
Igor Masten¹

Vpliv rasti plač na inflacijo v Sloveniji

Delovni zvezek št. 3/2008, let. XVII

Kratka vsebina: V delovnem zvezku poskuša avtor na podlagi teoretične zasnove Phillipsove krivulje in z modelom kointegrirane vektorske avtoregresije oceniti vpliv rasti plač na inflacijo v Sloveniji.

Ključne besede: plače, inflacija, Phillipsova krivulja, VEC-model

Zbirka Delovni zvezki je namenjena objavljanju izsledkov tekočega raziskovalnega dela, analizi podatkovnih serij in predstavitev metodologij s posameznih področij dela Urada. S tem želimo spodbuditi izmenjavo zamisli o ekonomskih in razvojnih vprašanjih, pri čemer je pomembno, da se analize objavijo čim hitreje, tudi če izsledki še niso dokončni.

Mnenja, ugotovitve in sklepi so v celoti avtorjevi in ne izražajo nujno uradnih stališč Urada RS za makroekonomske analize in razvoj.

Objava in povzemanje publikacije sta dovoljena delno ali v celoti z navedbo vira.

¹ Univerza v Ljubljani, Ekonomska fakulteta.

Delovni zvezki Urada RS za makroekonomske analize in razvoj

Izdajatelj:

Urad RS za makroekonomske analize in razvoj

Gregorčičeva 27

1000 Ljubljana

Telefon: (+386) 1 478 1012

Telefaks: (+386) 1 478 1070

E-naslov: gp.umar@gov.si

Odgovorna urednica: mag. Barbara Ferk (barbara.ferk@gov.si)

Delovni zvezek: Vpliv rasti plač na inflacijo v Sloveniji

Avtor: dr. Igor Masten (igor.masten@ef.uni-lj.si)

Lektoriranje: Sektor za prevajanje Generalnega sekretariata Vlade RS

Lektoriranje angleškega povzetka: Sektor za prevajanje Generalnega sekretariata Vlade RS

Delovni zvezek je recenziran.

Ljubljana, maj 2008

CIP - Kataložni zapis o publikaciji
Narodna in univerzitetna knjižnica, Ljubljana

331.2:336.748.12(497.4)

MASTEN, Igor

Vpliv rasti plač na inflacijo v Sloveniji [Elektronski vir] /
Igor Masten. - Besedilni podatki. - Ljubljana : Urad RS za
makroekonomske analize in razvoj, 2008. - (Delovni zvezki UMAR ;
letn. 17, št. 3)

Način dostopa (URL):

http://www.umar.gov.si/fileadmin/user_upload/publikacije/dz/2008/dz03-08.pdf

ISBN 978-961-6031-70-7

238938368

KAZALO VSEBINE

1 UVOD	1
2 PODATKI	2
3 EMPIRIČNA METODOLOGIJA	5
4 OCENE VEC-MODELA	8
5 STRUKTURNI VEC-MODEL, IMPULZNI ODZIVI IN HISTORIČNA DEKOMPOZICIJA	11
6 SKLEP	15

Kazalo slik in tabel

Slika 1: Inflacija, realni stroški dela na enoto proizvoda in proizvodna vrzel (HP-filter)	3
Slika 2: Stopnja rasti maloprodajnih cen 95-oktanskega bencina v evrih	4
Slika 3: Šok realnih plač	12
Slika 4: Odziv inflacije na šok realnih plač	12
Slika 5: Odziv produktivnosti dela na šok realnih plač	13
Slika 6: Historična dekompozicija vpliva plačnih šokov na dinamiko inflacije	14
Slika 7: Historična dekompozicija vpliva cenovnih šokov na inflacijo	14
Tabela 1: Testi statistične specifikacije	8
Tabela 2: Testiranje kointegracijskega ranga	8
Tabela 3: Ocene kointegracijskih povezav in koeficientov prilagajanja v osnovnem VEC-modelu	8
Tabela 4: Ocene kointegracijskih povezav in koeficientov prilagajanja v VEC-modelu z restrikcijo Phillipsove krivulje	9
Tabela 5: Ocene kratkoročnih parametrov in vpliva rasti cen bencina	10
Tabela 6: Ocena sočasnih vplivov strukturnih šokov (matrika B)	11
Tabela 7: Ocena dolgoročnih vplivov strukturnih šokov (matrika Ξ)	11

Povzetek

Delovni zvezek analizira vpliv rasti plač na inflacijo v Sloveniji. Pri tem uporablja teoretični koncept Phillipsove krivulje in kointegrirani VAR-model. Rezultati kažejo, da je dinamika realnih stroškov dela zelo pomembna determinanta inflacije v Sloveniji. Vsako permanentno povečanje plač pomeni za 0,7 odstotne točke višjo inflacijo. Prav tako se plačni šoki razmeroma hitro prenesejo v inflacijo, prilagoditev se zgodi v roku enega leta.

Summary

The paper analyzes the influence of wage growth on inflation in Slovenia using the theoretical concept of the Phillips curve and the cointegrated VAR as the empirical framework. Results reveal a highly significant equilibrium influence of growth in unit labour cost on inflation. Each permanent increase in growth of unit labour costs results in a roughly 0.7 percentage points higher inflation. The impulse response function also shows that shocks to unit labour cost quickly feed into inflation, with most of the adjustment taking place within a year.

1 UVOD

Osnovni namen raziskave je bil oceniti vpliv dinamike realnih plač na inflacijo v ravnovesju in vpliv izoliranega eksogenega povečanja realnih plač nad produktivnostjo dela na kratkoročno dinamiko inflacije. Poznavanje tega učinka je ključno, če želimo dobiti empirično oceno prispevka k inflaciji (ali akomodaciji inflacijskih pritiskov) kot rezultata pogajanj med socialnimi partnerji. Pri tem gre namreč za eksogeno spremembo v ekonomiji, saj njenega rezultata ne določa endogena dinamika med makroekonomskimi agregati. Hkrati je smiselno predpostaviti, da se zaradi institucionalnih rigidnosti na trgu dela in stroškov prilagajanja podjetij sočasno (znotraj enega četrletja) produktivnost dela in drugi ponudbeni dejavniki gospodarstva ne spremenijo.

Pričujoča empirična analiza preučevanja vpliva plač na inflacijo sloni na teoretičnem konceptu Phillipsove krivulje. V osnovi ta pravi, da je tekoča inflacija pojasnjena z inflacijskimi pričakovanji in neko mero izkoriščenosti kapacitet v gospodarstvu. V svoji hibridni obliki, ki upošteva, da se nekatere cene v gospodarstvu določajo na podlagi enostavne indeksacije, recimo glede na preteklo inflacijo, nova Phillipsova krivulja vključuje tudi vpliv pretekle inflacije na tekočo inflacijo (Gali in drugi, 2001). Mera izkoriščenosti zmogljivosti v gospodarstvu je v teoriji ponazorjena z realnimi mejnimi stroški dela. Ko so realni stroški dela nad svojim ravnovesjem, to ustvarja pritiske na rast cen, obratno je, ko so ti stroški pod svojim ravnovesjem. Torej je koncept Phillipsove krivulje primerna teoretična podlaga za empirično analizo vpliva plač na inflacijo.

