

**UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA**

MAGISTRSKO DELO

MATJAŽ JEZERNIK ŠIRCA

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

MAGISTRSKO DELO

**VEKTORSKA AVTOREGRESIJA S ČASOVNO SPREMENLJIVIMI
PARAMETRI: ANALIZA SLOVENSKE ZUNANJE TRGOVINE**

Ljubljana, julij 2016

MATJAŽ JEZERNIK ŠIRCA

IZJAVA O AVTORSTVU

Podpisani Matjaž Jezernik Širca, študent Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, avtor predloženega dela z naslovom Vektorska avtoregresija s časovno spremenljivimi parametri: Analiza slovenske zunanje trgovine, pripravljenega v sodelovanju s svetovalcem red. prof. dr. Igorjem Mastenom

IZJAVLJAM

1. da sem predloženo delo pripravil samostojno;
2. da je tiskana oblika predloženega dela istovetna njegovi elektronski obliki;
3. da je besedilo predloženega dela jezikovno korektno in tehnično pripravljeno v skladu z Navodili za izdelavo zaključnih nalog Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, kar pomeni, da sem poskrbel, da so dela in mnenja drugih avtorjev oziroma avtoric, ki jih uporabljam oziroma navajam v besedilu, citirana oziroma povzeta v skladu z Navodili za izdelavo zaključnih nalog Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani;
4. da se zavedam, da je plagiatorstvo – predstavljanje tujih del (v pisni ali grafični obliki) kot mojih lastnih – kaznivo po Kazenskem zakoniku Republike Slovenije;
5. da se zavedam posledic, ki bi jih na osnovi predloženega dela dokazano plagiatorstvo lahko predstavljalo za moj status na Ekonomski fakulteti Univerze v Ljubljani v skladu z relevantnim pravilnikom;
6. da sem pridobil vsa potrebna dovoljenja za uporabo podatkov in avtorskih del v predloženem delu in jih v njem jasno označil;
7. da sem pri pripravi predloženega dela ravnal v skladu z etičnimi načeli in, kjer je to potrebno, za raziskavo pridobil soglasje etične komisije;
8. da soglašam, da se elektronska oblika predloženega dela uporabi za preverjanje podobnosti vsebine z drugimi deli s programsko opremo za preverjanje podobnosti vsebine, ki je povezana s študijskim informacijskim sistemom članice;
9. da na Univerzo v Ljubljani neodplačno, neizključno, prostorsko in časovno neomejeno prenašam pravico shranitve predloženega dela v elektronski obliki, pravico reproduciranja ter pravico dajanja predloženega dela na voljo javnosti na svetovnem spletu preko Repozitorija Univerze v Ljubljani;
10. da hkrati z objavo predloženega dela dovoljujem objavo svojih osebnih podatkov, ki so navedeni v njem in v tej izjavi.

V Ljubljani, dne 18.7.2016

Podpis študenta: _____

KAZALO

UVOD	1
1 VEKTORSKA AVTOREGRESIJA S KONSTANTNIMI PARAMETRI.....	4
1.1 Metodološka zasnova VAR modela	5
1.2 Identifikacija	6
1.3 Pomanjkljivosti VAR modelov.....	8
1.4 VAR model z Bayesovo statistiko	9
2 VAR S ČASOVNO SPREMENLJIVIMI PARAMETRI (TVP-VAR).....	12
2.1 Namen pristopa in pregled literature	12
2.2 Metodološka zasnova TVP-VAR modela.....	13
2.3 Ocenjevanje TVP-VAR modela z Bayesovim pristopom	16
2.3.1 Metropolis-Hastings algoritem.....	16
2.3.2 Gibbsov vzorčevalnik.....	18
2.3.3 Kalmanov filter.....	19
2.3.4 Ocenjevanje variabilnosti strukturnih šokov modela	21
2.4 Ocenjevanje z Gibbsovim vzorčevalnikom v prostorih stanj	23
2.5 Povzetek poteka vzorčenja.....	25
3 OPREDELITEV ZUNANJE TRGOVINE TER UVOZNE IN IZVOZNE FUNKCIJE.....	26
4 PREDSTAVITEV PODATKOV	29
5 EMPIRIČNA ANALIZA.....	35
5.1 VAR model.....	36
5.2 TVP-VAR model.....	40
5.2.1 Apriorne vrednosti koeficientov in hiperparametrov	40
5.2.2 Rezultati za izvozno enačbo	42
5.2.2.1 Konvergenčna diagnostika hiperparametrov	42
5.2.2.2 Simultana dohodkovna elastičnost v izvozni enačbi	44
5.2.2.3 Simultana cenovna elastičnost v izvozni enačbi.....	50
5.2.2.4 Analiza impulzno odzivnih funkcij: Uvoz EU 28 - izvoz Slovenije	55
5.2.2.5 Analiza impulzno odzivnih funkcij: relativne izvozne cene - izvoz Slovenije.....	59
5.2.3 Rezultati za uvozno enačbo	62
5.2.3.1 Konvergenčna diagnostika hiperparametrov	62
5.2.3.2 Simultana dohodkovna elastičnost v uvozni enačbi	64
5.2.3.3 Simultana cenovna elastičnost v uvozni enačbi.....	67
5.2.3.4 Analiza impulzno odzivnih funkcij: relativne uvozne cene - uvoz Slovenije	70
5.2.3.5 Analiza impulzno odzivnih funkcij: BDP Slovenije - uvoz Slovenije	73
SKLEP.....	75
LITERATURA IN VIRI	77
PRILOGE	

KAZALO TABEL

Tabela 1: Opisne statistike izbranih spremenljivk	35
Tabela 2: Pregled rezultatov nekaterih študij modelov izvoznih in uvoznih enačb.....	35
Tabela 3: Rezultati testov stacionarnosti.....	36
Tabela 4: Rezultati Johansonovega testa kointegracije.....	36
Tabela 5: Opisne statistike in mere konvergence MCMC verige za izvozno enačbo.....	44
Tabela 6: Indeksi konkurenčnosti za Slovenijo	54
Tabela 7: Indeksi konkurenčnosti za Slovenijo	55
Tabela 8: Opisne statistike in mere konvergence MCMC verige za uvozno enačbo.....	64

KAZALO SLIK

Slika 1: Dekompozicija poteka vzorčenja parametrov v Bayesovi statistiki	10
Slika 2: Gibbsov vzorčevalnik in M-H algoritem na primeru dveh parametrov.....	19
Slika 3: Uvoz in izvoz Slovenije (v mio EUR)	30
Slika 4: Bruto domači proizvod Slovenije in uvoz EU 28 (v 000 EUR)	31
Slika 5: Izvozne in uvozne relativne cene za Slovenijo	31
Slika 6: Realni efektivni devizni tečaj Slovenije	32
Slika 7: Prispevek rasti neto izvoza Slovenije k skupni gospodarski rasti Slovenije	33
Slika 8: Delež izvoza Slovenije v EU 28	34
Slika 9: Impulzno odzivne funkcije izvoza.....	38
Slika 10: Impulzno odzivne funkcije uvoza.....	38
Slika 11: Dinamika ostankov VAR modelov izvoza (levo) in uvoza (desno)	39
Slika 12: Prikaz stabilnosti ostankov VAR modelov	39
Slika 13: Avtokorelacije izbranih hiperparametrov	43
Slika 14: Drseča povprečja izbranih hiperparametrov	43
Slika 15: Simultana dohodkovna elastičnost slovenskega izvoza s TVP-VAR (uvoz EU 28)	45
Slika 16: Simultana dohodkovna elastičnost slovenskega izvoza s TVP-VAR (uvoz EMU 19).....	46
Slika 17: Gewekeova statistika dohodkovne elastičnosti slovenskega izvoza in kvantilni grafikon po izbranih obdobjih	47
Slika 18: Stohastična volatilitnost slovenskega izvoza	48
Slika 19: Kazalnik razmerja krediti/BDP in dolgoročni trend	50
Slika 20: Simultana cenovna elastičnost slovenskega izvoza s TVP-VAR-om.....	50
Slika 21: Gewekeova statistika cenovne elastičnosti slovenskega izvoza in kvantilni grafikon po izbranih obdobjih.....	51
Slika 22: Simultana cenovna elastičnost slovenskega izvoza (uvoz EMU 19).....	53
Slika 23: Impulzni odzivi slovenskega izvoza na šok uvoza EU 28.....	56
Slika 24: Stohastična volatilitnost uvoza EU 28	58
Slika 25: Impulzni odzivi slovenskega izvoza na spremembe relativnih izvoznih cen	60
Slika 26: Stohastična volatilitnost relativnih izvoznih cen.....	61

Slika 27: Avtokorelacije za izbrane hiperparametre	63
Slika 28: Drseča povprečja izbranih hiperparametrov	63
Slika 29: Simultana dohodkovna elastičnost slovenskega uvoza s TVP-VAR-om	64
Slika 30: Gewekeova statistika dohodkovne elastičnosti slovenskega uvoza in kvantilni grafikon po izbranih obdobjih.....	65
Slika 31: Razlika med dohodkovno elastičnostjo izvoza in uvoza Slovenije	66
Slika 32: Neto izvoz Slovenije (v mio EUR)	66
Slika 33: Simultana cenovna elastičnost slovenskega uvoza s TVP-VAR-om.....	67
Slika 34: Simultana cenovna elastičnost slovenskega uvoza s TVP-VAR-om.....	68
Slika 35: Neto izvoz Slovenije (v mio EUR) in realni efektivni devizni tečaj.....	69
Slika 36: Gewekeova statistika cenovne elastičnosti slovenskega uvoza in kvantilni grafikon po izbranih obdobjih	69
Slika 37: Impulzni odzivi slovenskega uvoza na spremembe relativnih uvoznih cen	71
Slika 38: Stohastična volatilitnost relativnih uvoznih cen.....	72
Slika 39: Impulzni odzivi slovenskega uvoza na spremembe BDP	73
Slika 40: Stohastična volatilitnost BDP Slovenije.....	74

UVOD

Modeliranje makroekonomskih pojavov v okviru časovnih vrst je skozi čas za usmerjanje ekonomske politike postajalo vse pomembnejši inštrument. Vektorska avtoregresija (angl. *vector autoregression*, v nadaljevanju VAR), ki jo je prvi uporabil Sims (1980), je pomenila pomemben preboj na tem področju. Pred tem so se uporabljale metode, med katerimi izpostavljamo Cowles Commission in LSE (angl. *London School of Economics*) metodi, ki so bile predvsem računsko zahtevne, hkrati pa niso omogočale pravih odgovorov. Na VAR lahko gledamo kot na sistem enačb, ki v dinamičnem smislu opisuje odnose med spremenljivkami. VAR se osredotoča na šoke (Favero, 2001, str. 164), to so nepričakovane spremembe vrednosti spremenljivk in nam konsistentno omogoča odgovoriti na vprašanje: »Kako se odzvati na šoke v gospodarskem okolju?«. Slednje tudi pomeni, da lahko z vnaprej pripravljenimi scenariji dinamike izbranih spremenljivk v obliki šokov določimo pričakovano dinamiko spremenljivk, ki jih proučujemo. Pri tem moramo šoke najprej identificirati, nato pa s pomočjo impulznih odzivov, ki predstavljajo dinamičen odziv na šoke določenih spremenljivk, opazujemo obnašanje preostalih spremenljivk. VAR je zelo fleksibilno orodje, ki omogoča vpeljavo in preverjanje različnih (ekonomskih) teorij z uvedbo omejitev na parametrih, ki določajo povezave med spremenljivkami. Ima pa VAR poleg omenjenih prednosti tudi nekatere pomembne pomanjkljivosti. V magistrskem delu se osredotočamo predvsem na dve, in sicer na konstantnost koeficientov ter na predpostavko konstantne kovariančne matrike oziroma homoskedastičnosti.

Kot odgovor na navedene pomanjkljivosti VAR-a je bila razvita metoda, ki omogoča ocenjevanje z vpeljavo časovno spremenljivih parametrov (angl. *Time Varying Parameter VAR*, v nadaljevanju TVP-VAR) in predstavlja posplošitev VAR-a. Literatura TVP-VAR modeliranja se v smislu problematike konstantnih parametrov makroekonomskih modelov deli v dve širši skupini. Prva skupina, s primeri študij Blanchard in Simon (2001), Stock in Watson (1998) ter Cogley in Sargent (2005), vpelje heteroskedastičnost oziroma variabilnost kovariančne matrike ostankov – nesistematičnega dela VAR-a. Po drugi strani sta Bernanke in Mihov (1998b) s pomočjo študije monetarne politike v ZDA opazila občutno povečanje variabilnosti strukturnih šokov med leti 1979 in 1982. Drugi del problematike VAR-a predstavljajo konstantni koeficienti, to je sistematični del VAR-a, ki opisuje transmisijo strukturnih šokov na posamezne endogene spremenljivke. Aspekt časovno spremenljivih koeficientov so med drugimi zagovarjali Clarida, Gali in Gertler (2000), ki pokažejo na spremembe v monetarni politiki v obdobjih, ko so bili na čelu Ameriških Zveznih Rezerv (angl. *Federal Reserves*, v nadaljevanju FED) različni predsedniki. V kasnejših študijah, med katerimi izpostavljamo Nakajima (2011) na podatkih za Japonsko in Primiceri (2005) na podatkih za ZDA, uporabijo TVP-VAR z upoštevanjem časovne spremenljivosti koeficientov in kovariančne matrike.

Poleg omenjenih dveh pomanjkljivosti VAR-a, TVP-VAR zmanjšuje tudi težave povezane z ocenjevanjem parametrov. Do tovrstnih težav lahko pride, če se zelo poveča število

parametrov v modelu (angl. *overparametrization*), kar se zgodi že v ne zelo kompleksnih makroekonomskih modelih. To pa privede do zmanjšanja stopinj prostosti in povzroči nerealne ocene parametrov (Koop, 2013). Za razliko od VAR-a, ki v osnovi bazira na ocenjevanju parametrov po metodi najmanjših kvadratov ostankov (angl. *ordinary least squares*, v nadaljevanju MNKVD), so pri TVP-VAR-u parametri ocenjeni s pomočjo simulacij, in sicer z Monte Carlo algoritmom z uporabo Markovskih verig (angl. *Monte Carlo Markov Chain*, v nadaljevanju MCMC), ki temelji na Bayesovi statistiki.

Namen in cilji magistrskega dela. V magistrskem delu analiziramo podatke o slovenski zunanji trgovini za obdobje od 1Q1995 do 3Q2013; uvozno in izvozno povpraševanje. V povezavi s tem so pomembne vsaj tri časovne prelomnice, za katere domnevamo, da so strukturno vplivale na splošno slovensko gospodarsko dinamiko in tudi na dinamiko zunanje trgovine. Te časovne prelomnice so vstop v Evropsko unijo (v nadaljevanju EU) v letu 2004 ter vstop v evroobmočje (v nadaljevanju EMU) v letu 2007. Zadnji večji mejnik predstavlja aktualna gospodarska kriza, ki je po začetnem vplivu na finančni sektor ob koncu leta 2008 nadalje vplivala na realni sektor držav po vsem svetu, s tem pa tudi na dinamiko zunanje trgovine.

Učinek vstopa države v integracije, kakršna je EU, se v literaturi učinkov ekonomsko-gospodarskih integracij kaže predvsem v povečanju zunanje trgovine med državami, ki tvorijo tovrstno integracijo (Caporale, Rault, Sova, & Sova, 2011). S tem, ko se je Slovenija pridružila državam članicam EU, je vstopila v prostotrgovinsko območje. Med drugim je namen tega območja spodbujati zunanjetrgovinsko menjavo znotraj integracije s sporazumi kot so na primer prostocarinsko območje in prosto gibanje blaga in produkcijskih faktorjev.

Po vstopu Slovenije v EU je v letu 2007 sledil še vstop v EMU. Podobno kot pri vstopu v integracije tipa EU se tudi pri vstopu v EMU učinki vstopa države v integracijo kažejo v povečanju obsega zunanje trgovine. Baldwin (2006) je ocenil, da se je od uvedbe evra trgovinska menjava med državami članicami povečala od 5 do 10 %.

Kot tretji časovni mejnik postavljamo aktualno gospodarsko krizo, ki se še danes odraža v krčenju kreditne aktivnosti in šibki gospodarski rasti. Pod vplivom navedenih dejavnikov je tudi zunanja trgovina Slovenije, pri čemer se je oteženim pogojem financiranja v času krize pridružil še poslabšan likvidnostni položaj podjetij v realnem sektorju, kar podjetja odvrča od sklepanja poslov s poslovnimi partnerji oziroma povečuje stroške poslovanja pri zavarovanju kreditnih tveganj.

Uvozna in izvozna funkcija vsake države sta v literaturi v splošnem opredeljeni z dohodkom oziroma povpraševanjem (domačim ali tujim) ter z relativnimi cenami (Bahmani-Oskooee & Nirromand, 1998). Povezave med odvisnimi in neodvisnimi spremenljivkami v modelih uvoznega in izvoznega povpraševanja, ki so navadno v dvojno-logaritemski obliki, imenujemo elastičnosti (angl. *trade elasticities*). Pri spremenljivkah dohodka so to

dohodkovne elastičnosti uvoza oziroma izvoza, ki predstavljajo odzivanje uvoza in izvoza na spremembe dohodka oziroma povpraševanja. Pri spremenljivkah relativnih cen pa so to cenovne elastičnosti, ki predstavljajo odzivanje uvoza in izvoza na spremembe relativnih cen.

Številne študije so s pomočjo analiziranja uvoznih in izvoznih enačb z uporabo ekonometričnih orodij pokazale različne ravni dohodkovnih elastičnosti ter različne predznake pri cenovnih elastičnostih. V nekaj primerih se je slednja izkazala tudi kot statistično neznačilna. Med študijami izpostavljamo Benaček, Podpiera in Prokop (2005) za Češko, Vagač, Palenik in Kvetan (2001) za Slovaško, Wdowinski in Milo (2002) za Poljsko ter Bobić (2010) za Hrvaško, ker so gospodarske strukture teh držav podobne slovenskim.

Glavni namen magistrskega dela je prikaz uporabe TVP-VAR-a na podatkih za slovensko zunanjo trgovino, o čemer v literaturi nismo zasledili prispevkov. Ob tem pa tudi primerjamo rezultate med TVP-VAR-om in VAR-om (s konstantnimi parametri). V vsebinskem smislu želimo z uporabo TVP-VAR-a izkoristiti prednosti, ki jih omogoča v primerjavi z VAR-om in v okviru uvozne in izvozne enačbe za Slovenijo določiti časovno dinamiko simultanih dohodkovnih in cenovnih elastičnosti. S tem pridobimo pomembne informacije, saj tako izračunane elastičnosti odražajo tudi časovno dinamiko stanja slovenskega gospodarstva, ki je sicer spremenljivka latentne oziroma neopazljive narave (angl. *latent, unobservable*).

Cilji magistrskega dela so:

- opredelitev problematike konstantnih parametrov v klasičnem VAR-u,
- predstavitev področij na katerih temelji modeliranje s TVP-VAR-om,
- proučitev dinamike slovenske zunanje trgovine za obravnavano obdobje ter ponazoritev pomembnosti zunanje trgovine za slovensko gospodarstvo,
- predstavitev splošnega modela uvoznega in izvoznega povpraševanja ter opredelitev pojmov elastičnosti v uvoznih in izvoznih enačbah,
- prikaz dinamičnih odzivov uvoza in izvoza z impulznimi odzivi na šoke spremenljivk z uporabo VAR-a,
- prikaz in analiza časovne dinamike simultanih elastičnosti v uvozni in izvozni enačbi ter prikaz razvoja stohastične volatilnosti spremenljivk z uporabo TVP-VAR-a,
- izračun, prikaz in analiza impulznih odzivov z uporabo TVP-VAR-a ter primerjava z rezultati VAR-a.

S pomočjo navedenih ciljev poskušamo odgovoriti na ključni vprašanji magistrskega dela, ki smo si jih zastavili v sklopu hipotez:

1. vstop Slovenije v EU in EMU je povečal dohodkovno in cenovno elastičnost slovenskega uvoza in izvoza,
2. aktualna gospodarska kriza je zmanjšala dohodkovno in cenovno elastičnost slovenskega uvoza in izvoza.

Struktura magistrskega dela. Magistrsko delo je sestavljeno iz dveh sklopov, teoretičnega in empiričnega, razdeljeno pa je v pet poglavij. Prva tri poglavja so teoretična, zadnji dve pa sta empirični. Osnova za TVP-VAR je VAR, v katerem se parametri v času ne spreminjajo oziroma so konstantni, ocenjujemo pa jih po MNKVD metodi. V prvem poglavju na kratko predstavimo metodološko zasnovo klasičnega VAR-a, se opredelimo glede problematike njegove identifikacije, navedemo pa tudi njegove ključne pomanjkljivosti, na katerih temelji v naslednjem poglavju predstavljen TVP-VAR. V prvem poglavju se dotaknemo tudi alternativne struje v statistiki, to je Bayesova statistika, ki za razliko od frekventističnega pristopa, v katerega spada metoda MNKVD, parametre v modelih obravnava kot slučajne spremenljivke. Bayesova statistika je podlaga za izpeljavo modeliranja s TVP-VAR-om, poleg tega pa je potrebno vpeljati tudi metode simuliranja, saj zaradi velikega števila parametrov, nelinearnih povezav in s tem povezane kompleksnosti funkcije verjetja (angl. *likelihood function*). Ocenjevanje po MNKVD postane praktično neizvedljivo. V drugem poglavju najprej navedemo prispevke, ki so pomembno doprinesli k razvoju TVP-VAR-a. V ta kontekst vpeljemo tudi razvoj dogodkov v gospodarstvu Združenih držav Amerike (v nadaljevanju ZDA), ki zajema precejšen del druge polovice prejšnjega stoletja in začetek sedanjega. Predstavimo literaturo, ki je večinoma s parcialnimi prispevki počasi odkrivala slabe strani VAR-a. Preostanek drugega poglavja predstavlja glavne module, ki so potrebni za izpeljavo modeliranja s časovno spremenljivimi parametri: Metropolis-Hastings algoritem (v nadaljevanju M-H algoritem), Gibbsov vzorčevalnik (angl. *Gibbs sampler*), Kalmanov filter (angl. *Kalman filter*) in modeliranje stohastične volatilnosti. V tretjem poglavju se opredelimo glede zunanje trgovine in povzamemo rezultate nekaterih študij s tega področja. Predstavimo pojma uvozne in izvozne funkcije, splošno obliko uvozne in izvozne enačbe ter tako dajemo teoretično podlago za empirični del magistrskega dela. V četrtem poglavju predstavimo podatke, na katerih ocenjujemo VAR in TVP-VAR ter se tudi navežemo na sicer empirično že dokazana dognanja glede pomembnosti zunanje trgovine za majhna odprta gospodarstva. Pokažemo tudi, kako se je vloga slovenske zunanje trgovine v izbranem časovnem okviru spreminjala z vidika doprinosa k skupni gospodarski rasti. V prvem delu petega poglavja prikažemo rezultate osnovnih testov na področju modeliranja izbranih časovnih vrst. Sledijo rezultati ocenjevanja impulznih odzivov izvoza in uvoza na šoke z VAR-om ter predstavimo nekatere pokazatelje izbrane specifikacije modela. V preostanku petega poglavja predstavimo še rezultate TVP-VAR-a, in sicer tako za enačbo izvoza kot tudi uvoza predstavimo dinamiko simultanih cenovnih in dohodkovnih elastičnosti, stohastične volatilnosti ter impulzno odzivnih funkcij. Zadnje, sklepno poglavje, povzema ključne ugotovitve in jih primerja s postavljenimi hipotezami.

1 VEKTORSKA AVTOREGRESIJA S KONSTANTNIMI PARAMETRI

VAR z analizo vpliva odloženih vrednosti in medsebojnega vpliva spremenljivk omogoča merjenje vplivov določenih spremenljivk na preostale spremenljivke v modelu. Pri VAR-u gre za razširitev avtoregresije (angl. *autoregression*, v nadaljevanju AR) z vključitvijo več

spremenljivk. S primerno postavitvijo omejitev (angl. *restrictions*) nam VAR omogoča analiziranje odstopanj od pravil oziroma teorij, po katerih naj bi se gibal pojav. Pojasnjuje, kakšen vpliv imajo takšna odstopanja, ki jih v terminologiji VAR modeliranja imenujemo šoki, na dinamičen potek oziroma odziv izbranih spremenljivk (Favero, 2001, str. 172–173). Na VAR lahko tako gledamo kot na sistem enačb, ki v dinamičnem smislu opisuje odnose med spremenljivkami. Temeljni pogoj za obstoj zasnove, ki omogoča konsistentno uporabo VAR-a, je obrnljivost matrike koeficientov pri odloženih vrednostih ostankov modela. Slednje je utemeljeno s pomočjo zapisa časovne vrste v obliki drsečih sredin (angl. *moving averages*, v nadaljevanju MA), ki jo lahko zapišemo z enačbo $Y_t = C(L)e_t$, pri čemer je $C(L)$ operator odloga in e_t so ostanki modela. Če to enačbo z obeh strani pomnožimo z inverzno matriko $C^{-1}(L)$, dobimo preoblikovano časovno vrsto v obliki $A(L)Y_t = e_t$, kjer je $A(L) = C^{-1}(L)$. S to operacijo se MA koeficienti spremenijo v VAR koeficiente.

Funkcijo, ki prikazuje odziv določene spremenljivke na šok neke druge spremenljivke, imenujemo impulzno odzivna funkcija (angl. *impulse response function*). Favero (2001) VAR opredeli kot orodje za empirično ocenjevanje odzivov (angl. *responses*) na šoke oziroma impulze (angl. *impulses*). Ostali rezultati VAR-a, ki nas v magistrskem delu sicer ne bodo posebej zanimali, so napovedovanje na podlagi ocenjenih parametrov (angl. *forecasting*) ter dekompozicija variance napak napovedi (angl. *forecast error variance decomposition*).

1.1 Metodološka zasnova VAR modela

Z VAR-om označimo model, ocenjen po metodi MNKVD. VAR lahko zapišemo v več oblikah, navadno pa se opis dinamičnega modela podatkov prične v reducirani obliki (angl. *reduced form*), ki ga lahko v primeru, ko nimamo dodatnih eksogenih spremenljivk in determinističnih trendov, zapišemo kot (Koop & Korobilis, 2009, str. 4):

$$y_t = a_o + \sum_{j=1}^p A_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

kjer je y_t za $t = 1, \dots, T$ vektor opazovanih vrednosti M spremenljivk dimenzije $M \times 1$; ε_t je vektor ostankov dimenzije $M \times 1$; a_o je vektor dimenzije $M \times 1$, ki vsebuje konstante za posamezne enačbe VAR-a; A_j pa je matrika koeficientov dimenzije $M \times M$. Vektor ostankov ε_t v sistemu enačb (1) je neodvisna in enako porazdeljena spremenljivka (angl. *independent identically distributed*) s povprečjem 0 in kovariančno matriko Σ , kar krajše zapišemo $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$. Sistemu (1) pravimo reducirani VAR, ker so vrednosti odvisnih spremenljivk na levi strani enačbe pojasnjene le s p odloženimi vrednostmi na desni strani enačbe. Enačbo za vsako spremenljivko pri VAR-u ocenimo po metodi MNKVD. Simultane relacije (angl. *simultaneous, instantaneous relations*) med posameznimi spremenljivkami v VAR-u so zajete v kovariančni matriki Σ . Slednje pomeni, da so posamezni členi vektorja ostankov ε_t lahko med seboj odvisni.

1.2 Identifikacija

Ocenjevanje vplivov določenega šoka na dinamiko spremenljivk v VAR-ih je narejeno pod predpostavko *ceteris paribus*, kar pomeni, da se vrednosti vseh ostalih spremenljivk oziroma šokov v modelu ne spreminjajo. Iz tega izhaja, da določen šok ne sme inducirati šokov pri ostalih spremenljivkah v modelu, saj v nasprotnem primeru predpostavka *ceteris paribus* ni več izpolnjena. Posledično reducirana oblika VAR-a ne bi omogočala korektne analize z impulzno odzivnimi funkcijami. Že v predhodnem odstavku je namreč navedeno, da se simultane relacije med spremenljivkami odražajo v kovariančni matriki Σ . To pomeni, da so šoki, ki jih sicer ponazarjajo ostanki ustrezno specifičiranega VAR-a v splošnem medsebojno odvisni. Da bi zagotovili ustrezno analizo vplivov šokov, moramo reducirano obliko VAR-a pretvoriti v ustrežnejšo, tako imenovano strukturno obliko (angl. *structural form*). Zagotovitvi medsebojne neodvisnosti ostankov posameznih enačb VAR-a pravimo tudi identifikacija (angl. *identification*).

Ena izmed temeljnih težav pri identifikaciji je dejanska zagotovitev eksogenosti (angl. *exogeneity*) spremenljivk, s katerimi želimo analizirati vpliv šokov na ostale (endogene) spremenljivke v modelu. Težava izhaja že iz predhodnih pristopov k makroekonomskemu modeliranju, med katerimi izpostavljammo metodi Cowles Commission in LSE. Oba pristopa sta nazorno opisana v Favero (2001, str. 103-161). Cowles Commission metoda, ki je bila na področju makroekonomskega modeliranja dominantna med 30- in 60-imi leti prejšnjega stoletja, je bila zasnovana v smeri ugotavljanja zadostne usmeritve po definiciji eksogenih spremenljivk za doseg ciljev, ki so bili postavljeni v obliki endogenih spremenljivk. S pomočjo velikega števila manipulacij in z dodajanjem spremenljivk v model je bila ta metoda predvsem računsko zahtevna. Dokončno je bila ovržena z Lucasovo kritiko (Lucas, 1976), ki je modele s konstantnimi parametri opredelila kot neprimerne za makroekonometrično modeliranje.

