

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

DIPLOMSKO DELO

**VPLIV SVETOVNIH CEN HRANE NA INFLACIJO: PRIMERA
SLOVENIJE IN ZDRUŽENEGA KRALJESTVA**

Ljubljana, oktober 2010

MATIC PETRIČEK

IZJAVA

Študent Matic Petriček izjavljam, da sem avtor tega diplomskega dela, ki sem ga napisal pod mentorstvom dr. _____ in dovolim objavo diplomskega dela na fakultetnih spletni straneh.

V Ljubljani, dne _____

Podpis: _____

KAZALO

1	UVOD	1
2	TEORETIČNI OKVIR.....	2
1.1	EKSOGENOST CEN HRANE	2
1.2	PREHAJANJE	3
1.2.1	KRATKOROČNI UČINKI.....	4
1.2.1.1	VZROKI ASIMETRIČNOSTI RIGIDNOSTI CEN	7
1.2.2	DOLGOROČNI UČINEK.....	8
1.2.2.1	VZROKI REALNE RIGIDNOSTI PLAČ.....	12
3	EMPIRIČNI DEL	14
2.1	STACIONARNOST SERIJ	15
2.2	PODATKI	16
2.2.1	CENE HRANE.....	16
2.2.2	INFLACIJA.....	17
2.2.3	PLAČE	19
2.2.4	PROIZVOD.....	21
2.3	VAR MODEL.....	22
2.3.1	MODEL ZA SLOVENIJO.....	23
2.3.2	MODEL ZA ZDRUŽENO KRALJESTVO	24
2.3.3	TESTIRANJE SPECIFIKACIJE MODELOV	25
2.4	IMPULZNI ODZIVI.....	27
2.4.1	IMPULZNI ODZIVI INFLACIJE NA ŠOKE CEN HRANE	29
2.4.1.1	SLOVENIJA	31
2.4.1.2	ZDRUŽENO KRALJESTVO.....	32
4	RAZPRAVA.....	32
	SKLEP	35
	LITERATURA IN VIRI.....	37
	PRILOGE.....	40

KAZALO SLIK

Slika 1: Gibanje indeksa svetovnih cen hrane	16
Slika 2: Gibanje stopnje rasi cen hrane	17
Slika 3: Gibanje HICP brez energije in nepredelane hrane za Slovenijo in Združeno Kraljestvo za obdobje od decembra 1999 do septembra 2009	18
Slika 5: Gibanje povprečne mesečne bruto plače v Sloveniji v obdobju od septembra 1999 do decembra 2009	20
Slika 6: Gibanje povprečne tedenske bruto plače v Združenem Kraljestvu v obdobju od decembra 1999 do septembra 2009	20
Slika 7: Gibanje stopnje rasti plač v Sloveniji in Združenem Kraljestvu v obdobju od januarja 2000 do septembra 2009	21
Slika 8: Gibanje indeksa industrijske proizvodnje v Sloveniji in Združenem Kraljestvu v obdobju od decembra 1999 do septembra 2009	22
Slika 9: VAR model za Slovenijo, zapisan v matrični obliki	24
Slika 10: VAR model za Združeno Kraljestvo, zapisan v matrični obliki	25
Slika 11: Primer izračun impulznih odzivov inflacije na šok v cenah hrane prek enačbe bruto plač	30
Slika 12: Izračun impulznih odzivov inflacije na šok v cenah hrane s seštetjem odzivov prek treh enačb	31
Slika 13: Impulzni odzivi osnovne inflacije v Slovenij na šok svetovnih cen hrane	31
Slika 14: Impulzni odzivi osnovne inflacije v Združenem Kraljestvu na šok v svetovnih cenah hrane	32

KAZALO TABEL

Tabela 1: Testi avtokorelacije ostankov v modelih za Slovenijo in Združeno Kraljestvo	26
Tabela 2: Testi normalnosti porazdelitev ostankov modelov za Slovenijo in Združeno Kraljestvo	26
Tabela 3: Testi heteroskedastičnosti v modelih za Slovenijo in Združeno Kraljestvo	27

1 UVOD

Tako v Sloveniji kot drugod po svetu smo bili v drugi polovici leta 2007 priča visokemu porastu cen hrane. Rasti cen hrane pri domačih trgovcih so najbolj botrovale povišane cene hrane na svetovnih trgih, kjer so se cene med majem 2007 in julijem 2008 povišale kar za 43%. Po dolgem času je v Evropi nastopilo obdobje višje inflacije, ki je imela poleg višjih cen hrane vzrok tudi v rasti cen nafte.

Inflacija je že desetletja med osrednjimi ekonomskimi temami. Različne ekonomske šole poskušajo razumeti izvore inflacije, hkrati pa se vlade in centralne banke trudijo, da bi inflacijo zadržale na nizki ravni. Inflacija je namreč poleg ekonomskega tudi političen problem, saj je med tistimi ekonomskimi kategorijami, ki jih gospodinjstva najprej občutijo.

Inflacija, kot smo ji bili priča v letu 2007, je s tega vidika toliko bolj problematična, saj so jo najbolj gnale prav cene hrane, skupaj s ceno energije. Podražitve hrane najbolj občutijo gospodinjstva z nižjimi dohodki, ki znaten del svoje potrošnje namenijo prav hrani.

V ekonomski stroki je prisoten precejšen konsenz, da je vzrok podražitev rast cen na svetovnih trgih. Kljub temu različne teorije različno ocenjujejo kanale prehajanja zunanjih šokov, kot je šok v svetovnih cenah hrane. Prav tako si teorije niso enotne o razlogih za različno intenziteto prehajanja zunanjih šokov v domače gospodarstvo.

Namen diplomske naloge je na podlagi ocenjenega vektorskega avtoregresijskega modela in ocenjenih impulznih odzivov preveriti neokeynesiansko teorijo inflacije in poiskati vzroke za različno prehajanje zunanjih šokov v domače cene. Za primerjavo sem si izbral državi, ki sta si po osnovnih ekonomskih parametrih precej različni, Slovenijo in Združeno Kraljestvo. Na podlagi ekonomske teorije je namreč pričakovati, da bo zaradi večje fleksibilnosti trga dela, bolj konkurenčnih trgov ter zaradi večje razvitosti odziv inflacije na šok v svetovnih cenah hrane v Združenem Kraljestvu manj intenziven in manj persistenten.

V prvem od treh poglavij je povzeta teorija prehajanja svetovnih cen hrane v domače cene. Najprej je opisan teoretski okvir diplomske naloge in definiran pojem preučevanja, t. j. inflacija. V nadaljevanju poglavja je ponazorjeno zakaj so cene nepredelane hrane za obe državi, Slovenijo in Združeno Kraljestvo, določene od zunaj in zakaj se pri modeliranju smatrajo kot eksogene spremenljivke. Ko je to dejstvo vzpostavljeno, sledi povzetek literature prehajanja zunanjih šokov v domače cene s poudarkom na neokeynesianski teoriji lepljivih cen in Phillipsove krivulje.

Drugo poglavje je namenjeno empiričnemu delu, kjer sta ocenjena modela in impulzni odzivi za obe državi. V začetku poglavja so natančneje predstavljene spremenljivke, ki so vključene v model ter pojem stacionarnosti serij. Poglavje se nadaljuje s predstavitvijo ekonometrične teorije vektorske avtoregresije ter s samo oceno modelov. Sledijo testi specifikacije modelov,

ki so ključni za potrditev verodostojnosti analize. Poglavje se konča z definicijo impulznih odzivov, prikazom izračunov ter s samimi ocenami impulznih odzivov inflacije na šok v svetovnih cenah hrane za obe državi.

Tretje poglavje je namenjeno razpravi o rezultatih modelov in impulznih odzivov za obe državi. Rezultati so postavljeni ob bok teoriji, ki je predstavljena v prvem poglavju.

Diplomsko nalogo zaključuje sklep s povzetkom in temeljnimi ugotovitvami.

2 TEORETIČNI OKVIR

Za analizo prehajanja svetovnih cen hrane na splošno raven cen je potrebno najprej definirati teoretski okvir, znotraj katerega je možno tudi razložiti prehajanja zunanjih šokov na inflacijo.

Osrednja ekonomska kategorija, ki jo bom proučeval, je inflacija. Inflacija je opredeljena kot povišanje splošne ravni cen. Lahko gre za enkraten dvig cen, običajno pa se o inflaciji govori, ko je zvišanje cen bolj vztrajen pojav. Poznamo več načinov merjenja inflacije, večinoma pa je izražena s cenovnimi indeksi. Cenovni indeks je tehtano povprečje številnih cen dobrin in storitev, pri katerem uteži predstavljajo njihov relativni ekonomski pomen (Bregar et al., 2002).

Teorija inflacije se je med osrednje teme ekonomske vede vrnila v času energetske krize, ko se je po svetu pojavil nov fenomen, »stagflacija« ali sočasni pojav ekonomske stagnacije in inflacije cen. Teorijo neoklasične sinteze so začele nadgrajevati nove smeri v razvoju ekonomske misli kot so ekonomika ponudbe, monetarizem, postkeynesianska ekonomska teorija, teorija racionalnih pričakovanj ter predvsem neokeynesianska ekonomska teorija (Križanič et al., 2005, str. 5–6).

1.1 EKSOGENOST CEN HRANE

Svetovne cene hrane so za večino svetovnih gospodarstev v veliki meri eksogena kategorija. Na svetovne trge hrane posamezna država nima toliko vpliva, da bi s svojo pridelavo in potrošnjo lahko vplivala na cene, ki se na teh trgih ustvarjajo. Povprečna vrednost proizvodnje hrane kot delež vrednosti svetovne proizvodnje hrane je med letoma 2000 in 2007 za Združeno Kraljestvo znašala 0,91% za Slovenijo pa zgolj 0,04% (Faostat, 2010). Šok cen hrane je tako za obe državi primer eksogenega šoka.

Poleg cen hrane med eksogeno dane cene sodijo tudi cene nafte. Večina študij tako prehajanje eksogenih šokov v inflacijo proučuje s pomočjo cen nafte. Nafta in hrana imata za Slovenijo in Združeno Kraljestvo nekaj skupnih zakonitosti:

- Obe dobrini nastopata kot input. Nepredelana hrana je glavna surovina za hrano in pijačo, ki je del končne potrošnje, nafta pa je surovina za večino pogonskih goriv ter za kurilno olje.
- Obe dobrini predstavljata zajeten delež potrošnje. V izračunu Harmoniziranega indeksa cen življenjskih potrebščin za Slovenijo sta imeli energija in hrano skupaj med letoma 2000 in 2009 v povprečju 37% utež, v Združenem Kraljestvu pa 24% utež. (Vir: Eurostat, 2010).
- Skoraj vso nafto in naftne derivate tako Slovenija kot Združeno Kraljestvo uvozita. Lastna proizvodnja je ničelna ali pa je tako nizka, da državi na svetovne cene s svojo količino ne vplivata. Prav tako ne Slovenija ne Združeno Kraljestvo s svojo potrošnjo nafte in naftnih derivatov v nikakršni meri ne vplivata na mehanizem postavljanja cen nafte.

Med obema dobrinama pa obstaja pomembna razlika. Nafta se pojavlja kot pomemben vložek v skoraj vsaki dobrini in storitvi, med tem ko je hrana v tem pogledu omejena na panoge kot so gostinstvo in turizem.

1.2 PREHAJANJE

Zunanji šoki, kot je cenovni šok v svetovnih cenah hrane, prehajajo na domače gospodarske kazalce preko makroekonomskih kanalov. Galesi in Lombardi (2009, str. 8–9) na primeru cen nafte identificirata pet glavnih kanalov prehajanja zunanjih šokov v domače gospodarstvo:

- učinek pogojev trgovanja (ang. *terms of trade effect*), pri katerem prihaja do redistribucije realnega dohodka od držav uvoznic k državam izvoznicam,
- višji stroški proizvodnje, ki jih povzročijo višje cene uvoženih inputov, v tem primeru nafte,
- inflacijski učinek, ki je rezultat dejstva, da predstavljajo naftni proizvodi velik delež potrošnje in imajo zaradi tega tudi veliko utež pri izračunu cenovnih indeksov,
- finančni učinek, pri katerem se na spremembe makroekonomskih spremenljivk hitro odzovejo tudi finančni trgi in se podražijo finančni produkti,
- psihološki učinek, ki je posledica negotovosti o tem kako dolgo bodo cene nafte visoke, kar prisili potrošnike, da nakupe povezane z nafto (primer: avtomobili) odložijo na kasnejše obdobje, zmanjšajo pa tudi potrošnjo samih naftnih proizvodov.

Vsi naštetni učinki, razen zadnjega veljajo tudi za šoke cen hrane na svetovnih trgih. Pri psihološkem učinku za hrano ne velja, da lahko potrošniki zmanjšajo njeno potrošnjo, lahko pa spremenijo potrošne navade in svoje nakupe opravijo bolj racionalno.

Med naštetimi učinki, je tudi inflacijski učinek, ki pomeni prehajanje šokov v splošno domačo raven cen. Galesi in Lombardi (2009, str. 10–11) sta opazovala prehajanje zunanjih šokov cen nafte na domače cene in določila tri kanale prehajanja:

- Neposreden učinek ali učinek prve runde (ang. *first-round effect*) zajema povišanja cen naftnih derivatov, ki so vključeni v izračune cenovnih indeksov. Tako kot je nafta s

svojimi za domače trgovce eksogeno danimi cenami največji input, je za proizvajalce hrane in nato tudi trgovce cena nepredelane hrane eksogeno dana in predstavlja največji input. Neposredni učinek bi tako v primeru cen hrane predstavljal povišanje cen prehrambenih izdelkov pri trgovcih.

- Posredni učinek v primeru nafte zajema povišanja cen, ki so rezultat povišanih z nafto povezanih stroškov v skoraj vseh panogah (npr. transport, industrija). Primer takih povišanj cen, zaradi povišanih cen nepredelane hrane, bi bile podražitve v panogah gostinstva in turizma.
- Učinek druge runde (ang. *second-round effect*) se nanaša na povišanje stroškov dela, ki so posledica delavskih zahtev po višjih plačah zaradi povišanih življenjskih stroškov, ki so jih povzročile cene hrane. Ta učinek je v literaturi znan kot plačno-cenovna spirala (ang. *wage-price spiral*).

Medtem ko sta neposredni in posredni učinek predvsem kratkoročne in srednjeročne narave, je učinek druge runde dolgoročnejši (Galesi & Lombardi, 2009).

1.2.1 KRATKOROČNI UČINKI

Ponudbeni šok se v domačem gospodarstvu odrazi kot sprememba relativnih cen. Klasična ekonomska teorija ne zna razložiti, zakaj se spremembe relativnih cen odrazijo na splošni ravni cen. Po tej teoriji realni dejavniki vplivajo na relativne cene, medtem ko splošno raven cen določa ponudba denarja. Za dano količino denarja v obtoku se prilagoditve relativnih cen odvijajo prek zvišanja nekaterih relativnih cen in znižanja drugih. Povišanje relativnih cen določene dobrine prisili potrošnike, da za te dobrine porabijo večji delež svojega dohodka, kar pomeni, da je manjši del dohodka namenjen potrošnji drugih dobrin. Ponudbeni šok za nekatera podjetja bi morala druga podjetja zaznati kot šok povpraševanja. Ob manjšem povpraševanju za te dobrine bi morale zato cene teh dobrin pasti, splošna raven cen pa ostati nespremenjena.

Odgovor na to teorijo ponuja teorija lepljivih cen v okviru neokeynesianske ekonomike. Ball in Mankiw (1995, str. 3) ugotavljata, da spremembe splošne ravni cen ob ponudbenem eksogenem šoku povzroča zamaknjenost porazdelitvene funkcije zaželenih sprememb cen. To zamaknjenost povzroča prisotnost stroškov cenovnega prilagajanja (ang. *menu costs*). Podjetja spremenijo svoje cene samo, če sprememba pokrije stroške prilagajanja cen. To pomeni, da svoje cene spremenijo samo ob večjih šokih, medtem ko zaradi manjših šokov svojih cen ne prilagajajo.

Stroški cenovnega prilagajanja zajemajo vse stroške, ki jih ima podjetje s spremembo cen. Sem ne sodijo samo fizični stroški novih cenikov, temveč tudi stroški, povezani z zbiranjem informacij. Dokaz za to je tudi dejstvo, da se večina cen in plač določa v fiksnih intervalih (Ball & Mankiw, 1994a, str. 25).

Vse cene pa niso lepljive v enaki meri. Cene hrane in nafte, na primer, so praviloma prožnejše od ostalih cen, ker imajo daljšo zgodovino skokovitih sprememb. Zato se tudi hitreje prilagodijo šoku in se relativno povečajo. Na drugi strani, so nekatere cene lepljive in se na ta šok ne prilagodijo z znižanjem ter ostanejo konstantne, s tem pa se dvigne tudi splošna raven cen (Ball & Mankiw, 1995, str. 8).

Drugi razlog za asimetrijo v rigidnosti cen je prisotnost trendne inflacije. Ta stalno niža dejanske relativne cene. To pomeni, da je v primeru pozitivnega ponudbenega šoka razlika med dejansko relativno ceno in želeno relativno ceno velika. Po drugi strani se podjetja, ki bi zaradi zmanjšane povpraševanja morala znižati cene, soočajo z manjšo razliko med želeno relativno ceno in dejansko relativno ceno. Po teoriji lepljivih cen bodo cene prilagodila le tista podjetja, ki se soočajo z zadostno velikim razkorakom med dejansko in želeno relativno ceno, da jim sprememba cene pokrije stroške prilagajanja cen (Ball & Mankiw, 1994b).

V modelu Balla in Mankiwa (1995, str. 10–13) so vse cene v začetku na želenem nivoju. Zaželeno spremembo cene je torej enaka nič ($\theta=0$). Zaželeno spremembo cene med panogami ima svojo porazdelitveno funkcijo ($f(\cdot)$). Če se podjetje po šoku, ki je lahko stroškovne ali povpraševalne narave, prilagodi, plača stroške prilagoditve (C), če pa se šoku ne prilagodi, je zanj razlika med dejansko in zaželeno ceno enaka θ . Model predpostavlja, da je izguba iz tega naslova za podjetje enaka θ^2 . Iz tega sledi, da podjetje svojo ceno prilagodi, če je razlika med dejansko in zaželeno ceno večja kot izguba, ki jo povzroči prilagoditev ($|\theta| > \sqrt{C}$). Podjetja imajo različne stroške prilagajanja ($\sqrt{C}$) in imajo znotraj posamezne panoge svojo porazdelitev ($G(\cdot)$). Če je torej v panogi šok v višini θ , je delež podjetij, ki cene prilagodijo (to je takih, za katere velja $|\theta| > \sqrt{C}$) enak $G(|\theta|)$ in ker se prilagodijo natančno za θ , je sprememba ravni cen znotraj panoge enaka $\theta G(\theta)$. Inflacija je torej povprečna sprememba ravni cen med panogami. Iz opisanega sledi enačba (1).

$$\pi = \int_{-\infty}^{\infty} \theta G(|\theta|) f(\theta) d\theta \quad (1)$$

Porazdelitvi $f(\theta)$ in $G(\sqrt{C})$ sta arbitrarno določeni, in sicer za stroške prilagajanja je izbrana eksponentna porazdelitev, za zaželeno spremembo cene pa je izbrana normalna porazdelitev z možnostjo variiranja standardnega odklona (σ_θ) in zamaknjenosti (k_θ) ter povprečno vrednostjo enako nič ($\mu_\theta=0$), kar pomeni, da je šok agregaten. Pri posameznih vrednostih standardnega odklona in zamaknjenosti porazdelitve želene spremembe cene se nato izračunajo parametri porazdelitve spremembe cen, to je povprečna vrednost, standardni odklon in zamaknjenost.

