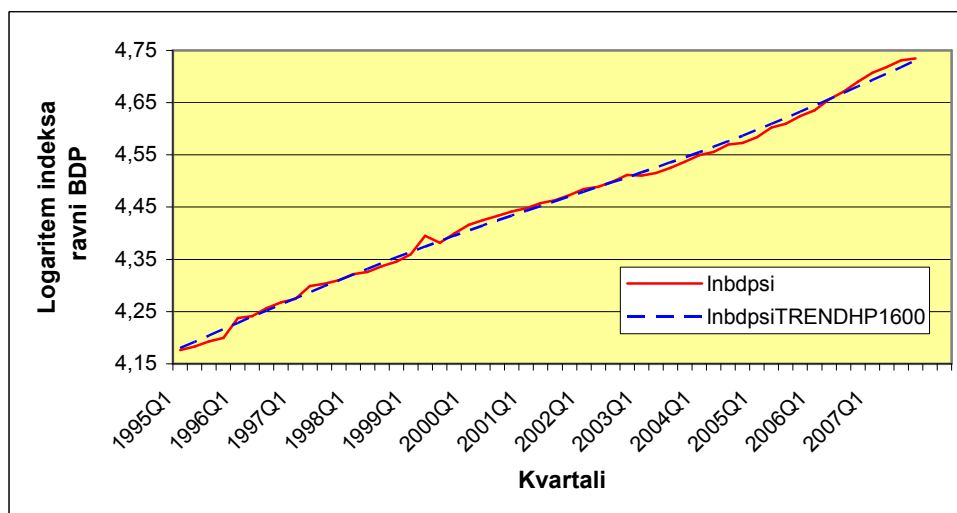
3.2.2.1 Uporabljene vrednosti

Ocene proizvodne vrzeli so pridobljene z metodo HP filtra, pri čemer smo za vrednost gladilnega parametra zaradi četrtletnih podatkov izbrali standardno vrednost 1600. Najbolj frekventni podatki o gospodarski rasti, ki jo merimo s spremembo realnega bruto domačega proizvoda v nekem obdobju, so na četrtletni ravni. Za izračun proizvodne vrzeli uporabljamo podatke Banke Slovenije o gospodarski rasti Slovenije in Avstrije v obdobju od prvega četrtletja 1995 do konca leta 2007, podatki so desezonirani in prilagojeni številu delovnih dni (angl. *WDA*), izračunani pa so kot indeksi s stalno osnovo v povprečni ravni BDP leta 2005 po enačbi (43).

$$I_{BDPq/2005} = \frac{\text{povprečna raven BDP v kvartalu } q}{\text{povprečna raven BDP leta 2005}} * 100 \quad (43)$$

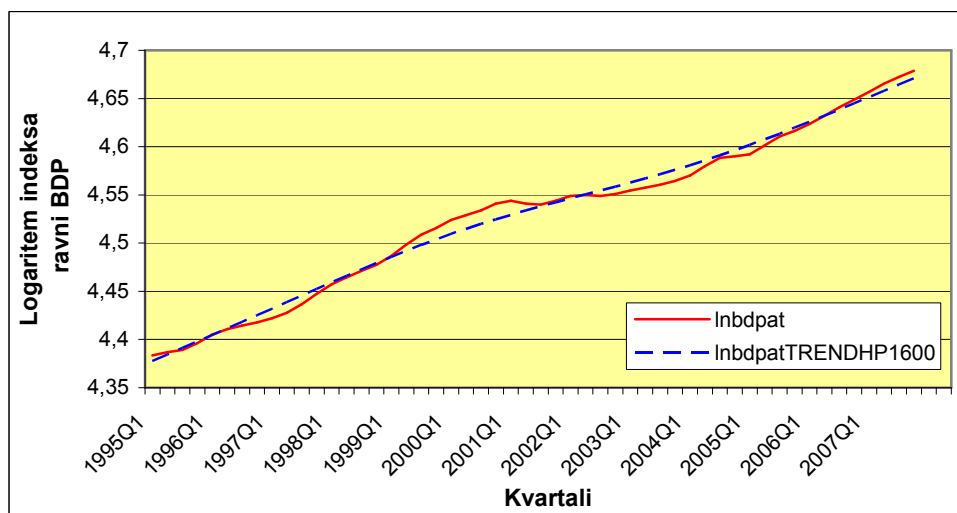
Gibanje trendne (potencialne) ravni logaritma proizvoda in njegovo dejansko ciklično gibanje je razvidno iz Slike 3 in Slike 4, kjer spremenljivki *lnbdpsiTRENDHP1600* in *lnbdpatTRENDHP1600*, dobljeni s HP filtrom, označujeta potencialno raven proizvoda, *lnbdpsi* in *lnbdpat* pa dejansko. Razlika med dejansko ravnjo in potencialno ravnjo je enostavno izračunana proizvodna vrzel.

Slika 3: Gibanje trendne in ciklične komponente BDP v Sloveniji



Vir: Podatkovna baza Banke Slovenije, 2008, lasten izračun in prikaz.

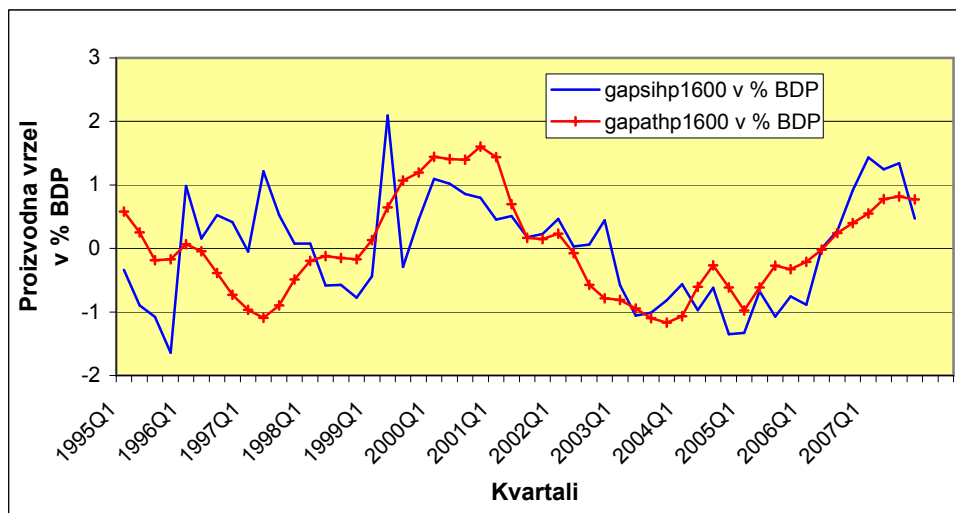
Slika 4: Gibanje trendne in ciklične komponente BDP v Avstriji



Vir: Podatkovna baza Banke Slovenije, 2008, lasten izračun in prikaz.

Proizvodno vrzel za Slovenijo in Avstrijo, izraženo kot odstotno razliko med dejansko in trendno ravnjo BDP, prikazuje Slika 5, kjer *gapsihp1600* označuje slovensko, *gapathp1600* pa avstrijsko proizvodno vrzel.

Slika 5: Gibanje proizvodne vrzeli v Sloveniji in Avstriji



Vir: Podatkovna baza Banke Slovenije, 2008, lasten izračun in prikaz.

DF-GLS test za *gapsihp1600* potrdi stacionarnost serije za prvi, tretji in četrti odlog pri 10 % stopnji značilnosti, med tem ko je drugi odlog na meji z vrednostjo $-1,773$ (kritična vrednost pri 10 % je $-1,938$). Za *gapathp1600* lahko potrdimo stacionarnost pri 10 % stopnji značilnosti pri vseh odlogih z izjemo drugega, ki ima vrednost testne statistike $-1,282$ (kritična vrednosti pri 10 % je $-1,938$).

3.2.3 Cena nafte

Nafta je v preteklem stoletju postala eden od glavnih energentov, ki poganjajo svetovno gospodarstvo, kar se do danes ni spremenilo. Stalno povečevanje svetovnega povpraševanja po naftnih derivatih in občasni ponudbeni šoki so privedli do visokih povišanj cen surove nafte na svetovnih trgih—do naftnih šokov. Ti so v preteklosti vplivali na večino večjih gospodarstev v svetu in svetovno rast BDP.

Večanje povpraševanja in nezmožnost ter deloma tudi nepripravljenost za povečevanje količine surove nafte na ponudbeni strani je v preteklosti (in bo zaradi omejenih zalog verjetno tudi v prihodnosti) botrovalo povečevanju cen surove nafte in posledično naftnih derivatov. Na drugi strani pa lahko kot protiutež večjemu povpraševanju omenimo vedno večjo učinkovitost izrabljanja nafte kot energenta in tako manjšanje energetske odvisnosti, še posebej v razvitejših državah.

Cene surove nafte so določene na svetovnih trgih v odvisnosti od povpraševanja in ponudbe, pri čemer največjo vlogo igrajo glavni rafinerijski centri po svetu: Singapur, severozahodna Evropa in območje Mehiškega zaliva v ZDA. Cena surove nafte je podlaga za ceno vseh naftnih derivatov. Ti se zbirajo v regijskih distribucijskih centrih, od koder so nato prek morskega prometa, naftovodov in na koncu tudi tovarnega prometa redistribuirani na vedno bolj lokalne trge. Zaradi medsebojne povezanosti trgov naftnih derivatov, pri čemer zaloge potujejo od trga s presežno ponudbo do trga s presežnim povpraševanjem, se svetovno gibanje cen surove nafte in posledično stroškov drugih faktorjev v produkcijski in distribucijski verigi v končni fazi odraža v ceni naftnih derivatov po vsem svetu (World crude oil prices, 2008).

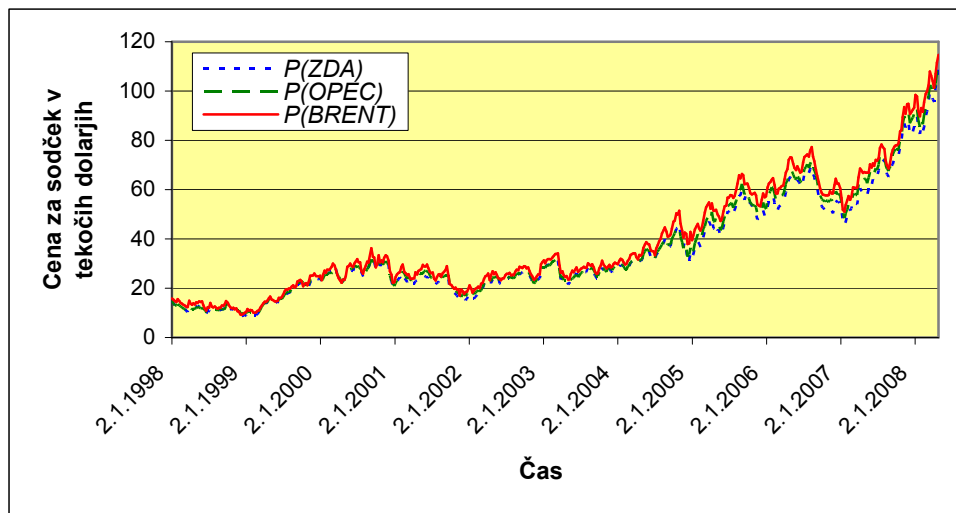
Cene surove nafte se oblikujejo na podlagi svetovne avkcije, kjer zmaga kupec z najvišjo ponudbo. Ko je več ponudbe kot povpraševanja, si lahko kupci privoščijo iskanje najboljše ponudbe po svetu, kar vodi v znižanje cen surove nafte. V nasprotnem primeru pa so seveda kupci pripravljene plačati vedno višjo premijo, da si zavarujejo potrebno količino surove nafte, med seboj tekmujejo in s tem sprožijo povišanje cen. Razlike v cenah surove nafte po svetu so majhne in poleg kakovosti odvisne predvsem od transportnih stroškov, ko se zaradi presežka ponudbe ali povpraševanja zaloge surove nafte premikajo po svetu. Faktorji, kot denimo pričakovanja o prihodnji situaciji na trgu surove nafte, in drugi faktorji prav tako vplivajo na končne cene.