Odgovor na slabosti Cowles Commission metode je bila LSE metoda, ki se je osredotočila na težave predhodnika pri identifikaciji in specifikaciji, ne pa tudi na sam način ocenjevanja parametrov. Z vključitvijo principa kointegracije je bila deloma upoštevana Lucasova kritika, ki se je sklicevala na konstantnost parametrov v času. Kljub vsemu pa je LSE metoda računsko kompleksna in se zanaša predvsem na prilagajanje v stilu iskanja cilja ob danih pogojih - proces znan kot iskanje cilja (angl. *goal seek*). Če bi na primer spremenljivko obnašanja monetarne politike apriorno določili kot eksogeno, potem je iskanje ustrezne vrednosti takšne spremenljivke ob ciljnih vrednostih ostalih spremenljivk (na primer bruto domači proizvod) v nasprotju z definicijo eksogenosti, ki pravi, da je variacija spremenljivke s takšno lastnostjo povsem neodvisna od ostalih spremenljivk v modelu (Verbeek, 2005, str. 364, 383).

V nasprotju s Cowles Commission in LSE metodama pa VAR ne išče ustreznega odgovora s strani "eksogene" spremenljivke za dosego zadanih ciljev, temveč poskuša eksogenost v

tehničnem smislu najprej doseči. Nato s simuliranjem v obliki impulznih odzivov lahko ugotovimo, kakšen je vpliv spremembe eksogene spremenljivke v obliki šoka, tako samo nase kot tudi na ostale (endogene) spremenljivke v modelu. Favero (2001, str. 165–172) navaja štiri načine identifikacije, in sicer s pomočjo:

1. dekompozicije Choleskega (angl. *Cholesky decomposition*),
2. strukturnih modelov z omejitvami na koeficientih simultanih relacij,
3. strukturnih VAR-ov z dolgoročnimi omejitvami in
4. identifikacije kointegriranega VAR-a.

V magistrskem delu uporabimo dekompozicijo Choleskega. Drugi pristop je ožja različica prvega, saj se od njega razlikuje le po tem, da so na elementih matrike simultanih relacij oziroma kovariančne matrike postavljene dodatne omejitve na parametrih. To pa povečuje kompleksnost pri ocenjevanju modela, vendar po drugi strani omogoča tudi večjo fleksibilnost.

Identifikacijo VAR-a s pomočjo dekompozicije Choleskega lahko ponazorimo na naslednji način (Bjørnland, 2000, str. 7). Zapišimo časovno vrsto v naslednji obliki:

$$\alpha(L)y_t = a_0 + \varepsilon_t, \quad (2)$$

kjer je $\alpha(L) = I - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p$ operator odloga. Pri predpostavki, da je y_t (označena z z_t v viru) stacionarna spremenljivka, lahko enačbo (2) brez upoštevanja konstante a_0 (označena z δ v viru) s pomočjo Woldove dekompozicije zapišemo kot:

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} = \phi(L)\varepsilon_t, \quad (3)$$

kjer je $\phi(L) = \alpha(L)^{-1}$ in $\phi_0 = I$. Enačba (3) ni enolično določena oziroma identificirana, saj obstaja več različnih kombinacij parametrov, ki jo rešijo. Za identifikacijo v enačbi (3) moramo ostanke ε_t preoblikovati na način, da bodo medsebojno (glede na tiste v ostalih enačbah) neodvisni. Eden izmed načinov za identifikacijo v enačbi (3) je, da izberemo takšno nesingularno matriko P , da lahko pozitivno definitno kovariančno matriko Σ s faktorizacijo zapišemo v obliki $\Sigma = PP'$ (Lütkepohl, 1993, str. 40–41). Ob upoštevanju slednjega lahko zapišemo enačbo (3) kot:

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i PP^{-1} \varepsilon_{t-i} = \sum_{i=0}^{\infty} \theta_i e_{t-i}, \quad (4)$$

kjer je $\theta_i = \phi_i P$ in $e_t = P^{-1} \varepsilon_t$. Ostanke e_t so beli šum (angl. *white noise*) s kovariančno matriko $cov(e_t) = P^{-1} \Sigma (P^{-1})'$. Obstaja več načinov faktorizacije matrike Σ . Med njimi je dekompozicija Choleskega zaradi svoje enostavnosti zelo pogosto uporabljena v kontekstu VAR modeliranja. Najprej izberemo matriko P tako, da je spodnje trikotna z enkami na glavni diagonali. Če bi enačbo (1) pomnožili s spodnjo trikotno matriko A_0 , v kateri so

zapisane simultane relacije med spremenljivkami, in če spodnje trikotna matrika P iz (4) ustreza A_0 , potem novi (neodvisni) ostanki modela (4), e_t , odgovarjajo pravim strukturnim šokom, ki imajo obliko $e_t = A_0 \varepsilon_t$. S tem pa je omogočena pravilna analiza vplivov šokov z impulzno odzivnimi funkcijami v VAR-ih.

1.3 Pomanjkljivosti VAR modelov

VAR ima poleg navedenih prednosti tudi nekatere pomanjkljivosti, ki omejujejo uporabno vrednost rezultatov. V magistrskem delu se osredotočamo in odpravimo predvsem dve: predpostavko konstantnih koeficientov ter predpostavko konstantne kovariančne matrike. Potencialna slabost VAR-a je tudi v tem, da je za identifikacijo dopustno maksimalno število parametrov, ki pa ga lahko pri makroekonomskem modeliranju relativno hitro presežemo. To pomeni, da v tem primeru identifikacija ni mogoča oziroma je za identifikacijo potrebno postaviti dodatne omejitve na parametrih. Pri tem moramo upoštevati, da je z naraščanjem števila omejitev kakovost (natančnost) ocen parametrov vse slabša in lahko le-te postanejo nestabilne. Oglejmo si primer VAR-a v strukturni obliki, ki je povzet po Favero (2001, str. 163):

$$A \begin{bmatrix} Y_t \\ M_t \end{bmatrix} = C(L) \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ M_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_t^Y \\ v_t^M \end{bmatrix}, \quad (5)$$

kje so Y in M vektorji spremenljivk, A je matrika koeficientov simultanih relacij med spremenljivkami, $C(L)$ je matrika koeficientov pri odloženih spremenljivkah in v_t je vektor strukturnih šokov spremenljivk v modelu. Ker strukturnega VAR-a v (5) ni možno neposredno oceniti, ga zapišimo še v reducirani obliki kot (Favero, 2001, str. 164):

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ M_t \end{bmatrix} = A^{-1}C(L) \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ M_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t^Y \\ u_t^M \end{bmatrix}, \quad (6)$$

kjer je u_t vektor normalno porazdeljenih in neodvisnih (opazljivih) ostankov VAR-a s kovariančno matriko Σ . Relacijo med v_t in u_t v enačbah (5) in (6) lahko zapišemo kot:

$$A \begin{bmatrix} u_t^Y \\ u_t^M \end{bmatrix} = B \begin{bmatrix} v_t^Y \\ v_t^M \end{bmatrix}. \quad (7)$$

Brez uporabe matričnega zapisa lahko sistem (7) zapišemo kot $u_t = A^{-1}Bv_t$. Iz tega dobimo relacijo med kovariančno matriko za u_t (opazljivi ostanki reduciranega modela) in v_t (neopazljivi ostanki strukturnega modela):

$$E(u_t u_t') = A^{-1}BE(v_t v_t')B'A^{-1}. \quad (8)$$

Enačbo (8) lahko z oznakami za vzorčne ocene zapišemo kot:

$$\hat{\Sigma} = \hat{A}^{-1} B I \hat{B}' \hat{A}^{-1}, \quad (9)$$

kjer ocena kovariančne matrike $\hat{\Sigma}$ vsebuje $n(n+1)/2$ različnih elementov. To je tudi hkrati maksimalno dovoljeno število parametrov v matrikah A in B . Potreben pogoj za identifikacijo je, da je maksimalno število parametrov v obeh matrikah enako $n(n+1)/2$. Posledično je število neznank enako številu enačb v sistemu. Dodaten pogoj za rešljivost sistema (9) je tudi, da nobena enačba v sistemu ne sme biti linearna kombinacija katerekoli druge enačbe, sicer matrika A ni obrnljiva, saj ima determinanto enako 0.

Navedene ovire pri ocenjevanju VAR-ov lahko, vsaj deloma, zaobidemo in za ocenjevanje parametrov namesto frekventističnega uporabimo Bayesov pristop. Slednji poleg uporabe dodatne informacije v obliki apriornih vrednosti parametrov postopek njihovega ocenjevanja izboljša tudi z uporabo Monte Carlo simulacij.

1.4 VAR model z Bayesovo statistiko

Najprej zapišimo enačbo (1) v obliki:

$$y_t = a_0 + \sum_{j=1}^p A_j y_{t-j} + \varepsilon_t. \quad (10)$$

Z uporabo matričnega zapisa v (10) dobimo tako imenovano obliko simultanih enačb (angl. *simultaneous equations*) (Koop & Korobilis, 2009, str. 4):

$$Y = XA + E, \quad (11)$$

kjer je $X = [x_1, \dots, x_T]'$, $x_t = [1, y'_{t-1}, y'_{t-2}, \dots]$ in velja, da je $K = 1 + Mp$ (število koeficientov posamezne enačbe VAR-a). Matrika X je dimenzije $T \times K$ in $A = [a_0, A_1, \dots, A_p]'$. Nadalje lahko sistem (11) zapišemo v vektorski obliki kot:

$$y = (I_M \otimes X) \alpha + \varepsilon, \quad (12)$$

kjer $\alpha = \text{vec}(A)$ predstavlja vektor dimenzije $KM \times 1$, v katerem stolpce matrike A z operatorjem vektorizacije (angl. *vectorisation* ali kratko *vec*) transformiramo v matriko z enimi stolpcem oziroma vektor, $\otimes$ pa označuje operator Kroneckerjev produkt (angl. *Kronecker product*) in velja $\varepsilon \sim N(0, \Sigma \otimes I_M)$. Opisan alternativni način zapisa VAR-a omogoča zapis VAR-a s poljubnim številom odlogov (p) v obliki VAR-a z enim odlogom oziroma krajše VAR(1) (angl. *companion form*) (Canova, 2005, str. 117):

$$Y_t = AY_{t-1} + E_t, \quad (13)$$

kjer je $Y_t = [y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-p+1}]'$, $E_t = [\varepsilon_t, 0, \dots]'$, $E_t \sim N(0, \Sigma_E)$ in matrika A je oblike:

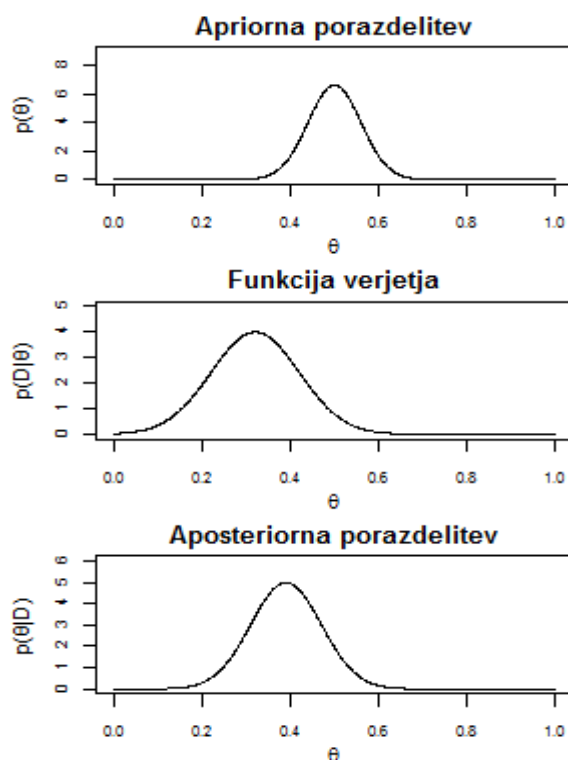
$$\begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \dots & A_p \\ I_m & 0 & \dots & 0 \\ \dots i & \dots i & \dots i & \dots i \\ 0 & \dots & I_m & 0 \end{bmatrix}. \quad (14)$$

Vektorja Y_t in E_t sta dimenzije $mp \times 1$, matrika A pa je dimenzije $mp \times mp$, kjer m predstavlja število spremenljivk, p pa število časovnih odlogov v modelu. Ocenjevanje parametrov z Bayesovo statistiko temelji na Bayesovem teoremu, po katerem je aposteriorna vrednost parametrov določena kot:

$$P(\theta|Y) = P(Y|\theta) \times P(\theta) / P(Y). \quad (15)$$

Izraz na levi strani enačbe (15) je aposteriorna verjetnost vektorja parametrov θ (angl. *posterior probability*). V števcu na desni strani enačbe (15) je produkt funkcije verjetja in apriorne verjetnosti (angl. *prior probability*) vektorja parametrov θ . V imenovalcu je normirna konstanta (angl. *normalising constant* ali tudi *evidence*), ki odraža verjetnost, da so se podatki dejansko pojavili, če preletimo vse možne vrednosti parametrov, in tako odraža naše zaupanje v njihove vrednosti. Vrednost normirne konstante je navadno precej nizka in se ji ne posveča večje pozornosti, razen pri primerjanju različnih modelov. Izračunamo pa jo lahko le v primeru, ko imamo na voljo analitično rešitev. Modeliranje z Bayesovimi metodami lahko ponazorimo s prikazom na Sliki 1.

Slika 1: Dekompozicija poteka vzorčenja parametrov v Bayesovi statistiki



Vir: Povzeto in prirejeno po J. K. Kruschke, *Doing Bayesian Data Analysis: A Tutorial with R and BUGS*, 2010, str. 225.

Graf na vrhu Slike 1 predstavlja porazdelitev apriorne vrednosti parametra Θ , graf na sredini funkcijo verjetja, graf na dnu pa aposteriorno porazdelitev parametra. Če opazujemo lego aposteriorne porazdelitve je razvidno, da povprečna vrednost parametra Θ leži nekje med tisto pri apriorni porazdelitvi in funkcijo verjetja. To odraža dejstvo, da je aposteriorna vrednost parametra tehtano povprečje apriorne vrednosti in funkcije verjetja - v slednji se odražajo podatki, na katerih ocenjujemo parametre (Koop, 2003, str. 20).

Specifikacija porazdelitve apriornih vrednosti parametrov

Ker je VAR navadno precej obsežen model glede števila parametrov, je primernost njegovih ocen brez dodatnih informacij poleg podatkov, torej brez apriorne vrednosti, lahko občutno zmanjšana (Koop & Korobilis, 2009). Apriorna vrednost parametra v terminologiji ocenjevanja modelov v Bayesovi statistiki odraža vse informacije, ki jih imamo na voljo pred uporabo podatkov, na katerih ocenjujemo parametre (Koop, 2003). Ker je lahko apriorna vrednost parametra določena poljubno, omogoča njena uporaba omejitev prostora, kjer naj bi se nahajala prava vrednost parametra. S tem pridobimo na natančnosti ocene, saj se z redukcijo obsega ocenjevanja poveča število stopinj prostosti. Poleg tega se pri metodah simuliranja to odraža v manjšem številu potrebnih ponovitev vzorčenja, saj omejitev prostora ocenjevanja omogoča hitrejšo konvergenco do pravih vrednosti parametrov. Pri ocenjevanju VAR-ov in izbiri apriornih vrednosti parametrov v grobem ločimo primera, ko oceno parametrov opravimo po analitični metodi ali pa moramo za njihovo oceno z Bayesovo statistiko uporabiti metode simuliranja.

Bayesova statistika ponuja tudi druge prednosti pred frekventističnim ocenjevanjem po analitičnih metodah. Pri enostavnejših modelih je oblika formulacije apriorne vrednosti parametrov lahko konjugirana (angl. *conjugate prior*), kar pomeni, da sodi porazdelitev apriornih vrednosti parametrov v enako skupino porazdelitev kot aposteriornih. Lahko se zgodi, da imamo opravka z naravno-konjugirano apriorno funkcijo vrednosti parametrov (angl. *natural conjugate prior*). V tem primeru je funkcijska oblika porazdelitve apriornih vrednosti parametrov identična tisti, ki jo imajo aposteriorne (Koop, 2003). Navedena primera imata to prednost, da v takšnih okoliščinah obstajajo analitične rešitve, kar pomeni relativno enostaven in računalniško nezahteven izračun, njihova slabost pa je, da koeficienti in kovariančna matrika niso neodvisni, prav tako mora vsaka enačba v VAR-u vsebovati enake spremenljivke (Koop & Korobilis, 2009). Slednje je nepraktično še posebno kadar želimo oceniti strukturni VAR, v katerem si postavimo lastne omejitve glede vrednosti parametrov (glej na primer Bernanke & Mihov, 1998b), saj ni izpolnjena predpostavka, da ima vsaka enačba enake spremenljivke.

Med pogosteje uporabljenimi metodami za formulacijo apriornih vrednosti parametrov je metoda Minnesota (angl. *Minnesota prior*), za modeliranje kovariančne matrike pa metoda inverzne-Wishartove apriorne vrednosti (angl. *inverse-Wishart prior*). Podrobneje opisujemo slednjo, ki jo tudi uporabimo v magistrskem delu, medtem ko je metoda Minnesota

podrobneje opisana v Koop in Korobilis (2009). Wishartova porazdelitev, ki je dobila ime po škotskemu matematiku in statistiku Johnu Wishartu, je verjetnostna porazdelitev matrike dimenzije $k \times k$ in se v statistiki uporablja za modeliranje kovariančne matrike. Naj bo spremenljivka $S = X'X$ porazdeljena po Wishartovi porazdelitvi, $S \sim W_p(\Sigma, n)$ oziroma $S \sim W(\Sigma, p, n)$, kjer je Σ nenegativno definitna kvadratna matrika dimenzije $p \times p$, imenovana tudi skalirna matrika (angl. *scale matrix*) in naj parameter n označuje stopinje prostosti. Potem velja: $S \sim W(\Sigma, p, n) \approx \sum_{i=1}^n X_i X_i'$ in $X_i \sim N(0, \Sigma)$. Iz teh relacij sledi, da je $W(\Sigma, p, n)$ porazdelitev vsote n matrik (vektorjev) ranga 1 definirana z neodvisnimi in normalno porazdeljenimi matrikami X_i , za katere velja $E(X) = 0$ in $Cov(X) = \Sigma$. Pravimo, da je spremenljivka S porazdeljena po inverzni Wishartovi porazdelitvi, $S \sim W^{-1}(\Sigma, p, n)$, če se S^{-1} porazdeljuje po Wishartovi porazdelitvi.

Za simuliranje apriornih vrednosti ostalih parametrov (hiperparametri in koeficienti VAR-a) uporabimo postopek, ki je natančneje opisan v kasnejših poglavjih.

2 VAR S ČASOVNO SPREMENLJIVIMI PARAMETRI (TVP-VAR)

2.1 Namen pristopa in pregled literature

Do sedaj so bile predstavljene metode za ocenjevanje parametrov VAR-a pod predpostavko, da se parametri (koeficienti in kovariančna matrika) po času ne spreminjajo. Ker v Bayesovi statistiki pri določanju apriornih vrednosti parametrov pridobimo na natančnosti ocenjevanja v obsežnejših modelih, v magistrskem delu le-to izkoristimo tudi pri ocenjevanju parametrov TVP-VAR-a.

Pri razlogih za vpeljavo dinamične narave parametrov v modele začnimo z opisom razmer, ko je razvoj dogodkov v ZDA v 70-ih letih prejšnjega stoletja privedel do vprašanja, kaj je bilo krivo za odstopanje odnosov med spremenljivkami od tedaj sprejetih teorij. V nadaljevanju je predstavljena pomembnejša literatura, ki je podala nekatere odgovore na navedeno vprašanje.

Blanchard in Simon (2001), Stock in Watson (1998) ter Cogley in Sargent (2005) so uporabili heteroskedastičnost oziroma variabilnost kovariančne matrike ostankov – nesistematičnega dela VAR-a. Bernanke in Mihov (1998b) sta v študiji monetarne politike v ZDA prav tako opazila občutno povečanje variabilnosti strukturnih šokov v obdobju med leti 1979 in 1982. Stock in Watson (2002) v študiji volatilitnosti podrobno analizirata dejavnike njenega umirjanja v začetku 21. stoletja in ugotovita, da je k temu največ doprineslo znižanje strukturnih šokov, manj pa sprememba VAR koeficientov. Modeliranje spremenljive kovariančne matrike ima svojo zasnovo tudi v anekdotnem vprašanju, ali je bila za spremembo odnosa med inflacijo in nezaposlenostjo ZDA v 70-ih letih prejšnjega stoletja kriva napačna ekonomska politika ali je šlo zgolj za naključje. Številne študije so pokazale, da je šlo pri spremembi tega odnosa dejansko za spremembo monetarne politike v

posameznih obdobjih, ko so bili na čelu FED Arthur F. Burns, Paul Volcker in Alan Greenspan. Vendar sta Bernanke in Mihov (1998a, 1998b) na podlagi empiričnih raziskav ugotovila, da je šlo zgolj za naključje. Slednje pomeni, da se niso spreminjali koeficienti, ampak kovariančna matrika oziroma strukturni šoki VAR-a. Na tej točki omenimo, da je Sims (2001) kritiziral pristop, ki sta ga uporabila Cogley in Sargent (2001), ko sta s tehniko filtriranja z uporabo Kalmanovega filtra ocenila dinamične koeficiente VAR-a. Sims (2001) meni, da tako ocenjeni (filtrirani) parametri tudi pri dejansko konstantnih parametrih kažejo neko tranzitivno variacijo, ki pa ne odraža resnično časovne spremenljivosti narave parametrov. Sims (2001) je pod vprašaj postavil tudi konstantno kovarianco pri časovno spremenljivih koeficientih. Cogley in Sargent (2005) sta na to odgovorila in prikazala zglajene ocene parametrov, upoštevala pa sta tako časovno spremenljivost koeficientov VAR-a kot tudi kovariančne matrike.

Drugi del problematike VAR modeliranja predstavljajo konstantni koeficienti, sistematični del VAR-a, ki opisuje transmisijo strukturnih šokov na posamezne odvisne spremenljivke. Primiceri (2005) na primeru za monetarno politiko ZDA v času, ko je bil na čelu FED-a Alan Greenspan, ugotavlja povečan odziv obrestnih mer na inflacijo in stopnjo nezaposlenosti. Aspekt časovno spremenljivih koeficientov so zagovarjali tudi Clarida et al. (2000) ter Taylor (1993), ki opazijo spremembe monetarne politike v obdobjih, ko so bili na čelu FED-a različni predsedniki.

V novejših študijah, med katerimi izpostavljamo Nakajima (2011) na podatkih za Japonsko, Primiceri (2005) na podatkih za ZDA ter Cogley in Sargent (2005) prav tako na podatkih za ZDA, VAR modelirajo z upoštevanjem tako variacije koeficientov kot tudi kovariančne matrike. Bijsterbosch in Falagiarda (2014) sta za izbrane države EMU s TVP-VAR-om ocenila učinke šokov ponudbe kreditov s strani bank in pokazala rast divergence med državami od začetka gospodarske krize v letu 2009. Znanstveni doprinos pristopa s časovno spremenljivimi koeficienti in kovariančno matriko je v tem, da gre pri variaciji koeficientov v času dejansko za boljšo oceno variacije, kot če bi to variacijo ocenjevali pri predpostavki konstantne kovariančne matrike. Slednje bi namreč lahko pomenilo, da bi se dejanska variacija kovariančne matrike v času (če bi lahko pojave opisovali s takšno značilnostjo) zaradi predpostavke modela o njeni časovni invariantnosti prenesla v variacijo koeficientov. To pa bi dalo napačen vtis glede časovne dinamike koeficientov modela (Cogley & Sargent, 2005).

2.2 Metodološka zasnova TVP-VAR modela

V tem podpoglavju predstavljamo metodologijo, ki jo uporabimo v empiričnem delu ocenjevanja TVP-VAR-a. Pri modeliranju kot metodološko usmeritev uporabimo članke Primiceri (2005), Koop in Korobilis (2009) ter Nakajima (2011), čeprav je bil TVP-VAR obravnavan in uporabljen tudi s strani številnih drugih avtorjev. Omenimo še, da so v teh člankih za ocenjevanje uporabljene tudi metode, ki so jih razvili drugi avtorji.

Zaradi povezav z oznakami v do sedaj navedenih enačbah ohranjamo oznake za koeficiente in ostanke nespremenjene, čeprav so bili v literaturi, na katero se navezujejo enačbe v nadaljevanju, uporabljeni drugačni simboli. Na tej točki zaradi spremembe oznak v primerjavi z VAR-om nekoliko spremenimo predhodne enačbe, zato enačbo (1) zapišemo kot:

$$y_t = a_0 + \sum_{j=1}^p A_j y_{t-j} + \varepsilon_t = a_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t. \quad (16)$$

Če v enačbo (16) vključimo časovno spremenljivost parametrov, jo lahko zapišemo kot:

$$y_t = a_t + A_{1,t} y_{t-1} + \dots + A_{p,t} y_{t-p} + \varepsilon_t. \quad (17)$$

V enačbi (17) oznaka a_t predstavlja vektor časovno spremenljivih koeficientov dimenzije $n \times 1$, ki pripadajo konstanti v enačbi (16); oznaka $A_{i,t}$, za $i = 1, \dots, p$, predstavlja časovno spremenljive koeficiente pri odloženih spremenljivkah, ε_t pa so (neopazljivi) šoki s kovariančno matriko Ω_t . Pinheiro in Bates (1996) ter Smith in Kohn (2002), med drugimi, za učinkovito ocenjevanje kovariančne matrike, tudi v primeru, ko je njena dimenzija velika glede na število podatkov, predlagajo naslednjo faktorizacijo kovariančne matrike Ω_t v sklopu enačbe (17):

$$y_t = a_t + A_{1,t} y_{t-1} + \dots + A_{p,t} y_{t-p} + A_t^{-1} \Sigma_t u_t, \quad (18)$$

oziroma v vektorski obliki

$$y_t = X_t' B_t + A_t^{-1} \Sigma_t u_t, \quad (19)$$

kjer je A_t^{-1} spodnje trikotna matrika, dobljena z dekompozicijo Choleskega kovariančne matrike v (16), ki ima na glavni diagonali same enke, pod njo pa koeficiente, ki odražajo simultane relacije med spremenljivkami. Matrika Σ_t je diagonalna s standardnimi odkloni (σ_t) šokov u_t in $X_t' = I_n \otimes [1, y_{t-1}', \dots, y_{t-p}']$. V mnogih študijah, na primer Wong, Carter in Kohn (2001) ter Dempster (1972), predvsem pri velikem številu spremenljivk v primerjavi s številom opazovanj, predlagajo kot boljši pristop ocenjevanje matrike Σ_t^{-1} namesto Σ_t . Ker je Σ_t kvadratna matrika, njena velikost z naraščanjem števila spremenljivk narašča s kvadratom. Številni izvendagonalni elementi Σ_t se pri invertiranju približajo 0, kar avtorji interpretirajo kot nepovezanost spremenljivk. Takšne elemente zato postavimo na 0 in si tako poenostavimo modeliranje kovariančne matrike, saj moramo oceniti manj parametrov. V empiričnem delu magistrskega dela do tovrstnih težav pri modeliranju kovariančne matrike ni prišlo, saj imamo relativno malo spremenljivk glede na dolžino izbranih časovnih vrst in moramo izven diagonale matrike Σ_t oceniti le 3 elemente.

Če z α_t označimo koeficiente pod diagonalno v matriki A_t , potem lahko časovno dinamiko

parametrov TVP-VAR-a zapišemo kot naslednji sistem enačb (Primiceri, 2005):

$$B_t = B_{t-1} + v_t, \quad (20)$$

$$\alpha_t = \alpha_{t-1} + \zeta_t, \quad (21)$$

$$\log(\sigma_t) = \log(\sigma_{t-1}) + \eta_t. \quad (22)$$

Da bi se izognili nejasnostim glede oznak v enačbi (20), ki opisuje dinamiko koeficientov pri odloženih spremenljivkah, uporabimo oznako B . Vse tri spremenljivke, katerih dinamika je opisana s sistemom (20)-(22), so neopazljive oziroma latentne, zato je potrebno njihove vrednosti oceniti. Sistem (20)-(22) predstavlja model stanj v prostoru (angl. *state space model*), pri čemer enačbi (20) in (21) opisujeta proces naključnega sprehoda (angl. *random walk*) za koeficiente pri odloženih spremenljivkah in simultane relacije med spremenljivkami. Enačba (22), ki opisuje dinamiko volatilnosti šokov σ_t , predstavlja geometrični naključni sprehod (angl. *geometric random walk*) in spada v skupino modelov stohastične volatilnosti (angl. *stochastic volatility models*, v nadaljevanju SV modeli), ki so med drugim opisani v Kim, Shephard in Chib (1998). Ena izmed najizrazitejših pomanjkljivosti metode naključnega sprehoda je, da je tako opredeljena časovna vrsta nestacionarna, kar pomeni, da nima brezpogojnih momentov (povprečja in variance) oziroma je njena varianca neskončna, tako da ne moremo uporabiti klasičnih asimptotičnih predpostavk (Favero, 2001). Ker pa velja pravkar navedeno v asimptotičnem smislu, torej ko gre število podatkov proti neskončnosti, naša časovna vrsta pa bo za modeliranje s TVP-VAR-om relativno kratka, je omenjena slabost manj izrazita (Nakajima, 2011). Po drugi strani metoda naključnega sprehoda zmanjšuje število parametrov, ki jih je potrebno oceniti, saj so za razliko od AR modelov koeficienti tu že apriorno enaki 1. Glede na namen magistrskega dela je prednost metode naključnega sprehoda tudi ta, da je sposobna bolje zaznavati strukturne premike v časovnih vrstah v primerjavi z ostalimi oblikami AR modelov (Primiceri, 2005). Strukturni premiki namreč odražajo prav spremembe korelacij med spremenljivkami ter spremembo variabilnosti šokov, kar se odraža v spremenjenem obnašanju modelov.