Ugotovitve modela so pričakovane. Z večanjem zamaknjenosti porazdelitve zaželeno spremembe cene (k_θ) se večja povprečna dejanska sprememba cene in standardni odklon porazdelitve dejanske spremembe cene. To pomeni, da se zaradi različnih stroškov prilagajanja, ki povzročajo zamaknjeno porazdelitev, poveča povprečna dejanska sprememba cene. Z drugimi besedami, različni stroški prilagajanja cen pozitivno vplivajo na inflacijo.

Prav tako je pozitivna povezanost med zamaknjenostjo porazdelitve zaželenih sprememb cene (k_θ) in zamaknjenostjo dejanske spremembe cene. Različni stroški prilagajanja cen med podjetji so torej pozitivno povezani z asimetrijo dejanskih sprememb cene, kar ima ravno tako inflatorne posledice.

Poleg zamaknjene porazdelitve zaželenih sprememb cen, na inflacijo vpliva tudi variabilnost zaželenih cenovnih sprememb. Model namreč pokaže, da je pozitivna povezanost tudi med standardnim odklonom porazdelitve zaželenih sprememb cen in povprečno vrednostjo dejanske spremembe cen. V primeru, da je porazdelitev zaželenih sprememb simetrična, povečana varianca poveča oba repa porazdelitve enakomerno in na raven cen nima vpliva. Če pa je porazdelitev zamaknjena, povečana varianca še poudari vpliv zamaknjenosti na spremembo splošne ravni cen.

Ugotovitve modela Ball in Mankiw (1995, str. 20) testirata tudi s preprosto multivariatno regresijo, ki pokaže, da tako zamaknjenost porazdelitve spremembe cen kot variabilnost spremembe cen statistično značilno vplivata na inflacijo, čeprav ima variabilnost nekoliko manjši vpliv.

Ratfai (2004) šoke, ki vplivajo na inflacijo, razdeli na agregatne in specifične (ang. *idiosyncrastic shock*). Model Balla in Mankiwa (1995) namreč s predpostavko ničelne povprečne zaželenih sprememb cen predvideva, da je stroškovni šok za vsa podjetja znotraj posamezne panoge enak. Razlikujejo se samo po tem, kakšne imajo stroške prilagajanja cen. Specifični šoki pa so različni za posamezna podjetja znotraj panoge.

S pomočjo strukturne vektorske avtoregresije Ratfai (2004, str. 6–7) oceni model, kot ga prikazuje enačba (2), kjer poleg sprotnih vplivov posamezne vrste šoka na inflacijo meri tudi vplive odloženih vrednosti na sprotne vrednosti. V modelu je y_{jt} vektor endogenih spremenljivk (t. j. inflacije in zamaknjenosti), G^0 je matrika sprotnih vplivov, $B(L)$ je matrika vplivov odloženih vrednosti, ε_{jt} pa je vektor serijsko nekoreliranih in ortogonalnih vektorjev ε_{jt}^π , ki se ga v ekonomskem smislu razlaga kot agregatni šok, in ε_{jt}^S , ki se ga v ekonomskem smislu razlaga kot specifični šok.

$$y_{jt} = G^0 y_{jt} + B(L) y_{jt} + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

Rezultati analize pokažejo, da za se razliko od agregatnega, specifični šok odraža na inflaciji z rahlim zamikom. Vzroka za to naj bi bila dva. Prvič, da se podjetja cenovno prilagajajo na njim specifične šoke z zamikom, ker so specifične informacije težje berljive kot informacije, ki so posledice agregatnega šoka. Drugi razlog pa je ta, da prag reagiranja na šoke, to je meja, kjer podjetja reagirajo, ni časovno fiksna. Sčasoma podjetja postanejo bolj negotova glede

njihove dejanske želene cene in se zato polje cenovnega nereagiranja razširi (Ratfai, 2004, str. 30).

Raziskave, ki proučujejo povezavo med variabilnostjo relativnih cen in inflacijo, se večinoma osredotočajo na kratkoročne vplive. Tako je model Balla in Mankiwa (1995) osredotočen samo na eno obdobje, če pa sledimo njegovi logiki bi morala biti na dolgi rok asimetrija v porazdelitvi zaželene cene s negativno povezana z inflacijo. Namreč, podjetja, ki svojih cen ob zmanjšanem povpraševanju niso prilagodila, bi to storila kasneje (Ball & Mankiw, 1995, str. 13).

1.2.1.1 VZROKI ASIMETRIČNOSTI RIGIDNOSTI CEN

Vzrok za rigidnost cen navzdol mnogi vidijo tudi v tržni strukturi. Kavenock in Widdows (1998, str. 17) sta rigidnost cen navzdol pokazala na primeru Stackelbergovega modela oligopola, kjer si dve podjetji konkurirata s količinami. Eno podjetje je tako imenovani tržni vodja (ang. *leader*), drugo podjetje pa je tržni sledilec (ang. *follower*). Cena, ki se ustvari je nižja, kot če bi se podjetji dogovorili za ceno in količino (dogovorjena cena). Ko se povpraševanje poviša, se razlika med dogovorjeno ceno in nedogovorjeno ceno poveča, kar prisili podjetji, da se spustita v ponovno količinsko konkuriranje, kjer bo prvi vodja, drugi pa sledilec. Cena se bo tako zvišala. V primeru, da pa povpraševanje na trgu pade, se dogovorjena cena pomakne bliže ceni, ki je na trgu, zato podjetji raje ohranita trenutno ceno in cen ne spuščata. Cene so tako rigidne navzdol.

Iz omenjenega sledi, da se, če se (v primeru ponudbenega šoka) povišajo izdatki za določene dobrine in posledično zmanjša razpoložljivi dohodek za nakup drugih dobrin, manjše povpraševanje po teh dobrinah manj pogosto odrazi na nižji ceni (Kavenock in Widdows, 1998, str. 168).

Kleshchelski in Vincent (2009) rigidnost cen povezujeta s tržnim deležem podjetij in stroški, ki jih imajo potrošniki z menjavo ponudnika. Velikost oz. tržni delež podjetja določa velikost baze potrošnikov (ang. *customer base*) tega podjetja. Podjetja si želijo zagotoviti čim večjo bazo potrošnikov, te pa pri izbiri ovirajo stroški, povezani z menjavo ponudnika. Ko so ti stroški nizki, potrošniki nenehno menjajo ponudnike in so zato za podjetja malo vredni. Podjetja v tem primeru povečane proizvodne stroške prenašajo v višje cene v večji meri in pogosteje. V primeru, da so potrošniki zaradi višjih stroškov menjave bolj zvesti svojim ponudnikom, ti zaradi skrbi pred izgubo strank višje proizvodne stroške v manjši meri in redkeje prenašajo v cene. Ko stroški menjave ponudnika potrošnikov narasejo toliko, da so ti povsem zvesti, se moč prenašanja povišanih proizvodnih stroškov v cene spet poveča.

Teorija pravi, da je rigidnost cen med panogami torej odvisna predvsem od stroškov, ki jih imajo potrošniki ob menjavi ponudnikov, ta pa je odvisna od tržne strukture. Kleshchelski in

Vincent (2009, str. 9) pri tem ne zanikata obstoja stroškov cenovnega prilagajanja. Njuna teorija tako potrjuje in dopolnjuje obstoj asimetrije rigidnosti cen.

1.2.2 DOLGOROČNI UČINEK

Teorija lepljivih cen je osredotočena na kratkoročne učinke šokov na inflacijo. Zaradi asimetrije v fleksibilnosti cen na kratki rok se na zmanjšano povpraševanje bolj rigidne cene ne prilagodijo v tolikšni meri, da bi nadoknadile vpliv zaradi eksogenega ponudbenega šoka zvišanih cen. Agregatna raven cen se zato dvigne. Na dolgi rok pa cene niso več rigidne. Tudi podjetja, ki so izpostavljena manjšemu povpraševanju prilagodijo cene, tako da se učinek eksogenega šoka na dolgi rok izniči.

Galesi in Lombardi (2009) vzrok vztrajnosti vpliva zunanjih ponudbenih šokov na inflacijo vidita predvsem v učinku pritiska delavcev na plače. Zaradi višjih življenjskih stroškov delavci zahtevajo višje plače, kar povzroči nov pritisk na stroške podjetij, čemur lahko sledi nov val dvigovanja cen.

Na dolgi rok je tako determinanta prehajanja zunanjih šokov na splošno raven cen rigidnost realnih plač navzdol (ang. *downward real wage rigidity*). To pomeni, da je razlog za vztrajnost inflacije dejstvo, da se plače na dolgi rok prilagodijo novi ravni cen, kar pomeni, da ohranijo svojo kupno moč oz. realno vrednost.

Gali, Gertler in Lopez-Salido (2001) so rigidnost realnih plač vključili v model neokeynesianske Phillipsove krivulje, da bi pokazali, kaj vpliva na vztrajnost inflacije. neokeynesianska Phillipsova krivulja je v svoji osnovni obliki zapisana v enačbi (3).

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \kappa(y_t - y_t^*) \quad (3)$$

π_t v enačbi (3) označuje tekočo inflacijo, $E_t(\pi_{t+1})$ označuje pričakovano inflacijo v naslednjem obdobju, y_t in y_t^* pa označujeta tekoči proizvod in tekoči potencialni proizvod, skupaj pa proizvodno vrzel (ang. *output gap*), t. j. odklon dejanskega proizvoda od potencialnega. Iz te enačbe sledi, da je zaželeno stabilizirati inflacijo, saj se v primeru ponudbenega šoka s stabiliziranjem inflacije, stabilizira tudi proizvodna vrzel in je dejanski proizvod enak potencialnemu, kar je iz vidika makroekonomske stabilnosti zaželeno.

Model z vključeno realno rigidnostjo plač temelji na predpostavki, da gospodinjstvom, ki so ponudniki dela, zadovoljstvo prinašata delo in potrošnja. V takih razmerah se realna cena dela, w_t/p_t v enačbi (4), ustvari tam, kjer je ta izraz mejnega stroška ponudbe dela. Mejni strošek ponudbe dela predstavlja mejna stopnja nadomestljivosti med potrošnjo in delom ($-U_{N,t}/U_{C,t}$) (Gali et al., 2001, str).

$$\frac{w_t}{p_t} = -\frac{U_{N,t}}{U_{C,t}} \times \mu_t^w \quad (4)$$

V enačbi (4) μ_t^w predstavlja bruto plačno maržo (ang. *gross wage markup*). Ta je enaka ena, ko je trg dela popoln in je realna plača enaka mejnim stroškom ponudbe dela. Ko pa se na trgu dela ustvarijo nepopolnosti, je vrednost bruto plačne marže večja od ena, realna plača pa je višja od mejnih stroškov ponudbe dela.

V enačbi (5), kjer so mejni stroški podjetja izraženi kot relacija med realno plačo (w_t/p_t) in produktivnostjo dela (Y_t/N_t), se izrazi realna plača kot produkt mejne stopnje nadomestljivosti in bruto plačne marže, kot je to storjeno v enačbi (4).

$$MC_t = \frac{\frac{w_t}{p_t}}{(1-\alpha) \times \frac{Y_t}{N_t}} = \frac{-\frac{U_{N,t}}{U_{C,t}}}{(1-\alpha) \times \frac{Y_t}{N_t}} \times \mu_t^w \quad (5)$$

V taki obliki so mejni stroški podjetja odvisni od neučinkovitostnega klina (ang. *inefficiency wedge*), ki je izraz razmerja med dejanskim in potencialnim outputom, ter bruto plačno maržo. Enačbo (5) se v logaritemsko linearizirani obliki pretvori v enačbo (6), kjer se upošteva, da je koristnost potrošnje in dela izražena z izrazom $U(C_t, N_t) = \log C_t - (\frac{1}{1+\varphi})N_t^{1+\varphi}$, kar pomeni, da je $U_{C,t} = 1/C_t$ in $U_{N,t} = -N_t^\varphi$.

$$mc_t = \log \mu_t^w + [(c_t - \varphi u_t) - (y_t - n_t)] \quad (6)$$

V enačbi (6) male črke označujejo logaritme spremenljivk, člen v oglatih oklepajih predstavlja neučinkovitostni klin, φ označuje inverz elastičnosti ponudbe dela. Če se uvede predpostavka, da se ves output potroši ($c_t = y_t$) ali tako imenovana predpostavka o izpraznitvi trga (ang. *market clearing*), se enačba (6) pretvori v obliko enačbe (7).

$$mc_t = \mu_t^w + \delta(y_t - y_t^*) \quad (7)$$

Enačbo (7) se nato vstavi v enačbo neokeynesianske Phillipsove krivulje v enačbi (8), ki se ob iteraciji razvije v enačbo (9).

$$\pi_t = \beta E_t(\pi_{t+1}) + \lambda \mu^w + \lambda \delta(y_t - y_t^*) \quad (8)$$

$$\pi_t = \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k E_t[\lambda \mu_{t+k}^w + \lambda \delta(y_{t+k} - y_{t+k}^*)] \quad (9)$$

Iz enačbe (9) sledi, da je inflacija odvisna od razlike med potencialnim in dejanskim proizvodom ali tako imenovano proizvodno vrzeljo ter od bruto plačne marže. Če so realne

plače lepljive, zaradi določenih realnih rigidnosti ali pa sočasne nominalne cenovne in plačne rigidnosti, bodo povzročale vztrajni vpliv na bruto plačno maržo, ki pa bo prispevala k vztrajnosti inflacije (Gali et al., 2001, str. 26).

Realna rigidnost plač pa vpliva na inflacijo tudi prek same proizvodne vrzeli. Blanchard in Gali (2005 str. 4–11) v neokeynesiansko Phillipsovo krivuljo vključita tržne nepravilnosti. Pokaže se, da je v primeru šokov, inflacija vztrajnejša z naraščanjem realne rigidnosti plač.

Predpostavlja se Cobb-Douglasova proizvodna funkcija ($Y = M^\alpha N^{1-\alpha}$), kjer je M neproizvodni input z eksogeno ponudbo (kot je na primer nafta ali hrana), N pa predstavlja input dela in funkcija koristnosti ($U(C, N) = \log C + \exp\{\xi\} \frac{N^{1+\phi}}{1+\phi}$), kjer C predstavlja potrošnjo. V logaritemski obliki sta enačbi mejnih stroškov in mejne stopnje nadomestljivosti zapisani v obliki enačb (10) in (11), kjer je enačba (11) logaritmirana oblika enačbe za mejno stopnjo nadomestljivosti, kjer je ta izražena kot razmerje med odvodom funkcije koristnosti po potrošnji in odvodom funkcije koristnosti po delu ($-\dot{U}_N/\dot{U}_C$).

$$mc = w - mpn = w - (y - n) - \log(1 - \alpha) \quad (10)$$

$$mrs = c + \phi n + \xi \quad (11)$$

Male črke v enačbah (10) in (11) označujejo logaritme spremenljivk, ξ je parameter preferenc, w označuje realne plače, y pa označuje proizvod.

V primeru popolne konkurence velja, da je z vidika podjetja plača enaka mejnemu proizvodu dela ($w = mpn$), z vidika gospodinjstva pa mora biti enaka mejni stopnji nadomestljivosti med delom in potrošnjo. Če upoštevamo enačbi (10) in (11), to pomeni, da plače lahko zapišemo v obliki enačb (12) in (13).

$$w = (y - n) - \log(1 - \alpha) \quad (12)$$

$$w = y + \phi n + \xi \quad (13)$$

Če se enačbi izenači dobimo enačbo (14), kjer je $n^{p.c.}$ logaritem dela v primeru popolne konkurence.

$$(1 + \phi)n^{p.c.} = \log(1 - \alpha) - \xi \quad (14)$$

Proizvod izrazimo z logaritemsko linearizacijo proizvodne funkcije in tako dobimo enačbo (15).

$$y^{p.c.} = \alpha m + (1 - \alpha)n^{p.c.} \quad (15)$$

Iz enačb (14) in (15) je razvidno, da je nivo proizvoda odvisen od nivoja neproizvodnega inputa in dela.

V primeru nepopolne konkurence, ob predpostavki, da se vsa proizvodnja potroši ($y = c$), ne velja več, da je sprememba mejnih stroškov enaka nič. Upoštevati je treba še maržo podjetij (μ^p). Enačba (12) se tako spremeni v enačbo (16), enačba (14) pa v enačbo (17).

$$w = (y - n) - \log(1 - \alpha) - \mu^p \quad (16)$$

$$(1 + \phi)n^{m.c.} = \log(1 - \alpha) - \xi - \mu^p \quad (17)$$

$$y^{m.c.} = \alpha m + (1 - \alpha)n^{m.c.} \quad (18)$$

Nivoja dela ($n^{m.c.}$) in posledično proizvod ($y^{m.c.}$) v monopolistični konkurenci ne določa več samo parameter preferenc (ξ), temveč tudi tržna moč podjetja, izražena z maržo (μ^p). Razlika med proizvodom v razmerah popolne konkurence in monopolistične konkurence je tako enaka parametru δ , kar prikazuje enačba (19). Na parameter δ ne vpliva sprememba v neproizvodnem inputu. To pomeni, da se zaradi ponudbenega šoka razlika med proizvodom v razmerah popolne konkurence in proizvodom v razmerah monopolistične konkurence ne spremeni.

$$y^{p.c.} - y^{m.c.} = \frac{\mu^p(1 - \alpha)}{(1 - \phi)} = \delta \quad (19)$$

Če vstavimo enačbo (13) v enačbo (10), ob upoštevanju enačb (17) in (18), dobimo enačbo (20), ki jo vstavimo v standardno enačbo obnašanja inflacije (21) v okolici točke, kjer je inflacija ničelna, dobimo enačbo (22), ki je prav enačba neokeynesianske Phillipsove krivulje.

$$mc + \mu^p = \frac{1 + \phi}{1 - \alpha} (y_t - y_t^{m.c.}) \quad (20)$$

$$\pi_t = \beta E(\pi_{t+1}) + \lambda(mc + \mu^p) \quad (21)$$

$$\pi_t = \beta E(\pi_{t+1}) + \kappa(y_t - y_t^{m.c.}) \quad (22)$$

Tekoča inflacija je tako odvisna od pričakovane inflacije ter od razlike med dejanskim in potencialnim proizvodom. Inflacijo se tako stabilizira s pomočjo uravnavanja proizvodne vrzeli ($y_t - y_t^{m.c.}$). Če se upošteva dejstvo, da je razlika med proizvodom v razmerah popolne konkurence in monopolistične konkurence konstantna, je uravnavanje proizvodne vrzeli ekvivalentno uravnavanju razlike med dejanskim proizvodom in proizvodom v razmerah popolne konkurence, kar pa je z vidika blaginje pozitivno. Nižanje inflacije tako poviša blaginjo (Blanchard & Gali, 2005, str. 8).