Analiza vpliva rasti plač na inflacijo je narejena v modelu kointegrirane vektorske avtoregresije. Gre za sistemski pristop k ocenjevanju, ki ima dve izraziti prednosti, čeprav nam ne omogoča strukturne ocene Phillipsove krivulje. Najprej nam omogoča analizo ravnovesnih povezav v gospodarstvu in dinamiko prilagajanja odklonom od ravnovesja. Poleg tega lahko v takem sistemu ločimo med več t. i. strukturnimi eksogenimi šoki, ki določajo dinamiko gospodarstva. Eden izmed njih je že zgoraj omenjeni: eksogeno povečanje realnih plač nad produktivnostjo.

Rezultati kažejo, da je ravnovesni vpliv rasti realnih plač za en odstotek nad rastjo produktivnosti na inflacijo cen življenjskih potrebščin med 0,65 in 0,80 odstotne točke (odvisnost od specifikacije empiričnega modela). Hkrati je prenos plačnih šokov v inflacijo zelo hiter. Zato lahko sklenemo, da je dinamika realnih stroškov dela zelo pomembna determinanta inflacije v Sloveniji.

Delovni zvezek ima pet poglavij. Za uvodnim poglavjem predstavimo uporabljene spremenljivke, tretje poglavje pa vsebuje opis metodologije empirične analize. V četrtem poglavju so predstavljeni in razloženi rezultati, v petem pa podamo sklepe.

2 PODATKI

Empirični model sloni na teoretičnem konceptu nove Phillipsove krivulje, ki je izpeljana iz mikroekonomskih osnov. To pomeni, da izhaja iz optimizacijskega problema podjetja, ki svoje cene določa kot pribitek na realne mejne stroške. Na kratki rok je dinamika realnih mejnih stroškov pomembno določena z gibanjem realnih plač glede na produktivnost dela. Če se realni stroški dela na enoto proizvoda povečajo, se v ravnovesju povečajo tudi cene in narobe. Skladno z empirično evidenco podjetja ne prilagajajo svojih cen vsako obdobje, takrat ko jih, pa upoštevajo tudi lastna pričakovanja, kakšne naj bi bile primerne ravni cen v prihodnosti. Z združevanjem podjetniških odločitev dobimo izraz, ki dinamiko inflacije pojasnjuje z inflacijskimi pričakovanji in odklonom realnih mejnih stroškov dela na enoto proizvoda od svoje ravnovesne vrednosti.

Osnovni teoretični koncepti predpostavljajo tudi popolno informiranost podjetij, kar je v realnosti nekoliko sporna predpostavka. Zato lahko dovolimo, da del podjetij svoje cene preprosto indeksira, npr. s preteklo inflacijo. Tako pridobimo t. i. hibridne nove Phillipsove krivulje, ki k zgoraj naštetim pojasnjevalnim spremenljivkam inflacije dodajajo tudi pretekla inflacijska gibanja.

Model Phillipsove krivulje je v zadnjem času dobil precejšnjo empirično potrditev na primeru razvitih držav. Pri tem velja poudariti, da gre za strukturne ocene, pri čemer se ocenjujejo parametri, ki izhajajo neposredno iz mikroekonomskih osnov modela, in ne zgolj regresijski koeficienti v klasičnem smislu. Rezultate o empirični ustreznosti nove Phillipsove krivulje najdemo v Gali in drugi (2001, 2005), Ma (2002), Batini in drugi (2005) ter Rudd in Wheelan (2001). Še večjega empiričnega pomena so ocene, ki se dobijo pri ocenjevanju v okviru sistema oziroma pri ocenjevanju novo-keynesianskih makroekonomskih modelov (glej npr. Smets in Wouters, 2003; Adolfson in drugi, 2005).

Odklon realnih mejnih stroškov dela od njihove ravnovesne ravni na makroekonomski ravni merimo s celotnimi stroški dela glede na skupno produktivnost dela.¹ Skupaj z inflacijo so prikazani na Sliki 1. Obdobje preučevanja je od začetka 1995 do sredine 2007. Frekvenca podatkov je četrtletna. Iz slike je razvidno, da sta spremenljivki ciklično povezani, kar nas navaja k pričakovanju, da bi se koncept nove Phillipsove krivulje lahko izkazal za koristnega tudi pri pojasnjevanju slovenske inflacije.

V starejši literaturi o Phillipsovi krivulji se dinamika inflacije povezuje tudi s konceptom proizvodne vrzeli. V teoriji je mogoče proizvodno vrzel ob nekaterih predpostavkah glede funkcijske oblike proizvodne funkcije neposredno povezati z odkloni realnih mejnih stroškov dela od ravnovesja (glej npr. Woodford, 2003). Vendar se je treba zavedati, da je proizvodna vrzel v praksi neopazljiva in jo je treba oceniti.² Pri tem se uporabljajo različne metode, ki so lahko bolj ali manj teoretsko utemeljene. V praksi se najpogostejše tiste, ki so v celoti neteoretične: metoda determinističnega trenda (Gali in drugi, 2001) ali Hodrick-Prescottov filter. Slednjega kot mero proizvodne vrzeli uporablja tudi Banka Slovenije (Poročilo o cenovni stabilnosti, 2007). Ocena proizvodne vrzeli s Hodrick-Prescottovim filtrom za Slovenijo je prav tako prikazana na Sliki 1.

¹ Uporabljeni so podatki SURS o realni bruto plači na zaposlenega, ki smo jih delili z bruto domačim proizvodom na zaposlenega. Kot mero zaposlenosti bi bilo sicer bolje uporabiti število delovnih ur, vendar ti podatki za Slovenijo še niso na voljo.

² Za pregled metod ocenjevanja proizvodne vrzeli glej Masten (2005).

Slika 1: Inflacija, realni stroški dela na enoto proizvoda in proizvodna vrzel (HP-filter)



Mere proizvodne vrzeli so se v literaturi izkazale kot neuporabne za pojasnjevanje inflacije v okviru nove Phillipsove krivulje, ki predpostavlja, da je inflacija zazrta naprej, torej pomembno določena z inflacijskimi pričakovanji (glej Gali in drugi, 2005). Zato smo za pojasnjevanje inflacije sklenili uporabiti mero realnih stroškov dela na enoto proizvoda, saj je ta spremenljivka najbolj identična s teorijo. Hkrati se pri strukturalni oceni Phillipsove krivulje za Slovenijo mera proizvodne vrzeli izkazuje za problematično.³