Ker ima VAR že v osnovi veliko parametrov, ki jih ocenjujemo, je z vidika zmanjševanja kompleksnosti problema smiselna predpostavka, da so parametri v enačbah (20)-(22) med seboj neodvisni s sledečimi porazdelitvenimi lastnostmi (Primiceri, 2005):

$$V = Var \left(\begin{bmatrix} u_t \\ v_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \right) = \begin{bmatrix} I_n & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix}, \quad (23)$$

kjer I_n označuje matriko identitete velikosti $n \times n$; Q , S in W pa so pozitivno definitne matrike. V magistrskem delu predpostavljamo tudi, da je matrika S bločna diagonalna, torej se simultane relacije med spremenljivkami v VAR-u razvijajo po med seboj neodvisnih procesih. Razlog za diagonalno strukturo matrike (23) je poleg poenostavitve pri ocenjevanju

parametrov tudi ta, da bi vključitev korelacij med parametri onemogočila interpretacijo šokov kot strukturnih (neodvisnih), saj slednje zahteva, da je vsaka spremenljivka neodvisna od vseh ostalih v sistemu.

2.3 Ocenjevanje TVP-VAR modela z Bayesovim pristopom

Če želimo v ocenjevanje VAR-a z Bayesovim pristopom vnesti fleksibilnost, ki omogoča tudi prosto določanje omejitev na parametrih, moramo uporabiti metode simuliranja. Z namenom povečanja fleksibilnosti pri ocenjevanju parametrov se uporabljajo bolj kompleksne porazdelitve, ki nimajo eksplicitne rešitve (angl. *closed form solution*), tako da je za oceno parametrov potrebna metoda simulacije. Med pogosto uporabljenimi tovrstnimi metodami je MCMC. Slučajna spremenljivka X se razvija po Markovskem procesu, če je verjetnost prehoda iz stanja v trenutku t v stanje v trenutku $t + 1$ odvisna le od informacije v trenutku t . Markovska veriga je zaporedje slučajnih spremenljivk $(X_0, \dots, X_n)$, ki so generirane z Markovskim procesom. Ključna lastnost vsake Markovske verige je verjetnost prehoda oziroma prehodno jedro (angl. *transition kernel*), ki odraža verjetnost prehoda procesa iz stanja v trenutku t v stanje v trenutku $t + 1$. Verjetnost, da ima Markovska spremenljivka neko vrednost, denimo X_t , v trenutku $t + 1$ se izraža z enačbo Chapman-Kolmogorova (angl. *Chapman-Kolmogorov equation*). Metoda MCMC temelji na ponavljanju vzorčenja iz aposteriorne porazdelitve. Njen rezultat je nepristranska cenilka za povprečno aposteriorno vrednost parametra skladno s centralnim limitnim izrekom (Koop, 2003, str. 9). Metoda MCMC torej pomeni vzorčenje Markovske spremenljivke z Monte Carlo metodo.

V literaturi je pogost način vzorčenja s pomočjo MCMC metod Gibbsov vzorčevalnik, ki izhaja iz širše zasnovanega M-H algoritma za vzorčenje iz neke ciljne porazdelitve spremenljivk (angl. *target distribution*). V naslednjih dveh razdelkih predstavljamo oba načina vzorčenja.

2.3.1 Metropolis-Hastings algoritem

V tem razdelku opišemo M-H algoritem, kar povzemamo po članku Chib in Greenenberg (1995).

Glavni del M-H algoritma je jedrna prehodna funkcija (angl. *transition kernel function*), ki ponazarja Markovski proces prehoda iz točke x v množici A v neko drugo točko množice A , kar označimo kot $P(x, A)$. $P(x, A)$ je pogojna porazdelitvena funkcija. Vprašanje je, kako zagotoviti neko invariantno porazdelitev π^* ter hkrati pogoje, da bo $P(x, A)$ k tej porazdelitvi ob dovolj velikem številu iteracij vedno skonvergirala. MCMC metoda vzorčenja obrne vprašanje in postavi, da je π^* (ciljna porazdelitev iz katere želimo vzorčiti) znana, neznana pa je jedrna prehodna funkcija $P(\cdot)$. Da bi zagotovili pogoje, ko je π^* invariantna porazdelitev jedrne prehodne funkcije $P(x, y)$, mora ta funkcija zadoščati pogoju obrnljivosti (angl.

reversibility condition), kar formalno zapišemo kot:

$$\pi(x)p(x, y) = \pi(y)p(y, x). \quad (24)$$

Na levi strani enačbe (24) je brezpogojna verjetnost prehoda iz točke x v točko y , na desni strani pa iz točke y v točko x . Avtorja formalno pokažeta, da zadoščanje temu pogoju pripelje do zaključka, da je π^* invariantna oziroma ciljna porazdelitev za funkcijo $P(*)$.

V kontekstu M-H algoritma (24) se $p(*,*)$ imenuje predložna porazdelitev (angl. *proposal distribution*), ki jo označimo s $q(y, x)$. Za zadostitev pogoju (24) je ključnega pomena ustrezna izbira te porazdelitve. Če enakost v (24) ne velja, potem se proces v eno smer premika pogostejše kot v drugo, kar nas lahko oddalji od prostora s pravimi vrednostmi parametrov. Takšen proces zapišemo kot $\pi(x)q(x, y) > \pi(y)q(y, x)$. Da bi zagotovili enakost v enačbi (24), je v M-H algoritmu uvedena verjetnost prehoda iz x v y , ki jo označimo jo z $\alpha(x, y)$ za prehod iz x v y in z $\alpha(y, x)$ za prehod iz y v x , deluje pa kot korekcijski mehanizem. Če ob uvedbi $\alpha(*,*)$ zahtevamo še enakost zapisano v enačbi (24), potem lahko zapišemo:

$$\pi(x)q(x, y)\alpha(x, y) = \pi(y)q(y, x)\alpha(y, x) = \pi(y)q(y, x). \quad (25)$$

Iz (25) je razvidno, da je verjetnost prehoda $\alpha(x, y)$ v M-H algoritmu uvedena, da bi zagotovila veljavnost pogoja obrnljivosti v (24), kar zagotavlja vzorčenje iz ciljne porazdelitve π^* . Iz (25) izhaja še, da je verjetnost prehoda $\alpha(x, y)$ enaka:

$$\alpha(x, y) = \min(\pi(y)q(y, x)/\pi(x)q(x, y), 1). \quad (26)$$

Na kratko delovanje M-H algoritma zapišemo z naslednjimi koraki:

1. postavimo $j = 1, 2, \dots, N$,
2. generiramo vrednosti y iz predložne porazdelitve $q(x^{(j)}, *)$ in slučajno spremenljivko u iz enakomerne porazdelitve (angl. *uniform distribution*) $U(0, 1)$,
3. če je vrednost spremenljivke $u \leq \alpha(x^{(j)}, y)$, potem $x^{(j+1)}$ izberemo kot primerne kandidata,
4. sicer za $x^{(j+1)}$ postavimo obstoječo točko $x^{(j)}$, ($x^{(j+1)}$ pa kot kandidata zavrneemo),
5. dobimo izbrane vzorčene vrednosti $\{x^{(1)}, x^{(2)}, \dots, x^{(N)}\}$.

Tako dobljena množica, skladno s pogoji (25) in (26), predstavlja vzorec iz ciljne porazdelitve π^* . Ob tem je potrebno dodati, da je za stanje, ko jedrna prehodna funkcija skonvergira k ciljni porazdelitvi π^* , potrebno določeno število začetnih vrednosti, za katere vemo, da ne bodo izhajale iz π^* in jih tako pri ocenjevanju parametrov ne upoštevamo. Tej začetni množici pri MCMC metodi pravimo začetni vzorec (angl. *initial sample* ali tudi *burn-*

in-sample). Njegova velikost je odvisna od ustreznosti specifikacije modela. Če je bil izbran dovolj velik začetni vzorec, potem bi v preostanku verige moral učinek začetne vrednosti izginiti, ne glede na to iz katere točke začnemo verigo. Zahtevani lastnosti, da lahko iz katerekoli začetne točke pridemo v enako (ciljno) porazdelitev, pravimo ergodičnost Markovske verige (angl. *ergodic Markov chain*). Kakovost Markovske verige se ugotavlja z diagnostičnimi testi, ki jih opišemo in uporabimo v empiričnem delu.

Ena izmed slabosti M-H algoritma je, da mora biti predložna porazdelitev previdno izbrana, sicer se lahko zgodi, da bo relativno veliko predlaganih točk kot kandidatov zavrnjenih. To pomeni, da bi s preozko opredeljeno predložno porazdelitvijo lahko zgrešili območje prave vrednosti parametra, medtem ko bi pri preširoko opredeljeni predložni porazdelitvi potrebovali zelo veliko število ponovitev za dovolj velik vzorec, kar je računsko precej zahtevna naloga. Prednost M-H algoritma je v tem, da je bolj fleksibilen kot njegova ožja različica - Gibbsov vzorčevalnik, v katerem ni potrebno izbirati predložne porazdelitve.

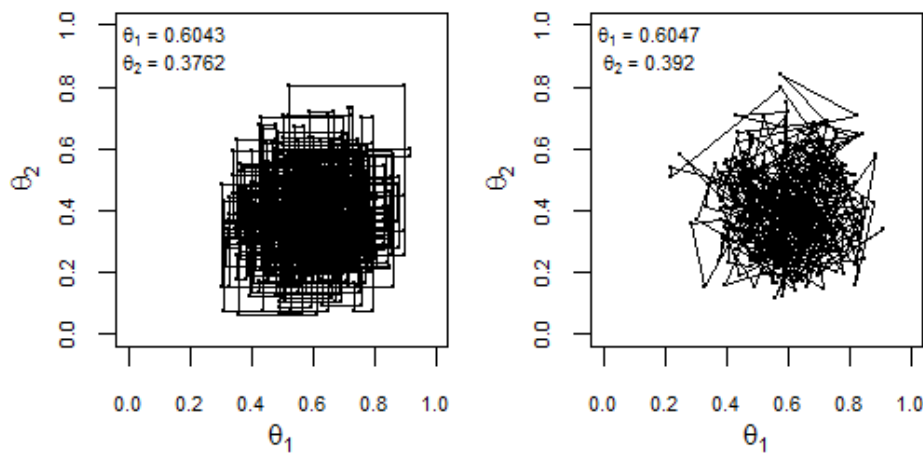
2.3.2 Gibbsov vzorčevalnik

Gibbsov vzorčevalnik je metoda za vzorčenje vrednosti parametrov, pri kateri je porazdelitev iz katere vzorčimo vedno ciljna, tako da ni potrebno določati predložne porazdelitve. Gre torej za različico širše zasnovanega M-H algoritma, kjer je vsaka vzorčena točka sprejeta kot primeren kandidat.

Gibbsov vzorčevalnik poenostavi vzorčenje iz neke skupne porazdelitve parametrov (angl. *joint distribution*), na primer bivariate porazdelitve $p(x, y)$, pri čemer skupno porazdelitev razdeli v dve robni porazdelitvi (angl. *marginal distribution*) $p(x|y)$ in $p(y|x)$, ki ju imenujemo bloki. Takšen zapis blokov pomeni, da vrednosti parametrov v vsakem bloku vzorčimo pogojno in neodvisno na vrednosti v drugem bloku. Analogno velja v primeru, ko imamo opravka z večrazsežnimi porazdelitvami. Rezultat je enak, kot če bi vzorčili iz skupne porazdelitve $p(x, y)$, razlika pa je v tem, da imajo robne porazdelitve enostavnejšo obliko kot skupna porazdelitev in je zato iz njih manj zahtevno vzorčiti. Vsaka robna porazdelitev je hkrati tudi ciljna porazdelitev aposteriorne porazdelitve določenega parametra. Če želimo torej vzorčiti vrednosti vseh parametrov, moramo zagotoviti vzorčenje iz vseh robnih porazdelitev, ki tvorijo njihovo skupno porazdelitev. Za nazoren opis in prikaz uporabe M-H algoritma ter Gibbsovega vzorčevalnika glej Kruschke (2010). Posebej je Gibbsov vzorčevalnik opisan v Casella in George (1992).

Na levem grafu Slike 2 je prikazan rezultat Gibbsovega vzorčevalnika za primer dveh parametrov bivariate porazdelitve. Na vsakem koraku vzorčenja se smer spremeni pravokotno (neodvisno) od predhodne smeri, kar odraža neodvisnost izbire od predhodnega bloka. Na desnem grafu je prikazan še rezultat z uporabo M-H algoritma. Najbolj očitno je, da so pri slednjem premiki iz vsake točke možni v poljubni smeri in ne le pravokotno kot v primeru Gibbsovega vzorčevalnika. Povprečne vrednosti, prikazane na grafih, so podobne.

Slika 2: Gibbsov vzorčevalnik in M-H algoritem na primeru dveh parametrov



Vir: Povzeto in prirejeno po J. K. Kruschke, *Doing Bayesian Data Analysis: A Tutorial with R and BUGS*, 2010, str. 139, 142.

Vendar pa v primerih, ko so parametri medsebojno močnejše korelirani, prednosti Gibbsovega vzorčevalnika izgubijo na moči. To izhaja iz dejstva, da je v tem primeru pot do prave vrednosti parametrov precej daljša kot pri M-H algoritmu, ki se lahko giblje v vse smeri, vključno s podvajanjem vrednosti parametrov v naslednjem koraku.

V splošnem lahko potek vzorčenja vrednosti parametrov pri Gibbsovem vzorčevalniku opišemo na naslednji način, kar povzemamo po Nakajima (2011). Vzamemo poljuben vektor neznanih vrednosti parametrov $\Theta = (\Theta_1, \dots, \Theta_p)$:

1. izberemo poljubno začetno stanje vektorja parametrov $\Theta^{(0)} = (\Theta_1^{(0)}, \dots, \Theta_p^{(0)})$ ter postavimo $i = 0$,
2. pri danem vektorju $\Theta^{(i)} = (\Theta_1^{(i)}, \dots, \Theta_p^{(i)})$:
 - a) generiramo Θ_1^{i+1} iz pogojne aposteriorne porazdelitve $\pi(\Theta_1^{i+1} | (\Theta_2^{(i)}, \dots, \Theta_p^{(i)}))$;
 - b) generiramo Θ_2^{i+1} iz $\pi(\Theta_2^{i+1} | (\Theta_1^{(i)}, \Theta_3^{(i)}, \dots, \Theta_p^{(i)}))$;
 - c) generiramo Θ_3^{i+1} iz $\pi(\Theta_3^{i+1} | (\Theta_1^{(i)}, \Theta_2^{(i)}, \Theta_4^{(i)}, \dots, \Theta_p^{(i)}))$ in
 - d) po analogiji generiramo še preostale vrednosti parametrov $\Theta_4^{i+1}, \dots, \Theta_p^{i+1}$;
3. postavimo $i = i + 1$ in se vrnemo na korak 2.

Za izvedbo vzorčenja z uporabo Gibbsovega vzorčevalnika moramo, tako kot pri M-H algoritmu, zadostiti pogojem ergodičnosti Markovskih verig.

2.3.3 Kalmanov filter

V magistrskem delu za ocenjevanje parametrov TVP-VAR-a uporabimo Kalmanov filter, s katerim se generira funkcija verjetja. Kalmanov filter lahko ponazorimo s sistemom enačb, ki opisuje potek dinamičnega sistema, njegov rezultat pa je optimalna rekurzivna rešitev po

MNKVD (Jalles, 2009). Kalmanov filter je torej optimalna cenilka (angl. *optimal estimator*), kar pomeni, da minimizira povprečje kvadratov napak (angl. *mean square error*) ocenjenih parametrov. Gre za iterativni postopek, ki s formulacijo modela stanj v prostoru z rekurzivnim algoritmom oceni parametre. V osnovni obliki Kalmanov filter predpostavlja linearen Gaussov prostor stanj (angl. *Gaussian state space*), čeprav so možne tudi razširitve na nelinearne prostore z uporabo razširjenega Kalmanovega filtra (angl. *Extended Kalman filter*). V magistrskem delu uporabimo prvo različico.

Bistvo Kalmanovega filtra je, da pri danih podatkih ob predpostavki o merskih napakah (angl. *measurement errors*) s ponavljajočimi koraki ocenjujemo stanje sistema, ki ga ne moremo neposredno opazovati. Gre torej za ocenjevanje latentne spremenljivke.

Za uporabo Kalmanovega filtra v izhodišču potrebujemo dve enačbi, ki opisujeta sistem. V poenostavljeni obliki le-ti zapišemo kot:

$$y_t = x_t + \varepsilon_t, \quad (27)$$

$$x_{t+1} = x_t + \eta_t, \quad (28)$$

kjer je $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ in $\eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2)$. Enačbo (27) imenujemo merska enačba (angl. *measurement equation*), ki opisuje podatke. Enačba (28) je prehodna enačba (angl. *transition equation*), ki opisuje razvoj latentnega (resničnega) stanja sistema. Meinhold in Singpurwalla (1983) v prispevku formalno predstavita Kalmanov filter, ga povežeta z Bayesovim teoremom v (15) in tudi podata primere uporabe v kontekstu statističnih metod.

Enačba (27) ne daje prave informacije o stanju sistema, saj vsebuje tudi merske napake, zato moramo pravo stanje sistema oceniti. Pri tem najprej določimo začetne vrednosti prehodne enačbe, torej določimo vrednosti x_1 in pripadajočo varianco P_1 , da velja $x_t \sim N(x_1, P_1)$. Enačbe Kalmanovega filtra so:

$$v_t = y_t - x_t, F_t = P_t + \sigma_\varepsilon^2, K_t = P_t / F_t, \quad (29)$$

$$x_{t+1} = x_t + K_t * v_t, P_{t+1} = P_t(1 - K_t) + \sigma_\eta^2. \quad (30)$$

Za podrobnejšo izpeljavo glej Jalles (2009). Postopek ocenjevanja stanja sistema, ki je vsebovano v vektorju stanja X , je pri Kalmanovem filtru sestavljen iz dveh korakov, ki ju ponavljamo za vsak nov podatek. Prvi korak je časovna posodobitev sistema (angl. *time update*), kar pomeni premik iz trenutka t v $t + 1$ v prehodni enačbi (28). Ko dobimo novo vrednost spremenljivke x_{t+1} , uporabimo nov podatek (za trenutek $t + 1$), nato izračunamo Kalmanov ostanek v_t (glej (29)). Oznaka F_t predstavlja skupno variabilnost sistema (27)-(28) in K_t je Kalmanov faktor (angl. *Kalman gain*). V drugem koraku, imenovanem merska posodobitev (angl. *measurement update*), z uporabo nove (posodobljene) vrednosti prehodne enačbe, Kalmanovega ostanka in Kalmanovega faktorja, izračunamo nov element vektorja stanj. V tem koraku poleg vrednosti vektorja stanj posodobimo tudi njegovo varianco v

enačbi (30). Oba koraka, časovno posodobitev in mersko posodobitev, nato ponavljamo dokler ne obdelamo vseh podatkov.

Commandeur, Koopman in Ooms (2011) navajajo dve vrsti izračunov, ki ji dobimo z uporabo Kalmanovega filtra. Prva so ocene, ki jih dobimo, če postopek na podatkih uporabimo v časovnem zaporedju od 1 proti n (angl. *forward pass*). S tem načinom z uporabo Kalmanovega filtra rekurzivno ocenimo predvidena stanja sistema v prehodni enačbi in filtrirana stanja ter Kalmanove ostanke. Ta način je opisan v prejšnjem odstavku. Drugi način je osnovan na prvem, in sicer v smislu, da uporablja rezultate le-tega. V tem načinu (angl. *backward pass*) je časovna sekvenca poteka obrnjena, od n proti 1, dobljeni rezultati pa so zgajene ocene stanj in njihovih varianc (angl. *state and disturbance smoothers*).

S Kalmanovim filtrom s pomočjo opisanih tehnik filtriranja in glajenja ocenimo vrednosti koeficientov in kovarianc TVP-VAR-a. Postopek je natančneje opisan v Carter in Kohn (1994) in ga povzemamo v podpoglavju 2.4.

2.3.4 Ocenjevanje variabilnosti strukturnih šokov modela

Podobno kot v predhodnem razdelku gre tudi pri ocenjevanju variabilnosti strukturnih šokov za proces ocenjevanja latentne spremenljivke - modeli s takšnim pristopom se uvrščajo v skupino SV modelov. Širše uporabljena izmed ostalih možnosti za ocenjevanje časovno spremenljive variance je uporaba avtoregresivne pogojne heteroskedastičnosti (angl. *Autoregressive conditional heteroscedasticity*, v nadaljevanju ARCH) ali posplošene avtoregresivne pogojne heteroskedastičnosti (angl. *Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity*, v nadaljevanju GARCH), v katerih je variabilnost v trenutku t funkcija preteklih opazovanih enot in pretekle variabilnosti. Za predstavitev ter aplikativno rabo ARCH in GARCH modelov glej Verbeek (2005), za tehnične podrobnosti pa Hamilton (1994). Postopek ocenjevanja SV modela, ki ga uporabimo v empiričnem delu magistrskega dela, je opisan v Kim et al. (1998, str. 361).

V tem članku so avtorji kot prvi predstavili analizo SV modelov z uporabo MCMC metode. Rezultati so pokazali, da je tako ocenjen model vsaj toliko učinkovit kot s parametri precej bolj obremenjen GARCH model. Slednji je posledično tudi z vidika računalniške obdelave bolj zahteven, rezultati pa so zaradi večjega števila parametrov manj zanesljivi. Kot primer si oglejmo naslednji model volatilitnosti (Kim et al., 1998):

$$\begin{aligned} y_t &= \beta * e^{h_t/2} * \varepsilon_t, \\ h_{t+1} &= \mu + \phi * (h_t - \mu) + \sigma_\eta * \eta_t, \\ h_1 &\sim N(\mu, \sigma^2 / (1 - \phi^2)), \end{aligned} \tag{31}$$

kjer je h_t logaritem volatilitnosti v času t , za katero se predpostavlja, da se giblje po stacionarnem procesu, in velja $|\phi| < 1$. Začetna vrednost h_1 je prav tako vzorčena iz

stacionarnega procesa. Ostanke ε_t in η_t so neodvisni standardizirano normalni. Parameter β , ki se izraža kot $\exp(\mu/2)$, ima vlogo skalarja (angl. *scaling factor*) in je opredeljen kot volatilitnost v času t . S tega vidika si lahko ϕ v (31) razlagamo kot inercijo (pretekle) volatilitnosti, σ_η^2 pa kot volatilitnost logaritmirane volatilitnosti. Naj bo $\theta = (\phi, \sigma_\eta^2, \mu)$ vektor parametrov, kjer je ϕ avtoregresivni koeficient, σ_η^2 je varianca h_t v (31), μ pa je povprečna vrednost opazovanih enot y . Za razliko od ocenjevanja ostalih parametrov modela je ocenjevanje volatilitnosti z MCMC metodo oteženo, saj funkcija verjetja $f(Y|\theta) = \int f(Y|h, \theta) * f(h|\theta)dh$ ni izračunljiva zaradi odvisnosti vektorja θ od latentne spremenljivke h_t . Nezmožnost izračuna $f(Y|\theta)$ pa onemogoča neposredno uporabo MCMC metode.

Avtorji omenjeno težavo zaobidejo s tem, ko znotraj Gibbsovega vzorčevalnika v ločenem bloku najprej simulirajo vrednosti spremenljivke h_t , nato pa še preostale bloke, ki predstavljajo komponente vektorja θ . Zaradi visoke korelacije med θ in h_t se takšna MCMC simulacija po komponentah vektorja θ izkaže kot neučinkovita, kar se odraža v počasni konvergenci vzorčenih sekvenc parametrov ϕ , σ_η^2 in μ . Slednje pomeni, da je prostor premikanja Gibbsovega vzorčevalnika po korakih precej omejen (zaradi visoke korelacije med bloki), zato je potrebno veliko število iteracij, da se vidneje pomaknemo proti območju z največjo gostoto, kjer naj bi se nahajale prave vrednosti parametrov.

Kot odgovor na omenjeno slabost vzorčenja h_t neposredno z Gibbsovim vzorčevalnikom so Kim et al. (1998) predlagali številne izboljšave tega postopka, pri čemer se osredotočamo na tisto, ki jo tudi uporabimo v magistrskem delu. Uporabimo tudi nekatere izračune, ki so natančneje opisani v Primiceri (2005). Kim et al. (1998) predlagajo postopek, s katerim izračunajo funkcijo verjetja in tako izvedejo neposredno vzorčenje z uporabo MCMC metode oziroma sočasno simuliranje vseh parametrov.

Model s kombinacijo normalnih porazdelitev

Ideja predlagane rešitve je omogočiti izračun funkcije verjetja, ki je opredeljena s prvo enačbo v (31). Ocena stohastične volatilitnosti je izvedena podobno kot pri ostalih parametrih, torej z uporabo Kalmanovega filtra, pred tem pa je potrebno opraviti še nekaj modifikacij sistema (31). Ker je prva vrstica v (31) nelinearne oblike, je potrebno njen zapis preurediti v linearno obliko, saj parametre ocenjujemo z uporabo linearnega Kalmanovega filtra, ki zahteva Gaussovo normalno obliko prostora stanj. Če prvo vrstico v (31) preuredimo v linearno obliko, dobimo (Kim et al., 1998):

$$\log(y_t^2) = h_t + \log(\varepsilon_t^2). \quad (32)$$

Težava tega pristopa je, da je pripadajoča cenilka kvazi funkcije največjega verjetja (angl. *quasi maximum likelihood function*, v nadaljevanju QML) sicer konsistentna in asimptotično normalna, vendar zaradi končnega vzorca ni izpolnjena predpostavka o normalnosti.

Dejansko se izkaže, da so ostanki porazdeljeni po $\chi^2(1)$ (angl. *chi-square*). To pomeni, da je prostor stanj sicer linearen, ni pa Gaussov, kot zahteva linearna oblika Kalmanovega filtra.

Da bi se izognili težavi, avtorji predlagajo reparametrizacijo enačbe (32) v obliko:

$$y_t^* = h_t + z_t, \quad (33)$$

kjer je $y_t^* = \log(y_t^2 + c)$ in $f(z_t) = \sum_{i=1}^K q_i f_N * (z_t | m_i - 1,2704, v_i^2)$ je kombinacija K normalnih verjetnostnih gostot f_N , kjer ima vsaka izmed K gostot verjetnost q_i , povprečje $m_i - 1,2704$ in varianco v_i^2 . Vrednosti za $m_i - 1,2704$ so bile po zgledu Kim et al. (1998) uporabljene v Primiceri (2005). Konstante q_i, m_i in v_i^2 so izbrane tako, da kolikor se da dobro aproksimirajo dejansko porazdelitev $\log e_t^2$, ki je $\chi^2(1)$. Člen odmika c , ki ga je v SV modele vpeljal Fuller (1996), je prisoten zaradi povečanja robustnosti QML ocene SV modela v primeru, ko bi bil člen y_t^2 zelo majhen. Avtorji so za konstanto c določili vrednost 0,001, ki jo tudi sami uporabimo v empiričnem delu, čeprav je možno izbrati tudi druge vrednosti.

Primiceri (2005), ki omenjeno tehniko uporabi na podatkih za ZDA, ta pristop ponazori z zapisom $A_t * (y_t - X_t' B_t) = y_t^* = \Sigma_t \varepsilon_t$. S transformacijo $y_{i,t}^{**} = \log[(y_{i,t}^*) + c]$, kjer je c konstanta z vrednostjo 0,001, dobi naslednjo obliko prostora stanj:

$$\begin{aligned} y_t^{**} &= 2h_t + e_t, \\ h_t &= h_{t-1} + \eta_t, \end{aligned} \quad (34)$$

kjer je $e_{i,t} = \log(\varepsilon_{i,t}^2)$ in $h_{i,t} = \log(\sigma_{i,t})$. Da bi bil prostor (34) v Gaussovi obliki, je uporabil tehniko kombiniranih normalnih porazdelitev, kjer so Kim et al. (1998) določili $K = 7$ normalnih porazdelitev s povprečji $m_j - 1,2704$ in varianco v_j^2 , $j = 1, \dots, 7$. Da bi na vsakem koraku vzorčenja lahko ugotovili, katera izmed K normalnih porazdelitev je primerna za aproksimacijo člena e v (34), so avtorji kreirali še indikacijsko spremenljivko s_t in definirali $s^T = [s_1, \dots, s_T]'$. Pogojno na B_t, A_t in s^T je sistem (34) linearen Gaussov prostor stanj, kar pomeni, da lahko podobno kot za B_t in A_t za vzorčenje stohastične volatilnosti uporabimo linearen Kalmanov filter. Postopek je natančneje opisan v Primiceri (2005).

2.4 Ocenjevanje z Gibbsovim vzorčevalnikom v prostorih stanj

Pri ocenjevanju zgledanih ocen parametrov tehnike navedene v razdelkih 2.3.1 do 2.3.4 kombiniramo z uporabo metodologije, ki sta jo predlagala Carter in Kohn (1994). Avtorja na praktičnih primerih pokažeta, kako učinkovito izvedemo vzorčenje z uporabo Gibbsovega vzorčevalnika v prostorih stanj, pri čemer dovoljujeta tako časovno spremenljivost variabilnosti napak modela kot tudi koeficientov. Metoda deluje po principu sočasnega vzorčenja vseh parametrov na vsakem koraku (angl. *multi-move sampler*), kar se izkaže kot velika prednost v primerjavi z algoritmi, kjer vzorčimo na vsakem koraku samo po en

parameter (angl. *single-move sampler*). V nadaljevanju ta postopek na kratko predstavljamo, pri čemer so uporabljene oznake iz članka Carter in Kohn (1994).

Najprej zapišimo linearen model prostora stanj v naslednji obliki:

$$y(t) = h(t)'x(t) + e(t), \quad (35)$$

$$x(t+1) = F(t+1)x(t) + u(t+1). \quad (36)$$

Enačba (35) je enačba opazovanj in enačba (36) je prehodna enačba. V magistrskem delu nam prehodna enačba (36) predstavlja sistem enačb koeficientov TVP-VAR-a v (20)-(22). Ker za dinamiko koeficientov upoštevamo predpostavko o naključnem prehodu, je $F(t+1)$ enaka 1. Nadalje označimo vektorja opazovanih vrednosti spremenljivk Y in vrednosti latentnih spremenljivk X kot $Y^n = \{y(1), \dots, y(n)\}'$ in $X^n = \{x(1), \dots, x(n)\}'$. Naj bo $K(t)$ indikacijska spremenljivka in definirajmo $K = \{K(1), \dots, K(n)\}'$. Spremenljivka $K(t)$ označuje kateri komponenti vektorja kombinacije normalnih porazdelitev (variabilnosti) v vsakem novem opazovanju ustrezajo ostanki ε_t oziroma u_t enačbe opazovanj (spremenljivka Y^n) oziroma prehodne enačbe (spremenljivka X^n). Označimo še vektor parametrov modela z $\Theta = \{\Theta_1, \dots, \Theta_p\}$. Po predpostavki so ε_t in u_t , pogojno na K in Θ , neodvisne normalno porazdeljene spremenljivke, ki so hkrati tudi medsebojno neodvisne. V magistrskem delu vektor X predstavlja koeficiente v enačbah (20)-(22), medtem ko vektor Θ predstavlja variabilnosti koeficientov.