V primeru, da so plače rigidne, obstaja parameter γ , količnik rigidnosti realne plače, ki upočasni prilagajanje plač razmeram na trgu dela. To pomeni, da s strani gospodinjstev v enačbi (13) plača ni določena več zgolj z mejno stopnjo nadomestljivosti med delom in

potrošnja, ampak da gospodinjstva upoštevajo tudi pretekle plače, kot je prikazano v enačbi (23).

$$\begin{aligned} w_t &= \gamma w_{t-1} + (1 - \gamma)(y_t + \phi n_t + \xi) \\ w_t &= \gamma w_{t-1} + (1 - \gamma)(\alpha(m_t - n_t) + (1 + \phi)n_t + \xi) \end{aligned} \quad (23)$$

Ob izenačenju enačbe (16), $w_t = (y_t - n_t) - \log(1 - \alpha) - \mu^p$, in enačbe (23), dobimo enačbo (24).

$$\begin{aligned} (y_t^{p.c.} - y_t^{m.c.} + \delta) &= \theta_\gamma (y_{t-1}^{p.c.} - y_{t-1}^{m.c.} + \delta) + \theta_\gamma (1 - \alpha)(\Delta m + (1 + \phi)^{-1} \Delta \xi), \\ \text{kjer je } \theta_\gamma &= \frac{\alpha \gamma}{\alpha \gamma + (1 - \gamma)(1 + \phi)} \end{aligned} \quad (24)$$

Iz enačbe (24) pa sledita pomembni ugotovitvi. Prva je, da je vztrajnost inflacije odvisna od rigidnosti plač. Parameter θ_γ se povečuje, ko se povečuje količnik rigidnosti plač (γ) kar pomeni, da se tudi razlika med proizvodom v razmerah popolne konkurence in razmerah monopolistične konkurence veča z večanjem rigidnosti. Ponudbeni šok (Δm) zmanjša proizvod v razmerah popolne konkurence manj kot v razmerah nepopolne konkurence, kar poveča inflacijo. Zaradi dejstva, da je količnik γ omejen med nič in ena, se samo sčasoma realne plače prilagodijo (Blanchard & Gali, 2005, str. 10).

Druga pomembna ugotovitev pa je, da zaradi rigidnih plač razlika med proizvodom v razmerah popolne konkurence in monopolistične konkurence ni več konstantna temveč je odvisna od sprememb v neproizvodnem inputu. To pomeni, da uravnavanje proizvodne vrzeli ni več hkrati tudi približevanje proizvodu v razmerah popolne konkurence. Ob ponudbenem šoku je za stabiliziranje inflacije treba prilagajati realne plače, ker pa so realne plače rigidne, je zmanjšanje inflacije možno le z zmanjšanim dejanskim proizvodom. Ekonomska politika se je tako primorana odločati med nižjim proizvodom in višjo inflacijo (Blanchard & Gali, 2005, str. 13).

1.2.2.1 VZROKI REALNE RIGIDNOSTI PLAČ

Najgloblje vzroke za realno rigidnost plač je treba iskati pri potrošniških navadah ljudi. Postlewaite in Samuelson (2005) trdita, da so potrošniške odločitve razlog, da ljudje iščejo varnejši dohodek. Potrošniki, ki so s svojimi nakupi bolj izpostavljeni mogočim bodočim šokom v dohodku, niso nujno nespametni. Primer, ki ga ponudita, je večja korist na vsak zapravljen dolar pri nakupu kot pri najemu hiše, zaradi česar se potrošniki odločajo za nakupe, ki so trajnejši. Iz tega razloga potrošniki racionalno koordinirajo obnašanje tako pri potrošnji kot na trgu dela.

Potrošniki s trajnejšimi potrošniškimi navadami so tveganju manj naklonjeni. Zaradi svojih potrošniških navad so pripravljeni sprejeti stroške izravnave dohodka, saj so transakcijski

stroški z manj trajno potrošnjo nižji. Tveganje, ki ga potrošniki sprejmejo, t. j. tveganje odpusta, ne odtehta koristnosti, povezane s trajnejšo potrošnjo. Tveganje odpusta je sicer večje kot, če bi sprejeli volatilnejše dohodke z manjšo verjetnostjo odpusta, a je predvidljivost obdobja odpusta v tem primeru večja (Postlewaite & Samuelson 2005, str. 28).

Bolj tog trg dela je torej rezultat potrošniških navad delavcev. Delavci kolektivno sprejmejo dejstvo večje brezposelnosti v zameno za omogočeno trajnejšo potrošnjo, ki prinaša manjše transakcijske stroške. Vzrok je v njihovi nenaklonjenosti tveganju.

Med zakonitosti trga dela, ki povzročajo vztrajnost inflacije, Christoffel in Linzert (2005) uvrščata pogajalsko moč delavcev in zaščito zaposlitve. Pogajalske moči delavcev ne določa število sindikatov, temveč sindikalna pokritost. Ta povzroči ne le vztrajnost inflacije, temveč tudi večji odziv inflacije na šoke.

Druga zakonitost, ki prispeva k vztrajnosti inflacije, je zaščita zaposlitve. Ta povzroči, da je na eni strani manjše število odpustov, po drugi strani pa se podjetja težje in dlje odločajo o zaposlitvi prostih delovnih mest. Zaradi manjšega števila odpustov in odpiranja novih delovnih mest se zniža volatilnost realnih plač, kar povzroča podaljšane učinke inflacije (Christoffel & Linzert, 2005, str. 27).

Du Caju et al. (2009) raziščejo, kaj vse prispeva k moči realne rigidnosti plač navzdol. To pokažejo na podlagi razlik med panogami in na podlagi lastnosti teh panog ter na podlagi sestave delovne sile. Ugotovitve na podlagi belgijskih podjetij so v določeni meri tudi presenetljive.

Raziskava je pokazala, da imajo t. i. beli ovratniki bolj rigidne realne plače kot t. i. modri ovratniki. Razlog tega je, da so ti delavci dražje in težje nadomestljivi. Posedujejo posebna znanja, z novo zaposlitvijo so povezani visoki stroški iskanja, negativen šok na njihove prejemke pa bi povzročil odhod starih in slab signal novim delavcem (Du Caju et al., 2009, str. 18).

Višja je tudi rigidnost realnih plač mlajših zaposlenih. Pri mlajših je namreč verjetnost, da bodo menjali delodajalca ob padcu njihove realne plače pod njihovo pogajalsko izhodišče, večja, saj so stroški iskanja nove zaposlitve pri mlajših delavcih nižji. Starejši delavci, po drugi strani, težje najdejo novo zaposlitev, poleg tega pa bi lahko pri menjavi zaposlitve izgubili ugodnosti povezane z zvestobo delodajalcu (Du Caju et al., 2009, str. 19).

Panoge, kjer se je pokazala visoka stopnja rigidnosti realnih plač, so gradbeništvo, poslovne storitve, trgovina in lesna ter papirna industrija, medtem ko so realne plače manj rigidne v panogah transporta, skladiščenja in v kemični industriji (Du Caju et al., 2009, str. 20).

Na rigidnost realnih plač v posamezni panogi vpliva tudi povprečna velikost podjetij v panogi. Plače v manjših podjetjih so bolj rigidne kot plače v večjih podjetjih. Večja podjetja imajo namreč kompleksnejše zaposlitvene strukture in svoje pogodbe o zaposlitvi, ki so prilagojene gospodarskim ciklom. V večjih podjetjih je večja verjetnost, da je del plače fleksibilen in da je v pogodbo vključena tudi nedenarna nagrada. Manjša podjetja so velikokrat izpostavljena zunaj pripravljenim standardiziranim pogodbam, ki vnašajo rigidnosti v zaposlitvene pogoje (Du Caju et al., 2009, str. 18).

Podoben razlog je tudi za nekoliko presenetljivo ugotovitev, da so plače v podjetjih, ki delujejo v ostrejši konkurenci, praviloma bolj rigidne kot plače v podjetjih z manjšo konkurenco. Avtorji temu pripisujejo podobne razloge kot vplivu velikosti podjetja na rigidnost plač. Večja podjetja imajo večji tržni delež in so tako izpostavljena manjši konkurenci kot mala podjetja.

Pomemben dejavnik rigidnosti realnih plač je tudi nivo centraliziranosti plačnih pogajanj. Večja kot je sindikalna pokritost v gospodarstvu, večja je rigidnost realnih plač na nacionalnem nivoju. Panoge pa se med seboj razlikujejo po tem, v kolikšni meri plače v panogi določajo kolektivne pogodbe. Raziskava je pokazala, da so manj rigidne plače v tistih sektorjih, kjer je več individualnih pogodb o zaposlitvi. Rigidnost realnih plač upada s centralizacijo pogajanj. Podobno velja tudi za velikost povprečne plače v podjetju. Višje plače podjetjem nudijo večjo možnost dopuščanja padanja realnih plač v primeru povišane splošne ravni cen. To predvsem velja za podjetja znotraj panoge, ki imajo nivo plač višji kot je povprečen nivo plač v panogi (Du Caju et al., 2009, str. 18).

3 EMPIRIČNI DEL

V tem poglavju bom s pomočjo vektorske avtoregresije (VAR) ocenil neokeynesianska modela Phillipsove krivulje za Slovenijo in Združeno Kraljestvo ter ocenil impulzne odzive inflacije na spremembo svetovnih cen hrane za obe državi.

Vektorski avtoregresijski model (v nadaljevanju VAR model) je linearni model n -enačb z n -spremenljivkami, v katerem je tekoča vrednost posamezne spremenljivke razložena s svojimi odloženimi vrednostmi in odloženimi vrednostmi drugih spremenljivk v modelu. Po potrebi se endogenim spremenljivkam v modelu doda še eksogene, torej spremenljivke, za katere povratni vpliv ne velja, in deterministične spremenljivke, kot so trend in sezonske nepravice spremenljivke (Stock & Watson, 2001, str. 1).

VAR modeli so v makroekonomski in finančni analizi popularni predvsem zaradi tega, ker omogočajo teste Grangerjeve kavzalnosti (ang. *Granger-causality*) in izračun impulznih odzivov. Grangerjeva kavzalnost nam pove, če odložena vrednost ene spremenljivke pomaga napovedati vrednost druge spremenljivke. Impulzni odzivi so odzivi ene spremenljivke na šok druge spremenljivke v modelu skozi čas, kjer se šok izrazi kot povečanje ostanka oz. napake v

eni izmed enačb v VAR modelu za eno enoto. Prav slednji orodji sta v središču pozornosti v VAR analizah. Posveča se jim večja pozornost kot regresijskim in determinacijskim koeficientom v VAR modelu (Stock & Watson, 2001, str. 6).

V nadaljevanju poglavja bom najprej predstavil pojem stacionarnosti serij, predstavil uporabljene spremenljivke in zbrane podatke ter ocenil modela za Slovenijo in Združeno Kraljestvo. Na koncu poglavja bom prikazal izračun impulznih odzivov inflacije na šok v cenah hrane za obe državi. Razprava o rezultatih modelov sledi v naslednjem poglavju.

2.1 STACIONARNOST SERIJ

Za potrebe analize impulznih odzivov je zelo zaželeno, da so uporabljene spremenljivke stacionarne. Proces je stacionaren, če njegov prvi in drugi moment časovno ne variirata. Z drugimi besedami, povprečna vrednost in varianca nista odvisni od časa. Ta lastnost je zapisana v enačbah (25) in (26) (Lütkepohl & Krätzig, 2004, str. 11).

$$E(y_t) = \mu_y \quad (25)$$

$$E[(y_t - \mu_y)(y_{t-h} - \mu_y)] = \gamma_h \quad (26)$$

Prvi pogoj pravi, da imajo vsi elementi stacionarnega stohastičnega procesa enako, konstantno povprečje. Časovna vrsta, ki jo povzroča stacionaren proces, tako niha okoli konstante srednje vrednosti. Drugi pogoj pravi, da kovarianca med dvema elementoma procesa ni odvisna od časa (t) temveč od časovne razdalje med posameznima elementoma (Lütkepohl & Krätzig, 2004, str. 11).

Stroka ni povsem enotna glede potrebe stacionarnosti spremenljivk. Nekateri avtorji kot je Sims (1980) pravijo, da odpravljanje nestacionarnosti spremenljivk lahko zamegli sogibanja spremenljivk in da namen VAR analize ni ocena parametrov, temveč ugotavljanje odnosov med spremenljivkami. V VAR modelih so ocene parametrov konsistentne tudi, če so vključene spremenljivke nestacionarne (Enders, 1995, str. 301).

Eden glavnih razlogov za stacioniranje spremenljivk v mojem primeru je ta, da imajo v primeru nestacionarnih spremenljivk v modelu šoki stalne učinke in se tako ti s časom ne približajo nuli, kar je težje interpretirati.

Za stacioniranje spremenljivk je najbolj primeren način logaritmiranje vrednosti in nato diferenciranje, kot je prikazano v enačbi (27). Z logaritmiranjem se stabilizira varianca spremenljivke, diferenca logaritmov pa je približek stopnje rasti spremenljivke (Lütkepohl & Krätzig, 2004, str. 16).

$$\Delta \ln(y_t) = \ln(y_t) - \ln(y_{t-1}) \quad (27)$$

Če ima spremenljivka trendno spreminjajočo se sredino in varianco, proporcionalno nivojem vrednosti spremenljivke, je stopnja rasti vrednosti te spremenljivke stacionaren proces. Spremenljivke kot so cenovni indeksi in indeksi proizvodnje imajo pogosto te lastnosti (Lütkepohl & Krätzig, 2004, str. 16).

2.2 PODATKI

V modelu neokyesianske Phillipsove krivulje nastopajo spremenljivke inflacije, proizvoda in plač. Ker je namen moje diplomske naloge analizirati odzive inflacije na šoke v svetovnih cenah hrane, so kot eksogena spremenljivka v model vključene še svetovne cene hrane.

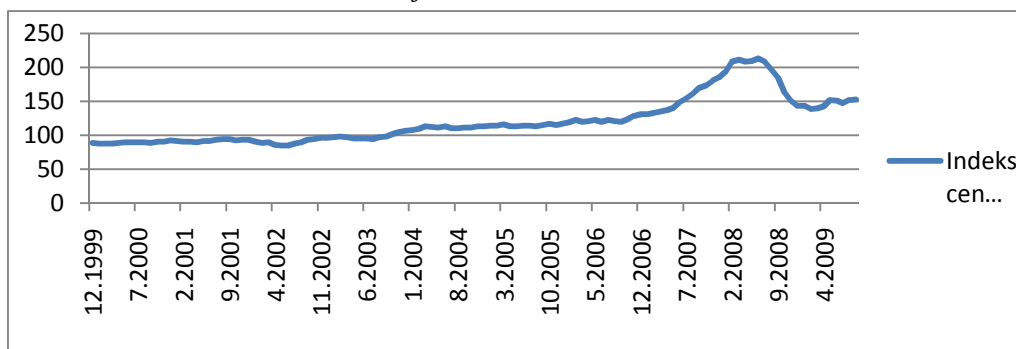
2.2.1 CENE HRANE

Za proučevanje odzivov inflacije na šok v zunanjih cenah hrane so v model kot eksogena spremenljivka vključene svetovne cene hrane. Svetovne cene hrane so enake za obe državi in so tako vključene v modela za obe državi.

Kot spremenljivka je uporabljen **indeks cen hrane**, ki ga izračunava Organizacija za prehrano in kmetijstvo (FAO) Združenih Narodov. Indeks zajema trgovalne cene petih skupin proizvodov: meso, mlečni izdelki, žitarice, olja in masti ter sladkor. Uteži pri izračunu indeksa so določene na podlagi podatkov o trgovini med letoma 2002 in 2004. Zbrani podatki so na mesečni ravni in se nanašajo na obdobje od decembra 1999 do septembra 2009. Indeks ima za osnovo povprečje med letoma 2002 in 2004. Podatki so dostopni na spletni strani FAO ([FAO](#), 2010).

Gibanje svetovnih cen hrane lepo ponazarja Slika 1, kjer je prikazan indeks cen hrane. Na grafu je jasno videti rahlo trendno rast indeksa do leta 2007, ko je prišlo do velikega porasta cen hrane na svetovnem trgu, in nato spet padca cen v drugi polovici leta 2008, ki ga je povzročila svetovna finančna kriza.

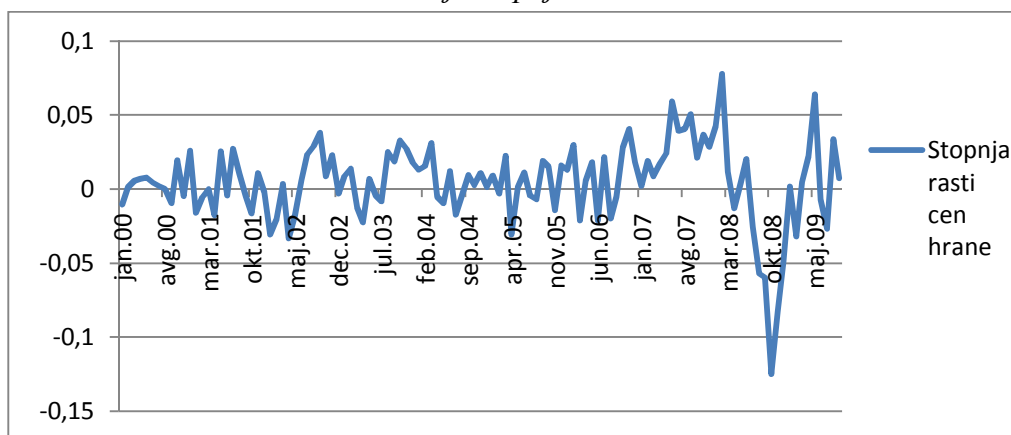
Slika 1: Gibanje indeksa svetovnih cen hrane



Vir: Podatkovna baza Mednarodnega denarnega sklada, 2010.

Na podlagi vrednosti indeksa sem na način kot ga prikazuje enačba (27) izračunal stopnje rasti svetovnih cen hrane. Slika 2 prikazuje gibanje stopnje rasti cen hrane. V grafu je razvidno obdobje brez padca cen hrane med začetkom leta 2007 in sredino leta 2008, kar je botrovalo povišani ravni cen in nato izredno nizki negativni stopnji rasti v drugi polovici leta 2008. V modela neokeynesianske Phillipsove krivulje za obe državi je vključena stopnja rasti svetovnih cen hrane.

Slika 2: Gibanje stopnje rasti cen hrane



Vir: Podatkovna baza FAOstat, 2010, lastni izračuni s pomočjo programa Microsoft Exce.l

2.2.2 INFLACIJA

Inflacija je splošno povišanje cen v gospodarstvu. Merimo jo predvsem s pomočjo cenovnih indeksov, v javnosti pa je najpogosteje omenjena inflacijska stopnja. Podlaga zanjo je navadno neka vrsta indeksa cen življenjskih potrebščin. Evropska unija je z Maastrichtskim sporazumom uvedla Harmonizirani indeks cen življenjskih potrebščin (HICP), ki zavezuje vse nacionalne statistične urade, da cenovne indekse izračunavajo na standardiziran način, objavlja pa jih evropski statistični urad Eurostat. Indeksi se med državami razlikujejo izključno zaradi drugačnih cen in različnih struktur potrošnje, ne pa zaradi različnih metodologij. Inflacija je izračunana po formuli, izraženi v enačbi (29), kjer p_t^i predstavlja ceno i-tega proizvoda v obdobju t , w_t^i predstavlja delež tega proizvoda v potrošnji, p_i^* in w_i^* pa predstavljata potrošnje v referenčnem obdobju (Bregar et al, 2000, str. 87).

$$I_t = \frac{\sum_{i=1}^n p_t^i w_t^i}{\sum_{i=1}^n p_i^* w_i^*} \quad (29)$$

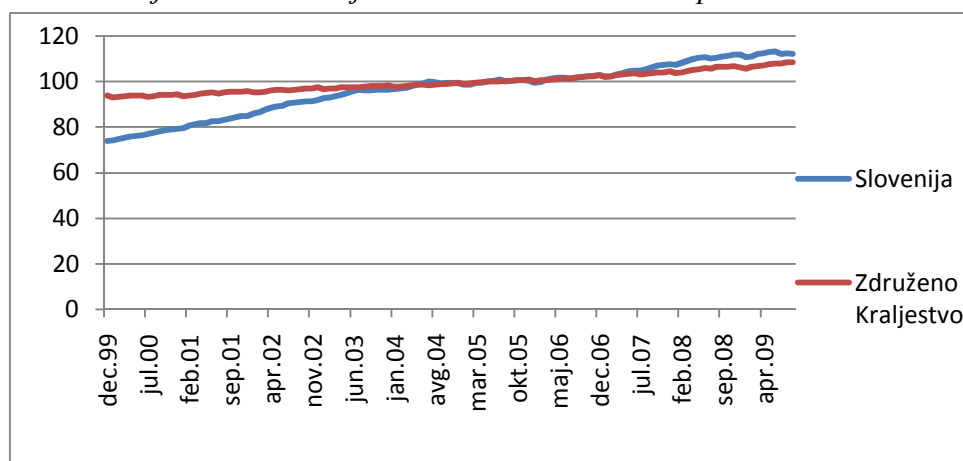
Za makroekonomsko politiko je zelo pomembno poznavanje osnovne inflacije (ang. *core inflation*), t. j. inflacije, pri kateri je izločena kratkoročna volatilitnost. Za odločanje o monetarni politiki, centralne banke sprejemajo srednjeročne odločitve, za podlago pa pogosto uporabljajo podatke o osnovni inflaciji. Čeprav Evropska centralna banka eksplicitno ne predlaga nobenega posebnega izračuna osnovne inflacije, se v literaturi pogosto uporablja

eden izmed indeksov HICP, kjer so izločeni proizvodi, ki povzročajo kratkoročno volatilitnost ravni cen. To so navadno prehrana, energija in tobak (Wynne, 2008, str. 7).