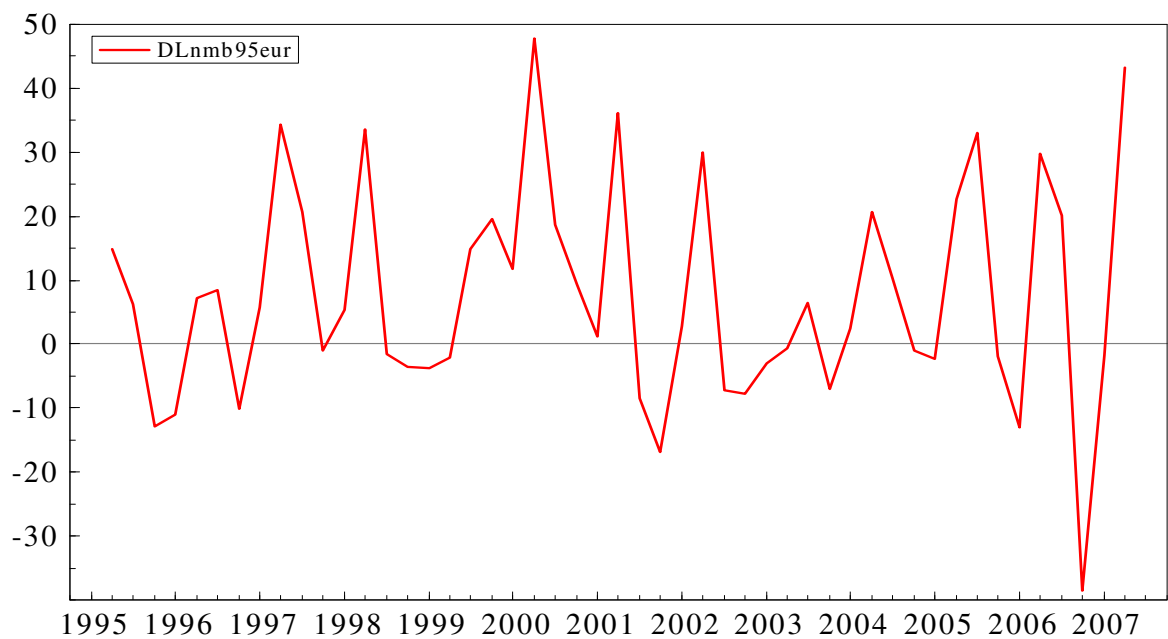
Poleg endogenih spremenljivk smo pri modeliranju dinamike inflacije, plač in produktivnosti uporabili tudi cene naftnih derivatov, saj so pomemben dejavnik t. i. cenovnih ponudbenih šokov, ki pomembno vplivajo na inflacijsko dinamiko. Cene vhodne surovine se določajo na svetovnih trgih (neodvisno od gospodarskega dogajanja v Sloveniji), njihov prenos v maloprodajne cene pa določa obseg obdavčenja in vladna uredba.

V analizi smo uporabili maloprodajne cene neosvinčenega 95-oktanskega bencina, robustnost ocen pa je bila preverjena tudi s kazalnikom povprečja cen bencina in dizelskega goriva, ki so v nekaterih podobdobjih izkazovale različno dinamiko. V obeh primerih so bile cene izražene v evrih, saj smo želeli v analizi uporabiti čisti vpliv eksogenih dejavnikov na trgu naftnih derivatov. Če bi bile cene izražene v tolarjih, bi namreč nanje vplivala denarna politika Banke Slovenije pred sredino leta 2004, ki je s posegi na deviznem trgu uravnavala drsenje deviznega tečaja v smeri depreciacije tolarja. Pomemben del trendne rasti cen naftnih derivatov je bil tako posledica denarne politike, saj so se spremembe deviznega tečaja neposredno prenašale v maloprodajne cene z uredbo, ki ureja oblikovanje cen naftnih derivatov.

Evrske cene bencina so prikazane na Sliki 2. Videti je, da se je že v drugem četrtletju 2007 zgodil naftni šok, ki ga do sedaj še ni bilo. Hkrati se je treba zavedati, da se je visoka stopnja rasti cen naftnih derivatov nadaljevala do konca 2007, to obdobje pa v analizo ni zajeto.

³ Strukturne ocene Phillipsove krivulje presegajo okvir DZ, zato njihovih rezultatov na tem mestu ne navajamo. Na voljo so pri avtorju.

Slika 2: Stopnja rasti maloprodajnih cen 95-oktanskega bencina v evrih



3 EMPIRIČNA METODOLOGIJA

V empirično analizo so vključene tri spremenljivke: inflacija cen življenjskih potrebščin, realne plače in produktivnost dela. Vektor spremenljivk torej je:

$$y_t = (\pi_t, w_t, prod_t)'$$

Vse te spremenljivke so nestacionarne, v analizi pa je uporabljen strukturni kointegrirani model vektorske avtoregresije (VECM). Vanj smo vključili tudi potrebne deterministične komponente (sezonske nepravne spremenljivke in deterministični trend). VECM-model izhaja iz klasičnega VAR-modela, ki je splošno in široko uporabljeno empirično orodje za analizo linearnih dinamičnih procesov in zelo dobro opisuje časovne serije podatkov. Hkrati nam omogoča analizo dinamike spremenljivk okrog ravnovesnih stanj. V VECM zato lahko analiziramo posledice eksogenih šokov na kratkoročno dinamiko spremenljivk modela in njihov vpliv na ravnovesna stanja.

VAR-model reda p , ki vsebuje K spremenljivk $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$, zapišemo kot:

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

pri čemer vektor $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Kt})'$ predstavlja neopazljiv, normalno porazdeljen in neodvisen beli šum s sredino nič. Njegova variančno-kovariančna matrika $E(u_t u_t') = \Sigma_u$ se v času ne spreminja in je pozitivno definitna. A_i so $(K \times K)$ matrike koeficientov.

Če imajo spremenljivke modela skupen stohastični trend, obstajajo linearne kombinacije spremenljivk, ki so stacionarne oziroma integrirane reda 0 ($I(0)$). Pravimo tudi, da so kointegrirane. Čeprav je zapis (1) dovolj splošen, da zajema tudi primer kointegriranih spremenljivk, ni najprimernejši, če nas zanima eksplicitna analiza kointegracijskih povezav. V našem primeru to velja, saj nam bo ocena kointegracijske povezave dala oceno ravnovesne Phillipsove krivulje. Primernejša oblika zapisa empiričnega modela je zato VECM oblika:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t, \quad (2)$$

pri čemer je Δ operator prve difference, $\Pi = -(I_K - A_1 - \dots - A_p)$, in velja $\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p)$ za $i=1, \dots, p-1$. Δy_t ne vsebuje stohastičnih trendov, saj predpostavljamo, da so osnovne spremenljivke največ $I(1)$. Člen Πy_{t-1} je tako edini, ki vsebuje $I(1)$ spremenljivke. Torej mora biti tudi Πy_{t-1} $I(0)$, kar pomeni, da

vsebuje kointegracijske povezave. $\sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j$ je oznaka za kratkoročni del procesa oziroma kratkoročne parametre. Matrika Π je ranga $r < N$, zato jo lahko zapišemo kot produkt dveh matrik $\alpha \beta'$, pri čemer α in β predstavljata $(K \times r)$ matriki ranga $rk(\alpha) = rk(\beta) = r$. $\beta' y_{t-1}$ je $I(0)$ in predstavlja kointegracijske povezave med spremenljivkami y_{t-1} . Matriko α imenujemo naložna matrika in opisuje, kako se posamezne spremenljivke prilagajajo odklonom od dolgoročnega ravnovesja.