Naj bo $p(X, K, \Theta | Y^n)$ večrazsežna aposteriorna porazdelitev spremenljivk X, K in Θ . Gibbsov vzorčevalnik najprej generira vrednosti parametrov X, K in Θ iz pogojnih gostot $p(X | Y^n, K, \Theta)$, $p(K | Y^n, X, \Theta)$ in $p(\Theta_i | Y^n, X, K, \Theta_{i+j})$, za $i = 1, \dots, p$, nato še vektor (X, K, Θ) iz porazdelitve $p(X, K, \Theta | Y^n)$.

V magistrskem delu nas bo zanimala predvsem spremenljivka X , ki jo po opisanem postopku vzorčimo na naslednji način. Najprej zapišimo:

$$p(X | Y^n) = p\{x(n) | Y^n\} \prod_{t=1}^{n-1} p\{x(t) | Y^t, x(t+1)\}. \quad (37)$$

S pomočjo Kalmanovega filtra kreiramo latentno spremenljivko X na podlagi opazovanih enot (vrstni red od 1 do N). V drugem koraku s pomočjo rekurzije v obratnem vrstnem redu (od N proti 1) na podlagi volatilnosti in v prvem koraku ocenjenih latentnih spremenljivk iz porazdelitve vzorčimo vrednosti spremenljivke X . Za generiranje indikacijske spremenljivke uporabimo:

$$p(K | Y^n, X) = p\{K(n) | Y^n, X\} \prod_{t=1}^{n-1} p\{K(t) | Y^t, X^t, K(t+1)\} \quad (38)$$

Vektor K dobimo po enakem postopku kot vektor X . Za podrobno razlago glej Carter in Kohn (1994).

2.5 Povzetek poteka vzorčenja

V TVP-VAR-u glede na enačbo (18) ocenjujemo vrednosti koeficientov pri neodloženih in odloženih spremenljivkah (A in B) ter kovarianc (Σ) sistema (20)-(22). Prav tako vzorčimo vrednosti hiperparametrov v matriki V , ki predstavljajo šoke na vrednosti parametrov A, B in Σ (glej (23)). Vse navedene spremenljivke so po naravi latentne in v takšnih primerih je Bayesov pristop za modeliranje njihove dinamike v primerjavi z metodo največjega verjetja (angl. *maximum likelihood*, v nadaljevanju ML) primernejša izbira. Primiceri (2005) za to navaja naslednje razloge. Prvič, če je variabilnost časovno spremenljivih koeficientov v modelu relativno majhna (u_t in ζ_t v enačbah (20) in (21)), potem z ocenjevanjem po metodi največjega verjetja dobimo napačne ocene dejanske variabilnosti, kar privede do tako imenovanega problema kopičenja mase v točki 0 (angl. *pile-up problem*). Stock in Watson (1998) sta pokazala, da je uporaba ML cenilk z uporabo Kalmanovega filtra ob majhni variabilnosti časovno spremenljivih parametrov problematična z vidika, da se velika večina verjetnostne mase skoncentrira okrog točke 0. V primeru, da imamo opravka z eno spremenljivko, se ta pojav odraža v kopičenju trenda v MA(1) komponenti časovne vrste, kar privede do nestacionarnosti. Avtorji v omenjenem članku navajajo, da je majhna variabilnost parametrov v časovnih vrstah ekonomskih podatkov precej pogosta, zato bi bilo zmotno modeliranje ob predpostavki, da je ni. Druga slabost ocenjevanja po ML metodi je povezana z navadno velikim številom parametrov v VAR-ih in z nelinearnostjo (Σ v model vstopa multiplikativno), kar lahko privede do večmodalnih funkcij verjetja. Pri tem so nekateri modusi lahko povsem nesmiselni z vidika prave vrednosti parametrov, kar lahko privede do nesmiselnih ocen parametrov in izkrivljenih rezultatov. Bayesove metode to težavo omilijo z določitvijo apriornih vrednosti za parametre, s čimer zmanjšamo možnosti za nezaželeno obnašanje algoritma vzorčenja. Tretji razlog, ki govori v prid uporabe Bayesovih metod, pa je praktične narave. Funkcija verjetja za VAR-e bi bila namreč zaradi velikega števila dimenzij zelo kompleksna, posledično pa bi bilo njeno ocenjevanje praktično nemogoče.

Pri ocenjevanju vrednosti parametrov v sklopu MCMC metode uporabimo Gibbsov vzorčevalnik, rezultati pa bodo zglajene ocene (angl. *smoothed estimates*). Zglajene ocene parametrov pri ocenjevanju upoštevajo vse vrednosti spremenljivk v časovni vrsti. Primiceri (2005) navaja prednost teh metod v primerjavi s filtriranimi ocenami (angl. *filtered estimates*) v primerih, ko nas zanima dinamika latentnih spremenljivk, v našem primeru parametrov TVP-VAR-a. Tehnike filtriranja, kamor med drugim sodi tudi uporaba delčnih filtrov (angl. *particle filters*), so primernejše, ko je cilj raziskave sama diagnostika modela in napovedovanje z njim, kar pa ni cilj našega raziskovanja. Z delčnimi filtri se je ukvarjal Cergol (2014).

Kot v Primiceri (2005) za začetne vrednosti parametrov A, B in Σ ter hiperparametrov Q, W in S predpostavljamo, da so medsebojno neodvisne. Apriorne vrednosti hiperparametrov vzorčimo iz inverzne Wishartove porazdelitve, medtem ko apriorne vrednosti parametrov A, B in Σ vzorčimo iz normalne porazdelitve. To pomeni, da se apriorne vrednosti za A, B in Σ ,

pogojno na hiperparametre Q , W in S , porazdeljujejo normalno. Za stohastično volatilnost za apriorno vrednost koeficienta predpostavljamo log-normalno porazdelitev (angl. *log-normal*), kar je v SV modelih glede na konstrukcijo dinamike volatilnosti v (31) smiselna izbira.

Z Gibbsovim vzorčevalnikom vzorčenje parametrov TVP-VAR-a izvedemo po blokkih v naslednjem vrstnem redu:

1. postavimo $i = 1$,
2. postavimo začetne vrednosti parametrov A^T, Σ^T, s^T in V ,
3. vzorčimo B^T iz pogojne porazdelitve $p(B^T | y^T, A^T, \Sigma^T, V)$,
4. vzorčimo A^T iz pogojne porazdelitve $p(A^T | y^T, B^T, \Sigma^T, V)$,
5. vzorčimo s^T iz pogojne porazdelitve $p(s^T | y^T, A^T, \Sigma^T, V)$,
6. vzorčimo Σ^T iz pogojne porazdelitve $p(\Sigma^T | y^T, A^T, B^T, s^T, V)$,
7. vzorčimo V z vzorčenjem Q, W in S iz pogojne porazdelitve $p(Q, W, S | y^T, B^T, A^T, \Sigma^T)$,
8. vrnemo se na 2. korak in postopek ponavljamo, dokler i ne doseže vnaprej določenega števila vzorčenj.

Vzorčenje vrednosti vsakega izmed parametrov A , B in Σ poteka po naslednjem postopku. Začnemo z apriorno določenimi vrednostmi parametrov, ki jih ocenimo na začetnem delu časovne vrste, in sicer za obdobje od 1Q1995 do 4Q2000. Na preostanku časovne vrste, za obdobje od 1Q2001 do 3Q2013, se za izračun aposteriornih vrednosti parametrov v prvi iteraciji Gibbsovega vzorčevalnika kot začetne vrednosti uporabi apriorne vrednosti. Nato se časovna posodobitev izvede v dveh stopnjah z uporabo Kalmanovega filtra. Na prvi stopnji se najprej izračunajo ostanki TVP-VAR-a z uporabo ocenjenih odloženih koeficientov ter njihova kovariančna matrika. Časovna posodobitev parametrov z uporabo prehodne enačbe Kalmanovega filtra se izvede kot vsota apriorne vrednosti in produkta deleža kovariance spremenljivke prehodne enačbe v celotni varianci z napako TVP-VAR-a. Na vsakem naslednjem koraku se v postopku filtriranja uporabi vrednost parametra dobljenega v predhodnem koraku. Druga stopnja je izglajevanje ocen parametrov, v kateri dobljene vrednosti v prvem koraku posodabljanja prehodne enačbe uporabimo kot parametre za vzorčenje iz normalne porazdelitve. Tako po vseh iteracijah Gibbsovega vzorčevalnika dobimo vektorje zglajenih ocen parametrov. Ocena aposteriorne vrednosti parametrov je nato izračunana kot aritmetična sredina vseh vzorčnih vrednosti posameznega parametra.

3 OPREDELITEV ZUNANJE TRGOVINE TER UVOZNE IN IZVOZNE FUNKCIJE

Namen tega poglavja je kratka ponazoritev zunanje trgovine - izvoza in uvoza z vidika Sistema nacionalnih računov (angl. *System of National Accounts*, v nadaljevanju SNA), ter predstavitev uvoznih in izvoznih enačb. Države, predvsem tiste, ki so v zgodnejših fazah razvoja ali pa nimajo lastnih produkcijskih virov, so pomembno odvisne od virov, ki jih dobijo na mednarodnih trgih. V sklopu SNA je skupna ponudba v neki državi, označimo jo z

AS (angl. *aggregate supply*), sestavljena iz domače proizvodnje in uvoza. Po drugi strani je celotno povpraševanje, označimo ga z *AD* (angl. *aggregate demand*), sestavljeno iz domačega povpraševanja in izvoza oziroma tujega povpraševanja. Ker velja računovodska identiteta $AS = AD$, sta uvoz in izvoz lahko pomembna dejavnika oblikovanja ravnotežja. Ker pa so lahko gospodarstva različno konkurenčna na mednarodnih trgih, bodo faktorji, ki konkurenčnost določajo, vplivali tudi na cene uvoza in izvoza.

Uvozna in izvozna funkcija

Uvozna in izvozna funkcija sta v literaturi v splošnem opredeljeni z dohodkom oziroma povpraševanjem (domačim in tujim) ter z relativnimi cenami (Bahmani-Oskooee & Nirromand, 1998). Povezave med odvisnimi in neodvisnimi spremenljivkami v modelih uvoznega in izvoznega povpraševanja, ki so navadno v dvojno-logaritemski obliki, imenujemo elastičnosti (angl. *elasticities*). Pri spremenljivkah dohodka so to dohodkovne elastičnosti uvoza oziroma izvoza, ki predstavljajo odzivanje uvoza in izvoza na spremembe dohodka, pri spremenljivkah relativnih cen pa so to cenovne elastičnosti, ki predstavljajo odzivanje uvoza in izvoza na spremembe relativnih cen. Tipična predpostavka modeliranja elastičnosti v uvoznih in izvoznih enačbah je, da niti uvoz niti izvoz nista popolna substituta za domače dobrine, saj bi se v nasprotnem primeru države popolnoma specializirale in bi določene vrste dobrin samo uvažale, druge pa samo izvažale (Bobić, 2010). Ta predpostavka je empirično potrjena tako na kratek kot dolgi rok, kar pomeni, da se na trgu pojavljajo tako doma proizvedeni kot tudi uvoženi proizvodi in storitve. Slednje pomeni, da so predvsem cenovne elastičnosti odvisne od stopnje specializacije v gospodarstvu ter od percepcije potrošnikov do tujega blaga glede na domače. Modeli uvoznih in izvoznih funkcij navadno predpostavljajo tudi, da potrošniki najprej izberejo strukturo potrošnje s katero maksimirajo svojo koristnost, nato pa v odvisnosti od tega izbirajo med domačim in uvoženim blagom.

V splošnem lahko funkcijo izvoznega povpraševanja zapišemo v naslednji obliki (Bahmani-Oskooee & Nirromand, 1998):

$$\log(X_t) = a + b * \log(PX/PXW)_t^- + c * \log(YW)_t^+ + e_t, \quad (39)$$

kjer je X realna vrednost izvoza, PX je raven domačih izvoznih cen, PXW je raven svetovnih izvoznih cen in YW je svetovna raven dohodka oziroma povpraševanja, ki se v literaturi pogosto nadomešča kar z realno vrednostjo bruto domačega proizvoda (v nadaljevanju BDP).

Enačbo uvoznega povpraševanja lahko zapišemo v naslednji obliki (Bahmani-Oskooee & Nirromand, 1998):

$$\log(M_t) = a + b * \log(PM/PD)_t^- + c * \log(Y)_t^+ + e_t, \quad (40)$$

kjer je M realna vrednost uvoza, PM je raven domačih uvoznih cen, PD je splošna raven

domačih cen, pogosto merjena z indeksom cen življenjskih potrebščin (v nadaljevanju ICŽP) in Y je domača raven dohodka, ki se v literaturi pogosto nadomešča kar z realno vrednostjo BDP. V enačbah (39) in (40) oznake $\pm$ v zgornjem desnem kotu pri neodvisnih spremenljivkah kažejo na pričakovan oziroma teoretičen vpliv na odvisno spremenljivko, čeprav nekatere empirične študije kažejo, da temu ni vedno tako.

Imbs in Méjan (2010) cenovne elastičnosti v izvoznih enačbah opredelita kot dovzetnost izvoznikov na nenadne spremembe (poslabšanje) v njihovem konkurenčnem položaju, v uvoznih enačbah pa cenovne elastičnosti opredeljujeta kot nagnjenost domačih potrošnikov k domačim oziroma tujim dobrinam. Bobić (2010) navaja, da različni predznaki pri relativnih cenah v izvoznih enačbah pomenijo tudi različno kvalitativno strukturo izvoza. Mednarodni denarni sklad (2012) (angl. *International Monetary Fund*) je v eni od svojih publikacij navedel, da je Slovenija v luči upadanja konkurenčnosti že od leta 2008 izgubljala tržni delež na strani izvoza, medtem ko se je pri konkurentih delež večinoma okrepil. Kot razloge navajajo tudi upad povpraševanja na ključnih izvoznih trgih Slovenije, vendar pa kot glavne faktorje za upadanje tržnega deleža navajajo odsotnost reform v zvezi s plačno politiko in politiko trga dela. Posledično stroški dela niso sledili dinamiki, ki je bila zabeležena pri konkurenčnih izvoznikih.

Dohodkovne elastičnosti v modelih izvoznega povpraševanja odražajo odzivnost izvoza neke države na povečanje dohodka ostalih držav. V uvoznih enačbah pa dohodkovna elastičnost odraža rast uvoza ob rasti domačega dohodka, s čimer lahko ocenjujemo tudi pomembnost uvoza v sklopu domače potrošnje.

V mnogih študijah so s pomočjo analiziranja uvoznih in izvoznih enačb pokazali različne magnitude dohodkovnih elastičnosti, kot tudi različne predznake pri cenovnih elastičnostih. V nekaterih primerih se je slednja izkazala kot statistično neznčilna. Med študijami izpostavljam Benaček et al. (2005) za Češko, Vagač et al. (2001) za Slovaško, Wdowinski in Milo (2002) za Poljsko in Bobić (2010) za Hrvaško, saj so gospodarske strukture teh držav podobne slovenskim.

Glavni namen magistrskega dela je prikaz uporabe TVP-VAR-a na podatkih za slovensko gospodarstvo, saj tega v literaturi do sedaj nismo zasledili, ob tem pa dobljene rezultate tudi primerjamo s VAR-om (konstantnimi parametri). V vsebinskem smislu želimo s TVP-VAR-om izkoristiti njegove prednosti ter v okviru uvozne in izvozne enačbe za Slovenijo določiti časovno dinamiko simultanih dohodkovnih in cenovnih elastičnosti. S tem pridobimo pomembne informacije, saj tako izračunane elastičnosti do neke mere odražajo tudi časovno dinamiko stanja slovenskega gospodarstva, kar je sicer spremenljivka latentne narave.

Analiziramo podatke o slovenski zunanji trgovini za obdobje od 1Q1995 do 3Q2013, in sicer uvozno in izvozno povpraševanje. V povezavi s tem so pomembne vsaj tri časovne prelomnice, za katere domnevamo, da so strukturno vplivale na slovensko splošno

gospodarsko dinamiko kot tudi na dinamiko zunanje trgovine. Prvi dve časovni prelomnici sta vstop v EU leta 2004 in vstop v EMU leta 2007. Tretji časovni mejnik predstavlja aktualna gospodarska kriza, ki je po začetnem vplivu na finančni sektor ob koncu leta 2008 nadalje vplivala na realni sektor držav po vsem svetu in posledično na dinamiko zunanje trgovine.

Učinek vstopa države v integracije kakršna je EU se v literaturi učinkov ekonomsko-gospodarskih integracij kaže predvsem v povečanju zunanje trgovine med državami, ki tvorijo tovrstno integracijo (Caporale et al., 2011). S pridružitvijo državam članicam EU je Slovenija vstopila v prostotrgovinsko območje. Med drugim je namen tega območja spodbujati zunanjetrgovinsko menjavo znotraj integracije s številnimi sporazumi, kot so na primer prostocarinsko območje in prosto gibanje blaga in produkcijskih faktorjev.

Po vstopu Slovenije v EU je v letu 2007 sledil še vstop v EMU. Podobno kot pri vstopu v integracije tipa EU se tudi pri vstopu v EMU učinki vstopa države v integracijo kažejo v povečanju zunanje trgovine. Baldwin (2006) je ocenil, da se je od uvedbe evra trgovinska menjava med državami članicami povečala za 5 do 10 %.

Kot tretji časovni mejnik si postavljamo aktualno gospodarsko krizo, ki se je odražala v krčenju kreditne aktivnosti in šibki gospodarski rasti. Pod vplivom navedenih dejavnikov je tudi zunanja trgovina Slovenije, pri čemer se oteženim pogojem financiranja pridružuje še poslabšan likvidnostni položaj podjetij v realnem sektorju, kar podjetja odvrča od sklepanja poslov s poslovnimi partnerji oziroma povečuje stroške poslovanja z zavarovanji poslovnih tveganj.

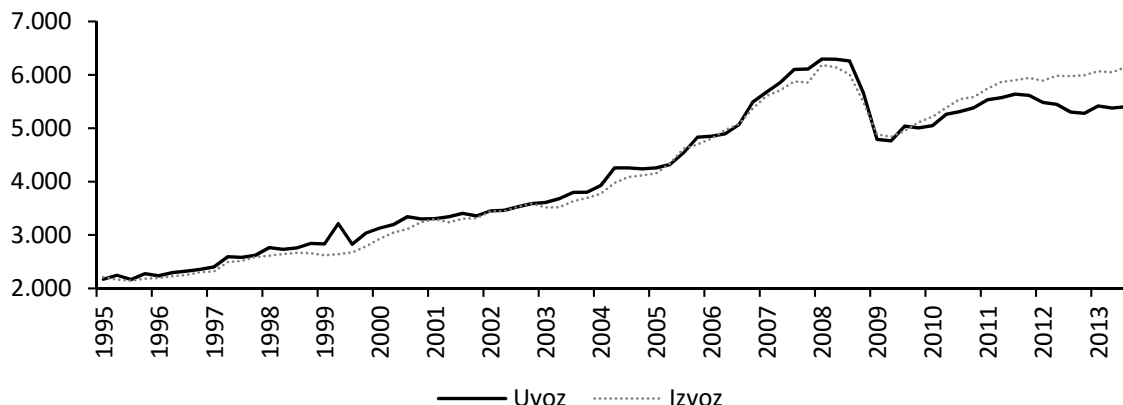
4 PREDSTAVITEV PODATKOV

V tem poglavju na kratko predstavljamo vlogo zunanje trgovine za slovensko gospodarsko dinamiko in njen razvoj v obdobju od 1Q1995 do 3Q2013. Slovenija je kot majhno gospodarstvo v veliki meri odvisno od zunanje trgovine, poleg majhnosti pa je razlog za velik pomen zunanjetrgovinske menjave tudi nezadostnost lastne oskrbe z večino surovin. Zato je za Slovenijo in njen izvoz bistvenega pomena tudi uvoz, saj le-ta omogoča zadostne količine surovin za proizvodnjo. Iz tega se nato oblikuje BDP, del katerega se ponovno nameni za tujo potrošnjo oziroma izvoz. Do vstopa v EU je bila Slovenija večkrat označena kot ena izmed najuspešnejših tranzicijskih gospodarstev Srednje in Vzhodne Evrope (IMF Concludes Article 2001 IV Consultation with the Republic of Slovenia, 2002). Vendar so že v takratnih publikacijah mednarodne inštitucije pozivale na ukrepe monetarne politike v Sloveniji za zvišanje konkurenčnosti, katero so zavirali predvsem visoki stroški dela.

Slika 3 prikazuje dinamiko izvoza in uvoza Slovenije. Kot je iz te slike razvidno, je vstop Slovenije v EU leta 2004 pospešil tako dinamiko izvoza kot uvoza, saj se pričneta oba grafa bolj strmo dvigati. Le-to je pričakovano, saj so v mnogih študijah, na primer Caporale et al.

(2011), pokazali tovrstne učinke vstopa držav v ekonomske integracije.

Slika 3: Uvoz in izvoz Slovenije (v mio EUR)



Opomba: Obdobje 1Q1995–3Q2013, četrtletno.

Vir: Eurostat, Statistical Database, 2014.

Vstop Slovenije v EMU je iz Slike 3 težje razbrati, saj gre za preplet dveh dejavnikov. Dejstvo je, da se je Slovenija na vstop v EMU leta 2007 pričela pripravljati že dve leti pred tem, kar je časovno sovpadlo ravno z vstopom v EU. Kljub navedenemu pa številne študije, na primer Baldwin (2006), kažejo na pozitiven učinek vstopa države v območje skupne valute na obseg zunanje trgovine. Podrobnejša analiza teh učinkov je izven obsega našega raziskovanja.

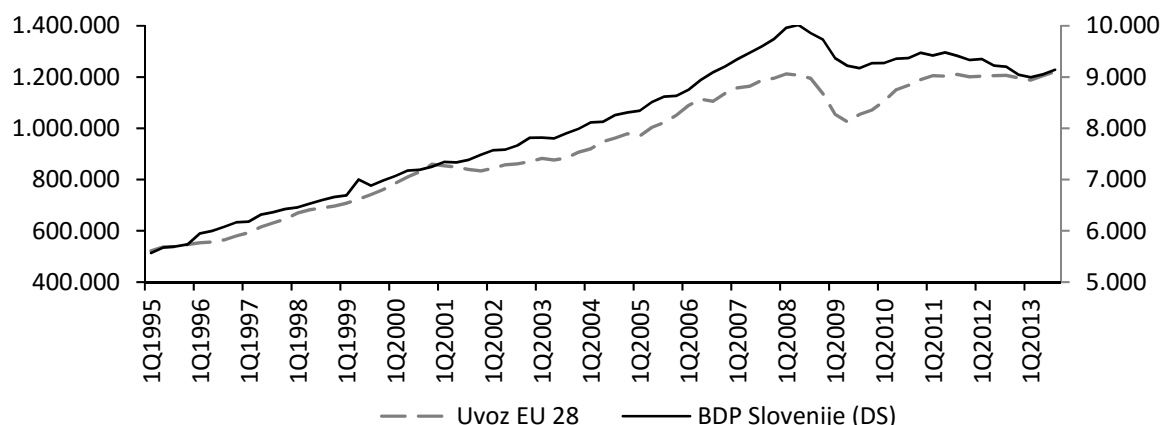
Najbolj izrazit vpliv na slovensko zunanjo trgovino je opaziti ob izbruhu gospodarske krize, saj se je leta 2009 realna vrednost izvoza znižala za 17 %, uvoza pa za 20 %. Posledično smo bili v tem letu priča skoraj 8 % realnemu padcu BDP. Na padec zunanjetrgovinske aktivnosti Slovenije je v prvi vrsti vplival padec povpraševanja na ključnih izvoznih trgih, pozneje pa so na nadaljnje poslabševanje njenega položaja v mednarodnem okolju vplivali tudi drugi faktorji. Med temi so bili prevladujoči predvsem visoki stroški dela, kar je povzročilo poslabševanje konkurenčnega položaja na izvoznih trgih in zastoj kreditne aktivnosti bank.

Na podlagi Slike 3 lahko vsaj deloma potrdimo pomembnost uvoza za generiranje izvoza. Koeficient korelacije med izvozom in uvozom za obravnavano obdobje je tudi po odstranitvi avtokorelacije prvega reda iz podatkov še vedno zelo visok, in sicer 0,95. Ker je glede na SNA uvoz postavka ponudbe, ki je časovno pred razdelitvijo BDP oziroma dodane vrednosti, lahko na podlagi tega sklepamo, da je za rast izvoza poleg rasti na mednarodnih trgih potrebna tudi rast uvoza. Slednja ugotovitev je z vidika ciljev magistrskega dela pomembna, saj je obseg izvoza močno povezan s konkurenčnostjo gospodarstva. Tako nas v okviru izvozne in uvozne enačbe zanima gibanje elastičnosti in impulznih odzivov (predvsem cenovnih), ki ponazarjajo odzivanje gospodarskih subjektov na spremembe relativnih cen.

Na Sliki 4 je prikazana dinamika BDP Slovenije in uvoza EU 28. Dinamika obeh grafov

odraža povezanost teh dveh kategorij, tudi ob pričetku gospodarske krize v letu 2009.

Slika 4: Bruto domači proizvod Slovenije in uvoz EU 28 (v 000 EUR)

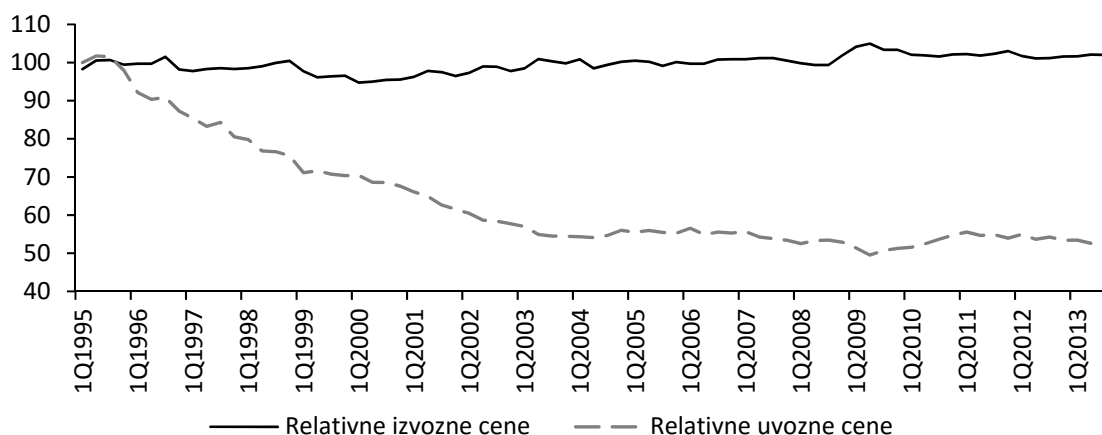


Opomba: Obdobje 1Q1995–3Q2013, četrtletno.

Vir: Statistični urad Republike Slovenije, Podatkovni portal, 2014; Eurostat, Statistical Database, 2014.

Na Sliki 5 je prikazana dinamika relativnih izvoznih in uvoznih cen za Slovenijo. Relativne izvozne cene, ki so merjene kot razmerje cen slovenskih izvoznikov in cen izvoznikov na mednarodnih trgih, po eni strani kažejo na prilagoditveno naravo izvoznega sektorja, vendar sta opazna dva večja odmika od ravnotežne ravni.

Slika 5: Izvozne in uvozne relativne cene za Slovenijo



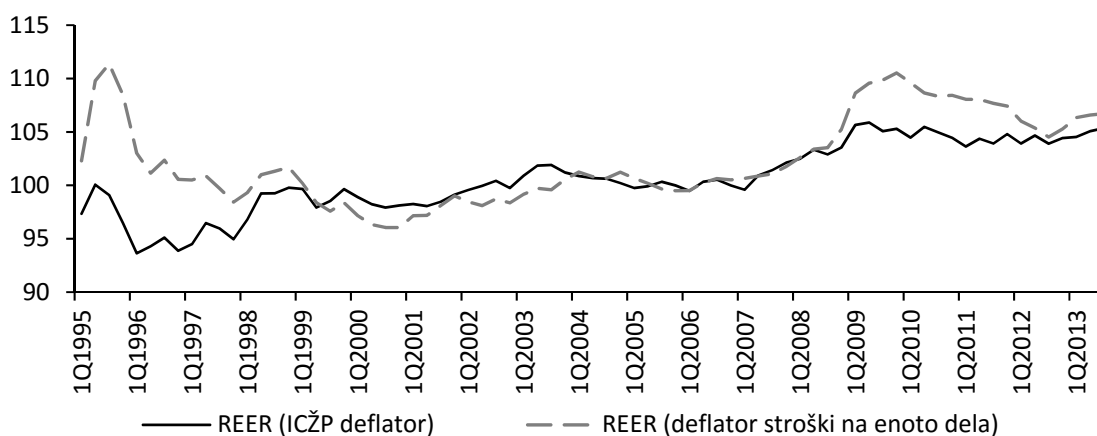
Opomba: Obdobje 1Q1995–3Q2013, četrtletno.

Vir: Statistični urad Republike Slovenije, Podatkovni portal, 2014; Eurostat, Statistical Database, 2014.