V diplomski nalogi me zanima predvsem vpliv svetovnih cen hrane na trendno gibanje cen, zato sem tudi sam kot mero izbral osnovno inflacijo. Za podatke o osnovni inflaciji za obe državi sem izbral mesečne podatke za HICP brez energije in nepredelane hrane v obdobju od decembra 1999 do septembra 2009. Podatki so desezonirani in prilagojeni za število dni. Indeks ima osnovo v letu 2005. Podatki so na voljo na spletni strani Eurostata (Eurostat, 2010).

Slika 3 prikazuje gibanje HICP v izbranem obdobju. Iz grafa je razvidno, da je indeks hitreje rasel v Sloveniji kot v Združenem Kraljestvu.

Slika 3: Gibanje HICP brez energije in nepredelane hrane za Slovenijo in Združeno Kraljestvo za obdobje od decembra 1999 do septembra 2009



Vir: Eurostat, 2010.

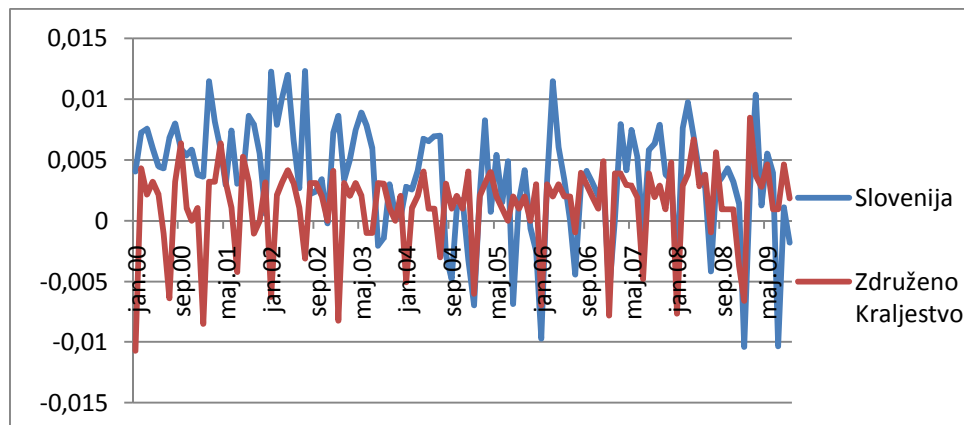
Stacionarnost serije sem testiral s pomočjo Augmented Dicky-Fuller testa (v nadaljevanju ADF test), ki testira ničelno hipotezo, da je v seriji prisoten enotski koren, proti alternativni, da je serija stacionarna. Testira se ali je parameter γ v enačbi (28) enak nič, kar pomeni, da je v seriji prisoten enotski koren. Enačba (28) je preoblikovan enostaven avtoregresijski model $y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \dots + a_p y_{t-p} + \varepsilon_t$ (Enders, 1995, str. 221).

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t; \quad (28)$$

$$\gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p a_i)$$

ADF test, pokaže, da sta spremenljivki za obe državi nestacionarni. Na način, kot je opisan v enačbi (27), transformirane spremenljivke predstavljajo stopnjo rasti indeksa, torej inflacijsko stopnjo. Gibanje inflacijskih stopenj v omenjenem obdobju je prikazano na Sliki 4. Po opravljenih transformacijah test pokaže, da sta spremenljivki stacionarni. Podrobnejši rezultati ADF testov so prikazani v Prilogi 1.

Slika 4: Gibanje inflacijskih stopenj za Slovenijo in Združeno Kraljestvo za obdobje od januarja 200 do septembra 2009



Vir: Eurostat, 2010, lastni izračuni s pomočjo programa Microsoft Excel.

V modelu se tako kot endogeni spremenljivki vključita inflacijski stopnji, izračunani s pomočjo difference logaritmov HICP indeksov brez nepredelane hrane in energije.

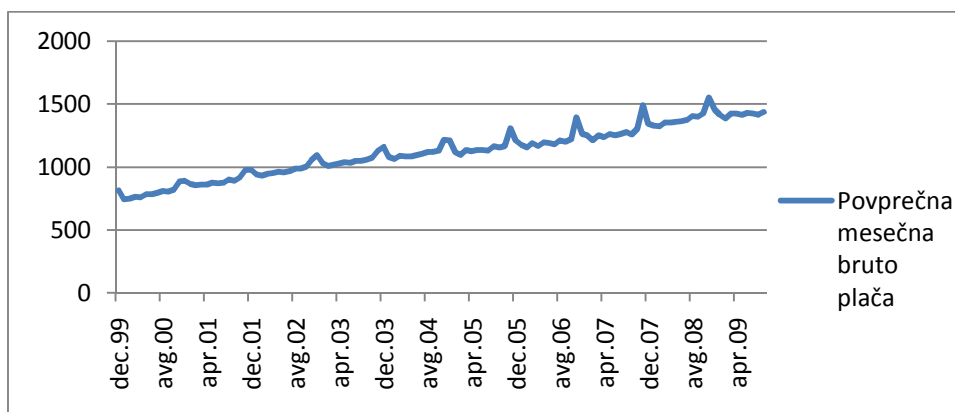
2.2.3 PLAČE

V modelu neokeynesianske Phillipsove krivulje so kot endogena spremenljivka vključene tudi plače. Teorija pravi, da so na kratek rok nominalne plače rigidne, srednjeročno pa so, zaradi sočasne rigidnosti nekaterih cen in nominalnih plač, realne plače rigidne navzdol. Za podjetja je strošek nominalna plača in kot taka vpliva na določanje cen, zato sem v model vključil nominalne plače.

Zaradi različnih načinov izplačevanja plač je bilo mesečne podatke za povprečno plačo treba pridobiti pri nacionalnih statističnih uradih, to sta Statistični urad Republike Slovenije (v nadaljevanju SURS) in The Office for National Statistics (v nadaljevanju ONS).

Za Slovenijo sem dobil mesečne podatke o povprečni mesečni bruto plači za obdobje od decembra 1999 do septembra 2009. Podatki pred januarjem 2007 so izraženi v slovenskih tolarjih. V evre sem jih preračunal po stalnem tečaju 239.64 Sit/EUR in na ta način izločil vpliv nihanja tečaja med tolarjem in evrom. Podatki so na voljo na spletni strani SURS-a (Surs, 2010). Slika 5 prikazuje gibanje povprečne mesečne bruto plače v Sloveniji. Na grafu je razvidna sezonskost v obliki nihajev in trendna rast.

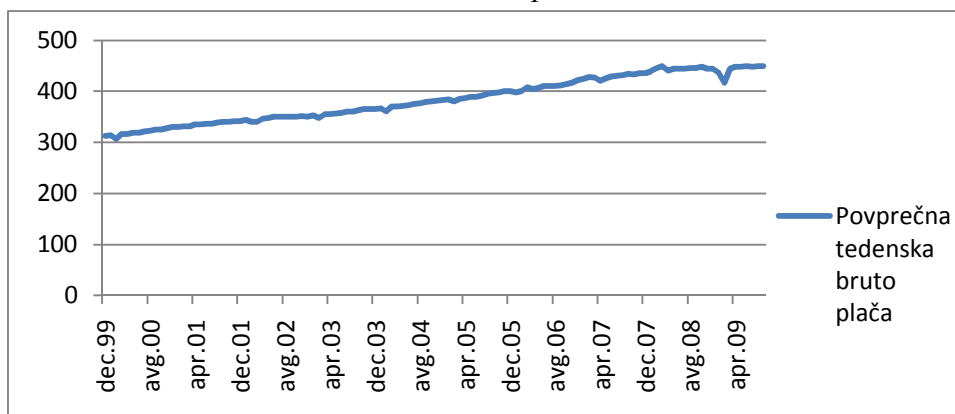
Slika 5: Gibanje povprečne mesečne bruto plače v Sloveniji v obdobju od septembra 1999 do decembra 2009



Vir: SURS, 2010.

Zaradi tedenskega izplačevanja plač v Združenem Kraljestvu, ONS objavlja mesečne podatke za povprečno tedensko plačo v britanskih funtih. Podatke sem pridobil za obdobje od decembra 1999 do septembra 2009 za povprečno tedensko bruto plačo. Podatki so na voljo na spletni strani ONS (ONS, 2010). Slika 6 prikazuje gibanje povprečne tedenske bruto plače v Združenem Kraljestvu. Na grafu je tako kot v primeru slovenskih plač razvidna sezonskost v obliki nihajev in trenda rast plač.

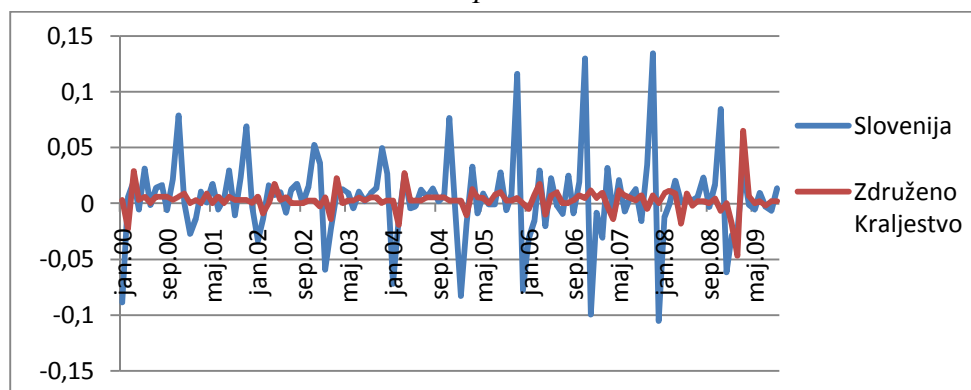
Slika 6: Gibanje povprečne tedenske bruto plače v Združenem Kraljestvu v obdobju od decembra 1999 do septembra 2009



Vir: Podatkovna baza ONS, 2010.

ADF test pokaže, da sta spremenljivki za obe državi nestacionarni. Po opravljeni transformaciji na način, kot je prikazan v enačbi (27), se spremenljivki transformirata v mesečno stopnjo rasti povprečne mesečne oz. tedenske bruto plače za obdobje od januarja 2000 do septembra 2009. Test stacionarnosti za ti spremenljivki pokaže, da sta obe stacionarni. Slika 7 prikazuje gibanje rasti plač v obeh državah za omenjeno obdobje. V grafu je spet vidno sezonsko gibanje.

Slika 7: Gibanje stopnje rasti plač v Sloveniji in Združenem Kraljestvu v obdobju od januarja 2000 do septembra 2009



Vir: ONS, SURS, 2010, lastni izračuni s pomočjo programa Microsoft Excel.

V model se tako vključita stopnji rasti povprečnih mesečnih oziroma tedenskih bruto plač, ki so izračunane s pomočjo difference logaritmov vrednosti nominalnih plač izraženih v evrih oziroma v britanskih funtih.

2.2.4 PROIZVOD

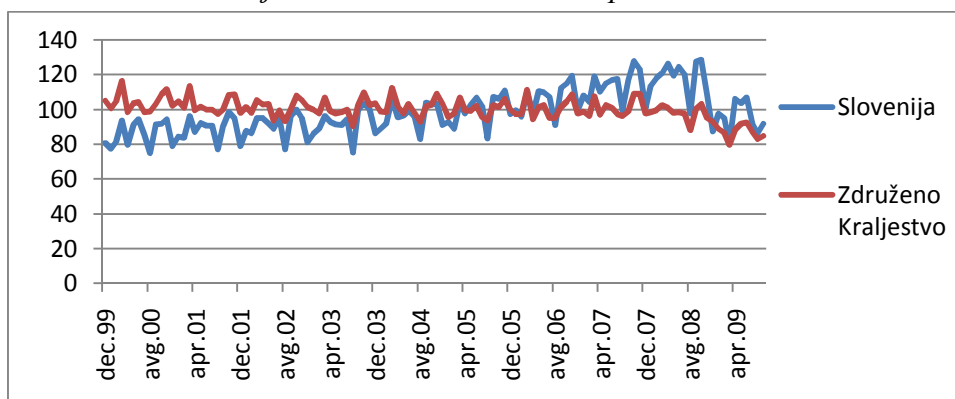
Kot tretja endogena spremenljivka v model vstopa proizvod gospodarstva. V teoretičnem razdelku diplomske naloge je izpeljan neokeynesianski model, kjer na inflacijo in persistentnost šokov vpliva proizvodna vrzel. V praksi se proizvodno vrzel največkrat ocenjuje s pomočjo Hodrick-Prescottovega filtra, na način, da se trendna vrednost odšteje od dejanske vrednosti proizvoda v pripadajočem obdobju. Tako ocenjeno proizvodno vrzel uporablja tudi Banka Slovenije (Masten, 2008).

V model pa ni nujno vključiti proizvodne vrzeli, saj ob upoštevanju Frisch-Waugh teorema z vključitvijo deterministične spremenljivke trenda iz modela že izločimo vpliv, ki ga deterministični trend povzroča.

Za spremenljivko proizvoda sem izbral indeks industrijske proizvodnje. Indeks industrijske proizvodnje je, čeprav ne upošteva storitvenega in finančnega sektorja, primeren zaradi dejstva, da ga Eurostat objavlja na nivoju mesečnih podatkov in je zaradi standardiziranega izračuna primerljiv med državami.

Zbral sem podatke za obdobje od decembra 1999 do septembra 2009. Indeks ima osnovo v povprečju leta 2005. Podatki so objavljeni na spletni strani Eurostata (Eurostat, 2010). Slika 8 prikazuje gibanje indeksa industrijske proizvodnje v omenjenem obdobju za obe državi. Iz grafa je razvidna rahla trendna rast indeksa v Sloveniji in rahel trendni padec indeksa v Združenem Kraljestvu. V obeh državah je prav tako razviden večji padec proizvodnje v obdobju finančne krize od sredine leta 2008 naprej.

Slika 8: Gibanje indeksa industrijske proizvodnje v Sloveniji in Združenem Kraljestvu v obdobju od decembra 1999 do septembra 2009



Vir: Eurostat, 2010.

ADF test pokaže, da sta seriji za obe državi nestacionarni. Stacioniranje po načinu, kot ga opisuje enačba (27), naredi seriji preveč oscilatilni, kar bi povzročilo tudi hudo oscilatilnost impulznih odzivov, zato vrednosti obeh spremenljivk zgolj logaritmiramo. ADF test pokaže, da seriji kljub transformaciji nista stacionarni. Nestacionarnost v VAR ni problematična, s transformacijo sem si vseeno zagotovil, da funkcija impulznih odzivov ne bo »eksplozirala«, pri obrazložitvi rezultatov pa je potrebno upoštevati, da so v model vključeni logaritmni vrednosti indeksa industrijske proizvodnje.

2.3 VAR MODEL

Za vektor k -spremenljivk časovnih vrst $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{kt})'$, VAR model v reducirani obliki zajame njihove dinamične interakcije. Osnovni VAR model v reducirani obliki reda p ima obliko enačbe (30), kjer y_t označuje vektor endogenih spremenljivk v obdobju t in nato vektorje odlogov spremenljivk, A_p pa predstavlja $(k \times k)$ matriko regresijskih koeficientov pri p -tem odlogu. Vektor $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{kt})'$ predstavlja vektor napak. Predpostavlja se, da je to neodvisna motnja (ang. *white noise process*) s povprečjem enakim nič in pozitivno definitno kovariančno matriko $E(u_t u_t') = \Sigma_u$. Z drugimi besedami, u_t je neodvisen stohastični vektor s porazdelitvijo $u_t \sim (0, \Sigma_u)$ (Lütkepohl & Krätzig, 2004, str. 11).

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (30)$$

Reducirana oblika VAR modela pomeni, da v modelu ni modeliranih sočasnih vplivov med endogenimi spremenljivkami.

Osnovni VAR model je lahko preveč restriktiven, da bi lahko popolnoma opisal lastnosti podatkov. Včasih je potrebno v model vključiti tudi deterministične spremenljivke kot so linearni trend ali pa sezonske nepravne spremenljivke. V model se po potrebi lahko vključi tudi stohastične eksogene spremenljivke in njihove odloge. V takem primeru je model izražen z enačbo (31) (Zivot & Wang, 2006).

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + B_t D_t + C_0 x_t + \dots + C_n x_{t-n} + u_t \quad (31)$$

V enačbi (31) D_t predstavlja vektor determinističnih komponent, x_t predstavlja vektor eksogenih stohastičnih spremenljivk, B in C pa sta matriki regresijskih koeficientov.

Parametri so ocenjeni po metodi najmanjših kvadratov (ang. *Ordinary least squares*, v nadaljevanju OLS). Ocene parametrov, pridobljene po tej metodi, so ob predpostavkah odsotnosti avtokorelacije ostankov in heteroskedastičnosti ter normalni porazdelitvi ostankov učinkovite, konsistentne ter nepristranske.

V modela so vključene prej omenjene spremenljivke, poleg njih pa še deterministične spremenljivke trend in sezonske nepravilnosti. Časovni okvir je izbran od januarja 2000 do septembra 2009 in je omejen zaradi neobstoja podatkov o osnovni inflaciji za Slovenijo pred decembrom 1999. Prvo opazovanje je izgubljeno zaradi izračuna difference logaritmov.

Najprej sem na podlagi Hannan-Quinn informacijskega kriterija (v nadaljevanju HQ kriterij) za oba modela izbral primerno število odlogov endogenih spremenljivk, saj ta kriterij konsistentno oceni pravilno število odlogov.

Modela za Slovenijo in Združeno Kraljestvo sta ocenjena v programu JMulTi. Program omogoča vključitev odloženih spremenljivk eksogene spremenljivke v model in ima že oblikovan algoritem za vključitev restrikcij v model. Uporabil sem tako imenovano sistemsko sekvenčno izločanje regresorjev, kjer se sekvenčno preverja parametre z najnižjo t vrednostjo in se jih izloči.

V nadaljevanju najprej sledita modela za Slovenijo in Združeno Kraljestvo, kasneje pa sta oba modela podvržena standardnim testom specifikacije.

2.3.1 MODEL ZA SLOVENIJO

Vektor endogenih spremenljivk $y_t = (Bruto_Plača_t, IIP_t, HICP_Core_t)$ določajo tri spremenljivke:

- rast povprečne mesečne bruto plače, izračunana z diferenco logaritmov in v modelu označena z »Bruto_Plača«,
- logaritemske vrednosti Indeksa industrijske proizvodnje v modelu označena z »IIP«
- osnovna inflacijska stopnja, izračunana z diferenco logaritmov HICP brez nepredelane hrane in energije, v modelu označena kot »HICP_Core«.