S surovo nafto se trguje na različne načine. Večino trgovanja in dejanskih premikov zalog se opravi s pogodbenimi dogovori, preostalo pa na svetovnih borzah, v obliki promptnih transakcij oz. prodajanja in kupovanja vsakega posameznega tovora ali s standardiziranimi terminskimi pogodbami. Zadnja transakcija je lahko popolnoma špekulativne narave, brez dejanskega izmenjavanja temeljne dobrine in vsebuje pomembne informacije za večinsko pogodbeno trgovanje. Cene na terminskem trgu odsevajo tako prihodnje povpraševanje in ponudbo kot tudi pričakovanja trga in so dober pokazatelj cen surove nafte v prihodnosti (World crude oil prices, 2008).

Cene surove nafte so določene največkrat v ameriških dolarjih za sod. Ker obstaja več različic surove nafte, ki so različne kvalitete, so se oblikovali referenčni tipi surove nafte, na katere se ostale različice prodajajo bodisi s premijo bodisi z diskontom. Najbolj znani referenčni tipi surove nafte so zahodnoteksaška nafta (angl. *West Texas Intermediate, WTI*), ki se primerjalno uporablja predvsem v ZDA, košarica OPEC, ki jo kartel OPEC uporablja za nadzorovanje in sledenje svetovnim cenam nafte in pa **mešanica Brent**, ki se je kot standard uveljavila v severozahodni Evropi. Mešanica Brent je kombinacija surove nafte, ki je črpana iz različnih nahajališč v Severnem morju. Rafinerirana je v severozahodni Evropi in je predvsem primerna za pridobivanje bencina in podobnih naftnih derivatov. Surova nafta Brent se običajno prodaja s premijo okoli štiri USD napram ceni OPEC košarice in z diskontom enega do dveh USD napram WTI (World crude oil prices, 2008).

Zaradi povezanosti svetovnih trgov s surovo nafto, se cene le-teh gibljejo usklajeno, ne glede na tip prodajane surove nafte zato lahko govorimo tudi o eni svetovni ceni nafte. To je razvidno iz Slike 6, ki nam prikazuje gibanje cen različnih tipov surove nafte po svetu v obdobju od 2. 1. 1998 do 25. 4. 2008. Podatki so zbrani na tedenski ravni.

Slika 6: Gibanje cen surove nafte na svetovnih trgih



Vir: Prices, 2008.

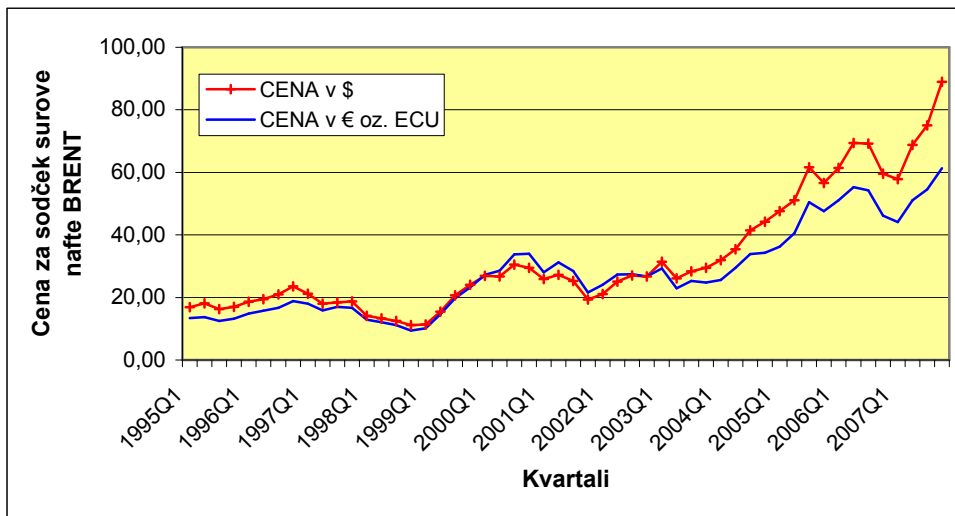
V Sliki 6 $P(ZDA)$ predstavlja povprečno ceno surove nafte v Združenih državah Amerike, $P(OPEC)$ ceno košarice, ki ji sledi kartel OPEC, $P(BRENT)$ pa označuje serijo gibanja cen evropske zvrsti nafte–mešanice BRENT.

3.2.3.1 Uporabljene vrednosti

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 vpliv deviznega tečaja oz. možne deprecije ali apreciacije dolarja glede na domačo valuto. Depreciacija dolarja v zadnjih letih je pomembno vplivala na ceno nafte, gledano z vidika evropskih kupcev.

V Evropi je najbolj uporabljana surova nafta tipa BRENT, zato je nafta tega tipa tudi najbolj primerna za preučevanje vplivov cene surove nafte na države EU. Gibanje cene surove nafte tipa BRENT v tekočih dolarjih in evrih oz. pred uvedbo evra v evropskih denarnih enotah (angl. ECU) za obdobje od prvega četrtletja 1995 do konca leta 2007 nam prikazujejo podatki Banke Slovenije na Sliki 7 (na str. 25). Četrtna cena surove nafte v evrih oz. ECU je izračunana kot aritmetična sredina 3 mesečnih povprečnih cen nafte, izraženih v dolarjih s spremljajočim povprečnim mesečnim menjalnim tečajem.

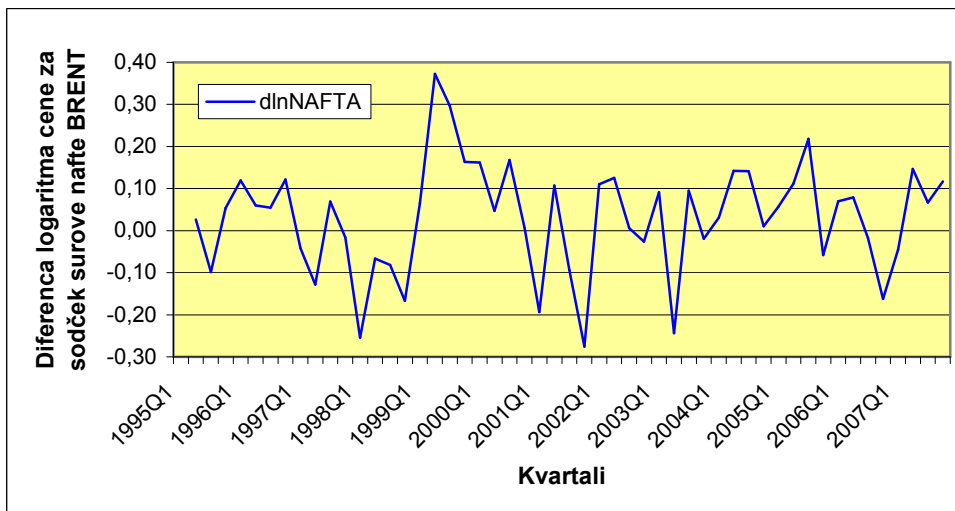
Slika 7: Gibanje cene surove nafte tipa BRENT v dolarjih in evrih oz. ECU



Vir: Podatkovna baza Banke Slovenije, 2008, lasten prikaz.

Slika 8 nam prikazuje diferenco logaritma cene nafte, s katero odpravljamo enotski koren in zagotavljamo stacionarnost podatkov.

Slika 8: Gibanje diference logaritma cene surove nafte tipa BRENT v evrih oz. ECU



Vir: Podatkovna baza Banke Slovenije, 2008, lasten prikaz.

Prva diferenca logaritma cene surove nafte tipa BRENT v evrih oz. ECU predstavlja rast cene nafte v evrih (ob nespremenjenem deviznem tečaju *USD/EUR* tudi v dolarjih) v danem četrtletju glede na predhodno četrtletje. DF-GLS test potrdi stacionarnost serije pri vseh 4 odlogih pri 1 % stopnji značilnosti.

3.3 EKONOMETRIČNE OCENE

3.3.1 Model s produkcijsko vrzeljo

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 $E_t \pi_{t+1}$ poskušamo zaradi pomanjkanja boljšega instrumenta zajeti 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 ni viden, ker v reducirani obliki VAR 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, govorimo torej o odstotni spremembi cene nafte.

Reducirani VAR(p) model za Slovenijo lahko ponazorimo z enačbo (44).

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \lambda_1 x_t + B_1 z_t + u_t \quad (44)$$

Pri čemer je y_t vektor in ustreza $y_t = (dlncpisi_t, gapsihp1600_t)'$, u_t je vektor napak, matrike A_1, \dots, A_p so matrike koeficientov dimenzij 2×2 , x predstavlja spremembo cene nafte $dlnnafta$, $z_t = (trend, s1, s2, s3, dygapsihp1600, dydlncpisi)'$ vsebuje trend, sezonske nepravice spremenljivke in druge nepravice spremenljivke, pripadajoča matrika koeficientov B_1 pa je dimenzije 1×4 . Dodatne nepravice spremenljivke predstavljajo glajenje odvisnih spremenljivk in so določene statistično na podlagi standardiziranih vrednosti, kot sledi iz Priloge 2. V standardizirani porazdelitvi je približno 68,3 % vrednosti porazdeljenih znotraj enega standardnega odklona od nič (povprečja), 95,4 % znotraj dveh standardnih odklonov in 99,7 % znotraj treh standardnih odklonov. Sorazmerno varno lahko z nepravimi spremenljivkami izničimo vpliv tistih vrednosti, ki presegajo tri standardne odklone, dasiravno nevtraliziramo tudi nekatere druge, ki občutno presegajo vrednost dveh standardnih odklonov. $dygapsihp1600$ tako predstavlja nepravo spremenljivko, ki odpravlja nesorazmeren skok v proizvodni vrzeli v 2. četrtletju leta 1999, $dydlncpisi$ pa uravnava sunek inflacije v 1. četrtletju leta 1996.

Reducirani VAR(p) model za Avstrijo je enak kot za Slovenijo, pri čemer vektor y_t sedaj ustreza $y_t = (dlncpiat_t, gapathp1600_t)'$, vektor z_t pa $z_t = (trend, s1, s2, s3, dydlncpiat,$

$dydln\pi_{2,t}, dydln\pi_{3,t}$)'. Neprave spremenljivke (poleg sezonskih komponent) odpravljajo nesorazmerne vrednosti inflacije v 4. četrtletju l. 1995, 3. četrtletju l. 1996 in 4. četrtletju l. 1996 (Priloga 3).

Vključitev prevelikega števila odlogov zmanjšuje število stopinj prostosti in povečuje možnost multikolineranosti, medtem ko lahko uporaba premajhnega števila odlogov povzroči napake pri specifikacijah (Gujarati, 2004, str. 849). Ker so podatki četrtletni, časovna serija pa kratka, je smiselno število odlogov med 1 in 4, poiščemo pa jih z bodisi z metodo GETS (angl. *general to specific*) ali **informacijskimi kriteriji**. Metoda GETS postopoma dodaja odloge v model in testira, če so njihovi koeficienti statistično značilno razlikujejo od nič. Informacijski kriteriji pa na drugi strani izračunavajo optimalno število odlogov po eni izmed različic enačbe (45).

$$Kriterij(p) = \ln\left(\frac{SSR(p)}{T}\right) + \text{kazenski člen} * p \quad (45)$$

V zgornji enačbi predstavlja T število opazovanj. Optimalno število odlogov p je tisto, pri katerem je vrednost informacijskega kriterija najmanjša. Ker ocenjujemo regresijske koeficiente v modelu z metodo OLS, vsak dodatni odlog zmanjša vsoto kvadratov ostankov regresije SSR zato bi bilo lahko optimalno število odlogov poljubno. Kazenski člen v enačbi za vsak dodaten odlog prišteje določeno vrednost in tako omeji možno število odlogov. Najbolj pogosto uporabljena informacijska kriterija sta Schwartz Bayesijanski in Aikake informacijska kriterija (v nadaljevanju SBIC in AIC). Prvi najbolj nepristransko določi število odlogov v večjih vzorcih, medtem kot drugi tudi v večjih vzorcih precenjuje število odlogov z neničelno verjetnostjo. V primeru, da SBIC za nadaljnjo analizo ocenjuje premajhno optimalno število odlogov, se alternativno uporablja AIC. (Stock & Watson, 2007, str. 551–554). Informacijski kriterije se med seboj razlikujejo samo po načinu izračunavanja kazenskega člena.

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.