V praksi je treba model (2) dopolniti še z ustreznimi determinističnimi členi, ki smo jih omenili, in z eksogenimi spremenljivkami, ki se določajo zunaj modela. Tako pridemo do

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + C D_t + B z_t + u_t, \quad (3)$$

pri čemer D_t vsebuje vse deterministične člene, z_t pa eksogene spremenljivke. Slednje so v tem primeru cene naftnih derivatov, ki jih lahko obravnavamo kot eksogene. Cene vhodne surovine se namreč oblikujejo na svetovnih trgih, neodvisno od dogajanja v slovenskem gospodarstvu, maloprodajne cene pa določa avtomatizem vladne uredbe.

Model (3) je reducirane oblike, saj ne vsebuje sočasnih povezav med spremenljivkami. Slednje je v praksi koristno modelirati, kar nas pripelje do strukturne oblike modela:

$$A \Delta y_t = \Pi^* y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j^* \Delta y_{t-j} + C^* D_t + B^* z_t + v_t, \quad (4)$$

Pri tem je v_t ($K \times 1$) beli šum s fiksno variančno-kovariančno matriko Σ_v , matrike Π^* , Γ_j^* , C^* in B^* pa vsebujejo parametre strukturnega modela. ($K \times K$) matrika A , ki je invertibilna, vsebuje parametre sočasnih povezav med spremenljivkami v y_t . Povezava med reducirano obliko modela (3) in strukturnim modelom (4) je:

$$\Gamma_j = (A)^{-1} \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j^*, \quad C = (A)^{-1} C^*, \quad \Pi = (A)^{-1} \Pi^*, \quad B = (A)^{-1} B^* \quad \text{in} \quad u_t = (A)^{-1} v_t.$$

Zadnja komponenta opisa strukturnega modela so t. i. strukturni šoki, ki jih označujemo z ε_t . Ne moremo jih napovedati iz preteklih podatkov, hkrati pa so ključni »input« v procesu, ki generira K -dimenzionalni vektor naših spremenljivk. Z ostanki modela (4) so povezani prek relacije $v_t = B \varepsilon_t$, pri čemer je B -matrika dimenzij $K \times K$.

Strukturnim šokom lahko damo ekonomsko razlago. Izkazujejo lahko npr. lastnosti produktivnostnega šoka, šoka povpraševanja, pritiska na plače s trga delovne sile, monetarnega šoka itd. Je pa res, da jih ne moremo neposredno meriti, kar pomeni, da moramo pri ocenjevanju modela uporabiti nekatere omejitve, s katerimi jih iz podatkov lahko identificiramo. Te omejitve morajo sloneti na ekonomski teoriji, drugače jih ne moremo statistično preveriti.

Prva izmed predpostavk, ki jih uporabljamo ob identifikaciji, je, da so strukturni šoki med sabo ortogonalni oziroma nepovezani. Ta predpostavka nam dovoli, da v empirični analizi lahko ocenimo dinamične učinke enega samega izoliranega šoka.

Za identifikacijo strukturnih parametrov jih moramo omejiti. Navadno se izbere normalizacija in določi, da je matrika A identična matrika. Vendar to kljub temu ni dovolj za identifikacijo modela. Iz odnosa $v_t = B \varepsilon_t$ izhaja

$$B \Sigma_\varepsilon B' = \Sigma_v.$$

Na desni strani enačbe imamo ob normalizaciji $A = I_K$ prostih parametrov, medtem ko jih je na desni strani iz VAR-modela ocenjenih le $K(K+1)/2$. Torej je treba vzpostaviti vsaj še $K(K-1)/2$ identifikacijskih omejitev. Kar ustreza temu, da imamo v modelu $K(K-1)/2$ potencialno različnih kovarianc (Lutkepohl in Kratzig, 2004).

V procesu identifikacije konkretnega modela smo izkoristili tudi dejstvo, da je v modelu prisotna kointegracija, kar pomeni, da imajo nekateri šoki samo tranzitorne učinke na spremenljivke. V sistemu s K spremenljivkami in kointegracijskim rangom r imamo opravka s $K-r$ stohastičnimi trendi in r tranzitornimi komponentami. To pomeni, da lahko v modelu s kointegracijskim rangom r ločeno identificiramo r tranzitornih in $K-r$ permanentnih šokov. Način je naslednji: iz neomejenega VEC-modela (2) dobimo oceno matrike dolgoročnih učinkov (glej Johansen, 1995):

$$C = \beta_{\perp} \left[\alpha'_{\perp} \left(I_K - \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \right) \beta_{\perp} \right]^{-1} \alpha'_{\perp}$$

Dolgoročni učinki strukturnih šokov so tako dani z $\bar{E} = CA^{-1}B$. Identifikacija strukturnih šokov se doseže tako, da vzpostavimo $K(K-1)/2$ restrikcij na matriki Ξ in B . Ker je r šokov tranzitornih, je r stolpcev matrike Ξ po definiciji enako nič. Ker pa ima matrika Ξ nepoln rang $k = K-r$, nam tranzitornost r šokov vzpostavi le kr linearno neodvisnih omejitev. Za identifikacijo permanentnih šokov je tako treba vzpostaviti $k(k-1)/2$ omejitev, medtem ko identifikacija tranzitornih šokov zahteva dodatnih $r(r-1)/2$ omejitev. Skupaj to pomeni natančno $K(K-1)/2$ omejitev, ki so potrebne za identifikacijo celotnega modela.

V konkretni analizi se izkaže, da je kointegracijski rang enak 1 ($r = 1$). To pomeni, da je v modelu prisoten en tranzitoren in dva permanentna šoka. Za identifikacijo permanentnih šokov je treba uvesti eno dodatno omejitev, pri čemer je bila uporabljena naslednja ekonomska logika: z ekonomskega vidika nas zanima odziv inflacije na čisti plačni šok oziroma rast plač, ki ni povzročena z rastjo produktivnosti. Poleg tega želimo, da je šok trajen, šlo naj bi za trajno povečanje plač nad produktivnost. Tak šok identificiramo tako, da dopustimo, da se v četrletju plačnega šoka lahko spremeni le inflacija, ne pa tudi produktivnost, ki naj bi bila določena s ponudbenimi dejavniki. Pozneje se produktivnost lahko endogeno prilagodi, saj se novim cenam dela začne prilagajati zaposlenost, zaradi višjih plač pa bi lahko pričakovali tudi t. i. vpliv učinkovitostnih plač (angl. efficiency wages), ki spodbujajo delavnost oziroma intenzivnost dela ob višji nagradi zanj. Preostali del permanentnega šoka je tako popolnoma neomejen in kaže stohastične trende rasti produktivnosti v gospodarstvu.