Vektor eksogenih spremenljivk $x_t = (\text{Indeks_cen_hrane}_t)$ določa edina eksogena spremenljivka, rast svetovnih cen hrane, izračunana z diferenco logaritma indeksa svetovnih cen hrane, ki je v modelu označena z »Indeks_Cen_Hrane«.

Vektor determinističnih spremenljivk $D = (s_1, \dots, s_{11}, \text{TREND})$ določa enajst nepravilnih sezonskih spremenljivk in trend, v modelu označene s »s₁ do s₁₁« in »TREND«.

HQ kriterij predlaga štiri odloge endogenih spremenljivk (Priloga 2), vendar LM test za avtokorelacijo pokaže, da je v modelu statistično značilno prisotna avtokorelacija pri četrtem odlogu. Število odlogov, kjer ni več avtokorelacije četrtega reda je sedem. Zaradi zadostnega števila opazovanj glede na število parametrov pri večanju števila odlogov ne naletimo na problem izgubljanja stopinj prostosti, zato je dodajanje petega, šestega in sedmega odloga smotno in neproblematično. Število odlogov eksogene spremenljivke je arbitrarno določeno na sedem.

Ocenjeni model je zapisan v matrični obliki v Sliki 9. Po metodi systemskega sekvenčnega izločanja regresorjev so neznačilni regresorji označeni z vezajem (-).

Slika 9: VAR model za Slovenijo, zapisan v matrični obliki

$$\begin{bmatrix} \text{Bruto_Plača}(t) \\ \text{IIP}(t) \\ \text{HICP_core}(t) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -1.085 & \dots & 1.177 \\ \dots & 0.148 & -2.307 \\ 0.055 & -0.021 & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Bruto_Plača}(t-1) \\ \text{IIP}(t-1) \\ \text{HICP_core}(t-1) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.838 & \dots & 0.737 \\ 0.919 & \dots & 1.909 \\ \dots & 0.012 & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Bruto_Plača}(t-2) \\ \text{IIP}(t-2) \\ \text{HICP_core}(t-2) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.357 & \dots & \dots \\ 1.118 & 0.210 & -4.007 \\ \dots & \dots & 0.186 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Bruto_Plača}(t-3) \\ \text{IIP}(t-3) \\ \text{HICP_core}(t-3) \end{bmatrix} \\
 + \begin{bmatrix} \dots & \dots & \dots \\ 0.501 & 0.128 & \dots \\ \dots & 0.027 & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Bruto_Plača}(t-4) \\ \text{IIP}(t-4) \\ \text{HICP_core}(t-4) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \dots & 0.014 & 0.794 \\ \dots & \dots & 0.205 \\ \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Bruto_Plača}(t-5) \\ \text{IIP}(t-5) \\ \text{HICP_core}(t-5) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \dots & \dots & 0.752 \\ -0.468 & 0.379 & \dots \\ \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Bruto_Plača}(t-6) \\ \text{IIP}(t-6) \\ \text{HICP_core}(t-6) \end{bmatrix} \\
 + \begin{bmatrix} \dots & \dots & \dots \\ 0.043 & \dots & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Bruto_Plača}(t-7) \\ \text{IIP}(t-7) \\ \text{HICP_core}(t-7) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.089 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots \\ -0.031 & \dots & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Indeks_cen_hrane}(t) \\ \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \dots & \dots & \dots \\ 0.716 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Indeks_cen_hrane}(t-1) \\ \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.138 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots \\ 0.029 & \dots & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Indeks_cen_hrane}(t-2) \\ \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} \\
 + \begin{bmatrix} \dots & \dots & \dots \\ 0.268 & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Indeks_cen_hrane}(t-3) \\ \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots \\ 0.032 & \dots & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Indeks_cen_hrane}(t-4) \\ \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots \\ 0.838 & \dots & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Indeks_cen_hrane}(t-5) \\ \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \dots & \dots & \dots \\ \dots & \dots & \dots \\ -0.581 & \dots & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Indeks_cen_hrane}(t-6) \\ \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} \\
 + \begin{bmatrix} \dots & \dots & \dots \\ 0.495 & \dots & \dots \\ -0.047 & \dots & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Indeks_cen_hrane}(t-7) \\ \dots & \dots & \dots \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \dots & -0.065 & -0.125 & -0.117 & -0.093 & -0.059 & -0.058 & -0.068 & -0.057 & -0.061 & -0.049 & 0.029 & \dots \\ 0.477 & \dots & 0.063 & 0.220 & 0.220 & 0.243 & 0.213 & 0.141 & \dots & 0.205 & 0.191 & 0.216 & \dots \\ -0.075 & -0.005 & 0.004 & 0.005 & 0.008 & 0.005 & \dots & \dots & \dots & -0.004 & 0.003 & \dots & -0.000 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{CONST} \\ s_1(t) \\ s_2(t) \\ s_3(t) \\ s_4(t) \\ s_5(t) \\ s_6(t) \\ s_7(t) \\ s_8(t) \\ s_9(t) \\ s_{10}(t) \\ s_{11}(t) \\ \text{TREND}(t) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1(t) \\ u_2(t) \\ u_3(t) \end{bmatrix}$$

Vir: Lastni izračun s pomočjo programa JMulTi.

2.3.2 MODEL ZA ZDRUŽENO KRALJESTVO

Vektor endogenih spremenljivk $y_t = (\text{Bruto_Plača}_t, \text{IIP}_t, \text{HICP_Core}_t)$ določajo tri spremenljivke:

- rast povprečne tedenske bruto plače, izračunana z diferenco logaritmov in v modelu označena z »Bruto_Plača«,
- logaritemske vrednosti Indeksa industrijske proizvodnje v modelu označena z »IIP«

- osnovna inflacijska stopnja, izračunana z diferenco logaritmov HICP brez nepredelane hrane in energije, v modelu označena kot »HICP_Core«.

Vektor eksogenih spremenljivk $x_t = (\text{Indeks_cen_hrane}_t)$ določa edina eksogena spremenljivka, rast svetovnih cen hrane, izračunana z diferenco logaritma indeksa svetovnih cen hrane, ki je v modelu označena z »Indeks_Cen_Hrane«.

Vektor determinističnih spremenljivk $D = (s_1, \dots, s_{11}, \text{TREND})$ določa enajst nepravih sezonskih spremenljivk in trend, v modelu označene s »s₁ do s₁₁« in »TREND«.

HQ kriterij predlaga tri odloge (Priloga 2). Pri tem številu odlogov avtokorelacije ni v modelu. Število odlogov eksogene spremenljivke je arbitrarno določeno na šest. Pri manjšem številu odlogov metoda izločanja regresorjev izloči vse eksogene regresorje, zaradi česar je nadaljnja analiza nemogoča.

Ocenjeni model za Združeno Kraljestvo v matrični obliki je prikazan v Sliki 10.

Slika 10: VAR model za Združeno Kraljestvo, zapisan v matrični obliki

$$\begin{bmatrix} \text{Bruto_Plača}(t) \\ \text{HICP_Core}(t) \\ \text{IIP}(t) \end{bmatrix} =
 \begin{bmatrix} -0.329 & 0.574 & \dots \\ \dots & \dots & 0.011 \\ 1.255 & -3.766 & \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Bruto_Plača}(t-1) \\ \text{HICP_Core}(t-1) \\ \text{IIP}(t-1) \end{bmatrix} +
 \begin{bmatrix} -0.208 & 0.834 & \dots \\ -0.027 & -0.128 & -0.011 \\ 0.689 & \dots & 0.178 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Bruto_Plača}(t-2) \\ \text{HICP_Core}(t-2) \\ \text{IIP}(t-2) \end{bmatrix} +
 \begin{bmatrix} \dots & \dots & 0.052 \\ \dots & \dots & \dots \\ 0.866 & \dots & 0.427 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Bruto_Plača}(t-3) \\ \text{HICP_Core}(t-3) \\ \text{IIP}(t-3) \end{bmatrix} +
 \begin{bmatrix} \dots \\ \dots \\ \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Indeks_cen_hrane}(t) \\ \dots \\ \dots \end{bmatrix} +
 \begin{bmatrix} \dots \\ \dots \\ 0.327 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Indeks_cen_hrane}(t-1) \\ \dots \\ \dots \end{bmatrix} +
 \begin{bmatrix} \dots \\ 0.083 \\ \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Indeks_cen_hrane}(t-2) \\ \dots \\ \dots \end{bmatrix} +
 \begin{bmatrix} \dots \\ \dots \\ \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Indeks_cen_hrane}(t-3) \\ \dots \\ \dots \end{bmatrix} +
 \begin{bmatrix} \dots \\ \dots \\ \dots \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Indeks_cen_hrane}(t-4) \\ \dots \\ \dots \end{bmatrix} +
 \begin{bmatrix} -0.078 \\ \dots \\ 0.398 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Indeks_cen_hrane}(t-5) \\ \dots \\ \dots \end{bmatrix} +
 \begin{bmatrix} \dots \\ \dots \\ -0.009 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{Indeks_cen_hrane}(t-6) \\ \dots \\ \dots \end{bmatrix} +
 \begin{bmatrix} -0.235 & -0.007 & -0.012 & 0.014 & \dots & \dots & -0.006 & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \dots & -0.009 & 0.001 & \dots & \dots & 0.002 & \dots & -0.005 & 0.002 & \dots & -0.002 & -0.002 & 0.000 \\ 1.805 & -0.020 & -0.056 & 0.104 & 0.021 & 0.046 & \dots & \dots & -0.058 & 0.044 & 0.107 & 0.113 & -0.000 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{CONST} \\ \text{S1}(t) \\ \text{S2}(t) \\ \text{S3}(t) \\ \text{S4}(t) \\ \text{S5}(t) \\ \text{S6}(t) \\ \text{S7}(t) \\ \text{S8}(t) \\ \text{S9}(t) \\ \text{S10}(t) \\ \text{S11}(t) \\ \text{TREND}(t) \end{bmatrix} +
 \begin{bmatrix} u_1(t) \\ u_2(t) \\ u_3(t) \end{bmatrix}$$

Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

2.3.3 TESTIRANJE SPECIFIKACIJE MODELOV

Standardni postopek pri specifikaciji modelov zajema preverjanje prisotnosti avtokorelacije ostankov v modelu, prisotnost heteroskedastičnosti v modelu ter normalnost porazdelitve ostankov. Specifikacijo modelov sem testiral s pomočjo testov, ki so na voljo v programu JMulTi.

Avtokorelacija ostankov je korelacija ostankov modela pri različnih opazovanjih. Odsotnost avtokorelacije je pogoj, da so pri avtoregresijskih modelih ocene parametrov, pridobljene z OLS metodo, še vedno nepristranske in konsistentne. Za test avtokorelacije sem uporabil test

Lagrangovega multiplikatorja (v nadaljevanju LM test), ki testira ničelno hipotezo, da v modelu ni prisotna avtokorelacija katerega koli reda do izbranega odloga.

Tabela 1: Testi avtokorelacije ostankov v modelih za Slovenijo in Združeno Kraljestvo

Model	Točna stopnja značilnosti	Zaključek
Slovenija	$p = 0,6565$	V modelu ni prisotne avtokorelacije
Združeno Kraljestvo	$p = 0,1339$	V modelu ni prisotne avtokorelacije

Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

Test avtokorelacije (glej Prilogo 3) v obeh modelih pokaže, da pri točni stopnji značilnosti $p = 0,6565$ v modelu za Slovenijo in $p = 0,1339$ v modelu za Združeno Kraljestvo ni mogoče zavrniti ničelne hipoteze, da v modelu ni prisotna avtokorelacija pri posameznih odlogih, iz česar sledi zaključek, da v nobenem od modelov ni prisotna avtokorelacija ostankov od prvega do četrtega reda. Ocene parametrov so nepristranske in konsistentne. Rezultati so povzeti v Tabeli 1.

Druga predpostavka, ki zagotavlja učinkovitost ocen parametrov pri metodi OLS, je normalna porazdelitev ostankov. Če predpostavki ni zadoščeno, ocene parametrov regresije niso več učinkovite. Posledice so tako podobne tistim ob prisotnosti heteroskedastičnosti.

Uporabljen je test nenormalnosti ostankov, ki je multivariatna posplošitev J-B testa, na voljo v programu JMulTi. Testira ničelno hipotezo, da so ostanki modela normalno porazdeljeni. Povzetek rezultatov testa je zapisan v Tabeli 3.

Tabela 2: Testi normalnosti porazdelitev ostankov modelov za Slovenijo in Združeno Kraljestvo

Model	Točna stopnja značilnosti	Zaključek
Slovenija	$p = 0,0000$	Ostanki niso porazdeljeni normalno
Združeno Kraljestvo	$p = 0,0000$	Ostanki niso porazdeljeni normalno

Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

Rezultati testov, povzeti v Tabeli 3, nam povedo, da v modelu za Slovenijo, pri točni stopnji značilnosti $p=0,0000$ in v modelu za Združeno Kraljestvo, pri točni stopnji značilnosti $p=0,0000$, zavrnemo ničelno hipotezo, da so ostanki porazdeljeni normalno in sprejmemo alternativno, da niso. Jarque-Bera testi normalnosti porazdelitev ostankov v posamezni enačbi vsakega od modelov pokažejo, da so v modelu za Slovenijo v prvi enačbi za Bruto Plačo in enačbi za IIP ostanki nenormalno porazdeljeni, v enačbi za HICP Core pa so ostanki normalno porazdeljeni. V modelu za Združeno Kraljestvo test pokaže, da v vseh treh enačbah ostanki niso normalno porazdeljeni. Točne stopnje značilnosti rezultati testov nenormalnosti so prikazani v Prilogi 4.

Tretja predpostavka, ki zagotavlja, da so ocene parametrov učinkovite, je konstantna pogojna varianca ostankov modela. To lastnost imenujemo homoskedastičnost. Nasprotje temu je, da je v modelu prisotna heteroskedastičnost, oziroma, da pogojna varianca ostankov ni konstantna. V primeru, da temu pogoju ni zadoščeno, ocene parametrov niso več učinkovite, ostajajo pa konsistentne in nepristranske. Z drugimi besedami, t vrednosti regresijskih koeficientov so precenjene, kar pomeni, da težje zavračamo ničelne hipoteze (Gujarati, 1995, str. 360 – 366).

Za testiranje prisotnosti heteroskedastičnosti sem za oba modela izvedel t. i. ARCH-LM test. Ničelna hipoteza testa je, da v modelu ni prisotna heteroskedastičnost. Povzetek rezultatov testa za oba modela je prikazan v Tabeli 2.

Tabela 3: Testi heteroskedastičnosti v modelih za Slovenijo in Združeno Kraljestvo

Model	Točna stopnja značilnosti	Zaključek
Slovenija	$p = 0,9774$	V modelu ni prisotna heteroskedastičnost
Združeno Kraljestvo	$p = 0,0000$	V modelu je prisotna heteroskedastičnost

Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

Kot je povzeto v Tabeli 2, ARCH-LM test heteroskedastičnosti pokaže, da v modelu za Slovenijo, pri točni stopnji značilnosti $p=0,9774$, ni mogoče zavrniti ničelne hipoteze, da v modelu ni prisotna heteroskedastičnost. V modelu za Združeno Kraljestvo pa pri točni stopnji značilnosti $p=0,0000$ zavrnilo ničelno hipotezo in sprejmemo alternativno, da je v modelu prisotna heteroskedastičnost (glej Priloga 5). Iz tega sledi zaključek, da pogojna varianca ostankov modela za Združeno Kraljestvo s časom variira, ocene parametrov pa so kljub temu nepristranske in konsistentne.

Izvor heteroskedastičnosti je mogoče iskati v naravi podatkov. Visoko volatilne serije kot so finančne serije pogosto različno variirajo skozi čas. Posebno pogosto se heteroskedastičnost pojavi pri serijah, ki imajo nelinearno serijsko odvisno sredino. Take serije so lahko tudi stopnje rasti plač ali proizvoda (Ashley, 2009).

2.4 IMPULZNI ODZIVI

Za analizo medsebojnih dinamičnih interakcij endogenih spremenljivk VAR modela se uporablja funkcijo impulznih odzivov. Kot vsak drug stabilen avtoregresijski proces, je možno tudi VAR model zapisati v obliki drseče sredine (ang. *moving average*), kjer je trenutna vrednost neke spremenljivke izražena s sedanjimi in preteklimi šoki v endogenih spremenljivkah. VAR model lahko v matrični obliki zapišemo na način, kot je prikazan v enačbi (32) (Enders, 1995, str. 305).

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ \vdots \\ y_{kt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_1 \\ \vdots \\ \bar{y}_k \end{bmatrix} + \sum_{p=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & \dots & a_{1k} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{k1} & \dots & a_{kk} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1t-p} \\ \vdots \\ e_{kt-p} \end{bmatrix} \quad (32)$$

Za eksogene in deterministične spremenljivke v takem modelu se predpostavlja, da so fiksne in se jih lahko izloči iz modela. Če upoštevamo, da so e -ji v enačbi (32) ostanki regresije modela v reducirani obliki in da jih je moč izraziti s pomočjo ostankov regresije modela, kjer so vključeni tudi sprotni vplivi med endogenimi spremenljivkami, je moč enačbo (32) zapisati na način, kot ga ponazarja enačba (33).

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ \vdots \\ y_{kt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_1 \\ \vdots \\ \bar{y}_k \end{bmatrix} + \sum_{p=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(p) & \dots & \phi_{1k}(p) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \phi_{k1}(p) & \dots & \phi_{kk}(p) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-p} \\ \vdots \\ \varepsilon_{kt-p} \end{bmatrix} \quad (33)$$

V enačbi (33) se elementi $\phi_{ij}(p)$ imenujejo multiplikatorji vpliva (ang. *impact multipliers*). Odražajo odzive tekoče vrednosti y_k na šoke v tekočem in preteklih ε_{kt} . Celotna matrika teh elementov se imenuje funkcija impulznih odzivov (Enders, 1995, str. 306).

Ker se šoki endogenih spremenljivk navadno ne zgodijo izolirano en od drugega, so ostanki regresije med seboj korelirani, t. j. kovariančna matrika ni diagonalna. Zato je potrebno šoka ortogonalizirati s t. i. Choleski dekompozicijo kovariančne matrike ostankov. Poiščemo spodnje trikotno matriko B , ki bo zadostovala pogoju zapisanem v enačbi (34), ortogonalni šoki pa dobijo zapis v obliki enačbe (35).

$$\Sigma_{\varepsilon} = BB', \quad (34)$$

$$e_t = B^{-1}\varepsilon_t \quad (35)$$

Ker je matrika B spodnje trikotna, to pomeni, da šok v prvi spremenljivki vpliva takoj na vse ostale spremenljivke v modelu, medtem ko šok v drugi spremenljivki nima takojšnjega vpliva na prvo spremenljivko. S Choleski dekompozicijo tako predpostavimo red endogenosti spremenljivk in moramo spremenljivke na podlagi ekonomske teorije predhodno razvrstiti po lepljivosti (Lütkepohl et. al, 2006, str. 28).