3.3.1.1 Ocene modela

Pri ocenjevanju modela za Slovenijo pričnemo s 4 odlogi odvisnih spremenljivk in 4 odlogi spremenljivke za ceno nafte ($dlnnafta$). S pomočjo Waldovega testa iz modela izločimo spremenljivke, ki so visoko neznačilne, tako da nam v modelu ostanejo 4 odlogi odvisnih spremenljivk ter eksogene spremenljivke $dlnnafta$, $trend$, $dygapsihp1600$ in $s3$ kot sezonska

spremenljivka (*dydlncpisi* ni vključena v model, ker zaradi 4 odlogov ni več v časovni seriji). Reducirani VAR za Slovenijo nam prikazuje enačba (46).

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} dlncpisi_t \\ gapsihp1600_t \end{bmatrix} &= \alpha + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dlncpisi_{t-1} \\ gapsihp1600_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dlncpisi_{t-4} \\ gapsihp1600_{t-4} \end{bmatrix} + \\ &+ \lambda dlннаfta + \begin{bmatrix} e_{11} & e_{12} & e_{13} & e_{14} \\ e_{21} & e_{22} & e_{23} & e_{24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} trend \\ s2 \\ s3 \\ dygapsihp1600 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^{dlncpisi} \\ u_t^{gapsihp1600} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (46)$$

Pri Avstriji nam ocena najširšega modela, s štirimi odlogi odvisnih spremenljivk in s štirimi odlogi spremenljivke nafte, prikaže statistično neznačilne koeficiente pri nekaterih neodvisnih spremenljivkah, zato iz modela z Waldovim testom postopoma izločamo visoko neznačilne spremenljivke in ocenimo model po enačbi (47) (*dydlncpiat* ni vključena v model, ker zaradi štirih odlogov ni več del obravnavane časovne vrste).

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} dlncpiat_t \\ gapathp1600_t \end{bmatrix} &= \alpha + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dlncpiat_{t-1} \\ gapathp1600_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} d_{11} & d_{12} \\ d_{21} & d_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} dlncpiat_{t-4} \\ gapathp1600_{t-4} \end{bmatrix} + \\ &+ \lambda dlннаfta + \begin{bmatrix} e_{11} & e_{12} & e_{13} & e_{14} & e_{15} \\ e_{21} & e_{22} & e_{23} & e_{24} & e_{25} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} trend \\ s2 \\ s3 \\ dydlncpiat2 \\ dydlncpiat3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^{dlncpiat} \\ u_t^{gapathp1600} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (47)$$

Pravilnost izbire odlogov pri ocenjevanju modela za obe državi preverjamo še z Waldovo statistiko za izločanje odlogov, ki nam pove, da za vsak uporabljen odlog zavrnilo ničelno domnevo, da je pripadajoč koeficient enak nič pri 5 % stopnji značilnosti.

Ocenjena modela, kot sta zapisana v enačbah (46) in (47), lahko vidimo v Tabeli 1, kjer je pod vsakim koeficientom zapisana pripadajoča standardna napaka.

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

Ocenjena spremenljivka	Slovenija: enačba $dlncpisi_t$	Slovenija: enačba $gapsihp1600_t$	Avstrija: enačba $dlncpiat_t$	Avstrija: enačba $gapathp1600_t$
konstanta	0,0259*** (0,00485)	-0,00333 (0,00590)	0,00198 (0,00115)	0,00171** (0,000782)
inflacija(-1)	0,0686 (0,0696)	0,0453 (0,0846)	0,170 (0,130)	-0,0266 (0,0889)
inflacija(-2)	-0,173*** (0,0659)	-0,00436 (0,0803)	0,183* (0,101)	-0,177*** (0,0690)
inflacija(-3)	-0,172** (0,0726)	0,0200 (0,0883)	0,121 (0,113)	-0,149* (0,0770)
inflacija(-4)	0,182*** (0,0712)	-0,00938 (0,0867)	0,0621 (0,109)	-0,0127 (0,0744)
proizvodna vrzel(-1)	0,346*** (0,0907)	0,519*** (0,110)	-0,0781 (0,169)	1,816*** (0,115)
proizvodna vrzel(-2)	-0,0139 (0,0892)	0,316*** (0,109)	0,417 (0,312)	-1,725*** (0,212)
proizvodna vrzel(-3)	0,264*** (0,0889)	0,149 (0,108)	-0,339 (0,308)	1,384*** (0,210)
proizvodna vrzel(-4)	0,00441 (0,0883)	-0,234** (0,108)	0,0737 (0,166)	-0,540*** (0,113)
dlinnafta	0,0201*** (0,00509)	-0,00563 (0,00620)	0,00867*** (0,00256)	0,00360** (0,00175)
trend	-0,000341*** (0,0000839)	0,0000633 (0,000102)	0,0000315 (0,0000278)	80,86e-06 (0,000019)
s2	0,00443*** (0,00164)	0,00199 (0,00199)	0,000322 (0,000936)	-0,00121* (0,000637)
s3	-0,00573*** (0,00160)	-0,000562 (0,00195)	-0,00413*** (0,00102)	-0,000264 (0,000698)
dygapsihp1600	-0,0212*** (0,00438)	0,0267*** (0,00533)	/	/
dydlncpiat2	/	/	0,0118*** (0,00262)	-0,00158 (0,00178)
dydlncpiat3	/	/	-0,0119*** (0,00314)	-0,00267 (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 ²	0,8366	0,8366	0,6795	0,9692

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

Vir: Lastni izračuni z uporabo ekonometričnega paketa.

3.3.1.2 Standardni testi

Model tako za Slovenijo kot tudi za Avstrijo podvržemo še standardnim testom specifikacije. Preverjamo avtokorelacijo, normalnost porazdelitve ostankov regresije (v nadaljevanju ostankov), stabilnost modela in heteroskedastičnost.

Avtokorelacija ostankov krši zahtevo OLS cenilke po njihovi nepovezanosti. Cenilka OLS je ob prisotnosti avtokorelacije sicer še vedno konsistentna, ni pa več učinkovita. Standardne napake so ob prisotnosti avtokorelacije pri nizkih odlogih podcenjene, vrednosti t -statistik pa posledično precenjene. Avtokorelacijo ostankov lahko preverjamo s testom Lagrangevega multiplikatorja oz. z LM testom, kjer ničelna hipoteza pravi, da je avtokorelacija prisotna. Za Slovenijo pri testiranju avtokorelacije slednjo pri vseh odlogih zavrnilo s 5 % stopnjo značilnosti, pri čemer 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 oz. podcenjuje vrednost točne stopnje značilnosti, pri kateri ničelno hipotezo o prisotnosti avtokorelacije zavračamo. Pri testiranju avtokorelacije za Avstrijo lahko avtokorelacijo pri vseh uporabljenih odlogih zavrnilo s 5 % stopnjo značilnosti. Test avtokorelacije za Slovenijo in Avstrijo je priložen v Prilogi 4.

Regresija je pogojno pričakovanje oz. pogojno matematično upanje za odvisno spremenljivko, zato morajo biti ostanki regresije porazdeljeni neodvisno od neodvisnih spremenljivk oz. od odvisne spremenljivke, nadalje pa morajo biti porazdeljeni tudi normalno (njihovo matematično upanje mora biti enako 0). Porazdelitev ostankov je namreč hkrati tudi porazdelitev odvisne spremenljivke. V kolikor ostanki niso porazdeljeni normalno, je model napačno specificiran, neodvisne spremenljivke pa niso dobro določene. **Normalnost porazdelitve ostankov** preverjamo s testom za simetričnost (angl. *skewness*) in sploščenost (angl. *kurtosis*). Ničelna hipoteza pravi, da se ostanki porazdeljujejo normalno in simetrično. Za ocenjeni model niti za Slovenijo niti za Avstrijo ne moremo zavrniti normalne in simetrične porazdelitve ostankov pri 5 % stopnji značilnosti. Rezultati testa so priloženi v Prilogi 5.

S testom za **stabilnost VAR** kot celote se preverja stacionarnost celotnega modela, preverjamo torej enotski koren. Ocenjeni VAR je stabilen tako za Slovenijo kot tudi za Avstrijo, kot je razvidno iz rezultatov v Prilogi 6.

S **heteroskedastičnostjo** poimenujemo spremenljivo varianco ostankov regresije. Če je varianca konstantna pa govorimo o homoskedastičnosti ostankov (Stock & Watson, 2007, str. 162). Variance ostankov preverjamo v Prilogi 7 in ugotovimo, da so ostanki ocenjenih regresij (*dlncpisi*, *gapsihp1600*, *dlncpiat*, *gapathp1600*) homoskedastični.

3.3.2 Pomanjkljivosti in izboljšave modela

Kot prvo pomanjkljivost modela je potrebno izpostaviti kratko časovno vrsto, saj imamo za ocenjevanje 14 oz. 15 parametrov na voljo samo 47 opazovanj, kar je nekaj več kot 3 opazovanja na parameter, medtem ko je norma vsaj 5 opazovanj na parameter. Tej slabosti se ni možno izogniti, saj za mlade države, kot je Slovenija, ni mogoče dobiti daljših verodostojnih časovnih vrst.

Izboljšave modela so možne v smeri bolj natančnega določanja odklona realnih mejnih stroškov od svoje ravnovesne lege. Eden od načinov je uporaba naprednejše metode ocenjevanja proizvodne vrzeli, denimo ob pomoči Beveridge-Nelsonove dekompozicije ali metode neopazljivih komponent, drugi način pa je uporaba stroškov dela in podobnih mer za ocenjevanje odklona realnih mejnih stroškov od svoje ravnovesne lege, ki naj bi bolje zajemali odklon dejanske od optimalne cene.

Za boljše ocene parametrov bi bilo potrebno modelirati vpliv cene nafte na inflacijo v okviru DSGE sistema, 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 bolj oddaljenih bi zahtevalo uporabo naprednejših ekonometričnih metod.

Potrebno je tudi omeniti, da v našem modelu ne dopuščamo oz. ne vključujemo sprememb nekaterih pomembnih kanalov prenosa cene nafte na inflacijo. Model ne vključuje vpliva spreminjanja energetske učinkovitosti gospodarstva, ne vključuje spreminjanja uteži za naftne derivate v košarici CPI in nenazadnje ne vključuje dinamike spreminjanja trošarin in samega dejstva, da postaja prenos sprememb cene nafte v bruto cene tekočih goriv vse močnejši. Trošarine namreč tudi ob nespremenjenih vrednostih predstavljajo ob dvigovanju cen tekočih goriv vedno manjši del končne ceno, s tem pa izgubljajo vlogo dušilca.

Kot možno izboljšavo dodajamo v model še vpliv tujine na domačo inflacijo, ki se kaže kot prenos tujih cen v domače, v tem delu pa ga, enako kot Masten in Brezigar Masten (2006), zajemamo z vrzeljo realnega deviznega tečaja.

3.3.2.1 Model s produkcijsko vrzeljo in vrzeljo realnega deviznega tečaja

Podobno kot ceno nafte, lahko v Cobb-Douglasovo produkcijsko funkcijo v enačbi (22) 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 od pogajalske moči), nanjo prek domačega

povpraševanja ni mogoče vplivati. Ker se tudi cene domačih vmesnih dobrin prilagajajo cenovni dinamiki uvoženih dobrin oz. 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 (angl. *TOT*), vendar zaradi priročnosti na tem mestu uporabimo kar realni efektivni devizni tečaj (Masten & Brezigar Masten, 2006, str. 36), in torej uvoženo inflacijo zajemamo z **vrzeljo realnega deviznega tečaja**, ki je izračunana kot odklon od svoje trendne vrednosti (dobljene s HP filtrom).

Realne mejne stroške, ki ustrezajo produkcijski funkciji, v katero vstopajo delo, nafta in vmesne dobrine, prikazuje enačba (48), pripadajočo NKPC pa enačba (49), kjer ddt_t predstavlja vrzel realnega deviznega tečaja.

$$mc_t^r = \kappa_t + \delta p_t^o + \varphi ddt_t \quad (48)$$

$$\pi_t = \beta E_t \pi_{t+1} + \lambda \kappa_t + \lambda \delta p_t^o + \lambda \varphi ddt_t \quad (49)$$

Vrzel realnega deviznega tečaja dobimo kot razliko med dejanskim gibanjem realnega efektivnega deviznega tečaja in njegovo trendno vrednostjo, ki jo ocenimo s HP filtrom. Podatki o realnem efektivnem deviznem tečaju (kjer se upošteva najširša skupina trgovinskih partneric v sestavi EU27 plus nekatere druge svetovne države) 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, str. 32).