4 OCENE VEC-MODELA

Pri empiričnem modeliranju smo najprej izhajali iz ocene neomejenega VAR-modela (1). S testi redukcije modela (začelo se je z modelom s šestimi odlogi) se je izkazalo, da model s tremi odlogi statistično zadovoljivo opisuje dinamiko podatkov (iz Tabele 1 izhaja, da to velja tudi za vse druge ocenjene modele). Na tem modelu je bil izveden preskus kointegracijskega ranga, pri čemer se je predpostavil model z neomejeno konstanto, ki lahko upošteva, da tako realne plače kot produktivnost dela izkazujeta izrazito trendno gibanje navzgor. Rezultati testa so prikazani v Tabeli 2. Asimptotična različica veleva izbiro ranga ena. Ker imamo opravka z majhnim vzorcem in ker je v modelu zaradi vključene rasti cen naftnih derivatov prisotna eksogena spremenljivka, zaradi katere asimptotične vrednosti testa niso natančne, je bila izračunana tudi »bootstrap« verzija testa, ki potrjuje izbiro ranga ena.

Tabela 1: Testi statistične specifikacije

	Neomejeni VAR		Osnovni VECM		VECM – Phillipsova krivulja	
Avtokorelacija reda 1 – $\chi^2(9)$	15,43	(0,08)	16,00	(0,07)	16,56	(0,06)
Avtokorelacija reda 4 – $\chi^2(9)$	10,15	(0,34)	8,66	(0,47)	8,59	(0,48)
Normalnost – $\chi^2(6)$	3,33	(0,76)	7,42	(0,28)	7,76	(0,26)

Opomba: V oklepaju so pripadajoče p-vrednosti testa.

Tabela 2: Testiranje kointegracijskega ranga

H0: r<=	Trace test	Asim. p-vred.	Boot. p-vred.
0	61,28	0,00	0,00
1	11,42	0,19	0,29
2	2,02	0,15	0,11

Po izboru ranga lahko ocenimo kointegracijsko povezavo. Najprej to naredimo v osnovnem VEC-modelu. Ocene so prikazane v Tabeli 3. Opazimo lahko, da po pričakovanju vse tri spremenljivke statistično značilno kointegrirajo. Z vidika analize je najpomembnejši koeficient realnih plač. Ker imamo opravka z modelom z eno samo kointegracijsko povezavo, ga lahko interpretiramo kot ravnovesni vpliv povečanja stopnje rasti realnih plač na inflacijo ob v ravnovesju nespremenjeni rasti produktivnosti dela. Učinek se izkaže kot velik, saj odstotek višja rast plač poveča inflacijo za 0,64 odstotne točke. To je posledica čistega pritiska na stroške poslovanja, saj produktivnost ni spremenjena. Koeficient je realističen, saj približno ustreza deležu dohodkov dela v dodani vrednosti.

Tabela 3: Ocene kointegracijskih povezav in koeficientov prilagajanja v osnovnem VEC-modelu

	Inflacija	Realne plače	Produktivnost
β	1,00	-0,64 (0,20)	0,70 (0,14)
α	-0,72 (0,18)	0,05 (0,08)	-0,33 (0,06)

Opomba: V oklepaju so navedene standardne napake.

Podobne velikosti je koeficient produktivnosti, ki razkriva, da se višja produktivnost, ki se ob nespremenjenih realnih plačah v ravnovesju kaže kot čisto povečanje stroškovne učinkovitosti, s koeficientom 0,7 prenese v nižjo inflacijo.

Za opis celotnega kointegracijskega prostora moramo navesti še koeficiente prilagajanja odklonom od ravnovesja, ki jih predstavljajo koeficienti α . Tisto, kar je opazno, je koeficient prilagajanja realnih plač, saj je zelo neznačilen. To pomeni, da se plače ne odzivajo na dogajanje na ponudbeni strani gospodarstva, ki jo predstavlja ocenjeni model. Rezultat kaže na visoko stopnjo realne togosti slovenskega trga dela, ki je odsev visoke stopnje institucionalne rigidnosti. Podatek vsekakor ni spodbuden, saj je prožnost tega trga dela ključna za učinkovito absorpcijo asimetričnih šokov v EMU.

Ravno narobe je s koeficientom prilagajanja inflacije. Vrednost koeficienta $-0,72$ kaže, da se velika večina odklonov od ravnovesja izravna s spremembo inflacije že znotraj enega četrletja. To pomeni, da se plačni pritiski zelo hitro prenašajo v višje cene.

Tabela 4: Ocene kointegracijskih povezav in koeficientov prilagajanja v VEC-modelu z restrikcijo Phillipsove krivulje

	Inflacija	Realne plače	Produktivnost
β	1,00	-0,81 (0,06)	0,81 (0,06)
α	-0,66 (0,17)	0,05 (0,07)	-0,32 (0,06)

Test restrikcije Phillipsove krivulje – $H_0: \beta_2 = -\beta_3$
 $\chi^2(1) = 0,38$ $p = 0,54$

Opomba: V oklepaju so navedene standardne napake.

Že zgoraj je bilo omenjeno, da sta si kointegracijska koeficienta realnih plač in produktivnosti po absolutni vrednosti zelo podobna. Zato je smiselno preveriti, ali je mogoče statistično zanesljivo trditi, da sta dejansko enaka. Z ekonomskega vidika je homogenost njunih koeficientov ekvivalentna specifikaciji Phillipsove krivulje, ki povezuje inflacijo z gibanjem stroškov dela na enoto proizvoda oziroma realnimi plačami na enoto produktivnosti dela. Ta preskus je skupaj z oceno kointegracijskega prostora ob omenjeni omejitvi predstavljen v Tabeli 4. Opazimo lahko, da se hipoteza homogenosti koeficientov ne more zavrniti, torej ocenjeni model podpira ravnovesni model Phillipsove krivulje za slovensko gospodarstvo. Ocene koeficientov se nekoliko spremenijo, vendar ostajajo kvalitativno podobne. Izkaže se, da preseganje realnih plač glede na povečanje produktivnosti za odstotek v ravnovesju poveča inflacijo za 0,8 odstotne točke. V celoti gledano, je to potrditev, da so plačna neravnovesja na trgu dela zelo pomembna determinanta slovenske inflacije.

Za celovitost predstavitve rezultatov so v Tabeli 5 predstavljene še ocene kratkoročnih parametrov modela in ocene vpliva rasti cen bencina. Najzanimivejši so slednji. Ocena sočasnega vpliva rasti evrskih cen bencina znaša 0,09 odstotka in je zelo statistično značilna. To pomeni, da je močan tudi prenos šokov s svetovnih naftnih trgov na našo inflacijo.

Tabela 5: Ocene kratkoročnih parametrov in vpliva rasti cen bencina

Prve diference	Prvi odlog		
Inflacija	-0,06 (0,15)	-1,09 (0,31)	0,33 (0,34)
Realne plače	0,08 (0,06)	-0,15 (0,13)	0,16 (0,14)
Produktivnost dela	0,20 (0,05)	0,10 (0,11)	-0,50 (0,12)
	Drugi odlog		
Inflacija	-0,08 (0,13)	0,17 (0,34)	-1,03 (0,35)
Realne plače	0,02 (0,05)	-0,31 (0,14)	0,10 (0,15)
Produktivnost dela	0,13 (0,04)	-0,26 (0,12)	-0,13 (0,13)
	Tekoči vpliv rasti cen bencina		
Inflacija	0,09	(0,03)	
Realne plače	-0,04	(0,01)	
Produktivnost dela	0,01	(0,01)	

Opomba: V oklepaju so navedene standardne napake.