Posledica heteroskedastičnosti v modelu so med drugim tudi nekonsistentno ocenjeni intervali zaupanja pri impulznih odzivih. Za pridobitev pravih intervalov zaupanja se v praksi pogosto uporablja metoda bootstrap. Metoda poteka tako, da se ocenjeni ostanki regresije, u_t , centrirajo, kar pomeni, da se njihova vrednost odšteje od povprečne vrednosti na način, kot ga opisuje enačba (36).

$$u_t^c = u_t - \bar{u}_t \quad (36)$$

Bootstrapirani ostanki, u_t^* , se generirajo z naključnim zamenjevanjem centriranih ostankov v velikem številu ponovitev. Na podlagi teh ostankov se na novo ocenijo impulzni odzivi ϕ^* . Hallovi intervali zaupanja (CI_H) so nato izračunani na podlagi enačbe (37).

$$CI_H = \left[\hat{\phi} - t_{1-\frac{\gamma}{2}}^* \hat{\phi} - t_{\frac{\gamma}{2}}^* \right] \quad (37)$$

V enačbi (37) sta $t_{1-\frac{\gamma}{2}}^*$ in $t_{\frac{\gamma}{2}}^*$ ($1 - \frac{\gamma}{2}$) in $(\frac{\gamma}{2})$ – kvantila distribucije $\hat{\phi} - \hat{\phi}^*$. Na ta način pridobljeni intervali zaupanja so praviloma ožji (Lütkepohl et. al, 2006, str. 30).

2.4.1 IMPULZNI ODZIVI INFLACIJE NA ŠOKE CEN HRANE

Ker so cene hrane v obeh modelih eksogene spremenljivke, je potreben preračun impulznih odzivov endogenih spremenljivk na šok v eksogeni spremenljivki. Zato je treba najprej oceniti impulzne odzive znotraj modela endogenih spremenljivk za obe državi.

V obeh primerih sem, po oceni modelov v programu JMulTi, opravil analizo impulznih odzivov. Na podlagi teorije, predelane v teoretičnem razdelku diplomske naloge, sem se odločil, da spremenljivke razvrstim od najbolj endogene, ki je bruto plača, do najbolj eksogene, ki je osnovna inflacija. Srednja spremenljivka je proizvod.

Zaradi prisotnosti heteroskedastičnosti sem opravil tudi bootstrap ostankov regresije in si tako pridobil konsistentno ocenjene intervale zaupanja. Izračunal sem 95% intervale zaupanja s 500 ponovitvami. Ob večanju števila ponovitev se intervali zaupanja niso nadaljnje ožili.

Ocenjeni impulzni odzivi in pripadajoči grafi za obe državi so v Prilogi 6.

Po izračunu impulznih odzivov je sledil preračun impulznih odzivov na šoke cene hrane. Račun je bil izveden na način, da se multiplikatorje vpliva pri šoku posamezne spremenljivke pomnoži z regresijskimi koeficienti vpliva cen hrane na posamezno spremenljivko iz VAR modela. Potek izračuna je prikazan v na Sliki 11 na primeru prehajanja šoka cen hrane prek enačbe bruto plač na inflacijo v modelu za Združeno Kraljestvo.

Slika 11: Primer izračun impulznih odzivov inflacije na šok v cenah hrane prek enačbe bruto plač

			ŠOK: Bruto plača				
P	Regresijski koeficienti	Zgornja intervala zaupanja	meja	ODZIVI: HICP Core	Spodnja intervala zaupanja	meja	
0		-0,8013		-0,4334		-0,0642	
1		-0,0881		-0,0381		0,0103	
2	0,083	-0,2203		0,0058		0,2296	
3		-0,1392		-0,0231		0,0896	
4		-0,0303		0,0559		0,1732	
5	-0,078	-0,1703		-0,0253		0,0512	
6		-0,0884		-0,0382		0,0129	
7				0,0281		0,0785	
8				-0,0073		0,0286	
9		0,0448		-0,0178		0,014	
10		-0,1136		0,0113		0,0328	
11		-0,0232		-0,0057		0,0159	
12		-0,0211		-0,0022		0,0108	
13		-0,0102		0,0053		0,0161	
14		-0,0167		-0,0038		0,0081	
15		-0,0115		-0,0042		0,0078	
16		-0,0074		0,0023		0,008	
17		-0,01		-0,0024		0,0044	
18		-0,0063		-0,0022		0,0052	
19		-0,0052		0,0009		0,0039	
20		-0,0061		-0,0015		0,0026	

			SEŠTEVEK: (ODZIVI INFLACIJE NA ŠOK CEN HRANE PREK ENAČBE BRUTO PLAČ	
Rezultati množenja z regresijskim koeficientom iz 2. obdobja	Rezultati množenja z regresijskim koeficientom iz 5. obdobja			
0			0	0
1			0	0
2	0,0004814		0,0004814	
3	-0,0019173		-0,0019173	
4	0,0046397		0,0046397	
5	-0,0020999	0,0019734	-0,0001265	
6	-0,0031706	0,0029796	-0,000191	
7	0,0023323	-0,0021918	0,0001405	
8	-0,0006059	0,0005694	-0,0000365	
9	-0,0014774	0,0013884	-0,000089	
10	0,0009379	-0,0008814	0,0000565	
11	-0,0004731	0,0004446	-0,0000285	
12	-0,0006806	0,0006396	-0,000041	
13	0,0004399	-0,0004134	0,0000265	
14	-0,0003154	0,0002964	-0,000019	
15	-0,0003486	0,0003276	-0,000021	
16	0,0001909	-0,0001794	0,0000115	
17	-0,0001992	0,0001872	-0,000012	
18	-0,0001826	0,0001716	-0,000011	
19	0,0000747	-0,0000702	0,0000045	
20	-0,0001245	0,000117	-7,50E-06	

Vir: Lastni izračuni s pomočjo programov JMulTi in Microsoft Excel, 2010.

Regresijska koeficienta v drugem stolpcu v Sliki 11 najdemo v Sliki 10 v modelu za Združeno Kraljestvo. Srednji stolpec v Sliki 11 med obema mejama intervala zaupanja so multiplikatorji vpliva, ki jih pomnožimo z regresijskim koeficientom iz ocenjenega VAR modela, z vsakim posebej. Na koncu še po obdobju te pomnožene multiplikatorje seštejemo. Za preračun intervala zaupanja najprej izračunamo razliko med razdaljo intervala zaupanja in nato pomnožimo z absolutno vrednostjo regresijskega koeficienta. Pri množenju z negativno vrednostjo meje intervala zaupanja bi spodnja meja namreč postala zgornja in obratno.

Na enak način kot se izračuna impulzne odzive inflacije na šok cen hrane prek enačbe bruto plač, se nato izračuna še impulzne odzive inflacije na šok cen hrane prek drugih dveh enačb, proizvoda (IIP) in osnovne inflacije (HICP Core). Da dobimo končne impulzne odzive inflacije na šok cen hrane, vertikalno po obdobjih seštejemo vse odzive prek treh enačb. Enako storimo z mejami intervalov zaupanja. Slika 12 prikazuje izračun impulznih odzivov za Združeno Kraljestvo.

Slika 12: Izračun impulznih odzivov inflacije na šok v cenah hrane s seštetjem odzivov prek treh enačb

Obdobje	Šok: Bruto plača Odziv: HICP Core	Šok: IIP Odziv: HICP Core	Šok HICP Core Odziv: HICP Core	Šok: Cene hrane Odziv HICP Core
0	0	0	0	0
1	0	0,0877668	0	0,0877668
2	0,0004814	-0,082404	-0,0006714	-0,082594
3	-0,0019173	-0,0002616	0,0001293	-0,0020496
4	0,0046397	0,0394362	0,0000375	0,0441134
5	-0,0001265	-0,09454	-0,0000729	-0,0947394
6	-0,000191	0,0080475	-0,0001896	0,0076669
7	0,0001405	0,0380625	0,0000564	0,0382594
8	-3,65E-05	-0,0500975	0,0000924	-0,0500416
9	-8,9E-05	0,005655	-0,0001086	0,0054574
10	0,0000565	0,016095	0,000024	0,0161755
11	-0,0000285	-0,02581	0,0000426	-0,0257959
12	-0,000041	0,003335	-0,000051	0,003243
13	0,0000265	0,0061625	0,0000144	0,0062034
14	-0,000019	-0,01334	0,000018	-0,013341
15	-0,000021	0,00174	-0,0000252	0,0016938
16	0,0000115	0,00203	0,000009	0,0020505
17	-0,000012	-0,00696	0,0000078	-0,0069642
18	-0,000011	0,0007975	-0,0000126	0,0007739
19	0,0000045	0,000435	0,0000048	0,0004443
20	-7,5E-06	-0,0036975	0,000003	-0,003702

Vir: Lastni izračuni s pomočjo programov JMulTi in Microsoft Excel, 2010.

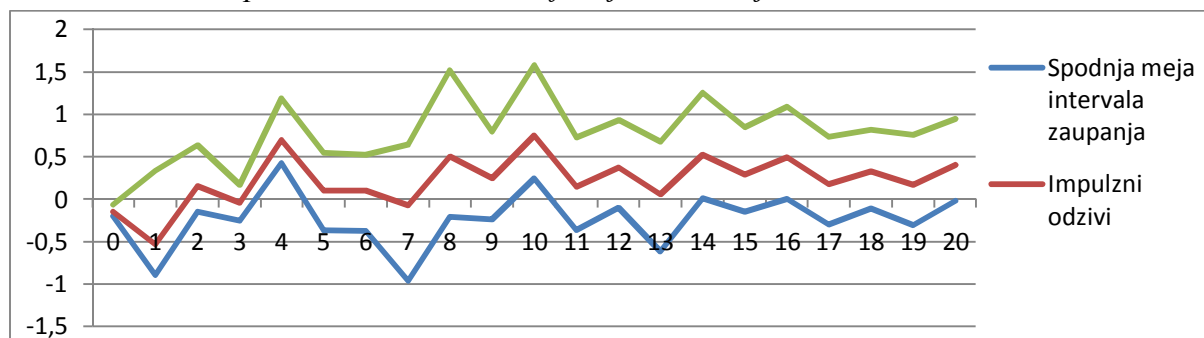
Dobljene rezultate se interpretira kot odziv inflacije skozi obdobje dvajsetih mesecev na šok v svetovnih cenah hrane v ničelnem obdobju v višini enega standardnega odklona. Izračuni za Slovenijo in natančnejši izračuni za Združeno Kraljestvo so predstavljeni v Prilogi 7.

Poleg impulznih odzivov inflacije na šok cen hrane sem izračunal še odzive indeksa industrijske proizvodnje in bruto plač na šok cen hrane. V vsakem primeru je postopek izračuna enak, saj gre v vseh primerih za odziv endogene spremenljivke na šok eksogene spremenljivke.

2.4.1.1 SLOVENIJA

Na Sliki 13 so prikazani impulzni odzivi osnovne inflacije v Sloveniji na šok v svetovnih cenah hrane.

Slika 13: Impulzni odzivi osnovne inflacije v Sloveniji na šok svetovnih cen hrane



Vir: Lastni izračuni s pomočjo programov JMulTi in Microsoft Excel, 2010.

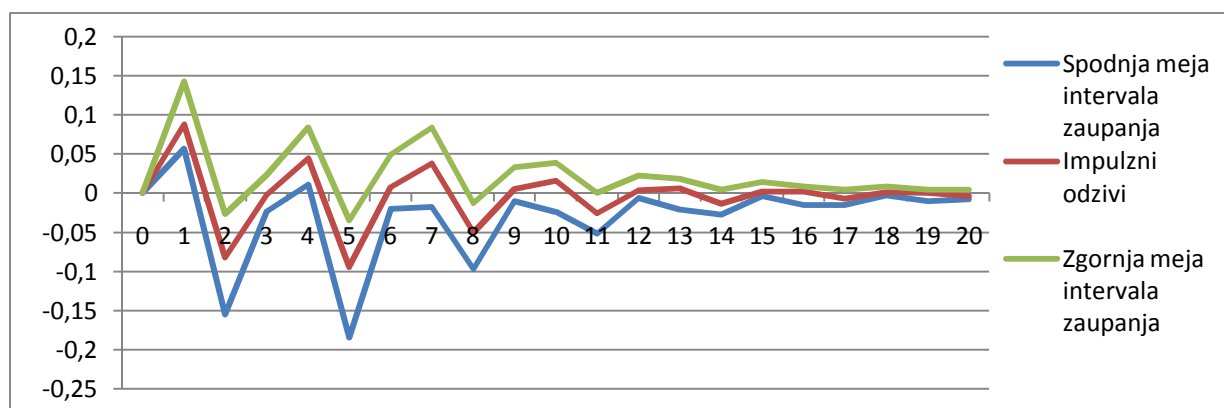
Takojšen odziv je negativen in statistično značilen, nato pa se odziv stabilizira pri pozitivnih vrednostih in je statistično značilen pri pozitivni vrednosti še v četrtem obdobju po šoku, v desetem, v štirinajstem in v šestnajstem obdobju po šoku.

Impulzni odziv kaže precejšno persistentnost odziva na šok cen hrane v Sloveniji. Nihanje odziva se nadaljuje skozi celotni razpon dvajsetih obdobji po šoku in se začne umirjati pozno.

2.4.1.2 ZDRUŽENO KRALJESTVO

Na Sliki 14 so prikazani impulzni odzivi osnovne inflacije v Združenem Kraljestvu na šok v svetovnih cenah hrane.

Slika 14: Impulzni odzivi osnovne inflacije v Združenem Kraljestvu na šok v svetovnih cenah hrane



Vir: Lastni izračuni s pomočjo programov JMulTi in Microsoft Excel, 2010.

Na Sliki (14) je razvidno, da je odziv v Združenem Kraljestvu statistično značilen že v prvem obdobju po šoku. Nato se do osmega obdobja petkrat zamenja predznak odziva pri čemer so statistično značilni odzivi v prvem obdobju (pozitiven), v drugem obdobju (negativen), v četrtem obdobju (pozitiven), v petem obdobju (negativen) in v osmem obdobju (negativen).

Veliko nam pove tudi gibanje odzivov. Sprva je odziv precej intenziven, a nato zamre in se po osmem obdobju umirjeno giblje okoli nule, pri čemer intenzivnost nihanja zamira. Od osmega obdobja naprej tudi ni več statistično značilen. Persistentnost odziva na šok je majhna. Po osmih mesecih po šoku v svetovnih cenah hrane ni več statistično značilnega odziva na osnovno inflacijo.

4 RAZPRAVA

Primerjava impulznih odzivov za obe državi pokaže, da je persistentnost v Sloveniji večja kot v Združenem Kraljestvu. Medtem ko je zadnji statistično značilen odziv inflacije v

Združenem Kraljestvu osem mesecev po šoku, je v Sloveniji zadnji statistično značilen odziv inflacije na šok v cenah hrane šestnajst mesecev po šoku.

Druga razlika v impulznih odzivih je odziv inflacije na šok v svetovnih cenah hrane v prvem obdobju po šoku. V Sloveniji je ta neznačilen, v Združenem Kraljestvu pa je pozitiven in statistično značilen. V Sloveniji je prvi statistično značilen odziv šele v četrtem mesecu po šoku v cenah hrane, a je ta veliko intenzivnejši.

Tretja pomembna razlika med impulznimi odzivi v obeh državah je prisotnost statistično značilnih negativnih odzivov v Združenem Kraljestvu. V drugem, petem in osmem mesecu po šoku so odzivi inflacije negativni. V Sloveniji takih statistično značilnih odzivov ni.

Razlago ugotovitev velja iskati v teoriji iz teoretičnega razdelka te diplomske naloge. Struktura gospodarstva Slovenije in Združenega Kraljestva se namreč v nekaterih pogledih bistveno razlikujeta.

V teoretičnem razdelku diplomske naloge je predstavljen kratkoročni učinek zunanjih šokov na inflacijo. Ball in Mankiw (1995) vzrok za povišano inflacijo ob zunanjem ponudbenem šoku vidita v asimetriji rigidnosti cen v gospodarstvu. Nekatere cene so bolj rigidne, zato se vsa podjetja na padec povpraševanja zaradi ponudbenega šoka pri drugih dobrinah ne odzovejo z nižanjem cen.

Volatilnejše cene nekaterih proizvodov kot je hrana, pomenijo večjo fleksibilnost cen, kar pomeni, da se razmeram na trgu hitreje prilagodijo. Po tej logiki, bi moral biti odziv inflacije na šok v cenah hrane večji v državi z večjim deležem hrane v potrošnji. Povprečna utež v izračunu HICP v Sloveniji je bila med letoma 1999 in 2010 19,38%, medtem ko je bila v Združenem Kraljestvu 11,26%.

Tudi teorija Balla in Mankiwa (1995), da trendna inflacija večja razliko med zaželenimi in dejanskimi relativnimi cenami in tako poveča pozitivno odzivnost inflacije na zunanji ponudbeni šok, pojasnjuje razlike med intenzivnostjo šokov. Povprečna mesečna stopnja inflacije merjena z diferenco logaritmov HICP brez energije in nepredelane hrane je v Sloveniji v obdobju od januarja 2000 do septembra znašala 0,35%, v Združenem Kraljestvu pa 0,12%.

Rezultati so tu skoraj v celoti skladni s teorijo. Odziv inflacije v Sloveniji sicer ni takojšen in prihaja s kratkim zamikom treh mesecev, vendar je amplituda odziva skoraj desetkrat večja. Razmik treh mesecev je še vedno v mejah oznake kratkoročni prehod.

Poleg intenzivnosti prehajanja šokov cen hrane v domačo osnovno inflacijo, je zaznati tudi visoko persistentnost v odzivu v Sloveniji, ki je v primeru Združenega Kraljestva ni.

Blanchard in Gali (1995) v svoji neokeynesianski različici Phillipsove krivulje razlog za večjo persistentnost inflacije po zunanjih šokih vidita v realni rigidnosti plač. Realna rigidnost plač pomeni, da realne plače ne padajo tudi v primeru inflacije.

V obeh modelih so namesto realnih plač vključene nominalne plače. Vseeno pa je mogoče videti, v kolikšni meri so realne plače rigidne navzdol. Če se nominalne plače zaradi inflacije bolj povišajo v eni državi, pomeni, da realne plače zaradi višanja cen izgubljajo manj kupne moči in so tako bolj rigidne navzdol.

Če pogledamo modela za Slovenijo in Združeno Kraljestvo na Slikah 9 in 10 vidimo, da so regresijski koeficienti med spremenljivkami HICP Core in Bruto plačo v Sloveniji višji kot v modelu za Združeno Kraljestvo. Regresijski koeficient pri prvem odlogu HICP Core znaša 1,177, pri drugem odlogu pa 0,737, medtem ko pri istih odlogih v modelu za Združeno Kraljestvo regresijska koeficienta znašata 0,574 in 0,834. Tudi grafa impulznih odzivov bruto plač na inflacijske šoke potrdita večjo odzivnost v Sloveniji kot v Združenem Kraljestvu (glej Prilogo 6).

Vzrok za vztrajnost inflacije v primeru zunanjih šokov v plačah vidita tudi Galesi in Lombardi (2009). Povišanim cenam hrane sledi pritisk delavcev na plače, ki je del tega kar poimenujeta učinek druge runde. Hrana predstavlja precejšen delež v potrošnji gospodinjstev, poleg tega pa je elastičnost povpraševanja po hrani nizka, zato je pritisk sindikatov ob podražitvah hrane večji.

Že omenjeni podatek, da je utež v izračunu HICP v Sloveniji višja kot v Združenem Kraljestvu, pomeni, da je verjetnost večjega pritiska na plače ob podražitvah hrane večja v Sloveniji.

Faktor, ki povzroča realno rigidnost plač navzdol, je po mnenju Christoffela in Linzerta sindikalna pokritost. Kolektivne pogodbe po podatkih Evropskega sindikalnega instituta (ang. *European Trade Union Institute*, v nadaljevanju ETUI) v Sloveniji določajo 96% zaposlenih, medtem ko v Združenem Kraljestvu določajo samo 34% zaposlenih (ETUI, 2010). Pogost predmet kolektivnih pogajanj je prilagajanje plač rasti cen, kar ima posledice v višjih stroških podjetij, ki se spet prevalijo v višje cene.