Ocene reduciranega VAR modela za Slovenijo in Avstrijo prikazujeta Prilogi 7 in 8. Standardni ekonometrični testi ne zaznajo problemov z avtokorelacijo, normalnostjo porazdelitve ostankov, stabilnostjo sistema ali heteroskedastičnostjo.

Vpliv nafte na inflacijo se v ocenjenem modelu za Slovenijo in Avstrijo ob vključitvi vrzeli realnega deviznega tečaja nekoliko poveča, in sicer pri prvi na 0,0280 pri točni stopnji značilnosti $P \leq 0,001$, pri drugi pa na 0,0115 pri točni stopnji značilnosti $P \leq 0,001$. Ker se regresijska koeficienta, ki označujeta vpliv cene nafte, za obe državi v novem okviru ne spremenita bistveno, razmerje med njima pa ostaja praktično enako, se v nadaljnji razlagi rezultatov sklicujemo na prvi model, pri katerem se pri zelo majhni časovni seriji odrečemo manj stopinjam prostosti.

4 RAZPRAVA

Čeprav nas v tem delu zanima samo vpliv cene nafte na inflacijo v Sloveniji in Avstriji ter razlika v vplivu med omenjenima državama, in nam empirična oblika NKPC v obliki reduciranega VAR modela služi le kot struktura za ugotavljanje vpliva cene nafte, je potrebno za začetek kritično oceniti, kako je model v skladu s teorijo zajemal tudi druge dele NKPC.

Pri ocenah inflacijske enačbe v slovenskem modelu vidimo, da je determinacijski koeficient z vrednostjo $0,834$ precej visok. Kar $83,4\%$ celotne variance odvisne spremenljivke inflacije pojasnjeno z njenimi odloženimi vrednostmi, odloženimi vrednostmi proizvodne vrzeli, ceno nafte in drugimi nepravimi spremenljivkami. Kljub temu model ni povsem skladen s teorijo, ki predvideva, da bodo vrednosti pretekle inflacije zrcalile inflacijska pričakovanja, ki povečujejo tekočo inflacijo. Značilna negativna parcialna korelacija med tekočo inflacijo in drugim in tretjim odlogom inflacije je iz tega vidika problematična, čeprav je četrti odlog značilno pozitivno predznačen. Bolje se odrežejo pretekle vrednosti proizvodne vrzeli, kjer prvi in tretji odlog, ki sta statistično značilna, pričakovano pozitivno vplivata na tekočo inflacijo. Ocene enačbe s produkcijsko vrzeljo kot odvisno spremenljivko so večinoma statistično neznačilne, vendar v primeru vpliva cene nafte na produkcijsko vrzelj pravilno predznačene. Vrednost determinacijskega koeficienta za drugo enačbo je $0,837$.

Avstrijski model, kjer ocenjujemo inflacijsko enačbo, se odreže nekoliko bolje, kajti čeprav je pri odloženih vrednostnih inflacije samo drugi odlog statistično značilen, so vsi pravilno predznačeni. Na drugi strani je v primerjavi s slovenskim modelom pri Avstriji pojasnjene variance v celotni varianci manj, saj znaša vrednost determinacijskega koeficienta $0,689$. Odložene vrednosti proizvodne vrzeli v primeru Avstrije očitno ne zajemajo inflacijskih pričakovanj, saj so vsi odlogi neznačilni, dva od njih pa tudi negativno predznačena. Ocene enačbe s produkcijsko vrzeljo kot odvisno spremenljivko so podobno kot za Slovenijo neznačilne, problematičen je tudi predznak vpliva cene nafte na produkcijsko vrzelj, ki je pozitiven. Vrednost determinacijskega koeficienta za drugo enačbo je $0,970$.

Pri ocenjenih parametrih obeh modelov nas najbolj zanimata **vpliva cene nafte na inflacijo**. Ta sta za obe državi značilna pri 1% stopnji značilnosti. Za Slovenijo sprememba cene nafte v evrih oz. v dolarjih ob nespremenjenem nominalnem deviznem tečaju *USD/EUR* za 10 odstotkov povzroči *ceteris paribus* povišanje tekoče četrtletne inflacije za $0,2$ odstotni točki. Enako povišanje cene nafte v Avstriji pa poviša *ceteris paribus* avstrijsko tekočo četrtletno inflacijo samo za $0,087$ odstotne točke oz. za slabo desetino odstotne točke. V primerjavi z ugotovitvami LeBlanca in Chinna (2004) se z ocenami našega modela znajdemo na spodnji meji razpona vpliva cene nafte, ob upoštevanju rezultatov Jagriča in Hafnerja (2005) pa lahko realno trdimo, da naš model vpliv cene nafte na inflacijo podcenjuje. Glavna razloga podcenjevanja vpliva cene nafte sta že prej omenjena enostavna mera odklona realnih mejnih

stroškov in seveda nepopolna specifikacija ekonometričnega modela, ki bi za boljše rezultate moral vsebovati celoten DSGE model.

Poleg intenzitete vpliva cene nafte na inflacijo je posebno zanimiva **razlika v vplivu cene nafte na inflacijo v Sloveniji in Avstriji**, ki je občutna, saj se slovenska inflacija ob povišanju cen nafte na svetovnem trgu na povišanje odzove s skokom, ki je kar za 132 % višji kot v Avstriji oz. 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 cene nafte *ceteris paribus* na četrtletno inflacijo v Sloveniji glede na Avstrijo 144 %.

Glede na to, da sta torej 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 ne glede na samo višino vpliva cene nafte na inflacijo robustna do te mere, da so relativne ocene spremembe inflacije v Sloveniji glede na Avstrijo konsistentne in da model dobro zajema razliko v prenosu sprememb cene nafte v inflacijo med Slovenijo in Avstrijo. **Spremembe cene nafte se bistveno močnejše odražajo v slovenski inflaciji kot v avstrijski, razlika je namreč 132 %.** V nadaljevanju razprave se osredotočimo predvsem na vzroke različnega odziva inflacije na spremembe cene nafte v Sloveniji in Avstriji, zato si podrobneje ogledamo mehanizem prehajanja cen nafte v inflacijo.

Stopnja prehajanja cen nafte v inflacijo poteka prek različnih kanalov, ki jih lahko razdelimo v naslednje tri skupine:

- prehajanje spremembe cene surove nafte v cene tekočih goriv
- sestava gospodarstva (energetska odvisnost in učinkovitost)
- sestava košarice CPI

4.1 PREHAJANJE SPREMEMBE CENE SUROVE NAFTE V CENE TEKOČIH GORIV

Na višino inflacije bolj kot svetovna cena nafte vpliva cena naftnih derivatov v domači državi, predvsem avtomobilskih goriv in kurilnega olja. Odziv cen tekočih goriv (v nadaljevanju goriv) na 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, str. 53–76) so identificirali naslednje dejavnike, ki vplivajo na hitrost in obseg prenosa cenovnih nihanj nafte v končne cene tekočih goriv: **konkurenca v energetske sektorju (neto cene), elastičnost naftnih derivatov (neto cene) ter trošarine (bruto cene).**

Konkurenca vpliva na cene tekočih goriv tako kot v vsaki drugi panogi. Govorimo lahko o nelinearni povezavi med konkurenco in prenosom višjih stroškov v končne cene. Če je trg

naftnih derivatov bolj konkurenčen (a vseeno ne na nivoju popolne konkurence, kjer so mejni stroški kar enaki ceni), se povišanja cen nafte ne odrazijo v končnih cenah v celoti, saj del višjih stroškov surovin prevzamejo konkurenti na trgu, ki se jim zato ustrezno zniža marža. V nasprotnem primeru, ko na trgu ni dovolj konkurence, bodo ponudniki goriv celoten cenovni šok prenesli na končnega potrošnika.

Arpa in sodelavci (2006, str. 63–65) preverjajo stopnjo konkurence na trgu s hitrostjo spreminjanja neto cen goriv (brez trošarin in davkov) ob spremembi cene nafte. V primeru manjše konkurence na trgu se ob zvišanju cen nafte cene goriv hitro dvignejo, v primeru večje konkurence pa jih ponudniki poskušajo obdržati na stari ravni čim daljše obdobje in si tako zagotoviti večji tržni delež. V primeru znižanja cen nafte se v pogojih velike konkurence cene goriv hitro znižajo, v pogojih majhne pa poskušajo ponudniki goriv ohraniti cene čim daljše obdobje na višji ravni in tako realizirati čim višje presežne dobičke. Tako je hitrost prilagajanja končnih neto cen goriv višja v primeru manjše konkurence, če je sprememba cene nafte ugodna za ponudnika, in nižja v primeru večje konkurence, če je sprememba cene nafte ugodna za potrošnika oz. neugodna za ponudnika. Tako za Avstrijo kot tudi za Slovenijo ni bilo odkritih statistično značilnih sprememb v hitrosti spreminjanja neto cen tekočih goriv ob pozitivni in negativni spremembi cene nafte.

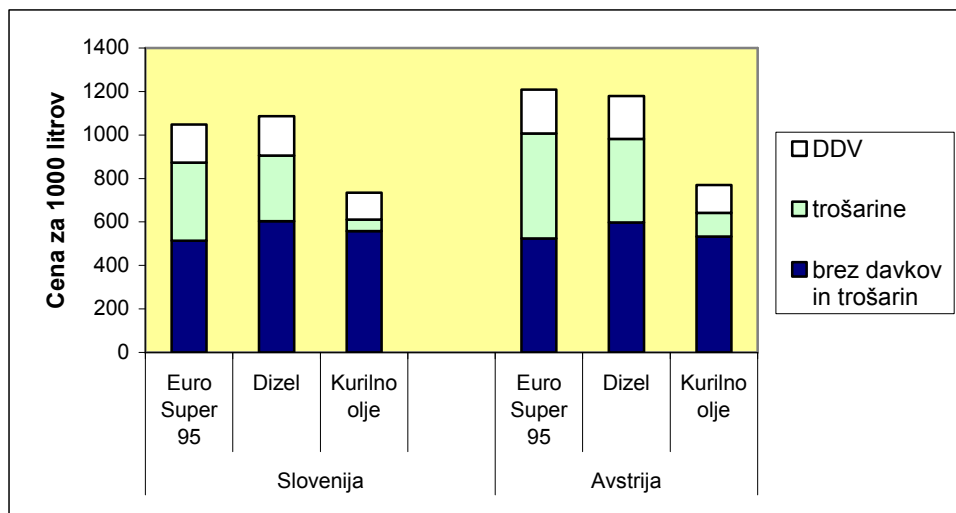
Elastičnost cene goriv na spremembe cene nafte so Arpa in sodelavci (2006, str. 60–63) modelirali z VAR modelom, kjer je odstotna sprememba cene bencina, dizla in kurilnega olja funkcija lastnih odloženih vrednosti, trenutnih in preteklih stopenj rasti cene nafte in odstopanj od dolgoročnega (trendnega) ravnotežja. Takšen VAR nam prikaže tako obseg prenosa cenovnih nihanj nafte v končne cene naftnih derivatov kot tudi hitrosti približevanja cen derivatov k svojemu dolgoročnemu povprečju.

V večini primerov se izkaže, da je prehodnost naftnih šokov najvišja pri najbolj enostavnih gorivih. Več kot je potrebnih drugih vložkov za izdelavo goriva, manjši vpliv ima sprememba cene ene same produkcijske sestavine (surove nafte) na končno ceno, saj je njen delež v celotni vrednosti produkta ustrezno manjši. Bencin (Euro Super 95) kot produkcijsko najbolj zahtevno gorivo ima najnižjo elastičnost, ta je za Avstrijo 0,46; kar pomeni, da se 46 odstotkov spremembe cene nafte odrazi na neto ceni bencina. Pri 10 % dvigu cene nafte se bencin podraži za 4,6 %. Elastičnost cene dizla v Avstriji je pri 0,55 pričakovano višja od tiste za bencin, najvišjo elastičnost pa ima tako kot po večini držav Evropske unije kurilno olje, in sicer skoraj 0,8. V Sloveniji so vse elastičnosti višje, cene nafte se bolj izrazito odrazijo v neto cenah naftnih derivatov. Elastičnost cene bencina, dizla in kurilnega olja v Sloveniji ne odstopajo veliko in se nahajajo pri 0,9; večino, skoraj 90 % cenovne spremembe nafte se tako prenese v neto cene tekočih goriv (Arpa et al., 2006, str. 60–63).