5 STRUKTURNI VEC-MODEL, IMPULZNI ODZIVI IN HISTORIČNA DEKOMPOZICIJA

Na podlagi VEC-modela reducirane oblike (3) lahko ocenimo tudi strukturni VEC-model (4) z uvedbo omejitev, ki so opisane v poglavju 3. Prva je ocena matrike kratkoročnih vplivov B iz Tabele 6. V njej je razvidna identifikacijska restrikcija prvega šoka (s_1), ki izhaja iz povišanja realnih plač – zato je to plačni šok, nima pa vpliva na produktivnost dela. Vpliv na inflacijo je že znotraj istega četrletja velik, čeprav neznačilen. Drugi šok je produktivnostni šok, saj njegove značilnosti ustrezajo teoretičnim predpostavkam za tovrstne šoke: vodi v povišanje realnih plač ob istočasnem znižanju inflacije zaradi večje stroškovne učinkovitosti. Tretji, ki ni v ospredju analize, združuje vse tranzitorne vire stohastične variacije.

Tabela 6: Ocena sočasnih vplivov strukturnih šokov (matrika B)

Spremenljivkašok	S ₁	S ₂	S ₃
Inflacija	0,54 (0,39)	-1,94 (0,28)	0,87 (0,23)
Realne plače	0,86 (0,10)	0,31 (0,17)	-0,07 (0,09)
Produktivnost dela	0 -	0,66 (0,10)	0,43 (0,08)

Opomba: V oklepaju so navedene pripadajoče standardne napake.

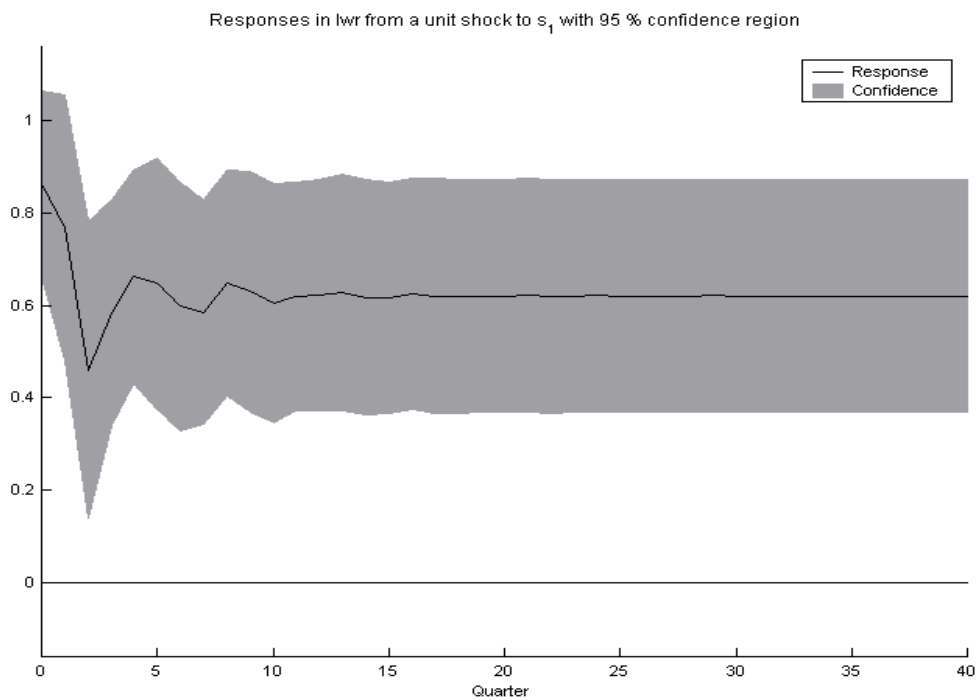
V Tabeli 7 so ocene permanentnih učinkov strukturnih šokov. Kakor rečeno, tretji šok je tranzitorne narave, zato dolgoročnih učinkov nima. Pri plačnem šoku je razvidno, da dvig realnih plač statistično značilno pospeši inflacijo, na produktivnost pa vpliva sicer pozitivno, vendar neznačilno. Torej bi se lahko reklo, da dvigi realnih plač do neke mere spodbujajo tudi produktivnost s prilagoditvijo (znižanjem) zaposlenosti in vplivom učinkovitostnih plač. Če iz teh števil poskušamo izluščiti, kolikšen je dolgoročni učinek za odstotek povečanih realnih plač na inflacijo, vidimo, da je to 0,58 (0,36/0,62), če se prilagodi produktivnost. Če pa te prilagoditve ni (ocena v matriki Ξ je neznačilna) in imamo opravka s čisto rastjo za odstotek nad rastjo produktivnosti, je vpliv na inflacijo tak, kakršen je prikazan v Tabeli 4 (na str. 9), torej 0,8 odstotne točke.

Tabela 7: Ocena dolgoročnih vplivov strukturnih šokov (matrika Ξ)

Spremenljivkašok	S ₁	S ₂	S ₃
Inflacija	0,36 (0,12)	-0,56 (0,19)	0 -
Realne plače	0,62 (0,13)	0,22 (0,19)	0 -
Produktivnost dela	0,18 (0,18)	0,91 (0,27)	0 -

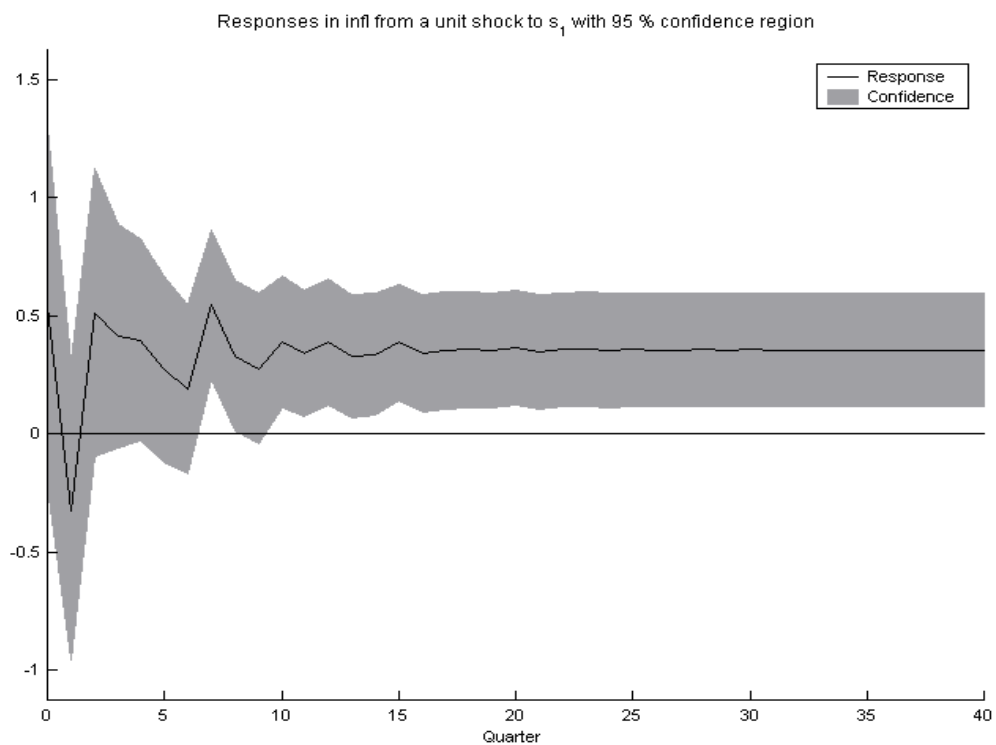
Opomba: V oklepaju so navedene pripadajoče standardne napake.