Prvi odmik je v obdobju od 1999 do 2001, ko je bil slovenski izvozni sektor bolj cenovno konkurenčen od ostalih izvoznikov zajetih v indeks relativnih cen. Drugi odmik se pojavi ob izbruhu gospodarske krize leta 2009, ko se je cenovna konkurenčnost slovenskega izvoznega sektorja opazno poslabšala in so bile cene slovenskih izvoznikov v skrajni točki višje skoraj za 5 % od povprečja ostalih evropskih izvoznikov. Cenovna konkurenčnost slovenskega izvoznega sektorja se je v naslednjih letih postopoma izboljševala, vendar je še vedno ostajala pod ravnjo konkurentov.

Relativne uvozne cene, ki so izražene kot razmerje uvoznih cen in ICŽP, kažejo na višjo rast ICŽP v primerjavi z uvoznimi cenami (glej Sliko 5). Rast relativnih uvoznih cen naj bi teoretično imela negativen učinek na raven uvoza, saj dražji uvoz potrošnikom znižuje kupno moč. Relativne uvozne cene so intenzivneje padale do leta 2004, nato pa se je negativen trend umiril in so bile dokaj stabilne do konca opazovanega obdobja. Hitrejša deprecijacija slovenskega tolarja in posledično hitrejša rast domače inflacije je vplivala na padec relativnih uvoznih cen nekje do začetka leta 2004. Na njihovo stabilizacijo je nato vplivala tudi priprava na vstop v EMU, natančneje v Sistem deviznih tečajev (angl. *Exchange Rate Mechanism*, v nadaljevanju ERM II), ko so se inflacijska gibanja umirila skladno z Maastrichtskimi kriteriji. Slika 6 ponazarja že omenjeno poslabševanje konkurenčnega položaja Slovenije, saj dinamika realnega efektivnega deviznega tečaja (angl. *real effective exchange rate*, v nadaljevanju REER) nakazuje na trendno poslabševanje cenovne konkurenčnosti od začetka časovne vrste.

Slika 6: Realni efektivni devizni tečaj Slovenije



Opomba: Obdobje 1Q1995–4Q2013, četrtletno.

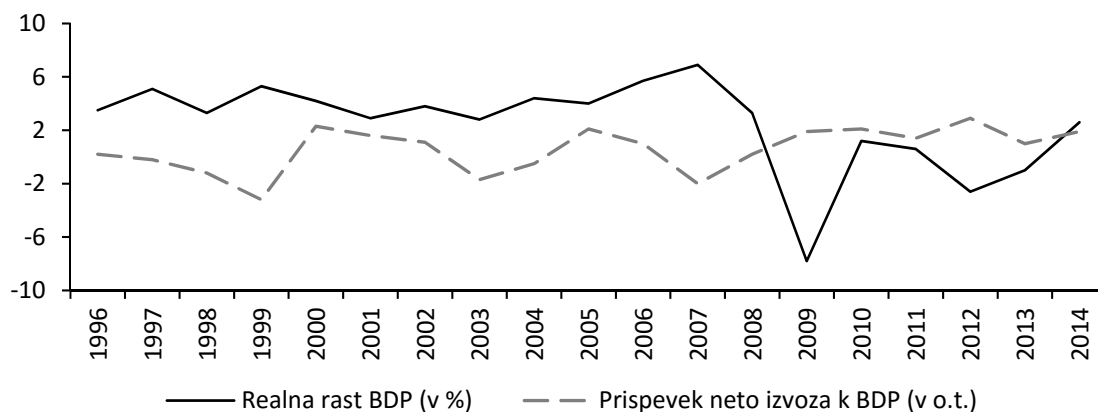
Vir: Statistični urad Republike Slovenije, Podatkovni portal, 2014; Eurostat, Statistical Database, 2014.

Pri tem ponovno velja izpostaviti dva opaznejša vzorca, in sicer je prvi od začetka leta 2003, ko se je raven REER pričela zniževati, kar pomeni cenejši in torej bolj konkurenčen izvoz. Relativno stabilna dinamika REER se je nadaljevala do konca leta 2007, nato pa smo bili vse do leta 2009 oziroma 2010 priča njegovi rasti. REER se v literaturi omenja kot najprimernejša spremenljivka za spremljanje konkurenčnosti neke države, saj poleg relativnih cen vključuje tudi nominalni devizni tečaj, ki je med drugim odvisen tudi konkurenčnega položaja države.

Zaradi navedenega v prejšnjem odstavku ter hipoteze o učinku določenih časovnih mejnikov na dinamiko cenovnih in dohodkovnih elastičnosti v analizi, poleg relativnih izvoznih cen ocenimo tudi model, v katerem relativne izvozne cene nadomestimo z REER za Slovenijo. Načinov merjenja tega kazalnika je več. Glede na razpoložljive podatke Slika 6 prikazuje dve različici, in sicer z deflatorjem ICŽP in z deflatorjem stroški na enoto dela za celotno Slovenijo. Glede na to, da ICŽP zajema vse proizvode (doma proizvedene in uvožene), le-ta

ne bi bil optimalna izbira za relativne cene. Zato poleg modela z relativnimi izvoznimi cenami ocenimo še model, v katerem relativne izvozne cene nadomestimo s spremenljivko REER ob upoštevanju deflatorja stroškov na enoto dela. Iz Slike 6 je razvidno, da deflator stroški na enoto dela boljše odraža poslabševanje konkurenčnega položaja Slovenije po začetku gospodarske krize v letu 2009, sicer pa je dinamika obeh različic v opazovanem obdobju podobna. Na Sliki 7 so prikazane realne stopnje rasti BDP Slovenije in prispevek k tej rasti s strani neto izvoza.

Slika 7: Prispevek rasti neto izvoza Slovenije k skupni gospodarski rasti Slovenije



Opomba: Obdobje: 1996–2014, letno.

Vir: Statistični urad Republike Slovenije, Podatkovni portal, 2014; Eurostat, Statistical Database, 2014.

Iz Slike 7 je razvidno, da je neto izvoz pomembna komponenta skupne gospodarske rasti; povprečna gospodarska rast Slovenije v obravnavanem obdobju je znašala 2,5 %, pri čemer je neto izvoz k tej rasti v povprečju prispeval 0,6 o.t., torej skoraj četrtino. Za primerjavo navajamo podatek Eurostata o povprečni realni gospodarski rasti skupine držav članic EU 28, ki je v obravnavanem obdobju znašala 1,6 %, neto izvoz pa je k tej rasti prispeval le 0,1 o.t. Iz tega lahko sklepamo, da je slovensko gospodarstvo glede na povprečje EU 28 nadpovprečno odvisno od zunanje trgovine. Zgovoren je tudi podatek, da je od izbruha globalne gospodarske krize v letu 2009, ko je slovenski BDP realno upadel za 7,8 %, povprečna gospodarska rast Slovenije znašala -1,2 %, povprečen prispevek neto izvoza k rasti pa je bil v tem obdobju 1,9 o.t. Slednje pomeni, da je bila tuja poraba edini dejavnik pozitivne gospodarske rasti.

Na Sliki 7 lahko opazimo še eno zanimivost: Po vstopu Slovenije v EU in v ERM II se je med leti 2005 in 2007 prispevek neto izvoza k skupni gospodarski rasti zmanjševal na račun rasti prispevka domače potrošnje. Od leta 2007, ko so se že kazali znaki gospodarskega pregrevanja, se je vloga neto izvoza ponovno pričela krepiti in prevzela dominantno vlogo ob anemičnem trendu domače potrošnje. Iz tega lahko zaključimo, da ima izvoz v Sloveniji v veliki meri vlogo stabilizatorja gospodarske rasti.

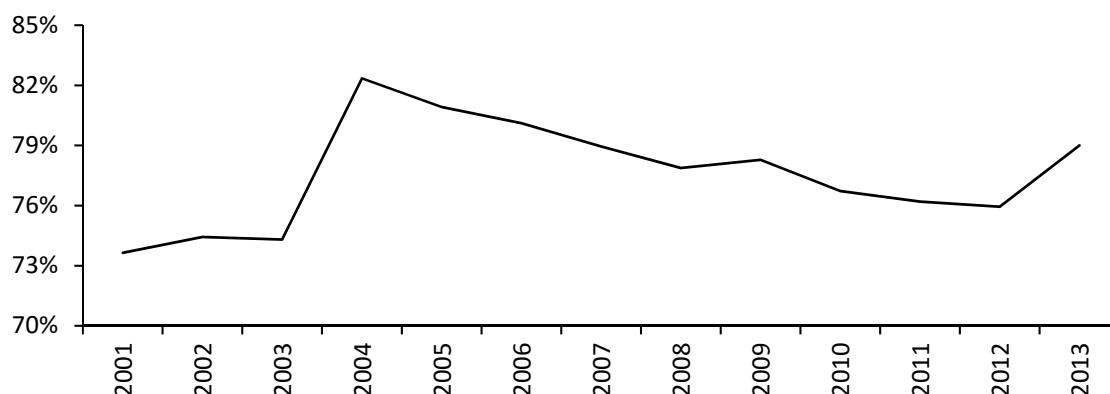
Proučevanje dinamike elastičnosti v izvoznih in uvoznih enačbah je torej pomembno tako za

analizo zunanje trgovine kot tudi za odkrivanje vzrokov, ki so pomembno vplivali na splošno gospodarsko dinamiko v Sloveniji.

V magistrskem delu v izvozni enačbi (39) za spremenljivko izvoza (X) uporabimo četrtnetne podatke o realnem obsegu slovenskega izvoza z referenčnim letom 2005. Kot spremenljivko tujega dohodka oziroma povpraševanja (YW) v izvozni enačbi uporabimo vrednost uvoza držav EU 28 in (v alternativnem modelu) držav EMU 19. Primerjava med dvema različnima spremenljivkama tujega dohodka bo morda omogočila identifikacijo razlik, ki jih je povzročil vstop Slovenije v EMU. Relativne cene (PX/PXW) v izvozni enačbi so izračunane kot razmerje med indeksoma izvoznih cen slovenskih izvoznikov in izvoznikov EU 28.

Slika 8 prikazuje skupen delež izvoza Slovenije v EU 28. Razvidno je, da je skupen delež izvoza Slovenije v evropske države v povprečju naraščal. Leta 2001 je znašal slabih 74 %, ob koncu leta 2013 pa 79 %. Večja sprememba je opazna leta 2004, ko je Slovenija vstopila v EU in v sistem ERM II. V letu 2004 se je delež izvoza Slovenije v države EU 28 zvišal za 8 o.t. na dobrih 82 %, zatem pa je sledilo postopno upadanje deleža do konca leta 2012, ko je dosegel slabih 76 %. Sledila je ponovna krepitev in konec leta 2013 je izvoz Slovenije v EU 28 dosegel 79 % vsega izvoza.

Slika 8: Delež izvoza Slovenije v EU 28



Opomba: Obdobje: 2001–2013, letno.

Vir: Statistični urad Republike Slovenije, Podatkovni portal, 2014.

V uvozni enačbi (40) za spremenljivko uvoza (M) uporabimo četrtnetne podatke o obsegu slovenskega uvoza z referenčnim letom 2005. Relativne uvozne cene (PM/PD) so izračunane kot razmerje med indeksom slovenskih uvoznih cen in ICŽP. Kot spremenljivko dohodka (Y) v uvozni enačbi uporabimo četrtnetne podatke o realnem obsegu slovenskega BDP z referenčnim letom 2005.

Tabela 1 prikazuje nekatere opisne statistike izbranih spremenljivk. Vse spremenljivke z izjemo relativnih cen v uvozni enačbi so glede na mero asimetrije porazdeljene dokaj simetrično. Glede na mero sploščenosti so porazdelitve vseh spremenljivk v Tabeli platikurtične (sploščenost manj od 3).

Tabela 1: Opisne statistike izbranih spremenljivk

Izvozna enačba	n	Povprečje	Std. odklon	Mediana	Min	Max	Variacijski razmik	Asimetrija	Sploščenost
Izvoz	75	4.143	1.390	3.976	2.145	6.184	4.039	0,062	-1,544
Rel. cene	75	99,796	2,177	99,893	94,742	104,955	10,213	-0,252	-0,314
Uvoz EU	75	929.464	225.856	943.954	519.865	1.215.474	695.610	-0,301	-1,267
Uvozna enačba	n	Povprečje	Std. odklon	Mediana	Min	Max	Variacijski razmik	Asimetrija	Sploščenost
Uvoz	75	4.140	1.273	4.238	2.167	6.296	4.129	0,015	-1,401
Rel. cene	75	63,687	14,259	55,542	49,528	101,733	52,204	1,259	0,392
GDP Slo	75	8.042	1.309	8.126	5.567	10.015	4.448	-0,291	-1,287

5 EMPIRIČNA ANALIZA

Pred predstavitvijo rezultatov na podatkih o slovenski zunanji trgovini v Tabeli 2 povzemamo rezultate nekaterih študij, kjer so avtorji ocenjevali elastičnosti z modeli izvoznih in uvoznih enačb. Ti rezultati niso povsem primerljivi z našimi, saj so v nekaterih študijah uporabili dodatne spremenljivke (glej legendo Tabele 2). To zaradi morebitnih korelacij med neodvisnimi spremenljivkami, ki se odražajo v čistih učinkih na odvisno spremenljivko, vpliva na vrednosti koeficientov dohodkovnih in cenovnih elastičnosti. Poleg tega so bile v teh študijah uporabljene drugačne metodologije kot v primeru naše raziskave.

Tabela 2: Pregled rezultatov nekaterih študij modelov izvoznih in uvoznih enačb

Študija - geografsko področje obravnave	Izvoz		Uvoz	
	Dohodkovna elastičnost	Cenovna elastičnost	Dohodkovna elastičnost	Cenovna elastičnost
Aristovnik in Meze (2009) - Slovenija **	0,84	0,42	1,37	0,69
Aydin et al. (2004) - Turčija *	0,37	-0,51	1,19	0,53
Benaček, et al (.2005) - Češka Republika	1,55	0,14	3,08	0,23
Bobić (2010) - Hrvaška	2,45	-0,70	2,01	-0,88
Tomšik (2000) - Češka Republika	5,29	neznačilno	1,10	neznačilno
Vagač et al. (2001) - Slovaška	-	-	1,99	-1,39
Wdowinski in Milo (2002) - Poljska	2,10	-0,85	1,87	-1,05

Legenda: * Navedene so kratkoročne elastičnosti, dolgoročne znašajo 1,86 in -1,11 v izvozni enačbi ter 2,00 in 0,40 v uvozni enačbi.

** V izvozni enačbi uporabijo še spremenljivko investicije ter slamnati spremenljivki za zadnja dva kvartala leta 1998, ko je bil uveden evro. Cenovna elastičnost se nanaša na drugi časovni odlog. V uvozni enačbi je bil namesto relativnih cen uporabljen realni devizni tečaj.

Vrednosti dohodkovnih in cenovnih elastičnosti v Tabeli 2 kažejo na različne faktorje, ki determinirajo zunanjo trgovino v državi, za katero je bila narejena študija, saj se koeficienti

pri enakih spremenljivkah poleg magnitude razlikujejo tudi po predznakih. Pregledno sta rezultate različnih študij za širša geografska področja povzela Marquez in McNeilly (1988), vendar le za izvozno enačbo in pod dokaj restriktivnimi predpostavkami.

5.1 VAR model

V tem razdelku predstavljamo rezultate za izvozno in uvozno enačbo z VAR-om (ocena parametrov po MNKVD). Tabela 3 prikazuje rezultate testov stacionarnosti spremenljivk izvozne in uvozne enačbe. Uporabimo standardne teste: Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) in Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) test.

Tabela 3: Rezultati testov stacionarnosti

Testi stacionarnosti	Izvozna enačba			Uvozna enačba		
	Relativne cene	Uvoz EU 28	Izvoz	Relativne cene	GDP Slo	Uvoz
ADF*	0,218	0,759	0,672	0,756	0,978	0,854
PP*	0,218	0,887	0,736	0,969	0,990	0,867
KPSS**	0,010	0,010	0,010	0,010	0,010	0,010

Legenda: *Ničelna hipoteza predpostavlja nestacionarnost.

** Ničelna hipoteza predpostavlja stacionarnost.

Kot je razvidno iz Tabele 3 testi stacionarnosti kažejo, da spremenljivke niso stacionarne. Med metodami za odpravo nestacionarnosti je najpogostejše uporabljena metoda (prvih) diferenc. Pred odpravljanjem nestacionarnosti je potrebno preveriti, ali imamo v podatkih prisoten stohastični trend, torej ali so spremenljivke integrirane oziroma kointegrirane. Za testiranje kointegracije uporabimo Johansenov test kointegracije (angl. *Johansen cointegration test*).

Tabela 4: Rezultati Johansenovega testa kointegracije

H0	Testna statistika	Izvozna enačba			Testna statistika	Uvozna enačba		
		$\alpha=0,1$	$\alpha=0,05$	$\alpha=0,01$		$\alpha=0,1$	$\alpha=0,05$	$\alpha=0,01$
$r \leq 2$	5,06	10,49	12,25	16,26	3,93	10,49	12,25	16,26
$r \leq 1$	15,52	22,76	25,32	30,45	12,46	22,76	25,32	30,45
$r=0$	45,34	39,06	42,44	48,45	46,94	39,06	42,44	48,85

Na podlagi rezultatov Johansenovega testa kointegracije v Tabeli 4 lahko zavrnamo ničelno hipotezo o odsotnosti kointegracije. Posledično ne moremo nestacionarnosti odpraviti z metodo diferenciranja, saj prisotnost kointegracije pomeni, da imamo v podatkih dve vrsti odnosov med spremenljivkami: kratkoročne in dolgoročne. Slednji služijo kot korekcijski

mehanizem in uravnavajo delovanje modela. Navadno se za upoštevanje teh dveh vrst odnosov uporablja model popravljanja napak (angl. *(vector) error correction model - (V)ECM*). Če bi v primeru kointegracije med spremenljivkami za odpravljanje nestacionarnosti izvedli diferenciranje, pri tem ne bi upoštevali kointegracijskega odnosa, ki določa dolgoročno ravnovesje oziroma korekcijski mehanizem modela. Dobili bi nekonsistentne ocene parametrov in delovanje modela bi bilo nestabilno (Favero, 2001).

Ocenjevanje AR in VAR modelov ob prisotnosti integriranih oziroma kointegriranih spremenljivk je bilo teoretično raziskano s strani številnih avtorjev. Engle in Granger (1987) sta v primeru kointegracije spremenljivk predlagala dvostopenjski postopek, pri katerem najprej ocenimo kointegracijski vektor, nato pa s pomočjo tega vektorja oblikujemo nov, stacionaren model. Sims, Stock in Watson (1990) so na primeru trivariatnega VAR-a teoretično pokazali, da je ob prisotnosti nestacionarnosti/kointegracije možno modeliranje tudi brez uporabe postopka, ki sta ga pred tem predlagala Engle in Granger. Sims et al. (1990) pokažejo, da lahko ob različnih kombinacijah prisotnosti integriranosti/kointegracije spremenljivk le-te transformiramo tako, da imajo koeficienti in testne statistike asimptotično gledano še vedno potrebne lastnosti. Vseeno pa avtorji zaključijo, da je uporaba transformacij kompleksen postopek in je uporaba netransformiranih podatkov zato upravičena. Slednje velja še toliko bolj pri Bayesovih metodah, katerih ocenjevanje temelji na funkciji verjetja, ki ima vedno enako Gaussovo obliko ne glede na prisotnost nestacionarnosti (Sims et al., 1990).

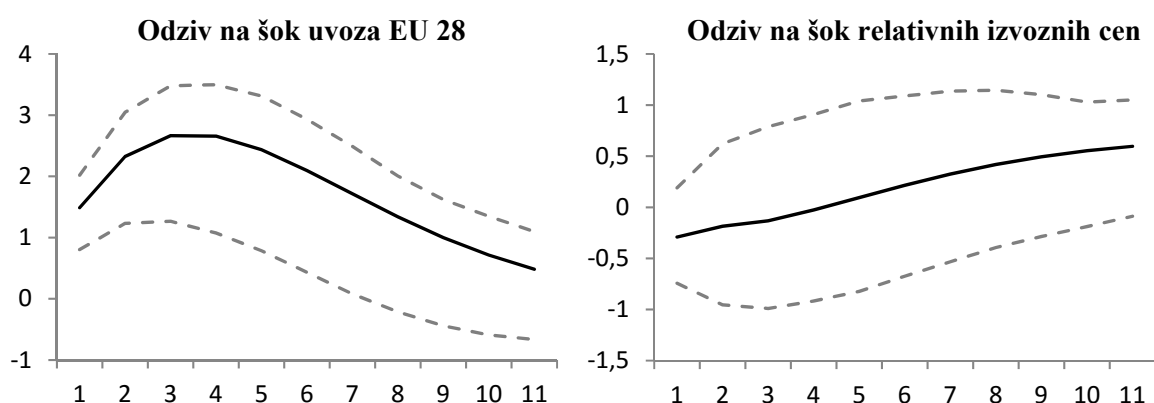
Iz Tabel 3 in 4 vidimo, da imamo v našem primeru tako pri izvozni kot pri uvozni enačbi v vsakem modelu po tri integrirane spremenljivke, poleg tega pa ne moremo zavrniti ničelne hipoteze o prisotnosti največ enega kointegracijskega vektorja. Takšen primer so raziskali Sims et al. (1990) in pokazali, da ob upoštevanju treh integriranih spremenljivk in dveh kointegracijskih vektorjev pri transformaciji v modelu ostane le še ena integrirana spremenljivka, medtem ko transformirani koeficienti izpadejo iz sistema enačb. Avtorji ugotovijo, da imajo v tem primeru vsi ocenjeni koeficienti asimptotično normalno porazdelitev, testne statistike pa so porazdeljene po χ^2 porazdelitvi. Podobno študijo s tega področja je objavil West (1988).

V magistrskem delu na podlagi navedenega v tem podpoglavju pri ocenjevanju VAR-a uporabimo netransformirane podatke. Trivariatni VAR za izvozno in uvozno enačbo ocenimo z uporabo dekompozicije Choleskega. Pri tem je v izvozni enačbi na prvem mestu, torej najbolj eksogena spremenljivka, uvoz EU 28. Sledijo relativne izvozne cene in slovenski izvoz kot najbolj endogena spremenljivka. V uvozni enačbi spremenljivki relativne uvozne cene sledita spremenljivki BDP Slovenije in uvoz Slovenije.

Pri določanju števila časovnih odlogov v VAR -u opravimo več testov, ki nam dajo naslednje rezultate: Akaike informacijski kriterij (angl. *Akaike information criteria*) ali AIC = 2, Hannan-Quinn = 1, Schwarz = 1 in Napaka napovedi (angl. *Forecast Prediction Error*) ali FPE = 2. Glede na dobljene rezultate uporabimo 2 časovna odloga.

Slika 9 prikazuje impulzno odzivne funkcije izvoza Slovenije. Odziv slovenskega izvoza na šok uvoza držav EU 28 (levi graf) je pričakovano pozitiven in prvih šest četrtletij po šoku tudi statistično značilno ostaja v pozitivnem območju pri stopnji značilnosti 0,05. Učinek šoka uvoza EU 28 vrh doseže po treh četrtletjih, nato počasi izzveni. Glede na študijo Blanchard in Quah (1989) in dinamiko impulznega odziva (šok doseže vrh in nato počasi izzveni) sklepamo, da potek odziva izvoza ustreza naravi povpraševalnega šoka, ki na dolgi rok nima učinkov na dinamiko odzivne spremenljivke. V magistrskem delu se sicer posebej ne ukvarjamo s tem ali gre za povpraševalni ali ponudbeni šok.

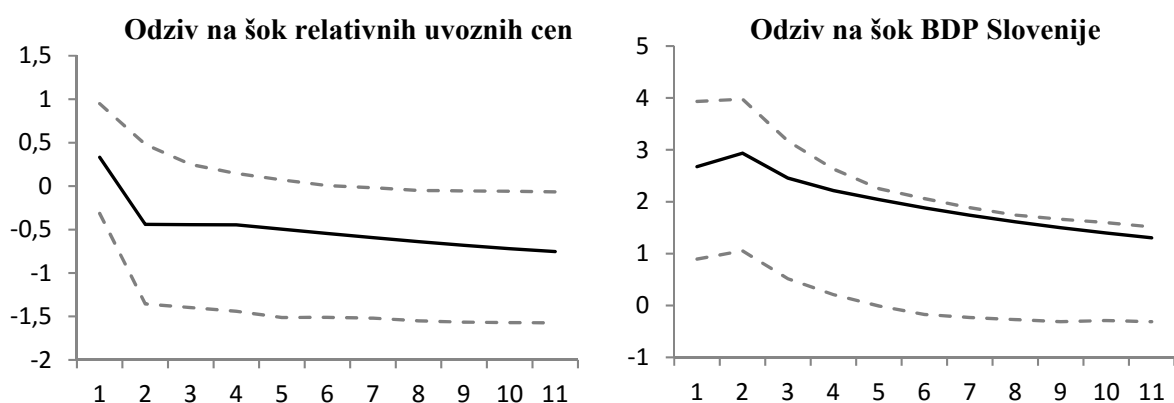
Slika 9: Impulzno odzivne funkcije izvoza



Opomba: Obdobje 3Q1995–3Q2013. Intervali zaupanja izračunani s 1.000 ponovitvami po metodi Monte Carlo.

Odziv izvoza na šok relativnih izvoznih cen (Slika 9 desni graf) je prav tako pričakovan. Nepričakovano povišanje relativnih izvoznih cen navadno pomeni zmanjšanje konkurenčnosti izvoznikov. Negativen učinek, ki sicer ni statistično značilen, po petih četrtletjih preide v pozitivno območje. Ob tem dodajmo, da zvišanje relativnih izvoznih cen ne pomeni nujno poslabšanja konkurenčnosti. Višje cene namreč lahko poleg čistega efekta višjega stroška odražajo tudi zvišanje kvalitete (Bobić, 2010).

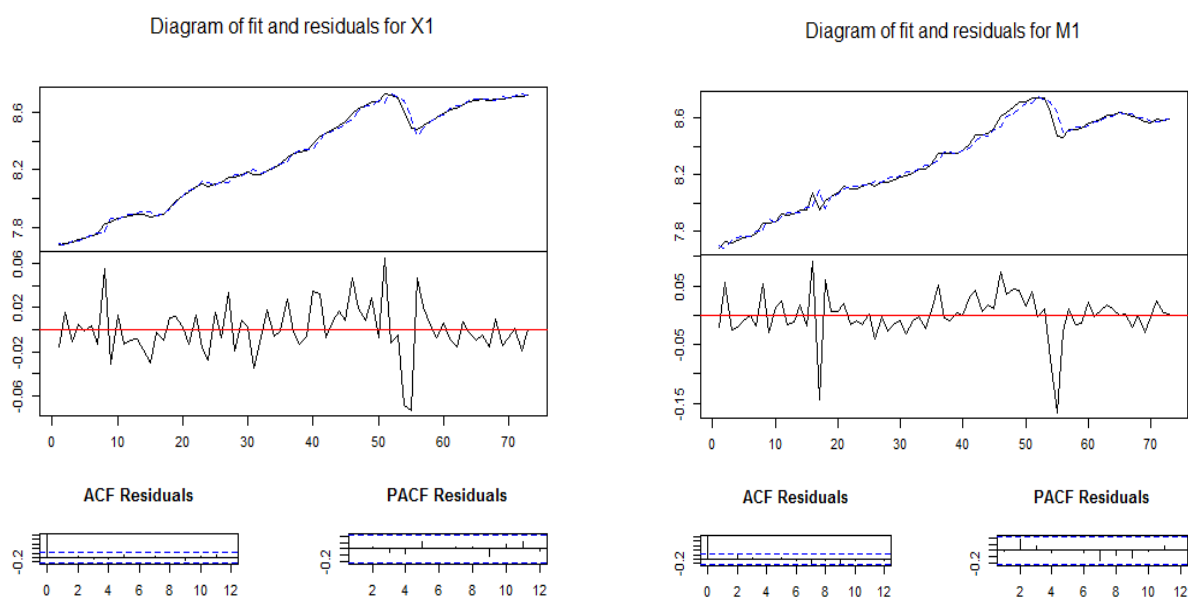
Slika 10: Impulzno odzivne funkcije uvoza



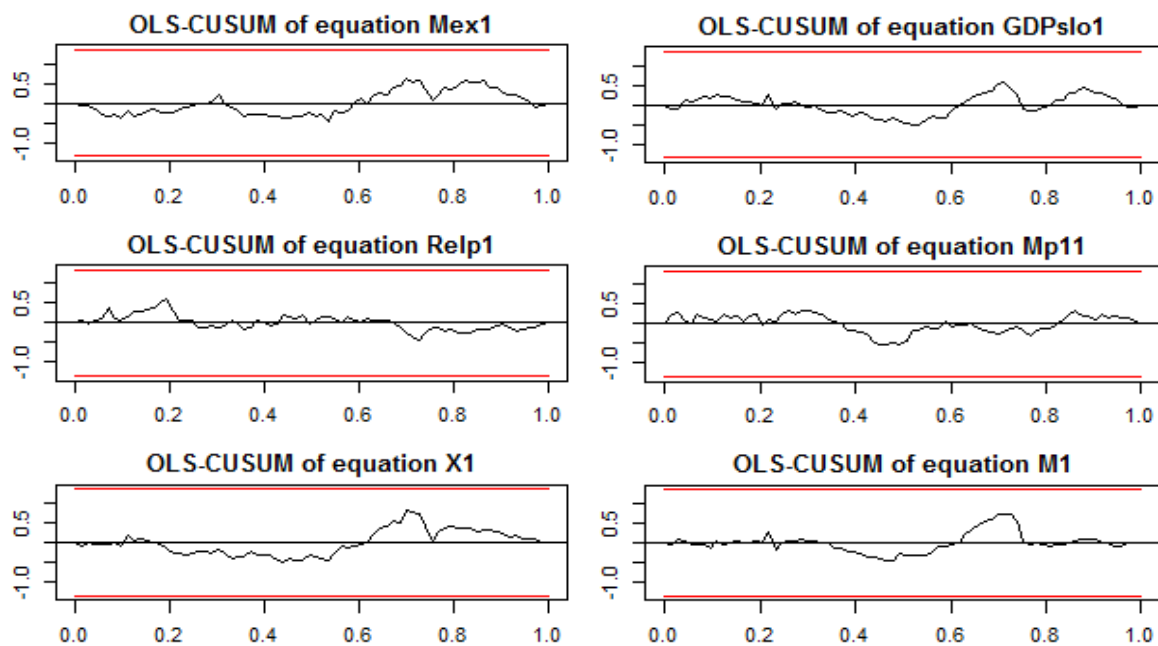
Opomba: Obdobje 3Q1995–3Q2013. Intervali zaupanja izračunani s 1.000 ponovitvami po metodi Monte Carlo.