Pri prenosu sprememb cene nafte v končne cene tekočih goriv delujejo trošarine kot dušilci, saj so določene glede na količino in ne kot odstotni delež cene. Posledično se nihanja

prenešajo tem manj, kolikor večje so trošarine, saj predstavljajo spremenjeni stroški nafte samo en del strukture končne cene. Sestavo končne cene tekočih goriv v Sloveniji in Avstriji konec leta 2007 nam prikazuje Slika 9.

Slika 9: Sestava končne cene tekočih goriv v Sloveniji in Avstriji



Vir: Oil bulletin, 2007.

Iz Slike 9 je razvidno, da so trošarine v Avstriji višje in torej bolj blažijo prenose cenovnih sunkov nafte v tekoča goriva. Arpa in sodelavci (2006, str. 70) preverjajo prenos cene nafte v bruto cene najbolj uporabljenega bencina Euro Super 95. Ugotovijo, da je elastičnost bruto cene bencina tako v Avstriji kot v Sloveniji za več kot polovico manjša od elastičnosti neto cene (učinek davkov in trošarin), **prenos sprememb cene nafte v bruto ceno bencina pa je v Avstriji 20 %, v Sloveniji pa skoraj dvakrat toliko.**

4.2 SESTAVA GOSPODARSTVA

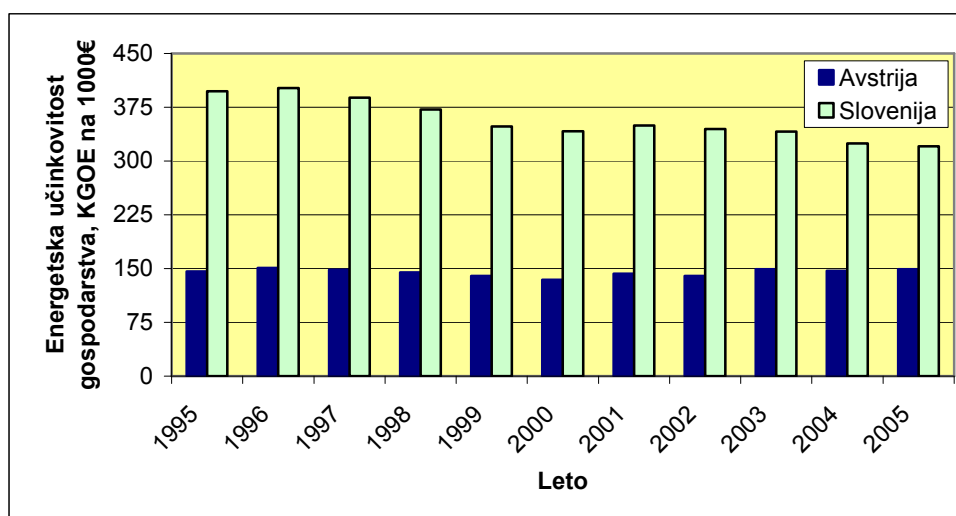
Na odziv inflacije na cene nafte vpliva tudi struktura gospodarstva, ki prek uporabe naftnih derivatov kot vmesnih dobrin prenaša njihovo ceno dalje v končne cene potrošnih dobrin. Večji delež, kot obsegajo naftni derivati v vseh vmesnih dobrinah, bolj se nihanja cene nafte odražajo na drugih cenah končnih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

V preskrbi s primarno energijo za Slovenijo so glavni vir še vedno fosilna goriva, ki so leta 2004 obsegala 36 % vse porabljene energije. Podobno kot veliko držav EU je Slovenija popolnoma odvisna od uvoza fosilnih goriv. Nafta in naftni derivati se od zaprtja lendavske rafinerije leta 2001 v celoti uvažajo. Tudi v Avstriji predstavljajo glavni vir energije še vedno nafta in njeni produkti, ti so predstavljali leta 2004 42 % celotne porabljene energije. V nasprotju s Slovenijo ima Avstrija okoli 10 % lastnih virov nafte, ostalo nafto in derivate pa

uvažata (European Commission, 2007). Tako Slovenija kot Avstrija sta v obdobju od 1995 do 2006 povečali svoj neto uvoz nafte in derivatov, kjer se količina meri v tonah naftnega ekvivalenta (angl. *TOE*), prva za 33 %, druga pa za 17 % (Panorama of Energy, 2007).

Energetska učinkovitost gospodarstva se izračuna 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. Energetska učinkovitost gospodarstva Avstrije in Slovenije nam prikazuje Slika 10.

Slika 10: Energetska učinkovitost gospodarstva



Vir: Energy intensity of the economy, 2008; Verbraucherpreisindex, 2008.

Splošna energetska učinkovitost gospodarstva v Sloveniji in Avstriji pokaže razliko med obravnavanima državama. Medtem ko porabimo v Sloveniji več kot 300 KGOE za vsakih 1000 EUR ustvarjenega proizvoda, potrebujejo v Avstriji samo 150 kg. 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 energetska učinkovitost izboljšala za 20 %.

Na koncu obravnavanega obdobja **izrablja Slovenija energijo pri ustvarjanju bruto domačega proizvoda še vedno več kot dvakrat slabše kot Avstrija**, kar pomeni, da naše gospodarstvo porabi v povprečju za 100 % več energije za ustvarjanje enake vrednosti proizvoda.

Pomemben zadržek pri tem kazalcu je, da je ta mera energetske učinkovitosti odvisna tudi od končnih cen prodanih produktov oz. 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 energetska učinkovitosti, kot jo

merimo s kazalcem KGOE/1000 EUR BDP. Po drugi strani je potrebno vedeti, da imajo razvitejše države v vsakem primeru bolj napredno tehnologijo in boljše izkoristke energije ter nenazadnje drugačno strukturo gospodarstva, kar pa se spet odrazi kot boljša splošna energetska učinkovitost, saj se denimo v storitvah, ki imajo višjo dodano vrednost, porabi manj energije na ustvarjeno vrednost proizvoda kot v industriji, ki je po definiciji bolj energetska intenzivna in 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 v Avstriji. V košarici, v kateri so potrošne dobrine in storitve razdeljene po standardni metodologiji COICOP (klasifikacija oz. razvrstitev proizvodov po namenu v 12 glavnih skupin), nas zanimata dva razdelka: 0453 – tekoča goriva in 0722 – goriva in maziva, ki vsebujeta naftne derivate v splošni 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.

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

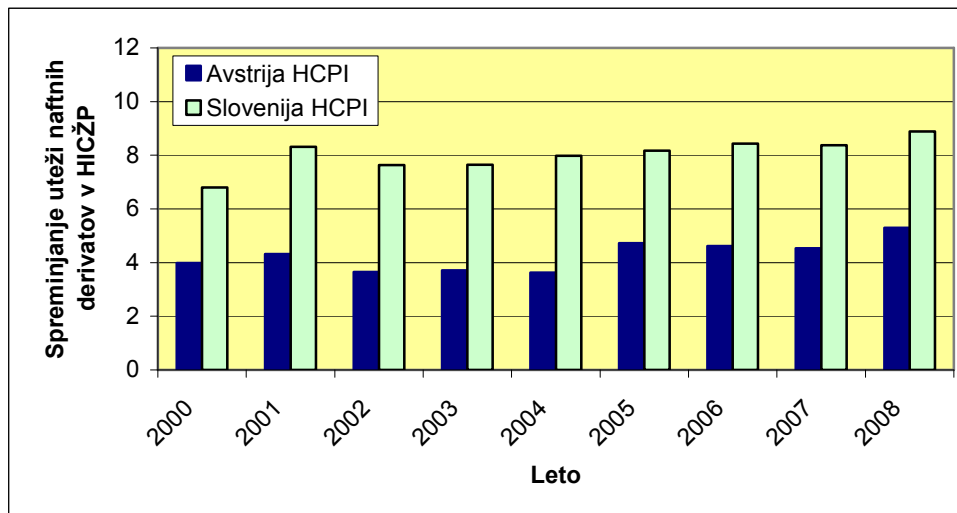
	AVSTRIJA [%]	SLOVENIJA [%]
0453 Tekoča goriva	0,7	2,2
0722 Goriva in maziva	3,7	5,5
Skupaj	4,4	7,7

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

Naftni derivati imajo v košarici CPI v Sloveniji v primerjavi z Avstrijo za leto 2005 za kar 3,3 odstotne točke oz. 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 Sliki 11 (na str. 39).

Slika 11: Spreminjanje uteži naftnih derivatov v HCPI



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

Uteži naftnih derivatov v slovenski harmonizirani košarici dobrin skozi preučevano obdobje so glede na avstrijsko košarico stalno od 67 % do 120 % višje.

4.4 OCENA VPLIVA CENE SUROVE NAFTE NA INFLACIJO OB UPOŠTEVANJU KANALOV PRENOSA

Ob upoštevanju vseh treh kanalov prenosa cene nafte v inflacijo lahko brez analize podatkov grobo ocenimo, kakšen vpliv naj bi imela 10 odstotna podražitev cene nafte v evrih (ali dolarjih ob nespremenjenem deviznem tečaju) na inflacijo v Sloveniji in Avstriji.

Neposredno se bo povišanje cene nafte odrazilo na inflaciji prek košarice CPI, kjer imajo naftni derivati v Sloveniji 7,7, v Avstriji pa 4,4 odstotno utež. Iz raziskave Arpa in sodelavci (2006) lahko posplošimo, da je prenos spremembe cene nafte v naftne derivate v Avstriji 20 %, v Sloveniji pa skoraj 40 %. Neposredno se bo torej 10 odstotni skok v ceni nafte v Avstriji odrazil kot povečanje inflacije za 0,088 odstotne točke, v Sloveniji pa kot povečanje inflacije za 0,308 odstotne točke.

Na drugi strani imamo še posredne učinke, ki zajemajo prenos sprememb cen nafte prek gospodarstva v druge cene končnih dobrin. Kazalec energetske učinkovitosti KGOE/1000 EUR BDP nam sicer govori o različnem izkoristku energije, ne pove pa nam, za kakšen delež se ob spremembi cene nafte povprečno spremenijo cene drugih končnih dobrin.

Kot primerjalno oceno našemu VAR modelu lahko torej poleg ocen drugih raziskav dodamo še grobe ocene iz upoštevanja kanalov prenosa sprememb cene nafte. Tu govorimo o posledici 10 odstotnega povišanja cen nafte kot povišanje avstrijske inflacije za 0,088

odstotne točke plus posredni učinki (v nadaljevanju 0,088+) in povišanju slovenske inflacije za 0,308 odstotne točke plus posredni učinki (v nadaljevanju 0,308+).

Primerjalno nam ocene modela s produkcijsko vrzeljo, ki so 0,2 odstotne točke za Slovenijo in 0,087 odstotne točke za Avstrijo, res podcenjujejo vpliv cene nafte na inflacijo. Bližje grobim ocenam 0,308+ in 0,088+ so ocene razširjenega modela, kjer vstopa v VAR poleg produkcijske vrzeli še vrzel realnega deviznega tečaja in kjer 10 odstotno povišanje cene nafte povzroči povišanje avstrijske inflacije za 0,115, slovenske pa za 0,280 odstotne točke.

Navkljub podcenjevanju vpliva inflacije smo z ocenami VAR modela zadeli spodnji okvir vpliva povišanja cene nafte na inflacijo v obdobju od 1995 do 2007. Bolj natančne so razlike v prenosu cene nafte na slovensko in avstrijsko inflacijo, ki so primerljive tako v osnovnem in razširjenem modelu kot tudi v grobih ocenah, podanih v tem razdelku.

SKLEP

Tako Avstrija kot Slovenija imata podoben dostop do svetovnega trga nafte in njenih derivatov. Obe državi sta tudi majhni odprti gospodarstvi, kjer je cena nafte eksogeno dana spremenljivka, na katero ne moreta vplivati. Povezavo med inflacijo in ceno nafte izpeljemo v okviru novokeynesianske Phillipsove krivulje, kjer lahko z vključitvijo nafte v produkcijsko funkcijo izpeljemo mejne stroške, ki vsebujejo tudi ceno nafte. Posledično se pokaže, da je tekoča inflacija odvisna od pričakovanj o prihodnji inflaciji in od odklona realnih mejnih stroškov od svoje ravnovesne lege, kar zajemamo s produkcijsko vrzeljo in odklonom cene nafte od svoje ravnovesne lege.