Slika 3: Šok realnih plač



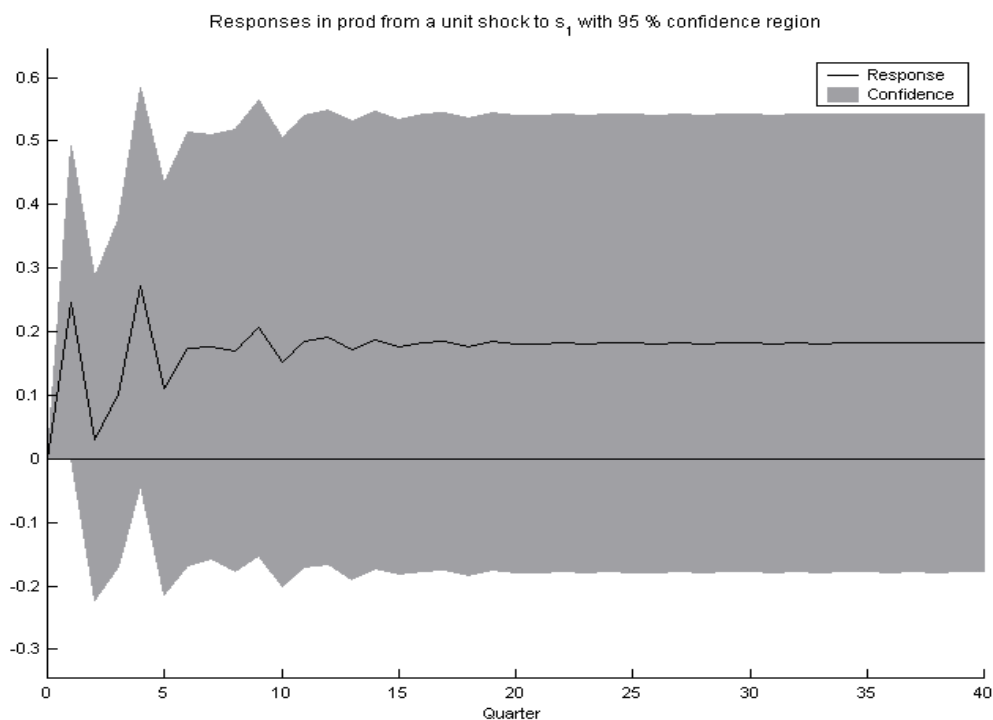
Opomba: Osenčeno območje predstavlja 95-odstotne intervale zaupanja.

Slika 4: Odziv inflacije na šok realnih plač



Opomba: Osenčeno območje predstavlja 95-odstotne intervale zaupanja.

Slika 5: Odziv produktivnosti dela na šok realnih plač

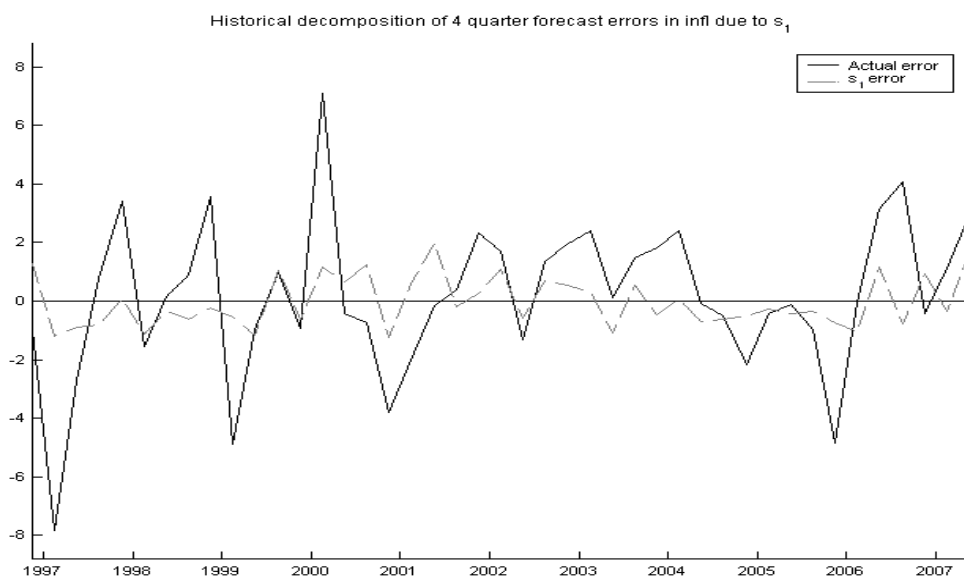


Opomba: Osenčeno območje predstavlja 95-odstotne intervale zaupanja.

Celotna dinamika prilagajanja zgoraj opisanih kratkoročnih do dolgoročnih učinkov skozi čas je prikazana na slikah 3–6. Za potrebe interpretacije je ključen vpliv na inflacijo. Vidimo, da je odziv inflacije hiter in velik že na začetku, na horizontu enega leta doseže meje značilnosti, popolnoma statistično značilen pa je odziv na horizontu leta in pol. Tudi v analizi strukturnega VEC-modela se pokaže, da je dinamika prenosa plačnih šokov na inflacijo močna in hitra. Ker smo ugotovili, da povratnega prilagajanja plač neravnovesju v gospodarstvu zaradi realnih rigidnosti na trgu dela pravzaprav ni, lahko sklepamo, da so lahko plačni pritiski kot rezultat procesa sindikalnega pogajanja o plačah v Sloveniji pomembna determinanta ne samo ravni inflacije, temveč tudi njene vztrajnosti.