Slika 10 prikazuje impulzno odzivne funkcije uvoza Slovenije. Odziv uvoza na šok BDP Slovenije (desni graf) je pričakovano pozitiven. Do petega četrtertja po šoku je tudi statistično značilen pri stopnji značilnosti 0,05, njegov učinek pa se počasi umirja. Odziv uvoza na šok relativnih uvoznih cen je prav tako pričakovan, saj višje cene pomenijo dražji uvoz. Skladno s tem lahko na levem grafu Slike 10 opazimo kratkoročen pozitiven učinek, nato pa se uvozniki prilagodijo in po približno petih četrtertjih postane negativen učinek statistično značilen pri stopnji značilnosti 0,05.

Slika 11: Dinamika ostankov VAR modelov izvoza (levo) in uvoza (desno)



Slika 12: Prikaz stabilnosti ostankov VAR modelov



Slika 11 prikazuje obnašanje ostankov obeh VAR-ov na podlagi katerih lahko sklepamo, da sta oba modela stabilna. Na zgornjih dveh grafih so prikazani podatki in ocene VAR-ov, pod njimi pa še dinamika ostankov modela in avtokorelacijska funkcija (angl. *autocorrelation function*) oziroma parcialna avtokorelacijska funkcija (angl. *partial autocorrelation function*).

Slika 12 prikazuje kumulativno dinamiko ostankov modelov za izbrane spremenljivke izvozne (levo) in uvozne (desno) enačbe. Kumulativna dinamika ostankov kaže na področja odstopanja od vrednosti 0.

5.2 TVP-VAR model

5.2.1 Apriorne vrednosti koeficientov in hiperparametrov

Pri izboru apriornih vrednosti parametrov A, B in Σ (glej podpoglavje 2.2) uporabimo metodologijo Primicerija (2005) (A v sistemu (20)-(22) predstavlja parameter α). Izbira tega postopka izhaja tudi iz dejstva, da izvoznih in uvoznih enačb, modeliranih s TVP-VAR-om, v literaturi nismo zasledili. Od 75 vključenih četrtnih prvih 20 uporabimo za oceno apriornih vrednosti parametrov A, B in Σ . Za A in B so povprečne vrednosti na podlagi ocen tega podvzorca izračunane z VAR-om (konstantni parametri in MNKVD). Variance za A in B so ocenjene v VAR-u, povečane za faktor 4. Za apriorne vrednosti parametrov A in B torej predpostavljamo normalno porazdelitev. Za parameter $\log(\sigma_t)$ kot apriorno povprečje izberemo logaritem standardne napake ocene v VAR-u, za kovariančno matriko pa arbitrarno predpostavimo matriko identitete (kot v literaturi). Apriorne porazdelitve hiperparametrov Q, W in S (glej podpoglavje 2.2) so inverzne Wishartove porazdelitve, za katere je potrebno specificirati še stopinje prostosti ter skalirne faktorje za matrike povprečnih vrednosti. Stopinje prostosti postavimo na 4 za hiperparameter W ter na 2 in 3 za oba bloka matrike S , (S_1 in S_2 - torej povečamo dimenzije matrik za 1). Za Q postavimo stopinje prostosti na 20, kar je velikost začetnega vzorca za apriorne vrednosti. Skalirne faktorje določimo kot konstante, enake stopinjam prostosti za parametre Q, W in S , s katerimi pomnožimo oceno variabilnosti z VAR-om. Uporabljene apriorne porazdelitve parametrov zapišemo kot:

$$\begin{aligned}
 B_0 &\sim N(\hat{B}_{OLS}, 4 * Var(\hat{B}_{OLS})), \\
 A_0 &\sim N(\hat{A}_{OLS}, 4 * Var(\hat{A}_{OLS})), \\
 \log \sigma_0 &\sim N(\log \hat{\sigma}_{OLS}, I_n), \\
 Q &\sim IW(k_Q^2 * 20 * Var(\hat{B}_{OLS}), 20), \\
 W &\sim IW(k_W^2 * 4 * I_n, 4), \\
 S_1 &\sim IW(k_S^2 * 2 * Var(\hat{A}_{1,OLS}), 2), \\
 S_2 &\sim IW(k_S^2 * 3 * Var(\hat{A}_{2,OLS}), 3).
 \end{aligned} \tag{41}$$

Apriorne vrednosti parametrov v primeru opisane metode simuliranja predstavljajo izhodiščne vrednosti, na katere s časovno prilagoditvijo v dinamiki parametrov dodajamo

popravke, ki jih, kot je bilo opisano v razdelku 2.3.3 in podpoglavju 2.5, generiramo s pomočjo Kalmanovega filtra. Obdobje 20 četrtnetij za določitev apriornih vrednosti parametrov izberemo z namenom kar se da dolge časovne vrste, hkrati pa v obdobje simuliranja vrednosti parametrov vključimo vse pomembnejše časovne mejnike, za katere nas zanimajo morebitne spremembe v parametrih.

Pri implementaciji vzorčenja parametrov upoštevamo tudi popravek predlaganega postopka v Primiceri (2005), ki je objavljen v članku Del Negro in Primiceri (2014).

Izvozna enačba

Za vrednosti konstant k_Q , k_S in k_W pri vzorčenju apriornih vrednosti parametrov (glej sistem 41) kot izhodišče vzamemo vrednosti iz Primiceri (2005), in sicer je $k_Q = 0,01$, $k_S = 0,1$ in $k_W = 0,01$. Nizke vrednosti konstant k_Q , k_W in k_S pomenijo, da apriorne vrednosti podajajo malo informacij (angl. *uninformative prior*), niso pa povsem brez vloge. S tem omogočimo, da imajo podatki, ki se pri Bayesovih metodah odražajo v funkciji verjetja, prevladujočo vlogo pri dinamiki parametrov modela. Z vidika števila parametrov je za model najpomembnejša matrika koeficientov B pri odloženih spremenljivkah v TVP-VAR-u. Pri izbiri k_Q , to so šoki variabilnosti koeficientov v matriki B , je potrebno poudariti, da gre za izbiranje vrednosti, ki vpliva na šoke variabilnosti parametrov B in ne na njihovo sistematično spreminjanje, ki je posledica procesa naključnega sprehoda. S tega vidika je smiselno izbrati kar se da majhno vrednost za k_Q . Izbira prevelike vrednosti bi lahko povzročila prekomerno variacijo variance parametra zaradi vključevanja osamelcev v izračun, zato sistematična komponenta dinamike parametra ne bi bila izražena v zadostni meri. Po drugi strani premajhna vrednost konstante k_Q lahko povzroči premajhno odzivnost parametrov glede na podatke, s čimer bi lahko napačno ocenili strukturne mejnike v njihovi dinamiki. Slednje je eden izmed glavnih ciljev magistrskega dela. Vrednost $k_Q = 0,01$ so uporabili tudi v Cogley in Sargent (2001) ter Stock in Watson (1998), vendar pa se te študije ne ukvarjajo z analizo zunanje trgovine. Po nam znanih podatkih ne obstajajo raziskave izvoznih in uvoznih enačb s TVP-VAR-om. Izkaže se, da izbira tako majhne vrednosti za k_Q prinaša precej majhno variabilnost koeficientov. Izkaže se tudi, da takšen izbor ne identificira strukturnih premikov parametrov v matriki A , kje so koeficienti simultanih relacij.

Ker v literaturi ni zaslediti prispevkov, ki bi ugotavljali optimalno izbiro vrednosti parametra k_S , preizkusimo različne vrednosti med 0,1 in 1. Izkaže se, da za vrednosti višje od 0,1 ostaja oblika krivulje poteka dinamičnih koeficientov simultanih relacij skozi čas podobna. Razlika je le v variaciji, ki se za vrednost $k_S = 1$ močno poveča. Podobno kot pri koeficientih v matriki B , tudi za matriko A želimo, da se v dinamiki koeficientov simultanih relacij odrazi čim več sistematične komponente naključnega sprehoda in hkrati dovolj vpliva strukturnih šokov koeficientov. Zato za k_S izberemo vrednost 0,3. Naša domneva je, da različna obdobja,

za katera proučujemo dinamiko parametrov TVP-VAR-a, vplivajo na vrednosti koeficientov simultanih relacij, zato poleg rezultatov iz literature preverimo tudi, ali so povprečne vrednosti koeficientov simultanih relacij različne po obdobjih.

Za konstanto $k_W = 0,01$ dobimo precej sploščene stohastične volatilnosti uporabljenih spremenljivk (reda 10^{-3}), kar po naši oceni ne odraža dejanske variacije. Pri testiranju različnih vrednosti k_W (med 0,01 in 1) dobimo smiselne dinamike stohastičnih volatilnosti za vrednost $k_W = 1$, zato le-to v nadaljnji analizi tudi uporabimo.

5.2.2 Rezultati za izvozno enačbo

5.2.2.1 Konvergenčna diagnostika hiperparametrov

Za določitev kakovosti rezultatov pri MCMC metodah je ključnega pomena konvergenčna diagnostika markovske verige. Primerna veriga ne vsebuje znatne korelacije med sosednjimi členi, torej proces ne vsebuje sistematične komponente in zato za ocenjene vrednosti parametrov veljajo klasične asimptotične statistične lastnosti. Empirični rezultati v magistrskem delu pokažejo, da verige ocenjenih parametrov TVP-VAR-a za izvozno enačbo vsebujejo visoke pozitivne avtokorelacije, saj so le-te za vsak hiperparameter Q , W in S več kot 0,7. Zato je potrebno ta pojav odpraviti oziroma čim bolj znižati njegov vpliv, da bi zagotovili asimptotično stabilnost rezultatov. Slednje je potreben pogoj za ergodičnost markovskih verig. Za doseg tega kriterija bi pri tako visokih korelacijah v verigi potrebovali zelo veliko število ponovitev vzorčenj, rezultati pa bi bili bolj občutljivi na spremembe predpostavk modela.

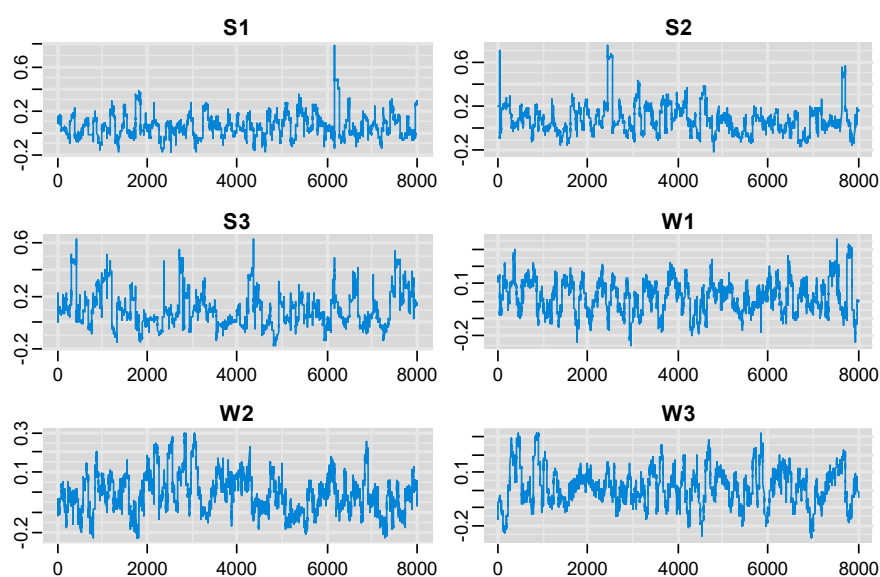
V literaturi je bilo do sedaj uporabljenih več tehnik za odpravo avtokorelacije v markovski verigi. V magistrskem delu uporabimo metodo izbiranja vsakega p -tega člena (angl. *thinning*) oziroma reduciranja verige, kjer je p časovni odlog (Link & Eaton, 2012). Link in Eaton (2012) menita, da je velika količina izračunov, s čimer se soočamo tudi v magistrskem delu, dober razlog za uporabo te metode, saj s tem močno zmanjšamo dolžino markovske verige ter prihranimo na času in prostoru, ki ga potrebujemo pri izračunih. Z uporabo nereduciranih verig sicer po navedbah omenjenih avtorjev dobimo bolj natančne ocene parametrov, vendar cilj magistrskega dela ni analiza statističnih lastnosti parametrov, zato argument prihranka (časa in prostora) upravičuje uporabo te metode.

Uporabimo konservativnejši pristop in iz verige izberemo vsak 50-ti člen ($p = 50$). Tako dobimo precej nižje avtokorelacije v verigah s katerimi izračunamo ocene parametrov. Da bi z upoštevanjem vsakega 50-tega člena dobili želeno dolžino verige N , moramo pri uporabi te metode število iteracij povečati na $N*50$. Tako za zagotovitev zadostne dolžine verige opravimo 1.100.000 vzorčenj in dobimo končni vzorec velikosti $N = 22.000$. Razlog za tako izbrano velikost vzorca je vezan predvsem na izračune s 3-dimenzionalnimi matrikami, ki

zahtevajo precej računalniške kapacitete in časa za vzorčenje. Za začetni vzorec, ki ga izključimo pri izračunu ocen parametrov, izberemo prvih 14.000 vrednosti. Začetni vzorec je pri markovskih verigah potreben, da izločimo vpliv začetne vrednosti in dosežemo stacionarnost. Vrednosti parametrov torej ocenimo na podlagi zadnjih 8.000 členov verige.

Iz Slike 13 je razvidno, da z metodo reduciranja verige in z odstranitvijo začetnega vzorca občutno znižamo avtokorelacije v verigah hiperparametrov W in S . Grafi za hiperparametre Q zaradi obsežnosti niso prikazani. Slika 14 prikazuje drseča povprečja (angl. *running means*) hiperparametrov na podlagi katerih lahko ugotovimo, da je konvergenca dosežena.

Slika 13: Avtokorelacije izbranih hiperparametrov



Opomba: V izračun drsečih avtokorelacij prvega reda je bilo na vsakem koraku vključenih 100 členov verige.

Slika 14: Drseča povprečja izbranih hiperparametrov

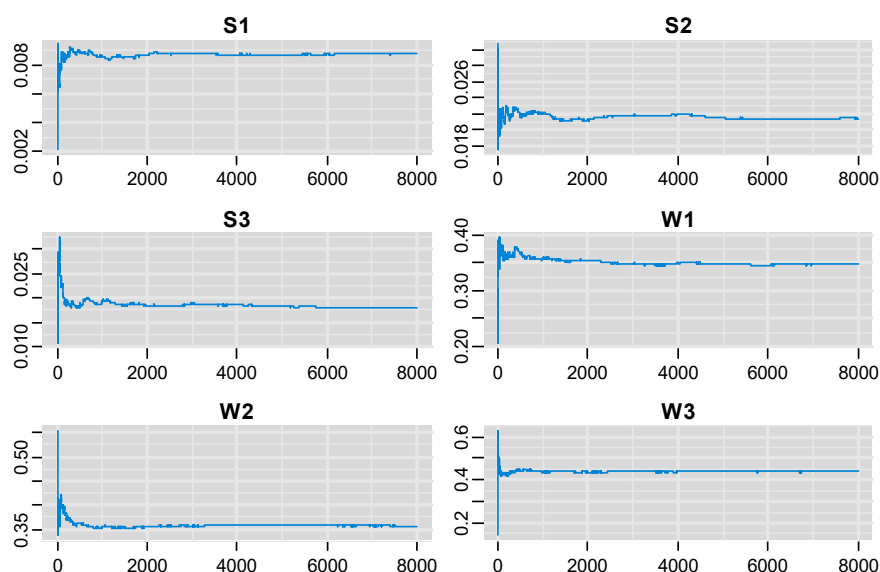


Tabela 5 prikazuje izračune testnih in opisnih statistik hiperparametrov, ki podkrepijo navedene ugotovitve. V njej so podane opisne statistike, 95 % interval kredibilnih vrednosti (angl. *credible interval*) ter konvergenčni diagnostiki - Gewekeova statistika in mera neučinkovitosti (Chib, 2001) za izbrane hiperparametre. Gewekeova statistika celotni vzorec razdeli na dva podvzorca in nato primerja povprečne vrednosti za oba podvzorca. Če je veriga stacionarna, sta povprečni vrednosti za oba podvzorca približno enaki, Gewekeova statistika pa se porazdeljuje standardno normalno. Rezultati Gewekeovega testa pokažejo, da so vse verige za izbrane hiperparametre stacionarne, saj ne moremo zavrniti ničelne hipoteze o enakosti obeh podvzorcev. Mera neučinkovitosti je seštevek koeficientov avtokorelacij pri različnih časovnih odlogih. Formalno gre za razmerje med varianco vzorca (podatkov) in teoretičnega neodvisnega vzorca. Navadno se za število odlogov, ki se jih vključi v izračun, uporabi precej velika vrednost. V literaturi smo zasledili vrednost 500 (Nakajima, 2011), ki jo tudi uporabimo v magistrskem delu.

Tabela 5: Opisne statistike in mere konvergence MCMC verige za izvozno enačbo

Hiperparam.	Povp. vrednost	Std. odklon	Koef. var.	95% interval	Gewekeova statistika	Mera neučinkovitosti	Povprečna avtokorelacija*
S1	0,0088	0,0098	1,114	[0,0015, 0,0334]	0,320	4,369	0,057
S2	0,0214	0,0219	1,023	[0,0046, 0,0765]	0,097	4,661	0,075
S3	0,0180	0,0270	1,500	[0,0030, 0,0774]	0,128	4,631	0,101
W1	0,3488	0,2371	0,680	[0,1001, 0,9602]	0,140	4,111	0,024
W2	0,3563	0,2307	0,648	[0,1075, 0,9523]	0,491	4,777	-0,010
W3	0,4386	0,3042	0,694	[0,1189, 1,2549]	0,427	4,323	0,018

Legenda: * Povprečje je bilo izračunano na končnem vzorcu velikosti 8.000. V izračun avtokorelacije na vsakem koraku je bilo zajetih 100 členov verige.

Vrednosti mere neučinkovitosti v Tabeli 5 so za izbrane hiperparametre relativno nizke: vrednost okoli 4 nam pove, da pri 8.000 ponovitvah vzorčenja v povprečju dobimo okoli 2.000 neodvisnih vzorčenj, kar se pri MCMC metodah smatra kot zadostno (Nakajima, 2011). Zadnja kolona Tabele 5 kaže, da je avtokorelacija izbranih hiperparametrov v verigah nizka. Hiperparametri S1, S2 in S3 imajo višjo variabilnost (glej četrto kolono tabele), saj vsi koeficienti variacije presegajo vrednost 1, medtem ko so pri hiperparametrih W1, W2 in W3 pod njo. Višja variabilnost za prve tri hiperparametre je pričakovana, saj pri vzorčenju strukturnih šokov iz inverzne Wishartove porazdelitve uporabimo večji multiplikator pri skalirni matriki, k_S . V Prilogi 1 je prikazan še grafikon za Gewekeovo statistiko.

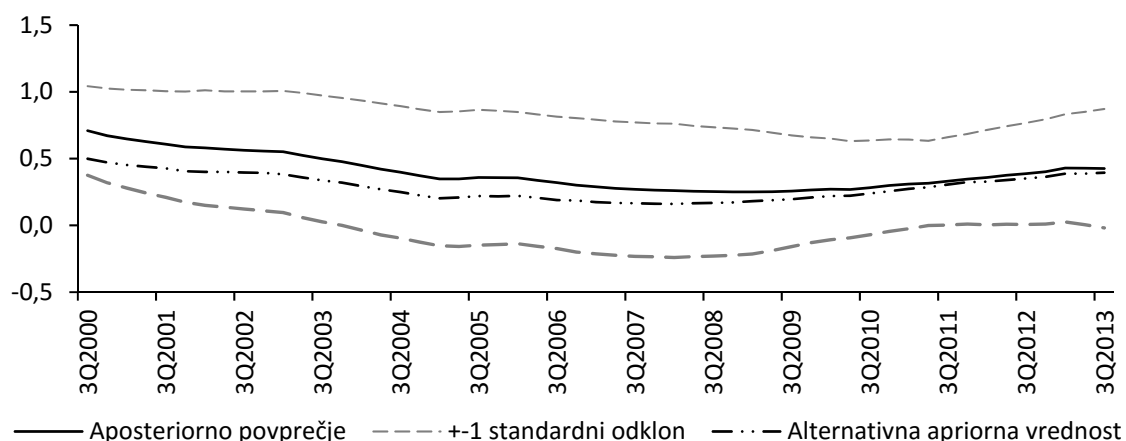
5.2.2.2 Simultana dohodkovna elastičnost v izvozni enačbi

Modeliranje koeficientov simultanih relacij med spremenljivkami je ena izmed karakteristik TVP-VAR-a. Koeficienti simultanih relacij (besedo simultana v nadaljevanju izpuščamo), ki jih v kontekstu analize enačb izvoza in uvoza opredelimo kot elastičnosti, odražajo takojšnje

(časovno neodložene) učinke odstotnih sprememb spremenljivk tujega dohodka oziroma povpraševanja in relativnih cen na izvoz. Takojšnji učinek na četrtnih podatkih pomeni odziv v roku enega četrtnega leta od trenutka t . Spomnimo se, da za izbrane podatke od 1Q1995 do 3Q2013 prvih 20 četrtnih let porabimo kot začetni vzorec, na katerem ocenimo apriorne vrednosti parametrov, 2 četrtna leta pa porabimo zaradi upoštevanja dveh časovnih odlogov v modelu. Rezultati so tako prikazani za preostalih 53 četrtnih let, torej za obdobje od 3Q2000 do 3Q2013. S pomočjo končnega vzorca velikosti 8.000 (glej podrazdelek 5.2.2.1) ocenimo parametre TVP-VAR-a.

Na Sliki 15 je prikazana dinamika dohodkovne elastičnosti slovenskega izvoza pri uporabi uvoza držav EU 28 kot spremenljivke tujega povpraševanja. Iz prikaza na sliki vidimo, da je dohodkovna elastičnost slovenskega izvoza v obdobju od 3Q2000 do 3Q2013 v povprečju upadala. Z 0,70 na začetku obdobja je upadla na 0,42 na koncu, njena povprečna vrednost za to obdobje pa znaša 0,39. Apriorna vrednost tega parametra, ki jo ocenimo s pomočjo začetnega vzorca od 1Q1995 do 2Q2000 (glej razdelek 5.2.1), znaša 1,08. Vsaka točka na tej sliki predstavlja aposteriorno povprečje, saj je izračunana tako na podlagi novih podatkov (v trenutku t) kot tudi apriorne vrednosti, ki je na vsakem koraku predhodna ocena elastičnosti (v trenutku $t - 1$). Algoritem deluje na način, da se elastičnost v trenutku t , za $t = 1, 2, \dots, 53$, izračuna na podlagi ocene elastičnosti v trenutku $t - 1$, doda pa se še učinek podatkov v trenutku t . Torej ocena elastičnosti v trenutku t temelji na vseh predhodnih informacijah, doda pa se še posodobitev z informacijo, ki je na voljo v podatkih za trenutek t .

Slika 15: Simultana dohodkovna elastičnost slovenskega izvoza s TVP-VAR (uvoz EU 28)



Opomba: Obdobje: 3Q2000–3Q2013. Konstante $k_Q = 0,05$, $k_S = 0,3$ in $k_W = 1$.

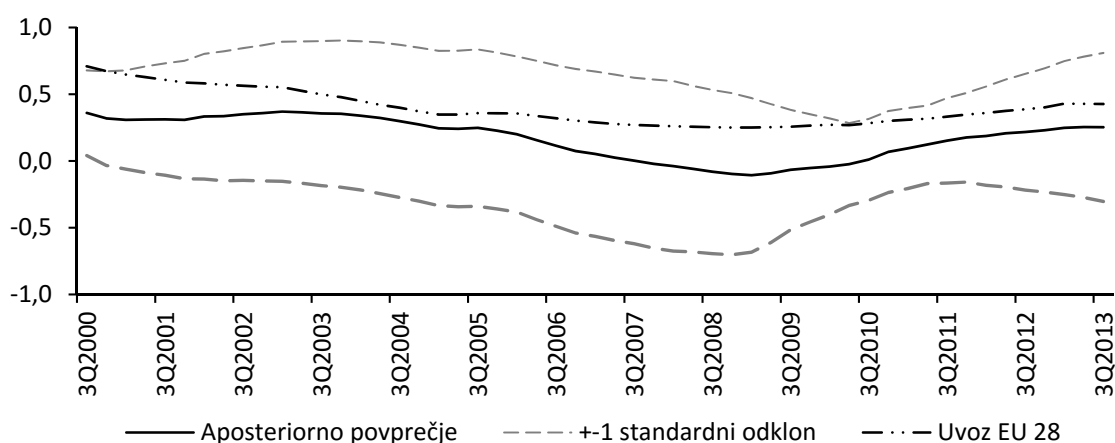
Kot je razvidno iz Slike 15, intervali enega standardnega odklona od aposteriornega povprečja večinoma pokrivajo območje pozitivnih vrednosti. Pri Bayesovih metodah o parametrih govorimo kot o slučajnih spremenljivkah in za simultano dohodkovno elastičnost izvoza se izkaže, da so ocene za vsako opazovano obdobje na grafu porazdeljene približno simetrično (glej Prilogo 2). Asimetrija (angl. *skewness*) je nizka (v povprečju za obdobje znaša 0,16), tako da aposteriorno povprečje hkrati predstavlja tudi oceno, ki ima verjetnostno

gostoto v območju najvišje vrednosti. Dodajmo še, da je pri uporabi izhodiščnih vrednosti hiperparametrov kot Primiceri (2005), in sicer $k_Q = 0,01$, $k_S = 0,1$ in $k_W = 1$, tako raven kot tudi dinamika simultane dohodkovne elastičnosti izvoza precej nižja (glej Prilogo 3).

Za primerjavo učinka izbire apriorne vrednosti ocenimo tudi model z uporabo vrednosti dohodkovne elastičnosti slovenskega izvoza, ki sta jo z multiplo regresijsko metodo ocenila Aristovnik in Meze (2009). Pri tem sta prav tako uporabila uvoz kot spremenljivko tujega povpraševanja. Njuna ocenjena vrednost za obdobje od 1Q1995 do 4Q2006 znaša 0,84. Kovariančne matrike nismo spreminjali, dobljeni rezultat pa v tem primeru pokaže, da je dohodkovna elastičnost izvoza v začetnih letih na opazno nižjih ravneh (glej Sliko 15 - alternativna apriorna vrednost). Na začetku obdobja njena vrednost znaša 0,50, proti koncu obdobja pa je njena dinamika dokaj invariantna na izbiro apriorne vrednosti in se približuje krivulji našega osnovnega modela. Na tej točki izpostavimo še, da interpretacija same ravni elastičnosti ni cilj magistrskega dela in nas zanima predvsem njeno spreminjanje skozi izbrane časovne mejnike, zato njeni ravni ne posvečamo večje pozornosti.

Da bi pokazali učinek izbire spremenljivke tujega povpraševanja v izvozni enačbi, ocenimo tudi model, v katerem namesto uvoza EU 28 kot spremenljivko tujega povpraševanja uporabimo uvoz EMU 19 (brez Slovenije). Rezultat je prikazan na Sliki 16 in vidimo lahko, da v opazovanem časovnem obdobju dohodkovna elastičnost izvoza z uporabo uvoza EMU 19 leži na nižjih ravneh kot v modelu z uvozom EU 28. Poleg tega so bolj izrazite tudi spremembe naklonov krivulje.

Slika 16: Simultana dohodkovna elastičnost slovenskega izvoza s TVP-VAR (uvoz EMU 19)



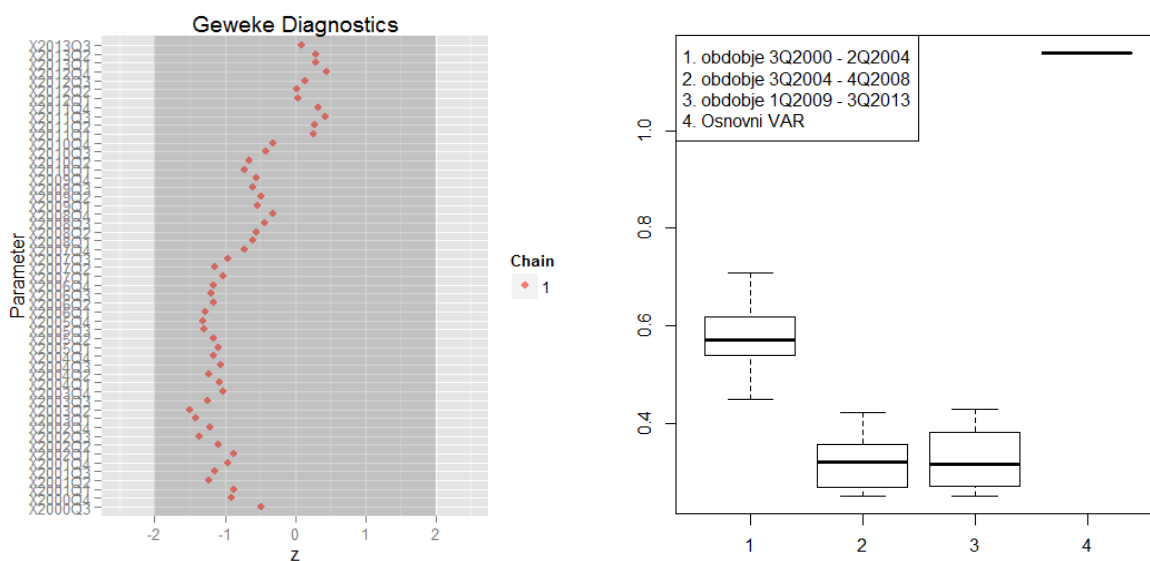
Opomba: Obdobje: 3Q2000–3Q2013. Konstante $k_Q = 0,05$, $k_S = 0,3$ in $k_W = 1$.