Po podatkih ETUI kolektivna pogajanja v Sloveniji potekajo na nivoju panog, medtem ko v Združenem Kraljestvu pogajanja potekajo na nivoju podjetij. Prav centraliziranost pogajanj se v literaturi omenja kot eden ključnih razlogov za obstoj realne rigidnosti plač (Du Caju et al., 2009). Podatki ETUI so na voljo na spletni strani organizacije (ETUI, 2010).

Vzroki za večjo persistentnost odzivov inflacije na šoke v cenah hrane v Sloveniji kot v Združenem Kraljestvu gre torej iskati predvsem v zakonitostih trga dela. Ta je v Združenem Kraljestvu fleksibilnejši in posledično povzroča manj pritiskov na raven cen.

Zanimiv je tudi negativen odziv inflacije v Združenem Kraljestvu v drugem, petem in osmem obdobju po cenovnem šoku. Ball in Mankiw (1995, str. 13) opozarjata, da so cene lepljive na kratek rok in da bi se morale sčasoma prilagoditi vse cene. Negativen odziv je torej ob odsotnosti realne rigidnosti plač logična posledica neokeynesianske teorije lepljivih cen.

SKLEP

V Sloveniji in v Združenem Kraljestvu, kljub temu, da imata obe državi lastno proizvodnjo hrane, cene nepredelane hrane določa svetovni trg. Sami državi s svojo potrošnjo in proizvodnjo na svetovne cene hrane ne vplivata. Proučevanje prehajanja cen hrane na domačo inflacijo je tako možno na način analize impulznih odzivov inflacije na šok v svetovnih cenah hrane.

Literatura se prehajanju zunanjih šokov na domače cene osredotoča predvsem prek cen nafte. Za večino držav je namreč cena nafte, tako kot cena hrane za Slovenijo in Združeno Kraljestvo, eksogeno dana.

V prvem delu je predstavljena literatura na temo prehajanja zunanjih šokov na domače cene. Poudarek je na neokeynesianski teoriji lepljivih cen in na Phillipsovi krivulji, kjer je vzrok persistentnosti inflacije po zunanjih šokih rigidnost realnih plač.

Zaradi lepljivosti cen prihaja do asimetrije v rigidnosti cen. Ponudbeni šok na enem trgu bi se moral, ob dani ponudbi denarja, na drugem trgu poznati kot negativen šok povpraševanja. Na eni strani bi to povišalo cene dobrin na prvem trgu, a bi morale na drugem trgu zaradi zmanjšanega povpraševanja pasti cene teh dobrin, splošna raven cen pa bi morala ostati nespremenjena. Razlog, da temu ni tako, je v dejstvu, da so nekatere cene lepljive in ob zmanjšanem povpraševanju ne padejo.

Kot razlogi za asimetrijo rigidnosti cen se omenjajo prisotnost trendne inflacije, nepopolne tržne strukture in lastnosti dobrin samih.

Na daljši rok cene niso več lepljive, persistentnost odzivov na šoke v svetovnih cenah pa povzroča predvsem rigidnost realnih plač. Zaradi povišanih življenjskih stroškov delavci zahtevajo višje plače, kar povzroči nov pritisk na stroške podjetij in nov val zviševanja cen. V diplomski nalogi se s pomočjo analize impulznih odzivov in vektorske avtoregresije testira teorija prehajanja svetovnih cen hrane v domače cene. Izbrani državi zagotavljata dovoljšno razliko, da na podlagi dobljenih rezultatov ocenimo točnost teorije.

Izkaže se, da je persistentnost inflacije zaradi zunanjih cen šokov hrane v Sloveniji večja kot v Združenem Kraljestvu. Impulzni odzivi inflacije na šok cen hrane v Sloveniji poenjajo kasneje in so po šestnajstih mesecih po šoku še vedno statistično značilni, medtem ko se v

Združenem Kraljestvu inflacija na šok odzove v prvem obdobju nato pa do devetega obdobja odziv povsem zamre in rahlo niha okoli nule. Amplituda odziva v Sloveniji je mnogo večja tudi v zgodnejših obdobjih po šoku, kar lahko razumemo kot intenzivnejši odziv na šoke.

Podrobnejši pregled rezultatov nam razkrije vzroke večje persistentnosti in intenzitete prehajanja šokov v svetovnih cenah hrane v Sloveniji. VAR model za Slovenijo namreč pokaže, da je rigidnost realnih plač v Sloveniji višja. Vzroki te rigidnosti so v nefleksibilnosti slovenskega trga dela in načina kolektivnih pogajanj. Rezultati so v skladu z v prvem poglavju predstavljeno teorijo prehajanja šokov.

Tudi večjo intenzivnost odziva inflacije na šok v svetovnih cenah hrane v Sloveniji zadovoljivo razloži teorija lepljivih cen, ki je predstavljena v prvem poglavju. V Sloveniji gospodinjstva v povprečju namenijo večji del dohodka dobrinam, ki imajo bolj volatilne cene, trendna inflacija je višja in na trgih je več nepopolnosti, vsem tem lastnostim pa teorija pripisuje vzroke za večjo asimetrijo rigidnosti cen.

Modela in ocenjeni impulzni odzivi se skoraj popolnoma skladajo s predstavljeno teorijo. Razlike med državama zadovoljivo razložita razlike med rezultati. Intenzivnost prehajanja zunanjih šokov v domače cene povzroča asimetrija rigidnosti cen, persistentnost prehajanja zunanjih šokov v domače cene pa določa trg dela in fleksibilnost gospodarstva.

Kljub pričakovanim rezultatom modela in dejstvu, da se ti dobro skladajo s teorijo je potrebno poudariti, da ima model svoje pomanjkljivosti. Te so predvsem v naboru spremenljivk, ki sem jih bil primoran izbrati.

LITERATURA IN VIRI

1. Ashley, R. (2009). *On The Origins of Conditional Heteroscedasticity*. Najdeno 15.7.2010 na spletnem naslovu http://ashleymac.econ.vt.edu/working_papers/origins_of_conditional_heteroscedasticity.pdf.
2. *Average Weekly Earnings*. Office of National Statistics. Najdeno 5. junij 2010. na spletnem naslovu <http://www.statistics.gov.uk/statbase/TSDtables1.asp>.
3. Ball, L. & Mankiw, N.G. (1994a). A Sticky Price Manifesto. *National Bureau of Economic Research Working Paper No. 4677*. Najdeno 15. junij 2010 na spletnem naslovu http://www.nber.org/papers/w4677.pdf?new_window=1.
4. Ball, L. & Mankiw, N.G. (1994b). Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations. *The Economic Journal*, 104, 247 – 261.
5. Ball, L. & Mankiw, N.G. (1995). Relative-Price Changes As Aggregate Supply Shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, 110 (1), 161 – 193.
6. Blanchard, O. & Gali, J. (2005). Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model. *Federal Reserve Bank of Boston Working Paper*, 05,14.
7. Bregar L., Ograjenšek I., Bavdaž M. (2002). *Ekonomska statistika 2000*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
8. Christoffel, K. & Linzert, T. (2005). The Role of Real Wage Rigidity and Labor Market Frictions for Unemployment and Inflation Dynamics. *European Central Bank Working Paper*, No. 556.
9. *Commodity world prices*. Food and Agriculture Organization. Najdeno 5. junij 2010. na spletnem naslovu <http://www.fao.org/worldfoodsituation/FoodPricesIndex/en/>.
10. Du Caju, P., Fuss, C., Wintr, L. (2009). Understanding Sectoral Differences in Downward Real Wage Rigidity. Workforce Composition, Institutions, Technology and Competition. *European Central Bank Working Paper*, No. 1006.
11. Enders, W. (1995). *Applied Econometric Time Series Econometric*. New York: J. Wiley.
12. *European Participation Index*. European Trade Union Institute. Najdeno 15. junija 2010 na spletnem naslovu <http://www.worker-participation.eu/About-WP/European-Participation-Index-EPI>.

13. Galesi, A. & Lombardi, M.J. (2009). External Shocks and International Inflation Linkages – A Global VAR. *European Central Bank Working Paper*, No. 1062.
14. Gali, J., Gertler, M., Lopez-Salido, J.D. (2001). European Inflation Dynamics. *European Economic Review*, 45, 1237 – 1270.
15. Gujarati, N.D. (2003). *Basic Econometrics*. (4th Ed.) West Point: McGraw-Hill
16. *Harmonised Indices of Consumer Prices – Item weights*. Eurostat. Najdeno 5. junija 2010 na spletnem naslovu http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=prc_hicp_inw&lang=en.
17. *Harmonised Indices of Consumer Prices – Monthly data*. Eurostat. Najdeno 5. junija 2010 na spletnem naslovu http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=prc_hicp_midx&lang=en.
18. *Industry Production Index – Monthly data*. Eurostat. Najdeno 5. junija 2010 na spletnem naslovu http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=sts_inpr_m&lang=en.
19. Kavenock, D. & Widdows, K. (1998). Price Leadership and asymmetric Price Rigidity. *European Journal of Political Economy*, 14, 167 – 187.
20. Kleshchelski, I. & Vincent, N. (2009). Market Share and Price Rigidity. *Journal of Monetary Economics*, 56, 344 – 352.
21. Križanič, F., Fesić, M., Repina, S., Brinar, B. (2008). Analiza zaslužkov na poti od pridelovalca do potrošnika. Ljubljana: Ekonomski Inštitut Pravne fakultete.
22. Lütkepohl, H. & Krätzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*, New York: Cambridge University Press.
23. Lütkepohl, H., Krätzig, M., (2006). *VAR Analysis in JMulTi*. Najdeno 1. julija 2010 na spletnem naslovu <http://www.jmulti.de/download/help/var.pdf>.
24. Postlewaite, A., Samuelson, L., Silverman, D. (2004). Consumption Commitments and Preferences for Risk, *Penn Institute for Economic Research Working Paper*, No. 04-021.
25. *Povprečne mesečne plače po dejavnostih, podatki v slovenskih tolarjih in informativni preračuni v evre, občine, mesečno (stara metodologija)*. Statistični urad Republike Slovenije. Najdeno 5. junija 2010 na spletnem naslovu http://www.stat.si/pxweb/Dialog/varval.asp?ma=0701094S_EUR&ti=Povpre%E8ne+mes

e%8ne+pla%8e+po+dejavnostih%2C+podatki+v+slovenskih+tolarjih+in+informativni
+prera%8uni+v+evre%2C+ob%8ine%2C+mese%8no+%28stara+metodologija%29%
2E&path=../Database/EUR/07/10_place/&lang=2.

26. Ratfai, A. (2004). Inflation and Relative Price Asymmetry. *European Central Bank Working Paper*, No. 301.
27. Samuelson, P.A. & Nordhaus, W.D. (2001). *Economics*. Boston: McGraw-Hill.
28. Stock, J.H. & Watson, M.W., (2001). Vector Autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*, 15(2), 101 – 115.
29. Wynne, M.A. (2008). *Core inflation: A Review of Some Conceptual Issues*. Federal Reserve Bank of St. Louis.
30. Zivot, E. & Wang, J. (2006). *Modeling Financial Time Series with S-PLUS*.

PRILOGE

KAZALO PRILOG

PRILOGA 1: Testi stacionarnosti spremenljivk	i
PRILOGA 2: HQ kriteriji za določanje števila odlogov	1
PRILOGA 3: Test avtokorelacije.....	2
PRILOGA 4: Test normalnosti ostankov	2
PRILOGA 5: Test heteroskedastičnosti	3
PRILOGA 6: Impulzni odzivi.....	4
PRILOGA 7: Impulzni odzivi prek posameznih enačb.....	5

PRILOGA 1: Testi stacionarnosti spremenljivk

Test: Augmented Dicky-Fuller Test

Niželna hipoteza: V seriji je prisoten enotski koren

Obdobje: 2000 M1 – 2009 M9

Število opazovanj: 117

Tabela 1: Rezultati testa stacionarnosti pred transformiranjem spremenljivk

Model	Spremenljivka	Mejna vrednost t- statistike	t-vrednot	Zaključek
Slovenija	Bruto Plače	-3,41	-1-8069	Serija ni stacionarna
	IIP	-3,41	-0,2645	Serija ni stacionarna
	HICP_Core	-3,41	-2.2358	Serija ni stacionarna
Združeno Kraljestvo	Bruto Plače	-3,41	-1,9743	Serija ni stacionarna
	IIP	-3,41	-1,7268	Serija ni stacionarna
	HICP_Core	-3,41	-0,2084	Serija ni stacionarna

Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

Tabela 2: Rezultati testa stacionarnosti po transformiranju spremenljivk

Model	Spremenljivka	Mejna vrednost t- statistike	t-vrednost	Zaključek
Slovenija	Bruto Plače	-3,41	-3,5439	Serija ni stacionarna
	IIP	-3,41	-0,6457	Serija ni stacionarna
	HICP_Core	-3,41	-3,6530	Serija ni stacionarna
Združeno Kraljestvo	Bruto Plače	-3,41	-7,1596	Serija ni stacionarna
	IIP	-3,41	-1,5340	Serija ni stacionarna
	HICP_Core	-3,41	-6,0554	Serija ni stacionarna

Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

PRILOGA 2: HQ kriteriji za določanje števila odlogov

Obdobje: 2000 M1 – 2009 M9

Število opazovanj: 117

Tabela 1: Rezultati izračuna HQ kriterija

Model	Slovenija	Združeno Kraljestvo
HQ kriterij	4	3
Št. odlogov eksogene spremenljivke	7	6

Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

PRILOGA 3: Test avtokorelacije

Test: LM test avtokorelacije

Ničelna hipoteza: V modelu ni avtokorelacije nobenega reda

Obdobje: 2000 M1 – 2009 M9

Število opazovanj: 117

Tabela 1: Rezultati LM testa avtokorelacije

Model	Slovenija	Združeno kraljestvo
Število odlogov	4	4
LM statistika	32,0613	45,4730
Točna stopnja značilnosti	0,6565	0,1339
Stopinje prostosti	36	36
Zaključek	Ni avtokorelacije ostankov	Ni avtokorelacije ostankov

Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

PRILOGA 4: Test normalnosti ostankov

Test: Nonnormality test

Ničelna hipoteza: Ostanke so normalno porazdeljeni

Obdobje: 2000 M1 – 2009 M9

Število opazovanj: 117

Tabela 1: Rezultati testa nenormalnosti ostankov (multivariatna posplošitev J-B testa) za Slovenijo in Združeno Kraljestvo

Model	Slovenija	Združeno Kraljestvo
Skupna statistika	59,7342	122,2950
Točna stopnja značilnosti	0,0000	0,0000
Stopinje prostosti	6	6
Skewness	6,5884	26,6225
Točna stopnja značilnosti	0,0862	0,0000
Kurtosis	53,1456	95,6725
Točna stopnja značilnosti	0,0000	0,0000

Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

Ničelna hipoteza: Ostanke so normalno porazdeljeni

Obdobje: 2000 M1 – 2009 M9

Število opazovanj: 117

Tabela 2: Rezultati Jaque-Bera testa

Model	Slovenija			Združeno Kraljestvo		
	U1	U2	U3	U1	U2	U3
Testna statistika	39,1797	20,4491	0,4512	123,3651	6,2172	31,8856
Točna stopnja značilnosti	0,0000	0,0000	0,7980	0,0000	0,0447	0,0000
Skewness	0,5527	-0,2239	0,1484	-0,9888	0,2855	-0,7824
Kurtosis	5,7067	5,0642	2,8982	7,7006	4,0031	5,0939

Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

PRILOGA 5: Test heteroskedastičnosti

Test: Multivariatni VARCH-LM test

Ničelna hipoteza: V modelu / enačbi je prisotna heteroskedastičnost

Obdobje: 2000 M1 – 2009 M9

Število opazovanj: 117

Tabela 1: Rezultati VARCH-LM testa za model Slovenije Združenega Kraljestva

Model	Slovenija	Združeno Kraljestvo
VARCH-LM statistika	209,0759	176,0993
Točna stopnja značilnosti	0,9774	0,0000
Stopinje prostosti	252	108
Zaključek	Prisotna heteroskedastičnost	Ni heteroskedastičnosti

Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

Tabela 2: Rezultati ARCH-LM testa za posamezno enačbo

Model	Slovenija			Združeno Kraljestvo		
	u1	u2	u2	u1	u2	u2
Testna statistika	10,5804	2,6742	0,8426	4,7685	4,4636	8,3983
Točna stopnja značilnosti	0,0142	0,4446	0,8393	0,6882	0,4868	0,2988
F-statistika	3,9059	0,9138	0,2830	0,7143	0,9852	1,3063
Točna stopnja značilnosti	0,0109	0,4370	0,8375	0,6600	0,4468	0,2558
Heteroskedastičnost prisotna	×	✓	✓	✓	✓	✓

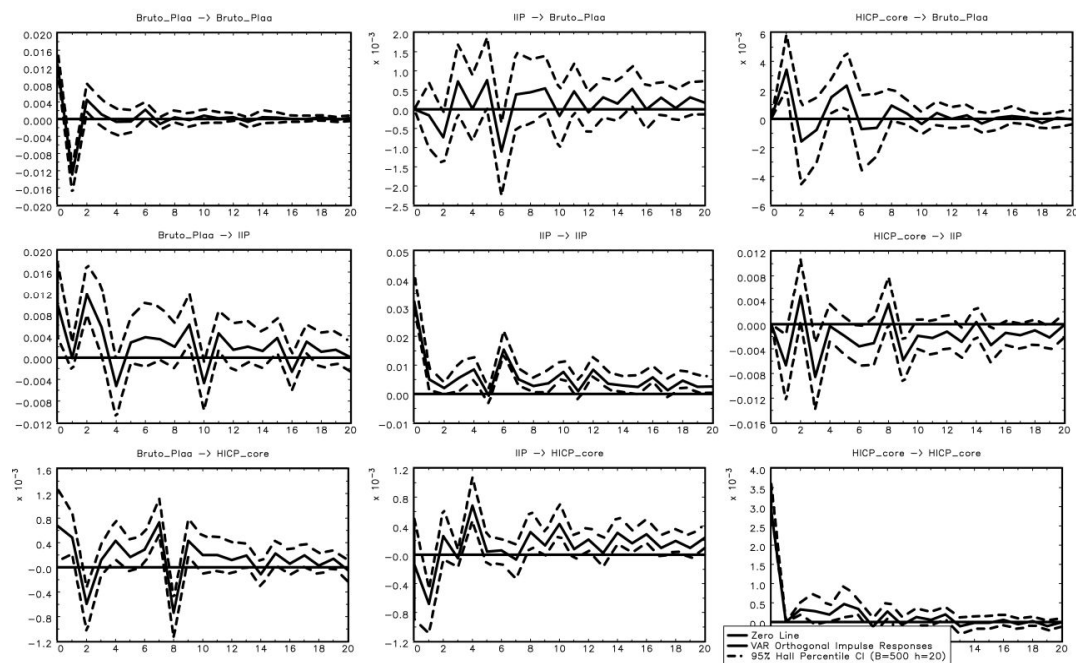
Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