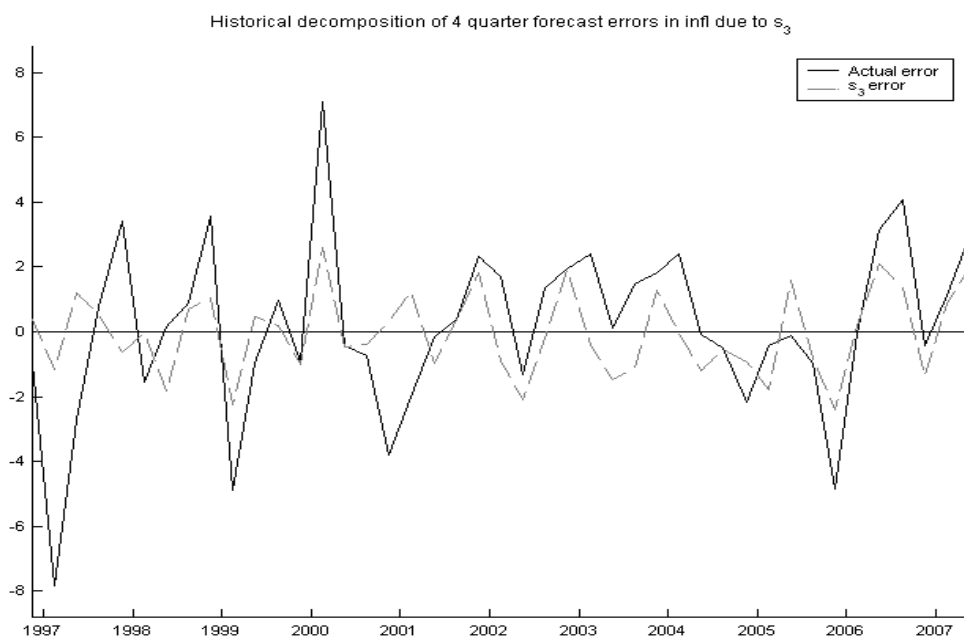
Na koncu lahko uporabimo rezultate historične dekompozicije strukturnih šokov našega modela za ovrednotenje relativnega prispevka stohastičnih dejavnikov k slovenski inflaciji do sredine leta 2007. Pri tem jemljemo hipotetični napovedni horizont enega leta in preučujemo, koliko k napaki napovedi prispevajo posamezni strukturni šoki. Na Sliki 6 je prikazan vpliv plačnih šokov. Opazimo lahko, da se inflacijska nihanja (polna črta) po posameznih obdobjih precej razlikujejo od izoliranega vpliva plačnih šokov (črtkana črta). Medtem ko se za obdobje 1999–2003 kaže serija pretežno pozitivnih šokov, ki so dvigovali inflacijo, je za obdobje 2004–2006 ravno obratno. V letu 2007 so se nihaji umirili, kar je na inflacijo delovalo pretežno nevtravno, le v drugem kvartalu leta 2007 je že mogoče opaziti majhen pospešek.

Slika 6: Historična dekompozicija vpliva plačnih šokov na dinamiko inflacije



Za primerjavo so na Sliki 7 prikazani učinki tranzitornega šoka, ki zajema tudi vpliv kratkoročnih cenovnih šokov, kakršni so za drugo četrtletje 2007 že značilni šoki cen hrane in na sliki 2 (str. 4) prikazani naftni šok. Opazimo lahko, da je pospešek inflacije iz drugega četrtletja 2007 predvsem posledica ravno delovanja teh tranzitornih vplivov.

Slika 7: Historična dekompozicija vpliva cenovnih šokov na inflacijo



6 SKLEP

Analiza pokaže, da je z analizo spremenljivk, ki izhajajo iz teoretičnega koncepta nove Phillipsove krivulje, mogoče dobro pojasniti dinamiko slovenske inflacije. Dinamika stroškov dela na enoto proizvoda je pomembna determinanta kratkoročne dinamike agregatnih proizvodnih stroškov, ki se prenašajo v inflacijo zelo hitro in v veliki meri. Eden izmed razlogov za to je precejšnja togost slovenskega trga dela, saj se zasuki poslovnega cikla navzdol ne prenašajo na nižjo stopnjo rasti realnih plač, zato je edina možnost zniževanja realnega bremena stroškov dvig cen.

Pokazalo se je tudi, da med dejavniki povečanja inflacije v sredini leta 2007 prevladujejo kratkoročni dejavniki, dogajanje na trgu dela pa ni delovalo izrazito inflacijsko. Vendar je iz analize mogoče nedvoumno sklepati, da je zvišanje agregatnih plač z namenom ohranjanja njihove kupne moči kot odziv na povečano inflacijo tisti dejavnik, ki bo določal, ali bo dvig inflacije v letu 2007 kratkotrajen ali persistenten. Če se bodo plače glede na rast produktivnosti preveč zvišale, bo lahko imela Slovenija daljše obdobje nadpovprečno inflacijo.

SEZNAM LITERATURE

1. Adolfson, M., Laseen, S., Linde, J., in Villani, M. (2005). Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through. Sveriges Riksbank Working Paper, št. 179.
2. Batini, N., Jackson, B., in Nickell, S. (2005). An open-economy new Phillips curve for the U. K., *Journal of Monetary Economics*, 52, 1061–1071.
3. Calvo, A. G., Reinhart, C. M., in Vegh, C. A. (1995). Targeting the real exchange rate: theory and evidence, *Journal of Development Economics*, 47, 97–133.
4. Calvo, G. (1983). Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework, *Journal of Monetary Economics*, 12, 383–398.
5. Gali, J., Gertler, M., in Lopez-Salido, D. J. (2001). European Inflation Dynamics, *European Economic Review*, 45, 1237–1270.
6. Gali, J., Gertler, M., in Lopez-Salido, D. J. (2005). Robustness of the estimates of the hybrid New Keynesian Phillips curve, *Journal of Monetary Economics*, 52, 1107–1118.
7. Gali, J., in Monacelli, T. (2005). Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy, *Review of Economic Studies*, 72(3), 707.
8. Johansen, S. (1995). Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Auto-Regressive Models. Oxford: Oxford University Press.
9. Lutkepohl, H., in Kratzig, M. (ur.). (2004). *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
10. Ma, A. (2002). GMM estimation of the new Phillips curve, *Economic Letters*, 76, 411–417.
11. Masten, I. (2005). Proizvodna vrzel v Sloveniji – metode ocenjevanja, strukturne ocene Phillipsove krivulje in uporaba pri napovedovanju inflacije. Delovno gradivo Ministrstva za finance RS.
12. Masten, I. (2008), Optimal Policy in Presence of Balassa-Samuelson-type Productivity Shocks, *Journal of Comparative Economics*, v tisku.
13. Morley, J. C., Nelson, C. R., in Zivot, E. (2003). Why are the Beveridge-Nelson and unobservable-components decompositions of GDP so different?, *The Review of Economics and Statistics*, 85(2), 235–243.
14. Poročilo o cenovni stabilnosti (oktober 2007). Ljubljana: Banka Slovenije.
15. Rotemberg, J., in Woodford, M. (1997). An optimization-based econometric framework for the evolution of monetary policy, *mimeo*, Princeton University.
16. Rudd, J., in Wheelan, K. (2001). New Test of the New Keynesian Phillips Curve, *mimeo*, Federal Reserve Board.
17. Smets, F., in Wouters, R. (2003). An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area, *Journal of the European Economic Association*, MIT Press, 1(5), 1123–1175, 09.
18. Woodford, M. (2003). Interest and prices. Princeton: Princeton University Press.