Pri ocenjevanju sprememb elastičnosti postavimo tri časovne mejnike, ki nas zanimajo, in sicer je prvi mejnik vstop Slovenije v EU 1. maja 2004 (28. junija istega leta je Slovenija vstopila še v ERM II, kjer je bila dve leti dinamika makroekonomskih agregatov pod vplivom približevanja Maastrichtskim konvergenčnim kriterijem za prevzem evra). Drugi mejnik je leto 2007, ko je Slovenija postala članica EMU in prevzela evro kot svojo valuto. Tretji

časovni mejnik je začetek aktualne gospodarske krize, ki se je na realnem sektorju vidneje pričela odražati leta 2009, njen uradni začetek pa sega pozno v letu 2008 po propadu ameriške investicijske banke Lehman Brothers. Pri tem dodajmo, da je zaradi kratke dolžine obdobja med prevzemom evra in začetkom gospodarske krize analiza dinamike elastičnosti otežena, zato leta od vstopa v EU pa do začetka gospodarske krize združimo v eno obdobje. V sklopu analize dinamike elastičnosti tako prvo obdobje poteka od 3Q2000 do 2Q2004, drugo od 3Q2004 do 4Q2008, tretje pa od 1Q2009 do 3Q2013.

Pred podrobnejšo analizo rezultatov za vsa tri obdobja si oglejmo še konvergenčno diagnostiko verig vzorčnih ocen elastičnosti na Sliki 17. Iz levega grafa na Sliki je razvidno, da je pri ocenjevanju dohodkovne elastičnosti slovenskega izvoza za vsako četrtnetje izpolnjen pogoj konvergence verige ocen, saj stopnja značilnosti nikjer ni manjša od 0,05 oziroma Gewekeova statistika (z) v nobenem primeru ne pade izven intervala $[-2,2]$ - temno sivo območje v osrednjem delu grafa.

Slika 17: Gewekeova statistika dohodkovne elastičnosti slovenskega izvoza in kvantilni grafikon po izbranih obdobjih



Opomba: Model z uvozom EU 28 kot spremenljivko tujega povpraševanja.

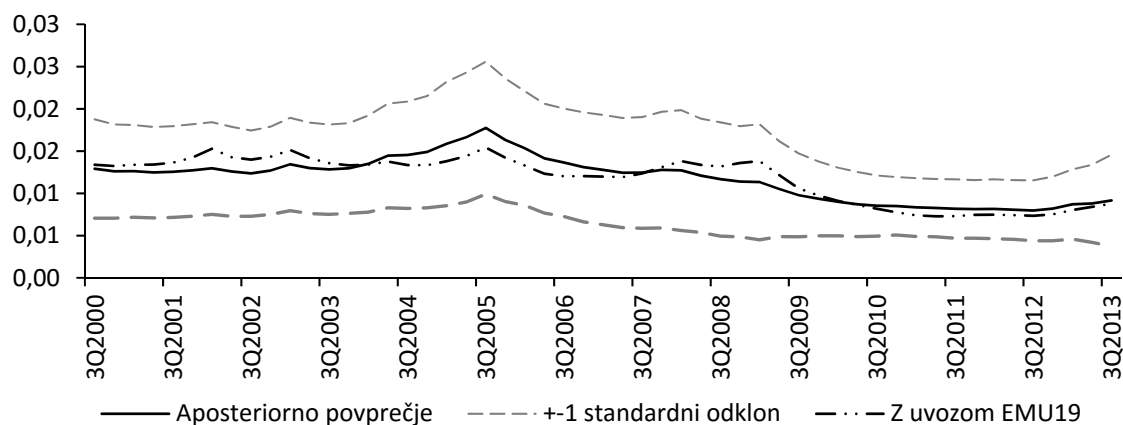
Že iz Slike 15 lahko ugotovimo, da za obdobja med izbranimi časovnimi mejniki obstajajo razlike v vrednosti dohodkovne elastičnosti slovenskega izvoza, pri čemer pa, vezano na opisano združitev dveh podobdobj, ni opaziti bistvene spremembe od prevzema evra v začetku leta 2007. Desni graf na Sliki 17 prikazuje kvantile simultane dohodkovne elastičnosti izvoza po obdobjih (model z uvozom EU 28). Na podlagi vrednosti mediane za vsako izmed treh obdobj lahko sklenemo, da je imel na dohodkovno elastičnost slovenskega izvoza vidnejši učinek le vstop v EU. V obdobju pred vstopom je njena povprečna vrednost znašala 0,57, v obdobjih pred in po začetku gospodarske krize pa 0,32 oziroma 0,33, torej gospodarska kriza ni imela vidnejšega vpliva. Tudi Tukeyev test (glej Prilogo 4) kaže na

značilne razlike le med drugim ter tretjim obdobjem glede na prvo. Na Sliki 17 prikažemo tudi rezultat za osnovni VAR, ki znaša 1,16, kar je dokaj podobno apriorni vrednosti za dohodkovno elastičnost v TVP VAR (1,08). Rezultat za model z uvozom EMU 19 (glej Sliko 16) pokaže, da je imela na dohodkovno elastičnosti slovenskega uvoza vidnejši vpliv tudi gospodarska kriza, in sicer je njena vrednost takoj po nastopu v letu 2008 pričela vidneje naraščati. Navedene ugotovitve so v nasprotju s hipotezo, ki smo si jo postavili v sklopu magistrskega dela, in pravi, da je vstop Slovenije v EU zvišal dohodkovno elastičnost izvoza, gospodarska kriza pa jo je znižala. V nadaljevanju komentiramo le rezultate modela z uporabo uvoza EU 28 kot spremenljivke tujega povpraševanja.

Povprečna vrednost dohodkovne elastičnosti izvoza v obdobju od 3Q2000 do 2Q2004 znaša 0,57. Značilnost tega obdobja je upadanje njene vrednosti, in sicer z 0,71 na začetku obdobja do vrednosti 0,42 na koncu. Pri tem je zanimivo, da se je v teh letih delež izvoza Slovenije v EU 28 zvišal za približno 9 o.t. na okoli 82 %. Iz opisane dinamike dohodkovne elastičnosti ugotavljamo, da gre za dejavnike (domače ali tuje), ki so na nek način spreminjali strukturo slovenskega izvoza oziroma dovzetnost za slovenski izvoz v tujini, saj se je le-ta glede na dinamiko dohodkovne elastičnosti vse manj (pozitivno) odzival na rast tujega uvoza. Dodajmo še, da se učinki sprememb tujega povpraševanja ali relativnih cen pričnejo praviloma odražati s časovnim zamikom, vendar opisano spreminjanje dohodkovne elastičnosti vseeno kaže na dejavnike, ki učinkujejo tudi v precej kratkem roku.

Slika 18 prikazuje dinamiko (aposteriornega) povprečja stohastične volatilnosti slovenskega izvoza. Njena raven je bila v celotnem obdobju dokaj stabilna, kar pomeni, da je bilo upadanje dohodkovne elastičnosti v prvem obdobju v največji meri posledica upadanja kovariabilnosti slovenskega izvoza in uvoza EU 28. Upadanje kovariabilnosti lahko povežemo s trgovinskimi ovirami pred vstopom Slovenije v EU, ki so zavirale vidnejšo rast slovenskega izvoza ob sicer okrepljenih gospodarskih trendih v mednarodnem gospodarskem okolju. Dinamika dohodkovne elastičnosti izvoza po letu 2004 kaže, da je sprostitev trgovinskih ovir in kasnejši sprejem evra pričakovano odprl vrata za hitrejšo rast izvoza.

Slika 18: Stohastična volatilnost slovenskega izvoza



Opomba: Obdobje: 3Q2000–3Q2013. Konstante $k_Q = 0,05$, $k_S = 0,3$ in $k_W = 1$.

Kot je razvidno iz Slike 18, se je volatilitnost slovenskega izvoza v letih po vstopu v EU in ERM II sicer pričela zviševati, po drugi strani pa se je dohodkovna elastičnost izvoza stabilizirala. Na tej sliki je prikazana tudi dinamika volatilitnosti slovenskega izvoza, če v modelu namesto uvoza EU 28 uporabimo uvoz EMU 19. V tem primeru je dinamika variabilnosti podobna, le da se od vstopa v EU pa do konca leta 2007 nahaja na nekoliko nižji ravni, ob nastopu krize pa njena raven bolj zviša. Slednje v nekem smislu odraža učinke diverzifikacije, ki je v tem primeru manjša, kot če upoštevamo uvoz EU 28.

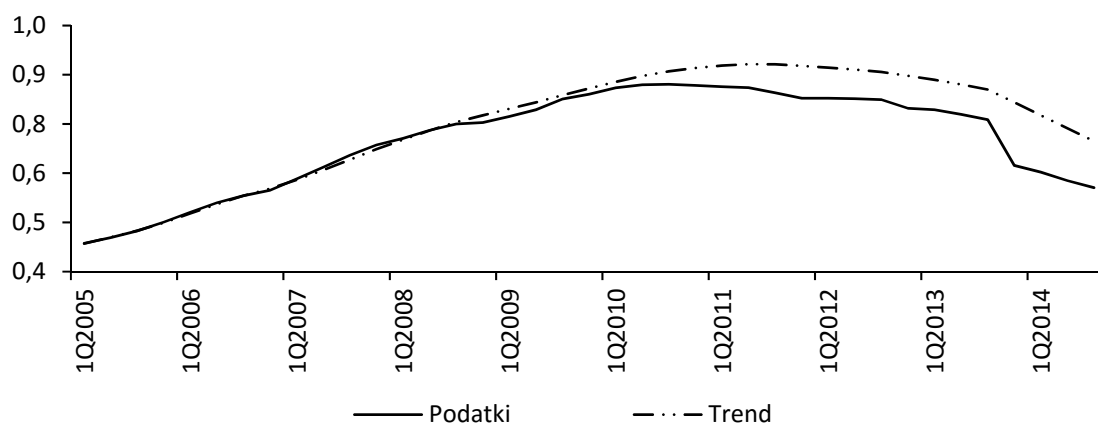
V obdobju od 3Q2004 do 4Q2008 povprečna vrednost dohodkovne elastičnosti slovenskega izvoza znaša 0,32, od začetka do konca obdobja pa se je njena vrednost znižala za 0,14 na 0,25. Glede na to, da je Slovenija v tem obdobju že bila članica EU in EMU, je sprememba dohodkovne elastičnosti izvoza pričakovana, saj je bil zabeležen manjši padec kot v prvem obdobju. Značilnost tega obdobja je tudi, da se je delež izvoza Slovenije v EU 28 znižal za okoli 3 o.t. na 78 %. Iz tega lahko zaključimo, da sta spremenjena geografska izvozna struktura ter vstop Slovenije v EU in ERM II pričela spreminjati dinamiko slovenskega izvoza, katerega variabilnost se je v tem obdobju po začetni rasti opazno znižala (glej Sliko 18).

V obdobju od 1Q2009 do 3Q2013 rezultati kažejo na blago rast dohodkovne elastičnosti slovenskega izvoza. Večji del tega obdobja se je delež izvoza Slovenije v EU 28 zniževal in dno dosegel konec leta 2012 pri 76 %, do konca obdobja pa se je ponovno okrepil na 79 %. Značilnost tega obdobja je izbruh globalne gospodarske krize, variabilnost slovenskega izvoza pa je v tem obdobju ostala dokaj stabilna (glej Sliko 18). Rast dohodkovne elastičnosti v času gospodarske krize, ko se je tuje povpraševanje pričelo zniževati, je pomenilo večje negativne učinke zaradi upadanja tujega povpraševanja, čeprav je izvoz večji del tega obdobja beležil rast. Iz tega lahko zaključimo, da je gospodarska kriza vplivala na slovenski izvoz tudi preko spremembe v njegovi elastičnosti, čeprav razlika v povprečni vrednosti glede na predhodno obdobje, kot kaže Tukeyev v Prilogi 4 test ni značilna.

Zaviralne dejavnike, ki so v tem obdobju delovali v Sloveniji, lahko ponazorimo s kazalnikom razmerja obsega kreditov nebančnemu sektorju in BDP. Ta kazalnik je indikator gospodarskega pregrevanja oziroma zastoja (glej Laina, Nyholm & Sarlin, 2015 ter European Systemic Risk Board, 2014), ki ga opredelimo kot odstopanje tega razmerja od dolgoročnega trenda. Za Slovenijo se je negativno odstopanje od trenda povečalo v času krize. Negativno odstopanje od trenda pomeni upočasnjeno kreditno aktivnost, ki je lahko tudi posledica nakopičenih tveganj v bilancah bank pred tem. Primerjavo trenda s podatki o razmerju krediti/BDP prikazuje Slika 19. Trend je izračunan z uporabo rekurzivnega Hodrick-Prescott filtra z vrednostjo parametra $\lambda = 400.000$. Visoka vrednost izglajevalnega parametra λ omogoča zajem dolgoročnih učinkov v trend.

Na koncu primerjajmo še dohodkovno elastičnost slovenskega izvoza z rezultati študij, ki so predstavljeni v Tabeli 2.

Slika 19: Kazalnik razmerja krediti/BDP in dolgoročni trend



Opomba: Obdobje: 1Q2005–3Q2014.

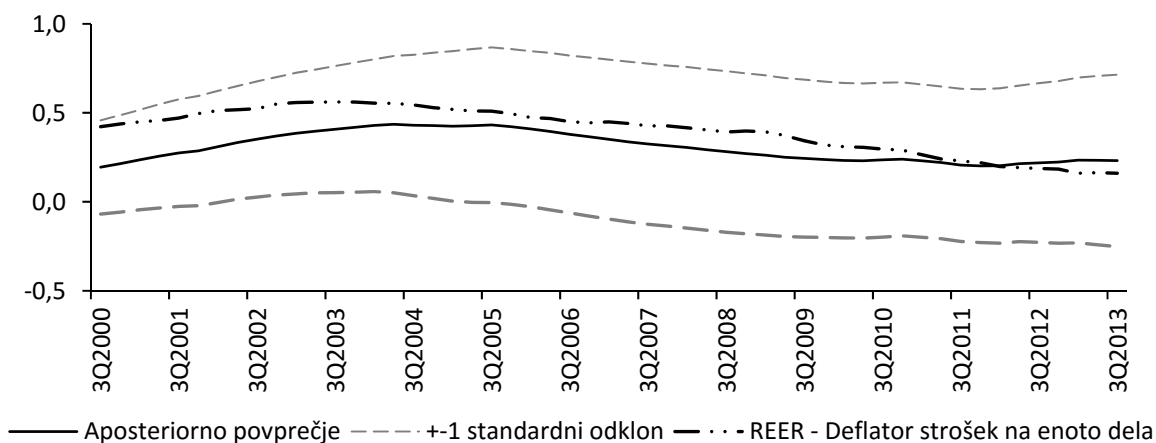
Vir: Statistični urad Republike Slovenije, Podatkovni portal, 2014.

Ugotovimo lahko, da je dohodkovna elastičnost za opazovano obdobje primerjalno v povprečju relativno nizka, kar po eni strani pomeni, da je Slovenija manj dovzetna za konjunkturalne trende v tujini. Po drugi strani to pomeni večjo odpornost izvoza v primeru negativnih gospodarskih šokov. Opravili smo tudi analizo vezano na Houthakker-Magee efekt (Wu, 2005), ki se nanaša na neenakost ravni dohodkovne elastičnosti izvoza in uvoza, s tem pa lahko pride do strukturnih neravnovesij v plačilni bilanci (glej podrazdelek 5.2.3.2). Slednje se navezuje na diskrepanco med rastjo slovenskega in tujega povpraševanja, kar preko razlik v dohodkovnih elastičnostih lahko privede do razlik v rasti uvoza in izvoza.

5.2.2.3 Simultana cenovna elastičnost v izvozni enačbi

V tem razdelku bomo prikazali dinamiko (simultane) cenovne elastičnosti slovenskega izvoza, ki jo ocenimo s TVP-VAR-om, pri čemer v nasprotju z dohodkovno elastičnostjo za Slovenijo nimamo primerljivega rezultata.

Slika 20: Simultana cenovna elastičnost slovenskega izvoza s TVP-VAR-om

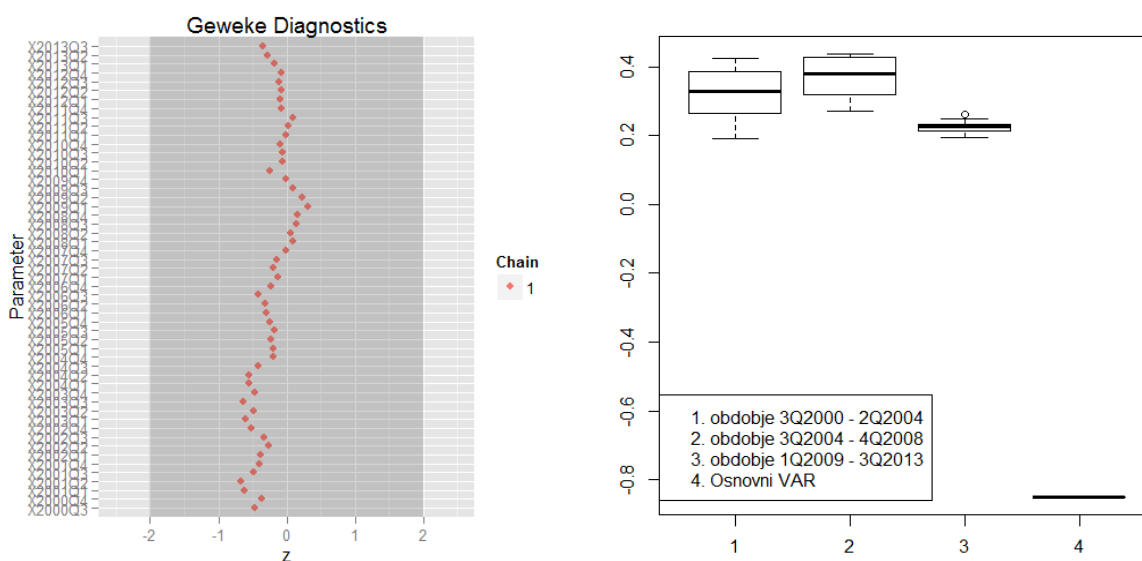


Opomba: Obdobje: 3Q2000–3Q2013. Konstante $k_Q = 0,05$, $k_S = 0,3$ in $k_W = 1$.

Slika 20 prikazuje dinamiko cenovne elastičnosti slovenskega izvoza v opazovanem obdobju tako za model z relativnimi cenami kot tudi za model z REER - deflator strošek na enoto dela. Aposteriorno povprečje ostaja pozitivno v celotnem obdobju, območje enega standardnega odklona pa zajema tudi negativne vrednosti. Slednje z nekoliko večjo verjetnostjo velja za obdobje po začetku gospodarske krize. Če bi za hiperparametre uporabili vrednosti iz Primiceri (2005), torej $k_Q = 0,01$, $k_S = 0,1$ in $k_W = 0,01$, dobimo cenovno elastičnost, ki je bistveno manj podvržena spremembam (glej Prilogo 5). V Prilogi 6 so prikazane porazdelitve ocen cenovne elastičnosti izvoza za vsako četrtnje v opazovanem obdobju. Asimetrija porazdelitev ocen parametrov cenovne elastičnosti izvoza v vsaki časovni točki je nizka in v povprečju za celotno opazovano obdobje znaša 0,16.

Na Sliki 21 sta prikazana konvergenčna Gewekeova statistika in kvantilni grafikon. Iz levega grafa je razvidno, da je pri ocenjevanju cenovne elastičnosti slovenskega izvoza za vsako četrtnje izpolnjen pogoj konvergence verig, saj stopnja značilnosti nikjer ni manjša od 0,05 oziroma Gewekeova statistika v nobenem primeru ne pade izven intervala $[-2,2]$.

Slika 21: Gewekeova statistika cenovne elastičnosti slovenskega izvoza in kvantilni grafikon po izbranih obdobjih



Iz desnega grafa na Sliki 21 vidimo, da je na cenovno elastičnost slovenskega izvoza v povprečju vplivalo predvsem obdobje gospodarske krize, saj povprečna vrednost vidneje odstopa od preostalih dveh skupin. Mediana cenovne elastičnosti za prvo obdobje znaša 0,32, za drugo 0,37, za tretje pa 0,22. Tudi Tukeyev test pokaže, da so vse tri razlike med obdobji statistično značilno različne od 0, največja razlika pa se kaže od nastopa gospodarske krize (glej Prilogo 7). Po drugi strani pa iz Slike 20 ni mogoče razbrati, ali sta vstop v EU in prevzem evra ter gospodarska kriza vplivala na dinamiko cenovne elastičnosti izvoza. Rezultat je tako s postavljeno hipotezo skladen le v primeru gospodarske krize. Na Sliki 21 prikažemo tudi rezultat za osnovni VAR, ki znaša -0,85.

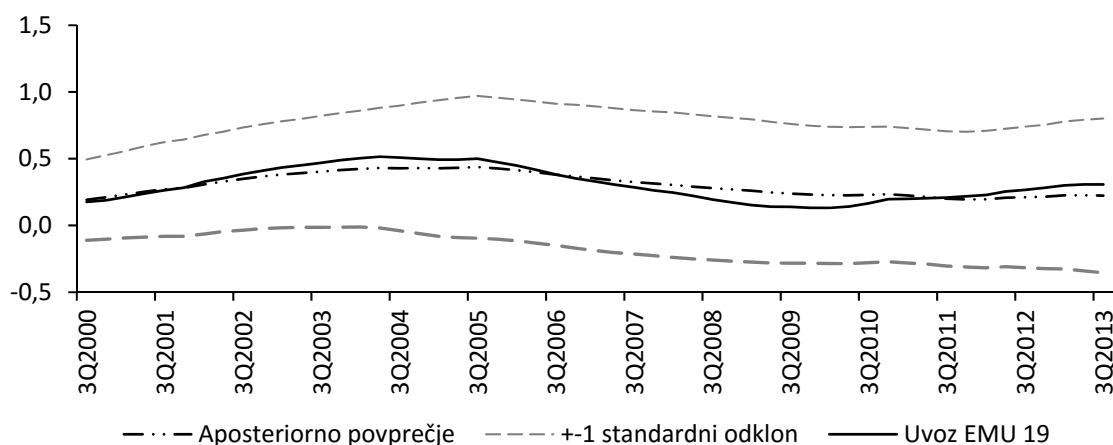
Vrednost koeficienta cenovne elastičnosti slovenskega izvoza je v začetku opazovanega obdobja enaka 0,19, ob koncu pa 0,22 (glej Sliko 20). Apriorna vrednost (izračunana na podlagi prvih 20 obdobj pred 3Q2000) za cenovno elastičnost znaša -0,10. V analiziranem obdobju prihaja do sprememb cenovne elastičnosti, ki pa v smislu variabilnosti niso preveč izrazite. V vsebinskem smislu pozitivna vrednost koeficienta cenovne elastičnosti slovenskega izvoza odraža dejstvo, da Slovenija z izvozom na mednarodnih trgih ne konkurira v prvi vrsti s ceno, temveč s kvaliteto. To velja v kontekstu simultane odziva (v primeru četrtnih podatkov je to tekoče četrtletje), medtem ko odložene vrednosti koeficientov cenovne elastičnosti izvoza kažejo na negativno povezavo med izvozom in rastjo relativnih izvoznih cen. Slednje se, kot bo prikazano v nadaljevanju, odraža v negativnem odzivu izvoza v kontekstu impulzno odzivnih funkcij. Tako lahko zaključimo, da gre verjetno le za časovni zamik, preden se višje cene odrazijo v (negativni) dinamiki izvoza. Kljub temu ne gre prezreti, da imajo nekatere države, glede na rezultate študij prikazanih v Tabeli 2, negativne cenovne elastičnosti izvoza. S tega vidika so slovenski izvozniki manj občutljivi na hitre spremembe cen oziroma lahko nanje odreagirajo z nižjimi negativnimi učinki na zelo kratek rok.

Model z REER, kjer kot deflator uporabimo strošek na enoto dela, da podobne rezultate kot v primeru uporabe relativnih izvoznih cen (glej Sliko 20). V tem primeru je lega krivulje na začetku opazovanega obdobja višja, kar pomeni, da smo z upoštevanjem dodatnih informacij, ki jih zajema REER v primerjavi z relativnimi cenami, dobili opazno višjo občutljivost slovenskega izvoza.

Z vidika analize konkurenčnosti slovenskega gospodarstva je model z REER bolj primeren, saj efekt relativnih izvoznih cen ne vključuje nekaterih dejavnikov, ki jih vključuje REER in ti dejavniki bolje določajo konkurenčen položaj izvoznikov. Za primer lahko navedemo faktorje, ki vplivajo na dinamiko nominalnega deviznega tečaja in nimajo neposrednega vpliva na relativne izvozne cene. Če se na primer produktivnost neke države poveča to lahko privede do apreciacije REER te države tudi če ni prišlo do (eksogene) spremembe relativnih izvoznih cen. Apreciacija REER bi v tem primeru privedla do izboljšanja konkurenčnega položaja slovenskih izvoznikov, če se ostali dejavniki ne bi spremenili. Tako je REER kot eksogena spremenljivka bolj primerna, če želimo presojati vpliv več dejavnikov na dinamiko izvoza. Izpostaviti velja, da je po letu 2007, ko je prišlo do fiksacije tečaja EUR-SIT, razlika med relativnimi izvoznimi cenami in REER reducirana na oscilacije nominalnih deviznih tečajev ostalih izvoznih trgov izven območja evra in na različne uporabljene cene pri merjenju relativnih izvoznih cen. Pri slednjem je razlika v tem, da je imenovalec pri realnem efektivnem deviznem tečaju ICŽP ali strošek na enoto dela, pri relativnih cenah pa izvozne cene na izvoznih trgih.

Slika 22 prikazuje še oceno cenovne elastičnosti slovenskega izvoza pri uporabi relativnih cen in uvoza EMU 19 kot spremenljivke tujega povpraševanja. Kot je razvidno, je dinamika cenovne elastičnosti podobna.

Slika 22: Simultana cenovna elastičnost slovenskega izvoza (uvoz EMU 19)



Opomba: Obdobje: 3Q2000–3Q2013. Konstante $k_Q = 0,05$, $k_S = 0,3$ in $k_W = 1$.

Značilnost obdobja od 3Q2000 do 2Q2004 je stabilna gospodarska rast v Sloveniji in njenem širšem okolju. Stopnja inflacije in rast relativnih izvoznih cen sta bili v tem obdobju zmerni (okrog 2 %). Kljub temu so bile slovenske izvozne cene večino časa pod nivojem izvoznih cen držav članic EU. Cenovna elastičnost izvoza se v tem obdobju z 0,19 zviša na 0,43. Za povezavo dinamike cenovne elastičnosti izvoza s konkurenčnostjo si pomagamo s podatki Svetovnega gospodarskega foruma (angl. *World Economic Forum*, v nadaljevanju WEF). Podatki WEF o konkurenčnosti slovenskega izvoznega sektorja za celotno obdobje sicer niso na voljo, za leto 2004 pa kažejo, da je bila Slovenija po Globalnem indeksu konkurenčnosti (angl. *Global competitiveness index*) na 33. mestu med 43-imi državami, ki so vključene v primerjavo. Le indeks tehnološke razvitosti je Slovenijo uvrščal na 24. mesto.

Model, v katerem uporabimo REER namesto relativnih izvoznih cen, pokaže podobno dinamiko cenovne elastičnosti, vendar pa njena raven na začetku obdobja znaša 0,42 in se do sredine leta 2004 zviša na 0,55. Glede na to, da se cenovna elastičnost izvoza z uporabo relativnih izvoznih cen v tem obdobju zviša za 124 %, z uporabo REER pa za 31 %, lahko sklepamo, da so poleg relativnih izvoznih cen imeli pomembno vlogo tudi ostali dejavniki. Pri 2 % rasti relativnih izvoznih cen v tem obdobju se je REER zvišal za 4,9 %, torej se pri rasti elastičnosti odzivnost izvoza na zelo kratek rok (eno četrletje) ni poslabšala. Teoretično gledano, naj bi rast REER negativno vplivala na rast izvoza in s primerjavo podatkov vidimo, da je izvoz od 3Q2000 do 2Q2004 rasel v povprečju za okoli 7 % letno, od leta 1996 do 2000 pa 35 %. REER je v tem obdobju upadel za 4,5 %, kar v smislu precej višje rasti izvoza kot med leti 2000 in 2004 potrjuje negativen učinek rasti REER.

V obdobju med 3Q2004 in 4Q2008 se je cenovna elastičnost slovenskega izvoza, merjena z relativnimi izvoznimi cenami, znižala z 0,43 na 0,27 in podobno dinamiko dobimo tudi v modelu z REER (glej Sliko 20). Učinek vstopa Slovenije v EU in ERM II je sicer dokaj nerazpoznaven, vendar lahko v modelu z relativnimi izvoznimi cenami ob koncu leta 2004 opazimo rahel prelom, ki je vodil v daljše obdobje upadanja cenovne elastičnosti. Tabela 6

prikazuje podatki o konkurenčnosti za Slovenijo v obdobju od 2005 do 2008. Vidimo lahko, da se je konkurenčni položaj slovenskih izvoznikov v tem obdobju postopoma poslabševal, saj je z 32. mesta v letu 2005 Slovenija med petdesetimi državami v obdobju treh let padla za 10 mest. Če navedena dejstva povežemo še s tem, da so slovenske relativne izvozne cene v tem obdobju v povprečju rasle le po 0,1 % letno in so bile blizu vrednosti 1, torej na ravni cen izvoznikov na mednarodnih trgih, potem lahko na podlagi podatkov v Tabeli 6 povzamemo, da je na upadanje cenovne elastičnosti in s tem na odzivnost slovenskega izvoza v tem obdobju vplivalo predvsem poslabševanje konkurenčnosti. Nižja pozitivna odzivnost izvoza v zelo kratkem roku v tem primeru pomeni slabši položaj za izvoznike.