Teoretično povezavo med inflacijo in ceno nafte modeliramo v okviru reduciranega VAR modela, kjer poskušamo zajeti inflacijska pričakovanja z odloženimi vrednostmi nafte in odloženimi vrednostmi produkcijske vrzeli. Tekoči vpliv proizvodne vrzeli na inflacijo v modelu ni viden, ker v reducirani obliki VAR ne omogoča modeliranja sočasnih povezav. Kot neodvisna spremenljivka vstopa v VAR sprememba cene nafte, izražena v evrih.

Ocene modela za Slovenijo in Avstrijo nam ne potrdijo teoretičnega okvira v celoti, omogočajo pa nam preučevanje tistega, zaradi česar empirični in teoretični okvir pravzaprav potrebujemo – vpliva cene nafte na inflacijo v Sloveniji in Avstriji. Vpliv cene nafte na inflacijo je tako za Avstrijo kot za Slovenijo statistično značilen pri 1 % stopnji značilnosti. Sprememba cene nafte v evrih oz. v dolarjih ob nespremenjenem nominalnem deviznem tečaju *USD/EUR* za 10 odstotkov povzroči *ceteris paribus* povišanje tekoče četrtletne inflacije za 0,2 odstotni točki. Enako povišanje cene nafte pa poviša *ceteris paribus* avstrijsko tekočo četrtletno inflacijo samo za 0,087 odstotne točke oz. za slabo desetino odstotne točke. Ocene vpliva cene nafte na inflacijo v našem modelu so v primerjavi z že obstoječimi raziskavami

med najnižjimi, lahko rečemo tudi prenizke, kar nas privede do suma slabe specifikacije modela. Novokeynesianska Phillipsova krivulja, na katero se to delo teoretično naslanja, je namreč le ena od enačb modela splošnega dinamičnega stohastičnega ravnotežja, ki bi bil za preučevanje inflacijske dinamike verjetno bolj primeren.

Kot možno izboljšavo ocenimo še model, v katerem dopuščamo vpliv uvožene inflacije, ki prihaja v gospodarstvo prek uvoženih vmesnih dobrin, ki jih uporabljajo podjetja. Vpliv prenosa tujih cen v domače zajemamo z vrzeljo realnega deviznega tečaja. Ocene vpliva nafte na inflacijo v takšnem modelu so prav tako značilne pri 1 % stopnji značilnosti. Ob spremembi cene nafte za 10 % se v tem modelu *ceteris paribus* slovenska inflacija poviša za 0,28 odstotne točke, avstrijska pa za 0,115 odstotne točke. Težave pri zajemanju drugih teoretičnih predpostavk ostajajo tudi v tem modelu enake.

Zanimivo je, da navkljub majhnim ocenam vpliva cene nafte na inflacijo oba modela skoraj popolnoma enako ocenjujeta razliko v vplivu cene nafte na inflacijo v Sloveniji in Avstriji. Sprememba cene 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 %. Podobne ocene v razliki vpliva cene nafte na inflacijo v obravnavanih državah nam sporočajo robustnost modela pri ocenjevanju te razlike.

Vzrok velike razlike v odzivnosti inflacije na spremembe cene nafte v Sloveniji in Avstriji iščemo v vseh treh kanalih prenosa cene nafte v inflacijo: prehajanju spremembe cene nafte v cene tekočih goriv, sestavi gospodarstva (energetska odvisnost in učinkovitost) in sestavi košarice indeksa cen življenjskih potrebščin. Na prva dva kanala lahko gledamo kot na posredni prenos cen nafte v inflacijo, na zadnjega pa kot neposrednega.

Prehajanje spremembe cene nafte v cene tekočih goriv je odvisno od konkurence v energetske sektorju, elastičnosti cene naftnih derivatov ter od trošarin. Ob višji konkurenci ponudniki tekočih goriv absorbirajo večji del dodatnih stroškov povečanja cen nafte kot v primeru nekonkurenčnega trga, kjer lahko večji del spremembe cene nafte prenesejo dalje v verigi na končnega potrošnika. Zelo pomembne za bruto končne cene tekočih goriv so trošarine, ki delujejo kot dušilci, saj so določene glede na količino, ne kot odstotni delež končne cene. Ob povišanju cene nafte in prenosu povišanja v neto cene tekočih goriv se v bruto cenah to povišanje odrazi tem manj, čim višje so trošarine. Ugotovljeno je bilo, da se sprememba cene nafte močneje odrazi v slovenskih končnih neto cenah tekočih goriv kot avstrijskih, obenem pa ima Slovenija tudi manjše trošarine, kar pripelje do tega, da se v Avstriji le 20 % spremembe svetovne cene nafte odrazi v končni bruto ceni bencina, v Sloveniji pa skoraj 40%.

Naslednja razlika med Slovenijo in Avstrijo, ki vpliva na različen prenos cene nafte v inflacijo, je energetska odvisnost in intenzivnost gospodarstva. Obe državi sta močno odvisni

od uvoza naftnih derivatov, pomembna razlika pa se pokaže v energetske intenzivnosti gospodarstev. Če slednjo merimo s kazalcem, ki nam kaže porabo kg naftnega ekvivalenta na ustvarjenih 1000 EUR BDP, vidimo, da izrablja Slovenija energijo pri ustvarjanju BDP več kot dvakrat slabše kot Avstrija. Slovensko gospodarstvo porabi v povprečju za 100 % več energije za ustvarjanje enake vrednosti proizvoda kot avstrijsko.

Zadnji neposredni kanal prenosa cene nafte v inflacijo je utež naftnih derivatov v košarici indeksa cen življenjskih potrebščin. Ta je v Sloveniji konstantno višja kot v Avstriji, v letu 2005 denimo kar za 75 %, saj je v Avstriji znašala 4,4 %, v Sloveniji pa 7,7 %.

Navedene razlike v prehajanju cene nafte v bruto cene tekočih goriv v gospodarstvu in v sestavi košarice indeksa cen življenjskih potrebščin dobro razlagajo razliko v vplivu cene nafte na inflacijo v Sloveniji in Avstriji in se tudi precej dobro ujemajo z ocenami našega modela. Tako lahko zaključimo, da je z vidika ocenjevanja razlike v vplivu cene nafte na inflacijo v Sloveniji in Avstriji naš model primeren, medtem ko je višina ocene *per se* še vedno problematična in pušča prostor za izboljšave v obliki bolj napredne teoretične podlage modela in boljše ekonometrične metodologije.

LITERATURA IN VIRI

1. 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.
2. Barsky, R. & Kilian, L. (2004). *Oil and the macroeconomy since the 1970s*. *Journal of Economic Perspectives*, 18 (4), 115–134.
3. Blanchard, O. (2003). *Macroeconomics*. (3rd Edition) New Jersey: Prentice Hall, Pearson Education International.
4. Blanchard, O. & Gali, J. (2007). The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why are the 2000s so Different from the 1970s?. *MIT Department of Economics Working Paper No. 07-21*. Najdeno 15. maja 2008 na spletnem naslovu http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1008395.
5. Bruggemann, R., Lutkepohl, H. & Saikkonen, P. (2006). Residual autocorrelation testing for vector error correction models. *Journal of Econometrics*, 127 (2), 579–604.
6. Bruno, M. & Jeffrey S. (1985). *Economics of Worldwide Stagflation*, Cambridge (Massachusetts): Harvard University Press.
7. Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12 (3), 383 – 398.
8. Claus, I., Conway, P. & Scott, A. (2000). *The output gap: measurement, comparisons and assessment*. Research Paper No. 44. Wellington: Reserve Bank of New Zealand.
9. 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.
10. *Energy intensity of the economy*. Eurostat. Najdeno 15. maja 2008 na spletnem naslovu http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=0,1136239,0_45571447&_dad=portal&_schema=PORTAL.
11. Gali, J. & Gertler, M. (1999). Inflation dynamics: A structural econometric analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44 (2), 195–222.

12. Gali, J., Gertler, M. & Lopez-Salido, J. D. (2001). European inflation dynamics. *European Economic Review*, 45 (7), 1237–1270.
13. Green, W.H. (2003). *Econometric Analysis*. (5th Edition) New Jersey: Prentice Hall.
14. Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics*. (4th Edition) Boston: McGraw–Hill.
15. Hamilton, J. (1983). Oil and the Macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, 91 (2), 228-248.
16. Hamilton, J. (1996). This is What Happened to the Oil Price Macro-economy Relationship. *Journal of Monetary Economics*, 38 (2), 215-220.
17. *Harmonized indices of consumer prices - Item weights*. Eurostat. Najdeno 15. maja 2008 na spletnem naslovu http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=1996,45323734&_dad=portal&_schema=PORTAL&screen=welcomeref&open=/prc/prc_hicp&language=en&product=EU_MASTER_prices&root=EU_MASTER_prices&scrollto=5.
18. 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. Najdeno 15. maja 2008 na spletnem naslovu <http://ideas.repec.org/p/nwu/cmsems/451.html>.
19. *Indeksi cen življenjskih potrebščin po COICOP/HICP po skupinah in podskupinah..* Statistični urad Republike Slovenije. Najdeno 15. maja 2008 na spletnem naslovu http://www.stat.si/pxweb/Dialog/varval.asp?ma=0400601s&ti=Indeksi+cen+%9Eivljenjskih+potreb%9A%E8in+po+COICOP%2FHICP+po+skupinah+in+podskupinah%2C+Slovenija%2C+mese%E8no&path=../Database/Ekonomsko/04_cene/04006_ICZP/&lang=2.
20. Jagrič, T. & Hafner, M. (2005). Analiza vpliva rasti cene nafte na inflacijo v Sloveniji. *Naše gospodarstvo*, (3–4), 13–23.
21. Kilian, L. (2008). A comparison of the effects of exogenous oil supply shocks on output and inflation in the G7 countries. *Journal of the European Economic Association*, 6 (1), 78–121.
22. 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. Najdeno 15. maja na spletnem naslovu <http://ideas.repec.org/p/cdl/scciec/1021.html>.

23. Lucas, R. (1976). *Econometric Policy Evaluation: A Critique*. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19–46.
24. Mankiw, N. G. (2008). *New Keynesian Economics*. *The Concise Encyclopedia of Economics*. Library of Economics and Liberty. Najdeno 15. maja 2008 na spletnem naslovu <http://www.econlib.org/library/Enc/NewKeynesianEconomics.html>.
25. Masten, I. & Brezigar Masten, A. (2006). *Proizvodna vrzel v Sloveniji–metode ocenjevanja, strukturne ocene Phillipsove krivulja in uporaba pri napovedovanju inflacije. Končno poročilo*. CRP projekt V5-0918.
26. *Metodološka pojasnila [Statističnega urada Republike Slovenije]*. Najdeno 15. maja 2008 na spletnem naslovu http://www.stat.si/pxweb/Database/Ekonomsko/04_cene/04006_ICZP/0400600S_INFO.doc.
27. Mishkin, F. S. (2004). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. (7th Edition) Boston: Pearson Education
28. *Oil Bulletin [2007, 17. december]*. European Commission. Najdeno 15. maja 2008 na spletnem naslovu http://ec.europa.eu/energy/oil/bulletin/2007_en.htm.
29. *Panorama of Energy* (2007). European Commission. Najdeno 15. maja 2008 na spletnem naslovu http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=1073,46587259&_dad=portal&_schema=PORTAL&p_product_code=KS-76-06-604.
30. Phillips, A. W. (1958). *The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957*. *Economica*, 25 (100), 283–299.
31. *Podatkovna baza Banke Slovenije*. Ljubljana: Banka Slovenije.
32. Polanec, S. (2007). *Makroekonomija 1 (VPŠ.)*. Gradivo za vaje. Najdeno 15. maja 2008 na spletnem naslovu <http://www.ef.uni-lj.si/pedagogi/osebna.asp?id=190>.
33. *Prices [Energy information administration]*. Najdeno 15. maja 2008 na spletnem naslovu http://www.eia.doe.gov/pub/oil_gas/petroleum/analysis_publications/oil_market_basics/prices_text.htm#Overview:%20Costs%20plus%20Market%20Conditions.