PRILOGA 6: Impulzni odzivi

Slika 1: Impulzni odzivi v modelu za Slovenijo

JMulTi Wed Jul 07 10:03:36 2010

VAR Orthogonal Impulse Responses

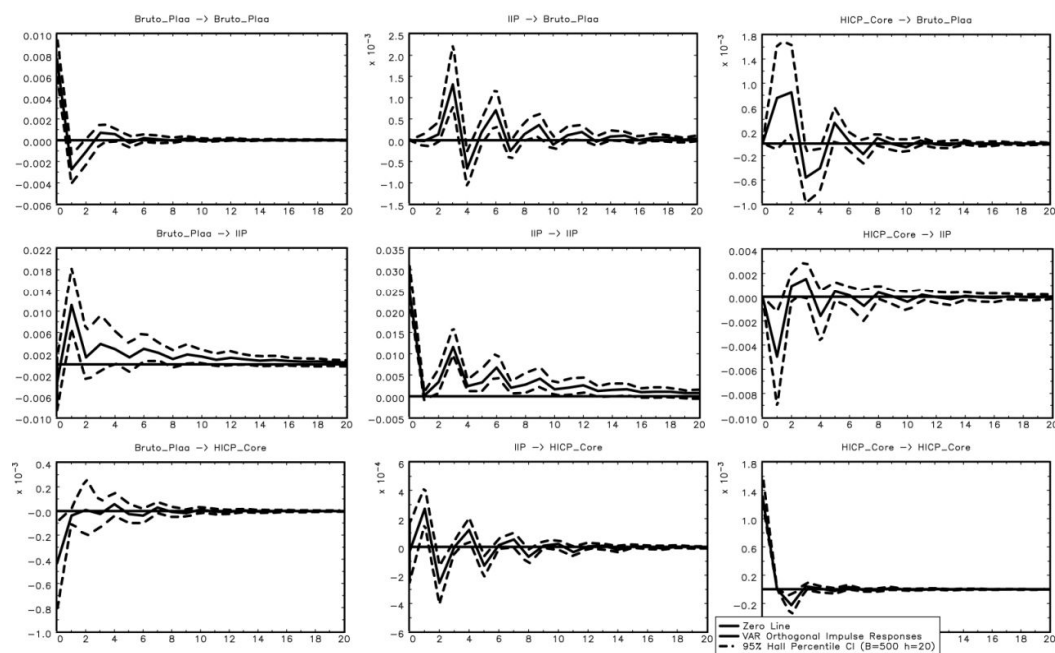


Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

Slika 2: Impulzni odzivi v modelu za Združeno Kraljestvo

JMulTi Wed Jul 07 10:18:01 2010

VAR Orthogonal Impulse Responses



Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

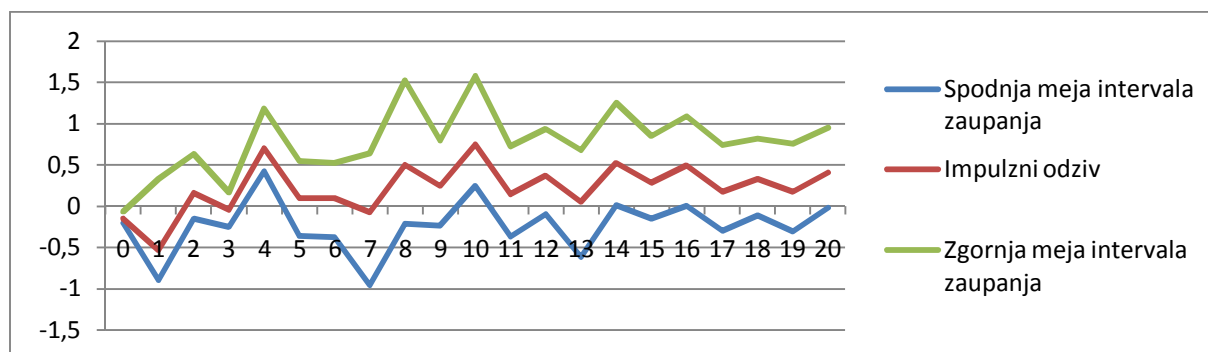
PRILOGA 7: Impulzni odzivi prek posameznih enačb

Tabela 1: Impulzni odzivi inflacije v Sloveniji na šok v cenah hrane

	spodnja meja	IRF	zgornja meja
0	-0,201072	-0,1499244	-0,0635792
1	-0,8957205	-0,5304305	0,3340262
2	-0,1475738	0,1564425	0,6341855
3	-0,2512512	-0,0433339	0,1683929
4	0,4261293	0,7009641	1,184211
5	-0,3633757	0,1001601	0,5453161
6	-0,3759956	0,0993018	0,5251468
7	-0,9608042	-0,0725039	0,6428443
8	-0,2106374	0,5047952	1,5232616
9	-0,2353976	0,2458923	0,7954917
10	0,2457274	0,7468741	1,5780253
11	-0,3687816	0,1467362	0,7251293
12	-0,099855	0,3724214	0,9331969
13	-0,618489	0,0539898	0,6760632
14	0,0123716	0,523714	1,2525235
15	-0,1503944	0,2875016	0,8494017
16	0,0066104	0,4945442	1,0923211
17	-0,2957327	0,1750474	0,7383846
18	-0,1085721	0,3310958	0,8163272
19	-0,3037189	0,1727653	0,7544656
20	-0,0214155	0,4057197	0,9496873

Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

Slika 1: Impulzni odzivi inflacije v Sloveniji na šok v cenah hrane



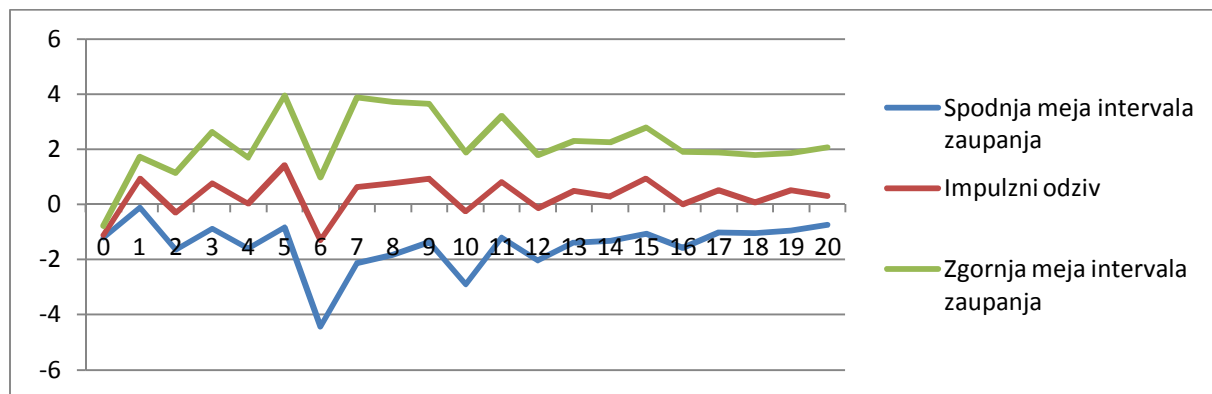
Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

Tabela 2: Impulzni odzivi bruto plač v Sloveniji na šok v cenah hrane

	spodnja meja	IRF	zgornja meja
0	-1,214138	-1,12167	-0,79477
1	-0,1187206	0,927196	1,7320449
2	-1,6384354	-0,29917	1,1353871
3	-0,8768713	0,771405	2,6209401
4	-1,6008284	0,024885	1,7011626
5	-0,8416549	1,423098	3,9595748
6	-4,4389779	-1,28824	0,9700257
7	-2,1330227	0,627403	3,8817519
8	-1,8355922	0,770868	3,724207
9	-1,3543767	0,922453	3,6515679
10	-2,8900345	-0,25528	1,8964932
11	-1,1961112	0,81814	3,1987761
12	-2,0297997	-0,12455	1,7903891
13	-1,3821923	0,501809	2,306902
14	-1,3168339	0,278235	2,265675
15	-1,0654133	0,941585	2,794077
16	-1,5777927	-0,00404	1,9125345
17	-1,0158267	0,524731	1,892325
18	-1,0303942	0,080365	1,7931162
19	-0,9567203	0,522633	1,8580115
20	-0,7464767	0,310174	2,059354

Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

Slika 2: Impulzni odzivi bruto plač v Sloveniji na šok v cenah hrane



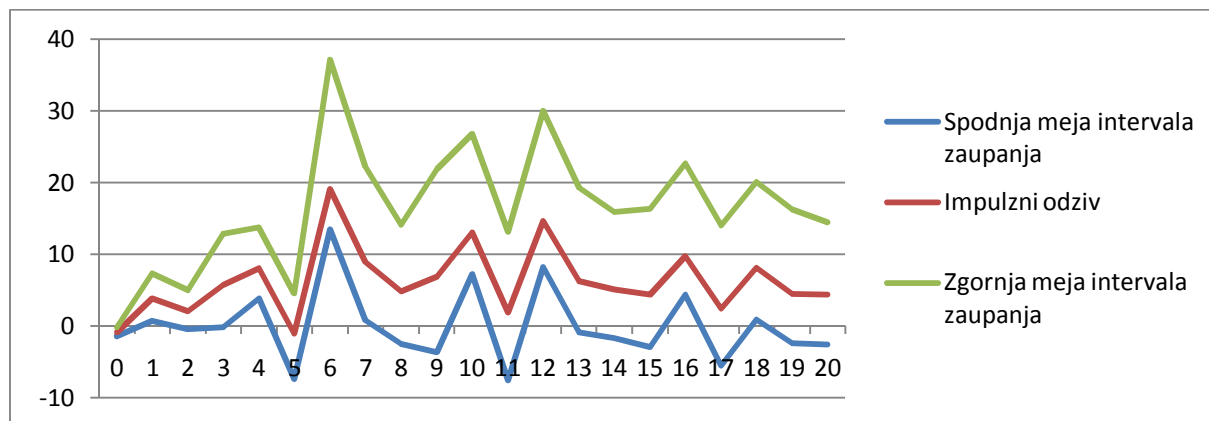
Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

Tabela 3: Impulzni odzivi indeksa industrijske proizvodnje v Sloveniji na šok v cenah hrane

	spodnja meja	IRF	zgornja meja
0	-1,3895837	-0,87321	-0,1848797
1	0,7747906	3,841341	7,3536449
2	-0,3856606	2,043472	4,9740373
3	-0,1277037	5,732847	12,8836392
4	3,8504221	8,079835	13,7436524
5	-7,3786167	-1,01735	4,5299303
6	13,5305593	19,12784	37,0810385
7	0,8101289	8,94599	22,2619738
8	-2,4483446	4,826902	14,1127507
9	-3,6047548	6,85013	21,8311565
10	7,26285	13,03354	26,7965832
11	-7,5826338	1,922261	13,1061268
12	8,2358046	14,66007	30,0076968
13	-0,8422498	6,237625	19,2504441
14	-1,653742	5,137417	15,8763737
15	-2,9297686	4,381871	16,3177437
16	4,435463	9,769393	22,7007871
17	-5,5202664	2,407858	13,9950073
18	0,9048748	8,124532	20,0609375
19	-2,3590737	4,48193	16,262948
20	-2,5723233	4,428486	14,5074737

Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

Slika 3: Impulzni odzivi indeksa industrijske proizvodnje v Sloveniji na šok v cenah hrane



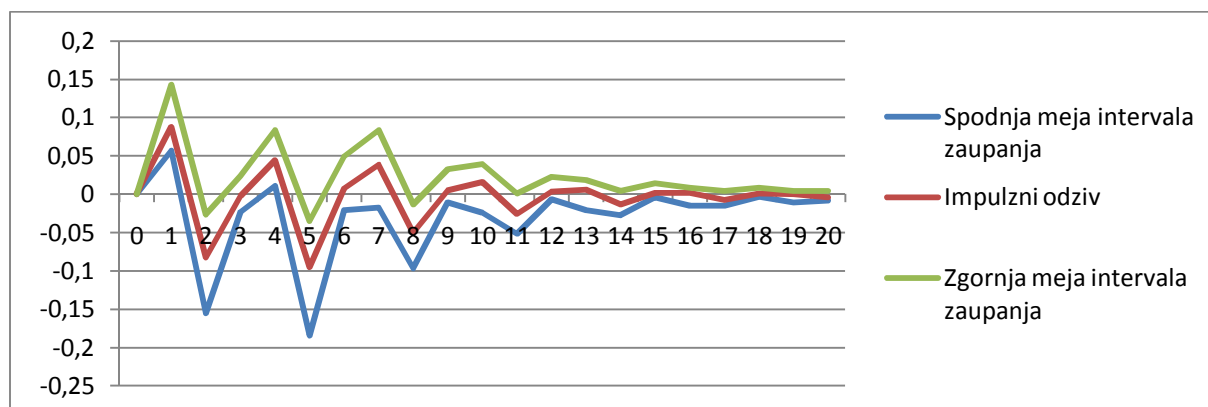
Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

Tabela 4: Impulzni odzivi inflacije v Združenem Kraljestvu na šok v cenah hrane

	spodnja meja	IRF	zgornja meja
0	0	0	0
1	0,0566364	0,0877668	0,1427355
2	-0,1549634	-0,082594	-0,0265954
3	-0,0235347	-0,0020496	0,0233176
4	0,0106452	0,0441134	0,0837638
5	-0,1840398	-0,0947394	-0,0351518
6	-0,0204096	0,0076669	0,0491361
7	-0,0173478	0,0382594	0,0836373
8	-0,0968459	-0,0500416	-0,0129646
9	-0,0105061	0,0054574	0,0330543
10	-0,0241801	0,0161755	0,0390168
11	-0,0518492	-0,0257959	0,0006723
12	-0,0062231	0,003243	0,022795
13	-0,0208254	0,0062034	0,018441
14	-0,0277196	-0,013341	0,0041662
15	-0,0041366	0,0016938	0,014411
16	-0,0149436	0,0020505	0,0085867
17	-0,0148093	-0,0069642	0,004663
18	-0,0030625	0,0007739	0,0083753
19	-0,0102924	0,0004443	0,0042102
20	-0,0080083	-0,003702	0,0040458

Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

Slika 1: Impulzni odzivi inflacije v Združenem Kraljestvu na šok v cenah hrane



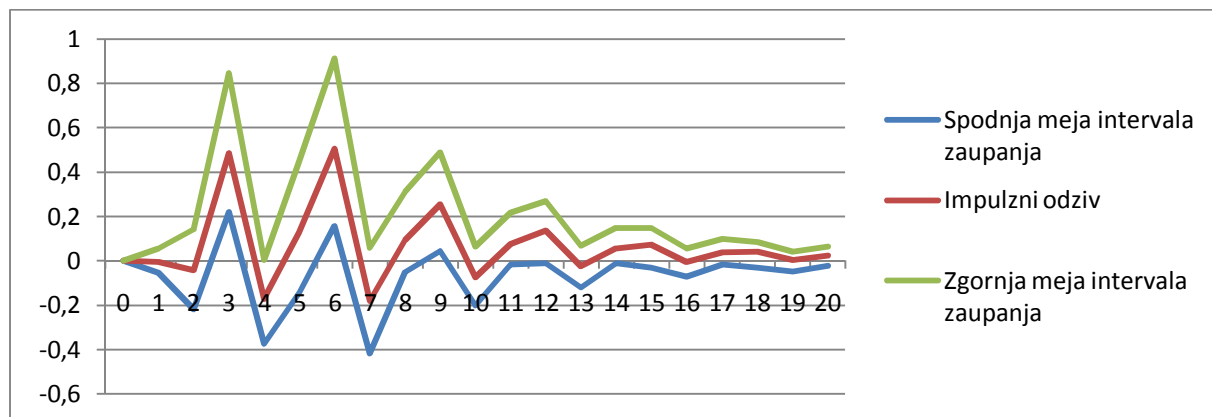
Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

Tabela 5: Impulzni odzivi bruto plač v Združenem Kraljestvu na šok v cenah hrane

	spodnja meja	IRF	zgornja meja
0	0	0	0
1	-0,054609	-0,0061476	0,0548706
2	-0,2172658	-0,0430028	0,1431517
3	0,2207775	0,4844289	0,8471955
4	-0,3759846	-0,1718037	0,0046232
5	-0,1436757	0,1264273	0,4512985
6	0,1555409	0,5043264	0,911636
7	-0,4184659	-0,1801901	0,0594159
8	-0,0518886	0,0930058	0,3108116
9	0,044523	0,2556538	0,4887105
10	-0,2022661	-0,0732169	0,0646107
11	-0,0156716	0,0764957	0,2177848
12	-0,0099216	0,1350162	0,2682728
13	-0,1195844	-0,0254016	0,0666922
14	-0,0115628	0,0547554	0,1492467
15	-0,0322381	0,074021	0,1480537
16	-0,0710946	-0,0039714	0,0548757
17	-0,0169073	0,0374577	0,0975783
18	-0,0302436	0,0418869	0,084851
19	-0,0487376	0,0040893	0,0421387
20	-0,0215458	0,0250969	0,0649754

Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

Slika 2: Impulzni odzivi bruto plač v Združenem Kraljestvu na šok v cenah hrane



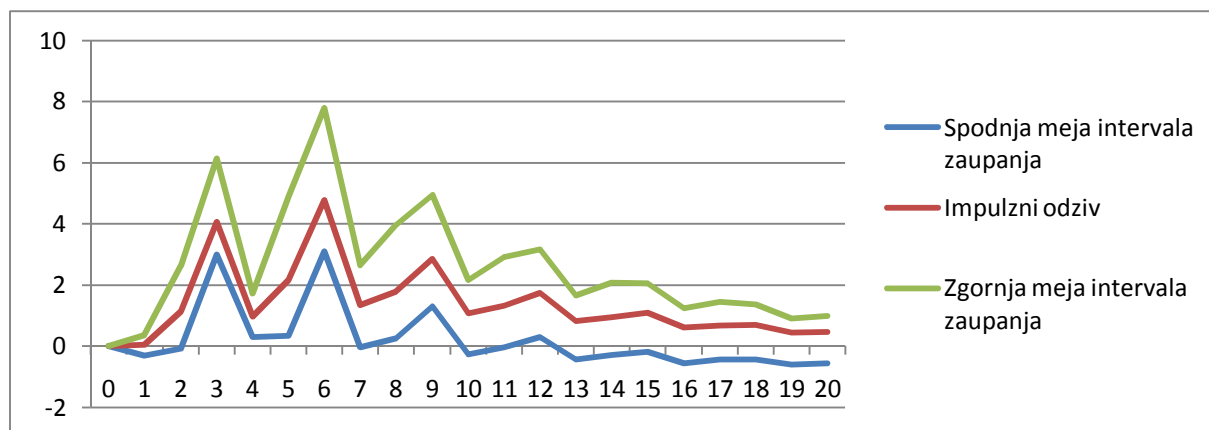
Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

Tabela 6: Impulzni odzivi indeksa industrijske proizvodnje v Združenem Kraljestvu na šok v cenah hrane

	spodnja meja	IRF	zgornja meja
0	0	0	0
1	-0,3030309	0,0417579	0,3585882
2	-0,083566	1,1316754	2,6305731
3	3,0084952	4,060293	6,1487225
4	0,3025622	0,9721565	1,7246421
5	0,3378202	2,1582581	4,8808955
6	3,1163482	4,7791492	7,7891668
7	-0,0411813	1,3437573	2,6552519
8	0,2659907	1,789338	3,9671015
9	1,303329	2,8483151	4,9405001
10	-0,2588682	1,0726241	2,1586634
11	-0,0263458	1,3325594	2,9180971
12	0,2918928	1,738737	3,1616551
13	-0,4389108	0,8178533	1,6669665
14	-0,2855127	0,9554165	2,0710529
15	-0,1901817	1,0856666	2,0594327
16	-0,5476603	0,6057636	1,250986
17	-0,4358832	0,6689497	1,4430487
18	-0,4385254	0,6920483	1,3607189
19	-0,6012439	0,438528	0,9137203
20	-0,5548259	0,4618358	0,9939581

Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.

Slika 3: Impulzni odzivi indeksa industrijske proizvodnje v Združenem Kraljestvu na šok v cenah hrane



Vir: Lastni izračuni s pomočjo programa JMulTi.