34. Rich, W. R. & Rissmiller, D. (2000). Understanding the Recent Behavior of U.S. Inflation. *Current issues in economics and finance*, 6 (8), 1–6.
35. Romer, D. (1996). *Advanced Macroeconomics*. New York: McGraw-Hill.
36. Rotemberg, J. & Woodford, M. (1997). *An Optimization-Based Econometric Framework for the Evolution of Monetary Policy*. Mimeo.
37. Roubini, N. & Setser, B. (2004). *The Effects of the Recent Oil Price Shock on the U.S. and Global Economy*. Mimeo.
38. Sanchez, M. (2008). *Oil Shocks and Endogenous Markups*. European Central Bank. Frankfurt: ECB Working Paper Series No. 860. Najdeno 15. maja na spletnem naslovu <http://ideas.repec.org/p/ecb/ecbwps/20080860.html>.
39. Samuelson, P. A. & Nordhaus, W. D. (1998). *Economics*. Boston: McGraw–Hill.
40. Sargent, T. J. (1971). A Note on the Accelerationist Controversy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 3 (3), 721–725.
41. Stock, J. H. & Watson, M. W. (2007), *Introduction to econometrics*. (2nd Edition). Boston: Pearson Education.
42. *Supply, transformation, consumption–oil*. Eurostat. Najdeno 15. maja 2008 na spletnem naslovu http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page?_pageid=0,1136239,0_45571447&_dad=portal&_schema=PORTAL.
43. Sušjan, A. (2006). *Razvoj ekonomske misli*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
44. *Verbraucherpreisindex*. Statistik Austria. Najdeno 15. maja 2008 na spletnem naslovu http://www.statistik.at/web_de/statistiken/preise/verbraucherpreisindex_vpi_hvpi/index.html.
45. Whelan, K. (2007). *Topic 6: The New-Keynesian Phillips Curve*. Najdeno 10. maja na spletnem naslovu http://www.karlwhelan.com/Teaching/ec4010_07-08.htm.
46. *World crude oil prices [Energy information administration]*. Najdeno 15. maja 2008 na spletnem naslovu http://tonto.eia.doe.gov/dnav/pet/pet_pri_wco_k_w.htm.

PRILOGE

Priloga 1: Uporaba rekurzivne substitucije

Kot lahko enačbo (2) z uporabo rekurzivne substitucije oz. z iteracijo za K obdobj naprej preoblikujemo v enačbo (3), lahko podobno, vendar v nasprotno smer, storimo tudi z enačbo (1), ob enakostih danih v enačbah (4), (5), (6) in (7). S tem pa lahko zapišemo novo pogojno optimalno ceno v enačbi (8).

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

$$y_t = ax_t + bE_t y_{t+1} \quad (2)$$

$$y_t = a \sum_{k=0}^{\infty} b^k E_t x_{t+k} \quad (3)$$

$$y_t = z_t \quad (4)$$

$$x_t = \mu + mc_t \quad (5)$$

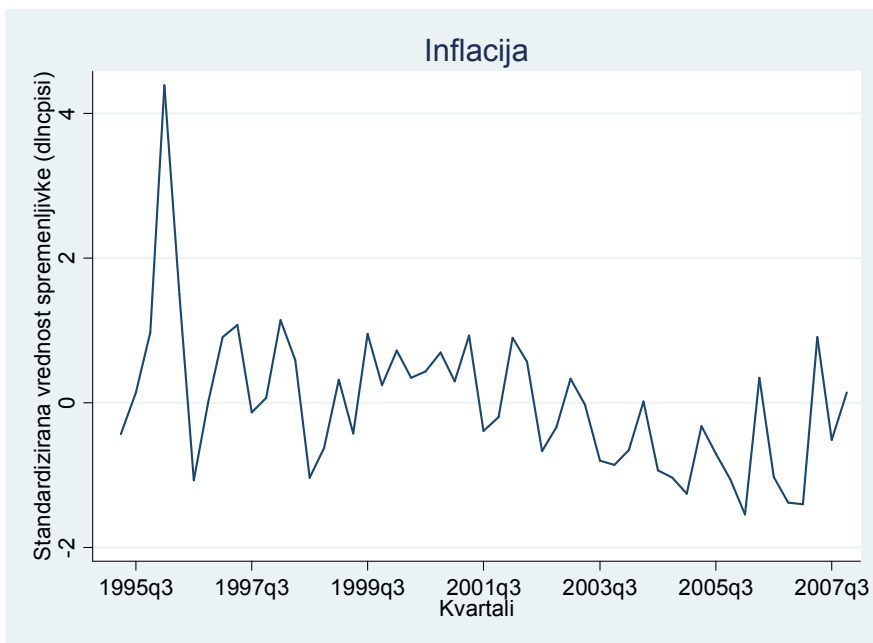
$$a = (1 - \theta\beta) \quad (6)$$

$$b = (\theta\beta) \quad (7)$$

$$z_t = (1 - \theta\beta)(\mu + mc_t) + \theta\beta E_t z_{t+1} \quad (8)$$

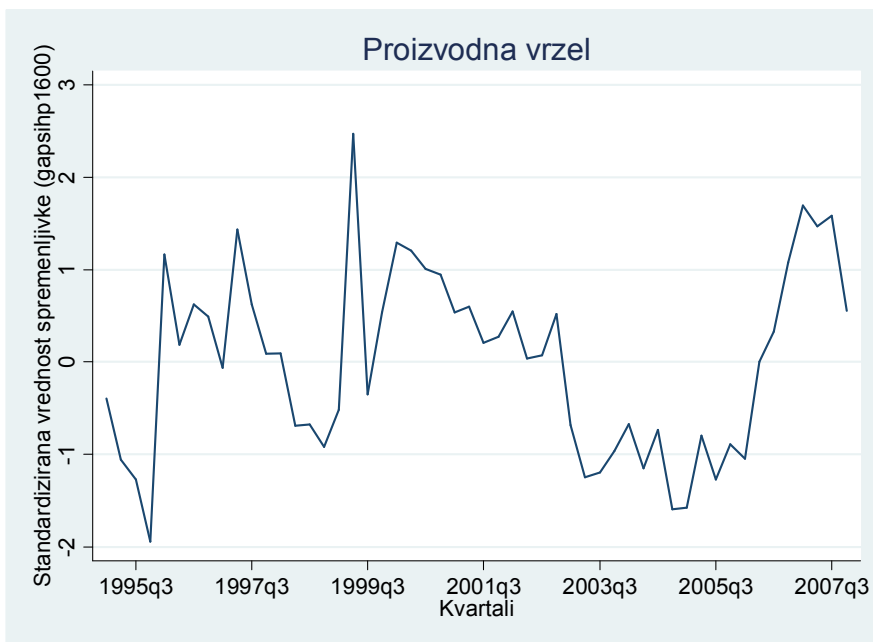
Priloga 2: Standardizirane vrednosti spremenljivk za Slovenijo

Slika 1: Standardizirane vrednosti inflacije za Slovenijo



Vir: Lastni izračuni z uporabo ekonometričnega paketa.

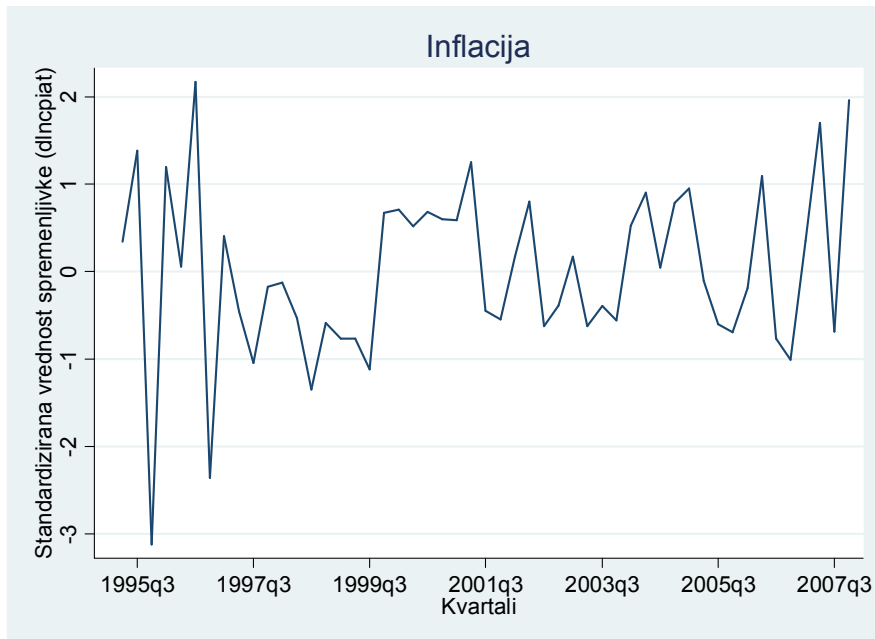
Slika 2: Standardizirane vrednosti proizvodne vrzeli za Slovenijo



Vir: Lastni izračuni z uporabo ekonometričnega paketa.

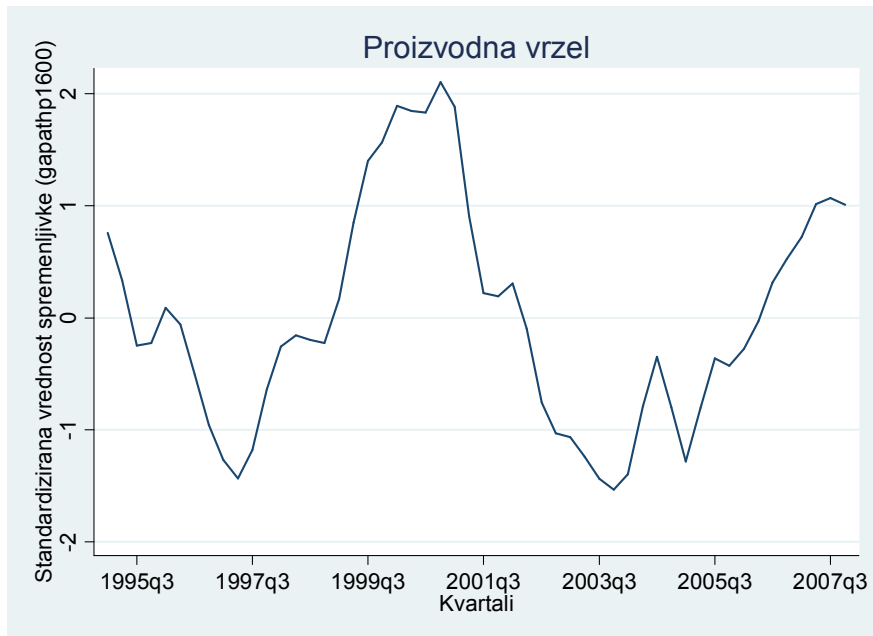
Priloga 3: Standardizirane vrednosti spremenljivk za Avstrijo

Slika 3: Standardizirane vrednosti inflacije za Avstrijo



Vir: Lastni izračuni z uporabo ekonometričnega paketa.

Slika 4: Standardizirane vrednosti proizvodne vrzeli za Avstrijo



Vir: Lastni izračuni z uporabo ekonometričnega paketa.

Priloga 4: Test avtokorelacije za Slovenijo in Avstrijo

Tabela 1: Test avtokorelacije za Slovenijo

Odlog	Chi²	Verjetnost > Chi²
1	9,0103	0,0608
2	3,789	0,435
3	5,254	0,262
4	3,864	0,425

Opomba: Vse ocene so zaokrožene na 3 polna decimalna mesta.
H₀ = pri danem odlogu ni avtokorelacije

Vir: Lastni izračuni z uporabo ekonometričnega paketa.

Tabela 2: Test avtokorelacije za Avstrijo

Odlog	Chi²	Verjetnost > Chi²
1	9,0103	0,06084
2	3,7888	0,43534
3	5,2538	0,26223
4	3,8637	0,42477

Opomba: Vse ocene so zaokrožene na 3 polna decimalna mesta.
H₀ = pri danem odlogu ni avtokorelacije

Vir: Lastni izračuni z uporabo ekonometričnega paketa.

Priloga 5: Test normalnosti porazdelitve ostankov regresij za Slovenijo in Avstrijo

Tabela 3: Test normalnosti porazdelitve ostankov za Slovenijo

Simetričnost		
Enačba	Chi²	Verjetnost > Chi²
dlncpisi	2,621	0,105
gapsihp1600	0,408	0,523
Skupaj	3,029	0,220

Sploščenost		
Enačba	Chi²	Verjetnost > Chi²
dlncpisi	1,193	0,275
gapsihp1600	0,000	0,996
Skupaj	1,193	0,551

Opomba: Vse ocene so zaokrožene na 3 polna decimalna mesta.
 H_0 = pri dani enačbi so ostanki porazdeljeni normalno

Vir: Lastni izračuni z uporabo ekonometričnega paketa.

Tabela 4: Test normalnosti porazdelitve ostankov za Avstrijo

Simetričnost		
Enačba	Chi²	Verjetnost > Chi²
dlncpiat	0,621	0,431
gapathp1600	0,168	0,681
Skupaj	0,790	0,674

Sploščenost		
Enačba	Chi²	Verjetnost > Chi²
dlncpiat	0,000	0,984
gapathp1600	0,526	0,468
Skupaj	0,526	0,769

Opomba: Vse ocene so zaokrožene na 3 polna decimalna mesta.
 H_0 = pri dani enačbi so ostanki porazdeljeni normalno

Vir: Lastni izračuni z uporabo ekonometričnega paketa.

Priloga 6: 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

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

Vir: Lastni izračuni z uporabo ekonometričnega paketa.

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

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

Vir: Lastni izračuni z uporabo ekonometričnega paketa.

Priloga 7: Test homoskedastičnosti ostankov

Varianco napak lahko zapišemo tudi kot $\text{var}(u_i; x_i) = E(u_i^2; x_i) = \sigma_i^2 \quad i = 1, \dots, n$. Homoskedastičnost ostankov preverjamo z Breusch-Paganovim testom, kjer ocenjujemo povezavo med varianco ostankov posameznih regresij in neodvisnimi spremenljivkami v obliki enačbe (9), pri čemer je M število neodvisnih spremenljivk, n pa število ostankov. Ničelne hipoteze v enačbi (10) 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 $P_{\text{gapathp1600}} = 0,338$)

$$\sigma_i^2 = \alpha_1 + \alpha_2 x_{2i} + \dots + \alpha_m x_{mi} \quad (9)$$

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

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

$$H_0 : \sigma_i^2 = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_m = 0 \quad (10)$$

Priloga 8: Ocene modela z dodano vrzeljo realnega deviznega tečaja za Slovenijo

Tabela 7: Ocene modela s produkcijsko vrzeljo in vrzeljo realnega deviznega tečaja za Slovenijo

```
. var dlncpisi gapsihp1600 reergapecsi, lags(1/4) exog(dlnnafta trend s3 dygapsihp1600)
```

Vector autoregression

```
Sample: 1996q2 2007q4 No. of obs = 47
Log likelihood = 543.6325 AIC = -20.96308
FPE = 1.75e-13 HQIC = -20.20761
Det(Sigma_ml) = 1.80e-14 SBIC = -18.95548
```

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
dlncpisi	17	.004268	0.8570	281.6639	0.0000
gapsihp1600	17	.005475	0.7066	113.177	0.0000
reergapecsi	17	.012111	0.8268	224.417	0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
dlncpisi						
dlncpisi						
L1.	.0769109	.0914631	0.84	0.400	-.1023534	.2561753
L2.	-.1210095	.0706673	-1.71	0.087	-.2595149	.0174958
L3.	-.1598034	.0707797	-2.26	0.024	-.2985292	-.0210777
L4.	.2100959	.0674776	3.11	0.002	.0778422	.3423496
gapsihp1600						
L1.	.2721998	.0989591	2.75	0.006	.0782435	.4661561
L2.	-.1544018	.0912173	-1.69	0.091	-.3331844	.0243808
L3.	.3234799	.0913775	3.54	0.000	.1443833	.5025765
L4.	.1799647	.1016741	1.77	0.077	-.0193128	.3792422
reergapecsi						
L1.	-.0313107	.0494996	-0.63	0.527	-.1283281	.0657066
L2.	-.1751301	.0861199	-2.03	0.042	-.343922	-.0063382
L3.	.269539	.0809918	3.33	0.001	.1107981	.42828
L4.	-.0963156	.058116	-1.66	0.097	-.2102208	.0175896
dlnnafta	.0280317	.0059549	4.71	0.000	.0163602	.0397031
trend	-.0002759	.0000897	-3.07	0.002	-.0004517	-.0001
s3	-.0077714	.0014821	-5.24	0.000	-.0106762	-.0048666
dygapsi~1600	-.0139997	.0049904	-2.81	0.005	-.0237808	-.0042186
_cons	.0239041	.0054254	4.41	0.000	.0132705	.0345378
gapsihp1600						
dlncpisi						
L1.	-.0219674	.1173258	-0.19	0.851	-.2519218	.207987
L2.	-.0545886	.0906497	-0.60	0.547	-.2322588	.1230815
L3.	-.0439906	.0907939	-0.48	0.628	-.2219435	.1339622
L4.	.0043762	.0865581	0.05	0.960	-.1652745	.1740269
gapsihp1600						
L1.	.5759511	.1269415	4.54	0.000	.3271503	.8247518
L2.	.2859108	.1170106	2.44	0.015	.0565743	.5152473
L3.	.0753114	.1172161	0.64	0.521	-.1544279	.3050507
L4.	-.1426336	.1304242	-1.09	0.274	-.3982602	.1129931
reergapecsi						
L1.	.0352644	.0634964	0.56	0.579	-.0891863	.1597151
L2.	-.0808187	.1104718	-0.73	0.464	-.2973394	.1357021
L3.	-.037401	.1038936	-0.36	0.719	-.2410287	.1662267
L4.	.0704066	.0745493	0.94	0.345	-.0757072	.2165205
dlnnafta	-.0043602	.0076388	-0.57	0.568	-.019332	.0106115
trend	7.87e-06	.0001151	0.07	0.945	-.0002177	.0002334
s3	-.0011581	.0019011	-0.61	0.542	-.0048842	.0025681
dygapsi~1600	.0304604	.0064016	4.76	0.000	.0179136	.0430073
_cons	.0012622	.0069595	0.18	0.856	-.0123782	.0149027
reergapecsi						
dlncpisi						
L1.	.3991008	.259533	1.54	0.124	-.1095746	.9077762
L2.	.261631	.2005235	1.30	0.192	-.1313878	.6546499
L3.	-.1621662	.2008426	-0.81	0.419	-.5558105	.231478
L4.	.0675106	.1914725	0.35	0.724	-.3077686	.4427899
gapsihp1600						
L1.	-.2515337	.2808035	-0.90	0.370	-.8018985	.2988311
L2.	.1708275	.2588356	0.66	0.509	-.3364809	.678136
L3.	-.0868083	.2592902	-0.33	0.738	-.5950077	.4213912
L4.	-.1381924	.2885074	-0.48	0.632	-.7036565	.4272718
reergapecsi						
L1.	1.089631	.1404586	7.76	0.000	.8143372	1.364925
L2.	-.2660894	.2443714	-1.09	0.276	-.7450485	.2128697
L3.	.3437574	.2298199	1.50	0.135	-.1066814	.7941961
L4.	-.4094172	.1649082	-2.48	0.013	-.7326313	-.0862031
dlnnafta	-.0021642	.0168975	-0.13	0.898	-.0352827	.0309544
trend	.0001424	.0002546	0.56	0.576	-.0003566	.0006414
s3	-.0029364	.0042055	-0.70	0.485	-.0111789	.0053061
dygapsi~1600	-.0316639	.0141607	-2.24	0.025	-.0594184	-.0039093
_cons	-.0104663	.015395	-0.68	0.497	-.0406399	.0197073

Priloga 9: Ocene modela z dodano vrzeljo realnega deviznega tečaja za Avstrijo

Tabela 8: Ocene modela s produkcijsko vrzeljo in vrzeljo realnega deviznega tečaja za Slovenijo

Equation	Farms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
dlncpiat	18	.002435	0.7158	118.3513	0.0000
gapathp1600	18	.001742	0.9698	1511.698	0.0000
reergapecat	18	.00862	0.8103	200.6958	0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
dlncpiat					
dlncpiat					
L1.	.16941	.126798	1.34	0.182	-.0791096 .4179295
L2.	.2347258	.0881914	2.66	0.008	.0618739 .4075776
L3.	.1702758	.1150214	1.48	0.139	-.055162 .3957136
L4.	.0129235	.1081627	0.12	0.905	-.1990716 .2249186
gapathp1600					
L1.	-.078109	.1735682	-0.45	0.653	-.4182964 .2620785
L2.	.2740974	.3114756	0.88	0.379	-.3363836 .8845784
L3.	-.1579119	.3003735	-0.53	0.599	-.7466331 .4308093
L4.	-.0100946	.1616217	-0.06	0.950	-.3268672 .3066781
reergapecat					
L1.	.0204649	.0367767	0.56	0.578	-.0516162 .092546
L2.	-.1077097	.052224	-2.06	0.039	-.2100668 -.0053526
L3.	.0412109	.0455131	0.91	0.365	-.0479931 .1304148
L4.	.0307044	.0359827	0.85	0.393	-.0398203 .1012292
dlinnafta	.0115089	.0031805	3.62	0.000	.0052752 .0177426
s2	.0009605	.0009606	1.00	0.317	-.0009222 .0028433
s3	-.0036005	.0011523	-3.12	0.002	-.005859 -.0013419
dydlncpiat2	.0121359	.0025524	4.75	0.000	.0071333 .0171385
dydlncpiat3	-.0150063	.0029317	-5.12	0.000	-.0207522 -.0092604
_cons	.0023068	.0011227	2.05	0.040	.0001063 .0045072
gapathp1600					
dlncpiat					
L1.	-.0035758	.0907024	-0.04	0.969	-.1813493 .1741977
L2.	-.1721087	.0630859	-2.73	0.006	-.2957548 -.0484626
L3.	-.1770001	.0822783	-2.15	0.031	-.3382625 -.0157376
L4.	-.0237399	.077372	-0.31	0.759	-.1753863 .1279065
gapathp1600					
L1.	1.770986	.1241585	14.26	0.000	1.52764 2.014332
L2.	-1.663864	.2228078	-7.47	0.000	-2.100559 -1.227169
L3.	1.350492	.2148661	6.29	0.000	.9293621 1.771622
L4.	-.5333728	.1156128	-4.61	0.000	-.7599698 -.3067759
reergapecat					
L1.	-.0279383	.0263075	-1.06	0.288	-.0795001 .0236234
L2.	.0245096	.0373574	0.66	0.512	-.0487095 .0977287
L3.	-.0003311	.0325568	-0.01	0.992	-.0641414 .0634791
L4.	.0013365	.0257395	0.05	0.959	-.0491119 .051785
dlinnafta	.003556	.0022751	1.56	0.118	-.0009031 .0080152
s2	-.0013244	.0006872	-1.93	0.054	-.0026712 .0000224
s3	-.0005896	.0008243	-0.72	0.474	-.0022052 .001026
dydlncpiat2	-.0023668	.0018258	-1.30	0.195	-.0059453 .0012117
dydlncpiat3	-.0030752	.0020971	-1.47	0.143	-.0071855 .001035
_cons	.0021366	.0008031	2.66	0.008	.0005626 .0037107
reergapecat					
dlncpiat					
L1.	.6477381	.4489307	1.44	0.149	-.23215 1.527626
L2.	-.2038233	.3122431	-0.65	0.514	-.8158085 .4081619
L3.	-.2349906	.4072354	-0.58	0.564	-1.033157 .5631762
L4.	-.5300844	.3829521	-1.38	0.166	-1.280657 .220488
gapathp1600					
L1.	-.244197	.6145214	-0.40	0.691	-1.448637 .9602428
L2.	.54597	1.102785	0.50	0.621	-1.615449 2.707389
L3.	-.1018989	1.063478	-0.10	0.924	-2.186277 1.982479
L4.	-.6356222	.5722244	-1.11	0.267	-1.757161 .4859171
reergapecat					
L1.	.7605544	.1302087	5.84	0.000	.5053501 1.015759
L2.	-.0339963	.1848999	-0.18	0.854	-.3963935 .3284009
L3.	.2220659	.1611398	1.38	0.168	-.0937623 .5378942
L4.	-.4312439	.1273973	-3.39	0.001	-.680938 -.1815497
dlinnafta	-.0082933	.0112607	-0.74	0.461	-.0303638 .0137771
s2	-.0106073	.0034011	-3.12	0.002	-.0172732 -.0039413
s3	-.0096171	.0040799	-2.36	0.018	-.0176135 -.0016206
dydlncpiat2	.0142457	.0090368	1.58	0.115	-.0034661 .0319574
dydlncpiat3	-.014692	.0103796	-1.42	0.157	-.0350356 .0056516
_cons	.0059454	.003975	1.50	0.135	-.0018453 .0137362