Tabela 6: Indeksi konkurenčnosti za Slovenijo

Leto	Globalni indeks konkurenčnosti	Indeks učinkovitosti	Raven inovacij/tehnologije	Število držav
2005	32	-	25	50
2006	33	30	34	50
2007	39	38	30	50
2008	42	37	33	51

Vir: CES Group, 2014.

V začetku tretjega obdobja (od 1Q2009 do 3Q2013) se cenovna elastičnost slovenskega izvoza v grobem stabilizira in v celotnem obdobju z začetnih 0,27 upade na 0,22. V modelu z REER je padec večji, in sicer z 0,40 na 0,16. Značilnost tega obdobja je upad kreditne aktivnosti in mednarodnih trgovinskih tokov. Težave na področju domače potrošnje so prizadele predvsem države v razvoju, ki so zaradi šibkejših deviznih rezerv in večje izpostavljenosti izvozu utrpeli večje padce gospodarske aktivnosti. Bijsterbosch in Falagiarda (2014) sta z uporabo TVP-VAR-a ugotovila, da so šoki v ponudbi kreditov na vrhuncu gospodarske krize z začetkom v letu 2009 vplivali na rast divergence v dinamiki BDP med evropskimi državami. Pri tem so jo najslabše odnesle bolj ranljive države (Grčija, Irska, Italija, Portugalska in Španija), medtem ko so v Nemčiji, Avstriji in Belgiji šoki v kreditni ponudbi pozitivno vplivali na gospodarsko dinamiko. V nabor držav ni bila vključena Slovenija, gospodarska dinamika v teh letih pa jo uvršča med bolj ranljive države.

Za tretje obravnavano obdobje z vidika konkurenčnosti slovenskega gospodarstva podatki o indeksu konkurenčnosti, prikazani v Tabeli 7, kažejo na nadaljnje poslabševanje. V povprečju se relativne izvozne cene v obdobju od 1Q2009 do 3Q2013 niso bistveno spremenile, po drugi strani pa so bile slovenske izvozne cene za okoli 2 % nad tujimi izvoznimi cenami. Podrobnejši pogled pokaže opazno variabilnost relativnih izvoznih cen v začetku tega obdobja, saj so se v letu 2009 v povprečju zvišale za 3,8 %, nato pa so se v letu 2010 znižale za 2 %. Navedeni rezultati kažejo na boljšo zaznavno moč modela z REER (elastičnost se po nastopa krize bistveno bolj zniža), rezultat pa je v tem delu skladen s postavljeno hipotezo o učinku gospodarske krize na raven cenovne elastičnosti.

Tabela 7: Indeksi konkurenčnosti za Slovenijo

Leto	Globalni indeks konkurenčnosti	Indeks učinkovitosti	Raven inovacij/tehnologije	Število držav
2009	37	37	30	50
2010	45	46	35	51
2011	57	51	45	51
2012	56	55	36	51

Vir: CES Group, 2014.

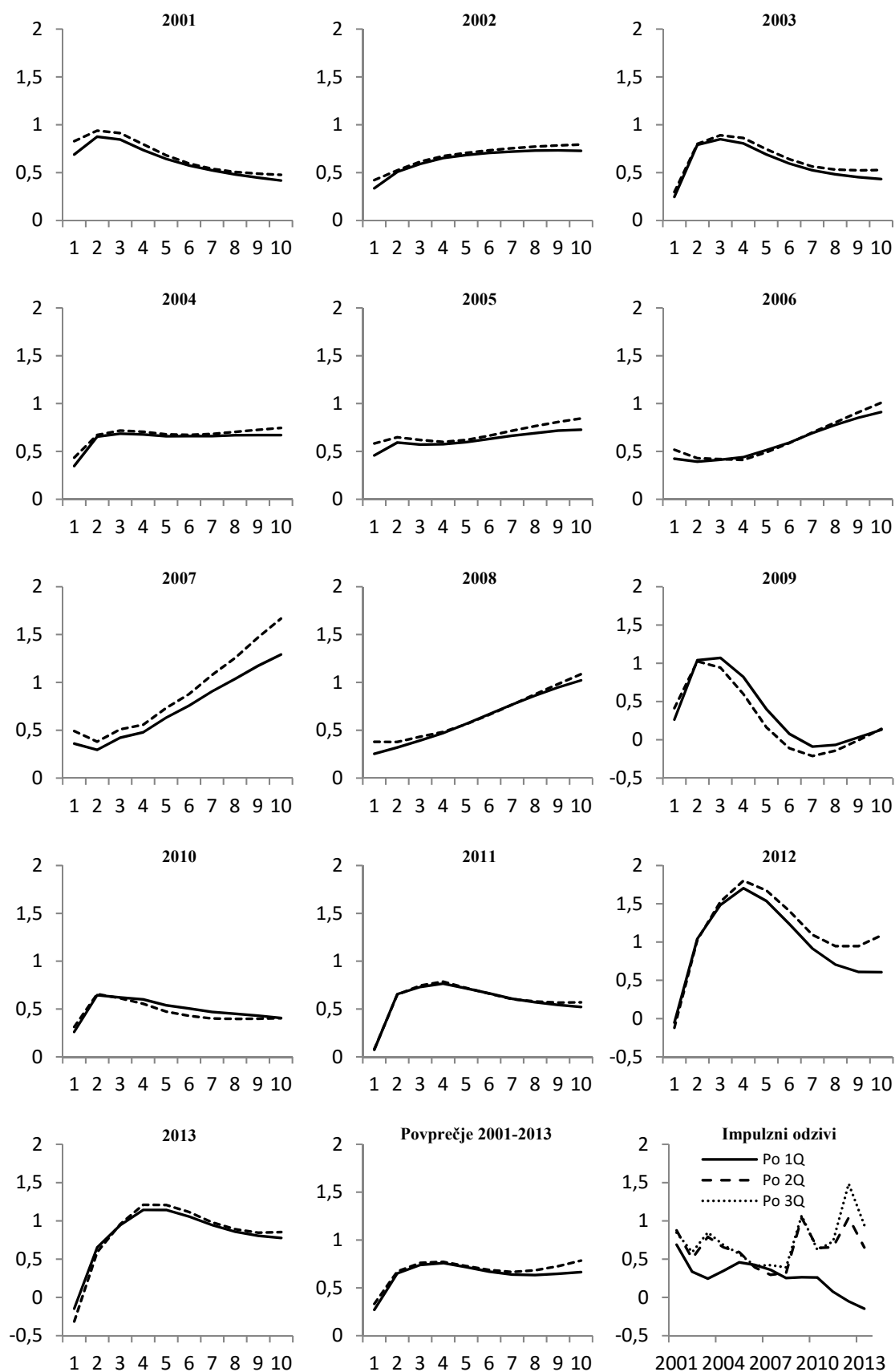
V tretjem obdobju se med obema modeloma pojavijo najmanjše razlike, kar kaže na zmanjšanje vpliva ostalih dejavnikov poleg relativnih izvoznih cen. Po letu 2007 je bil tečaj EUR-SIT fiksiran pri 239,64, torej so razlike v dinamiki cenovnih elastičnosti v glavnem odražale le še razlike v merjenju komponente relativnih izvoznih cen. Ker pa Slovenija izvažata tudi na trge izven območja evra, ima nominalni devizni tečaj še vedno vpliv, vendar je le-ta glede na podobnost dinamike elastičnosti v obeh modelih dokaj majhen.

5.2.2.4 Analiza impulzno odzivnih funkcij: Uvoz EU 28 - izvoz Slovenije

Pri dosednji analizi izvozne enačbe smo proučevali obnašanje simultanih dohodkovnih in cenovnih elastičnosti. V naslednjih dveh podrazdelkih prehajamo na rezultate analize impulzno odzivnih funkcij TVP-VAR-a. V VAR-u in TVP-VAR-u spremenljivke postavimo v takšen vrstni red, da je uvoz EU 28 kot najbolj eksogena spremenljivka na prvem mestu, sledijo relativne izvozne cene ter slovenski izvoz kot najbolj endogena spremenljivka. V sklopu izvozne enačbe proučimo vpliv šokov prvih dveh spremenljivk na dinamiko izvoza. Glede na pozitiven predznak dohodkovne elastičnosti v izvozni enačbi in teoretično pozitivno opredeljenim odnosom med tujim dohodkom oziroma povpraševanjem in izvozom pričakujemo, da bodo poteki impulzno odzivnih funkcij v grobem podobni kot v VAR-u (s konstantnimi parametri), ki so prikazani na Sliki 9. Zanima nas variacija impulznih odzivov izvoza na šok uvoza EU 28, ko se pomikamo od začetka proti koncu opazovanega obdobja. Tako kot v VAR-u tudi pri impulzno odzivnih funkcijah TVP-VAR-a upoštevamo dekompozicijo Choleskega in šok je enak enemu standardnemu odklonu spremenljivke, na kateri sprožimo impulz na izvoz.

Slika 23 prikazuje impulzno odzivne funkcije slovenskega izvoza na šoke uvoza EU 28. Za lažji prikaz povzamemo le rezultate za zadnje četrletje vsakega leta. Za obdobje odziva po šoku tako kot VAR-u izberemo prvih 10 četrletij. Dve meri (povprečje in mediano) uporabimo, da lahko opazujemo tudi obnašanje porazdelitev ocen impulzno odzivnih funkcij. Kot je iz Slike 23 razvidno, je njihov potek v področju pozitivnega učinka šoka uvoza EU 28. Primerjava rezultatov TVP-VAR-a z rezultati pri VAR-u, prikazanimi na Sliki 9, pokaže, da so iz vsebinskega vidika poteki impulzno odzivnih funkcij skladni, sama oblika in njihova lega pa se po posameznih letih med modeloma opazno razlikuje.

Slika 23: Impulzni odzivi slovenskega izvoza na šok uvoza EU 28



Legenda: Neprekinjena črta - mediana, črtkana črta - povprečje.

Za boljši zbirni pregled dobljenih rezultatov na predzadnjem grafu Slike 23 prikazujemo še povprečje impulzno odzivnih funkcij za celotno opazovano obdobje (2001–2013), na zadnjem grafu pa še impulzne odzive izvoza po enem, dveh oziroma treh četrtletjih po šoku.

Prvi trije grafi na Sliki 23 zajemajo obdobje med leti 2001 in 2003. Značilnost tega obdobja je, da impulzno odzivna funkcija v letu 2001 oziroma 2003 doseže vrh v drugem oziroma četrtem četrtletju po šoku, nato pa sledi stabilizacija in približevanje funkcije proti vrednosti 0. V letu 2002 impulzno odzivna funkcija narašča večino obdobja po šoku. V vseh letih tega obdobja je opazna pozitivna asimetrija porazdelitve ocen parametrov na vsaki točki impulznega odziva.

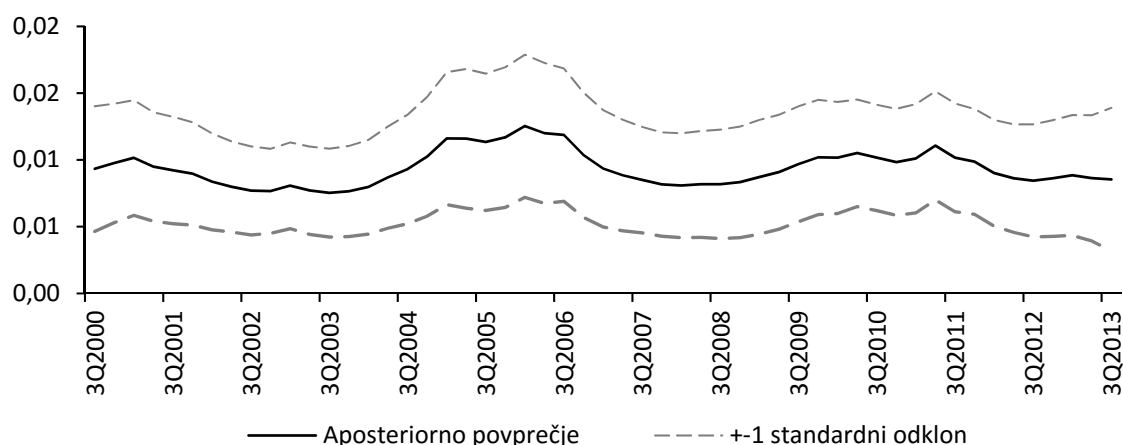
V magistrskem delu prikažemo povezavo med asimetrijo porazdelitev sprememb impulzno odzivnih funkcij med zaporednimi obdobji in spremembo ravni impulzno odzivnih funkcij. Asimetrijo porazdelitve (v desno) sta z rastjo agregata (povprečne vrednosti) na primeru inflacije uporabila Ball in Mankiw (1995). Avtorja sta s komponentami indeksa cen industrijskih proizvodov za ZDA pokazala, da v primeru, ko je porazdelitev sprememb cen za analizirano obdobje po vseh skupinah proizvodov simetrična, ne pride do spremembe (agregatnega) indeksa cen industrijskih proizvodov. Pokazala sta tudi nasprotno, da asimetrija porazdelitve sprememb cen po sektorskih komponentah indeksa cen industrijskih proizvodov pomeni spremembo agregatne ravni cen - pozitivna asimetrija v pozitivno smer, negativna pa v negativno smer.

Asimetrijo porazdelitev sprememb vrednosti za impulzno odzivne funkcije si v primeru naše raziskave lahko razlagamo kot posledico sprememb v gospodarskem okolju in odnosov med spremenljivkami. Zato so v trenutku t predhodni trendi, ki v kontekstu Kalmanovega filtra odražajo neko »dejansko« a latentno strukturo, v kontekstu novih podatkov le prehodne narave. Ostanki pri novih podatkih oziroma opazovanjih (glej opis metode ocenjevanja v podpoglavju 2.5) so tako v vsakem trenutku t povzročali spremembe trenda oziroma rast povprečnih vrednosti impulzno odzivnih funkcij v primeru povečevanja asimetrije. Ta pojav tudi nakazuje, da so se verjetno že pred vstopom Slovenije v EU in ERM II oblikovali dejavniki, ki so se pozneje, ob ugodni gospodarski dinamiki v zunanjem okolju, odrazili v hitrejši rasti izvoza Slovenije. Asimetrije sprememb impulzno odzivnih funkcij za prva štiri četrtletja po šoku so grafično prikazane v Prilogi 8. Kot je razvidno iz teh grafov, predvsem za prva tri četrtletja po šoku, lahko do vstopa v EU v letu 2004 (in še nekaj časa po tem) opazimo rast asimetrije sprememb ocen impulznih odzivov izvoza, ki v letu 2004 preide v pozitivno območje. Pozitivna asimetrija oziroma njena rast glede na izsledke Ball in Mankiw (1995) pomeni rast agregata, ki je v našem primeru odziv slovenskega izvoza na šok uvoza EU 28. Slednje je razvidno tudi iz Slike 23, kjer je opazen pozitiven vpliv vstopa Slovenije v EU. V Prilogi 8 prikažemo še porazdelitev ocen impulzno odzivnih funkcij izvoza na šok uvoza EU 28.

Spremenljive magnitude začetnega odziva, torej v začetnih obdobjih po šoku, izvoza na šok

uvoza EU 28 v letih 2002 in 2003 odražajo spremembe koeficientov odloženih vrednosti dohodkovne elastičnosti izvoza, ki so glede na rast impulzno odzivnih funkcij pozitivnega predznaka. Poleg tega lahko iz Slike 24 vidimo, da je volatilitnost uvoza EU 28 v obdobju od 2001 do 2004 upadala. Slednje se odraža tako, da je sprožen šok enega standardnega odklona vse nižji in posledično na prvih štirih grafih Slike 23 opazimo zniževanje začetnega odziva izvoza.

Slika 24: Stohastična volatilitnost uvoza EU 28



Opomba: Obdobje: 3Q2000–3Q2013. Konstante $k_Q = 0,05$, $k_S = 0,3$ in $k_W = 1$.

Opisana interpretacija odzivov izvoza na šoke temelji na konstrukciji impulznih odzivno funkcij, kjer od impulza (šoka) do odziva pridemo s produktom kovariančne matrike in matrike koeficientov pri odloženih vrednostih spremenljivk v modelu.

Na Sliki 23 smo priča opaznim spremembam rezultatov med leti 2004 in 2008. Začetni šoki so do leta 2006 naraščali, kar je skladno z rastjo volatilitnosti uvoza EU 28. Na grafih za leta 2006, 2007 in 2008 opazimo spremembo oblike impulzno odzivne funkcij, saj učinki z oddaljevanjem od trenutka šoka ne pojenjajo več, temveč se vse bolj stopnjujejo. Te ugotovitve nakazujejo, da so se na parametrih modela v teh letih odražali učinki visoke gospodarske rasti, zato ne moremo neposredno potrditi vpliva vstopa v EU in prevzem evra. Kljub temu pa lahko glede na navedeno povzamemo, da je model v dobri meri zajel učinke visoke gospodarske rasti, ki je bila glede na opisane spremembe neravnotežna, kar se izkazalo tudi pozneje. Kot primer, ki ga lahko s tem povežemo, navajamo študijo Bijsterbosch in Falagiarda (2014), v kateri z uporabo TVP-VAR-a ocenila, da so v letih pred krizo v vseh analiziranih državah območja evra (pozitivni) šoki v kreditni ponudbi pozitivno vplivali na gospodarsko dinamiko. Dejanska gospodarska situacija je na drugi strani leto dni pozneje pokazala, da je bil ta režim nevzdržen, saj je gospodarska kriza močno prizadela realni sektor in negativne posledice so se še dolgo odražale v bilancah poslovnih bank.

V prvem letu zadnjega obdobja (v letu 2009) lahko na Sliki 23 opazimo drastično spremembo oblike impulzno odzivne funkcije glede na leto 2008. Iz skoraj ravne črte v letu 2008 se

spremeni v bolj klasično obliko, ki je značilna za povpraševalne šoke, ko je učinek dosežen relativno hitro po šoku in sledi njegovo postopno upadanje. Ta sprememba glede na leto 2008 odraža spremenjene odnose med spremenljivkami v času začetka gospodarske krize. Tudi v letih 2010-2013 se oblike impulzno odzivnih funkcij bistveno ne spreminjajo in v grobem ostajajo bolj podobne tisti iz leta 2009 kot v letih pred krizo. V letih od 2010 do 2013 se začetni odzivi izvoza, skladno z upadanjem volatilnosti uvoza EU 28 (glej Sliko 24), vse bolj znižujejo. V letih 2012 in 2013 so celo negativni in verjetno bolj odražajo težave slovenskega podjetniškega sektorja kot pozitivne odziv izvoza na šok uvoza EU 28. Nenazadnje se je gospodarska kriza v letu 2009 odrazila v padcu asimetrije sprememb impulzno odzivnih funkcij v negativno območje (glej Prilogo 9), kar je skladno z opisanim zniževanje začetnih odzivov izvoza po začetku krize.

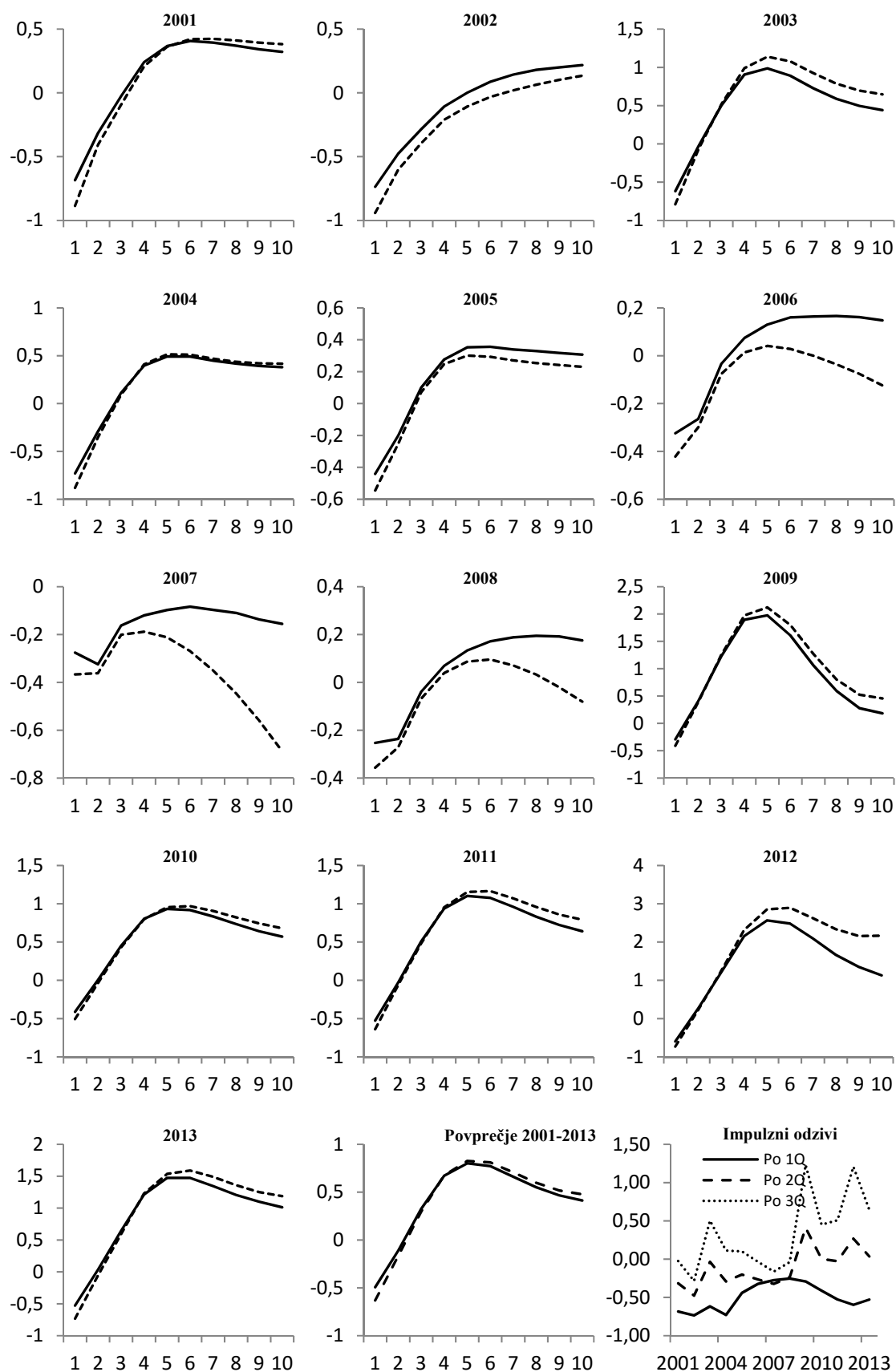
Na Sliki 23 na predzadnjem grafu prikažemo še povprečje impulzno odzivnih funkcij za posamezna leta v obdobju 2001-20013. Opazimo lahko, da je oblika krivulje v prvem delu podobna krivulji VAR-a (glej Sliko 9) - vrh je dosežen po treh četrtletjih, nato pa se učinek počasi zniža in stabilizira. Primerjava dobljenih povprečij impulzno odzivnih funkcij z VAR-om oziroma TVP-VAR-om je otežena, saj z VAR-om ne upoštevamo dinamičnih koeficientov in variabilnosti kovariančne matrike.

5.2.2.5 Analiza impulzno odzivnih funkcij: relativne izvozne cene - izvoz Slovenije

V tem podrazdelku predstavimo rezultate za odziv slovenskega izvoza na šoke relativnih izvoznih cen. Rezultati so prikazani na Sliki 25 in so kot v prejšnjem podrazdelku povzeti za zadnje četrtletje vsakega leta. S primerjavo Slik 25 in 23 lahko vidimo, da so začetni impulzni odzivi slovenskega izvoza na spremembe relativnih izvoznih cen negativni, medtem ko so na šok uvoza EUR 28 pozitivni z izjemo v letih 2012 in 2013.

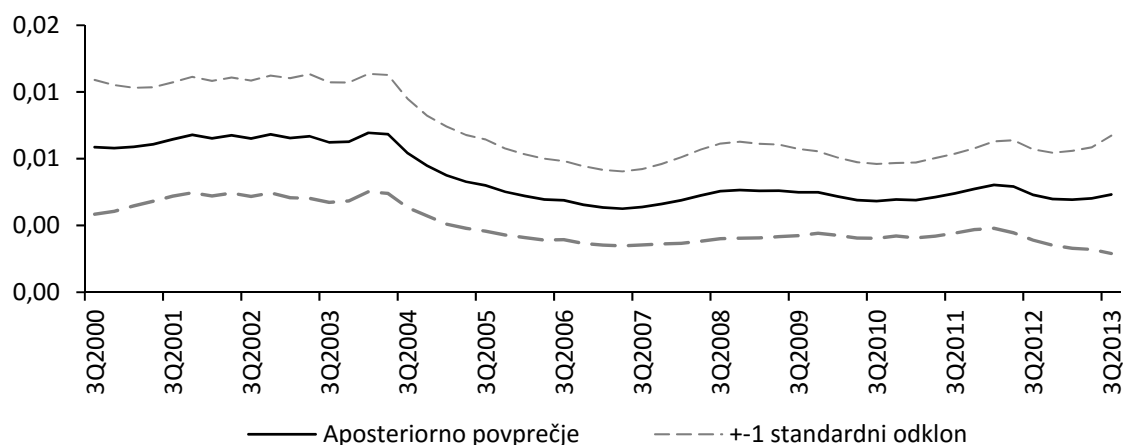
Prvi trije grafi na Sliki 25 predstavljajo obdobje od leta 2001 do leta 2003 in po začetnem negativnem odzivu se negativna dinamika izvoza po šoku počasi znižuje - v negativnem območju vztraja tri, štiri oziroma dve četrtletji v letih 2001, 2002 oziroma 2003. Relativno visoka raven volatilnosti relativnih izvoznih cen pred letom 2004 (glej Sliko 26) po eni strani odraža dejstvo, da Slovenija takrat (vsaj uradno) še ni bila pod pritiskom Maastrichtskih konvergenčnih kriterijev za prevzem evra. To je še bolj jasno razvidno, če pogledamo dinamiko volatilnosti relativnih izvoznih cen po vstopu Slovenije v ERM II (sredi leta 2004), ko se je volatilnost pričela občutno zniževati, kar je skladno s konvergenčnimi cilji cenovne stabilnosti, in dosegla dno v letu 2007, ko je Slovenija tudi uradno prevzela evro kot valuto. Prav tako lahko vidimo, da začetek gospodarske kriza v letu 2009 ni bistveno vplival na rast volatilnosti relativnih izvoznih cen, saj od leta 2007 njena raven ostaja na nizkih ravneh (glede na obdobje pred vstopom v ERM II). Zaradi razmeroma visoke volatilnosti relativnih izvoznih cen pred letom 2004, so bili sproženi šoki enega standardnega odklona višji kot v nadaljnjih letih in posledično so bili višji tudi negativni odzivi izvoza. V Prilogi 10 so prikazane še porazdelitve impulzno odzivnih funkcij.

Slika 25: Impulzni odzivi slovenskega izvoza na spremembe relativnih izvoznih cen



Legenda: Neprekinjena črta - mediana, črtkana črta - povprečje.

Slika 26. Stohastična volatilitnost relativnih izvoznih cen



Opomba: Obdobje: 3Q2000–3Q2013. Konstante $k_Q = 0,05$, $k_S = 0,3$ in $k_W = 1$.

Potek impulzno odzivnih funkcij po začetnem učinku je v letih od 2001 do 2003 podoben (glej Sliko 25). Prvim trem grafom je skupno, da se do konca desetega četrtertletja raven impulzno odzivne funkcije dokaj stabilizira oziroma upada proti vrednosti 0 za leto 2003. Podobno kot pri VAR-u lahko tudi v TVP-VAR-u glede na oblike impulzno odzivnih funkcij govorimo o značilnostih nepermanentnega učinka začetnega šoka, ki je značilen za povpraševalne šoke. Asimetrija sprememb ocen impulzno odzivnih funkcij (glej Prilogo 11) v tem obdobju raste oziroma ostaja pozitivna (bolj jasen vzorec je opazen le za prvo četrtertletje po šoku), vseeno pa so začetni odzivi zaradi visoke volatilitnosti relativnih izvoznih cen precej bolj negativni kot v nadaljnjih letih.

V drugem obdobju (2004–2008) je začetni odziv izvoza na šok relativnih izvoznih cen ob negativnem predznaku pričel absolutno upadati. Proti koncu obdobja začne začetni odziv izvoza postajati vse manjši, pri čemer so bili šoki relativnih cen prav tako vse manjši zaradi vztrajnega upadanja njihove volatilitnosti (glej Sliko 26). Podobno kot v prvem obdobju se tudi v drugem dinamika impulzno odzivnih funkcij izvoza proti koncu obdobja po šoku stabilizira. Spremembe ocen impulzno odzivnih funkcij so v tem obdobju večino časa porazdeljene pozitivno asimetrično (glej prvi graf v Prilogi 11), kar kaže na nižji negativen vpliv rasti relativnih cen v povprečju. Slednje bi lahko povezali tudi z odpravo ovir po vstopu Slovenije v EU, kar je ob ostalih pozitivnih učinkih (odprava carin, ipd.) relativno zmanjševalo negativne učinke rasti relativnih izvoznih cen.

V tretjem obdobju (2009–2013) se začetni (negativen) vpliv šoka relativnih izvoznih cen na izvoz glede na leto 2008 okrepi, v letu 2009 pa je najbolj opazna sprememba oblike impulzno odzivne funkcije. Skladno z opisanim tudi asimetrija porazdelitev sprememb ocen impulzno odzivnih funkcij v teh letih preide v negativno (glej prva dva grafa v Prilogi 11). Če se je v predhodnih letih potek funkcije stabiliziral brez vidnejšega vrha, je leta 2009 vrh dosežen po petih četrtertletjih, nato pa se začne impulzno odzivna funkcija hitro zniževati in se po desetih četrtertletjih stabilizira približno okoli vrednosti 0. To spremembo oblike in tudi stabilizacijo

dolgoročnega učinka okoli vrednosti 0 lahko tako kot v primeru odzivov izvoza na šoke uvoza EU 28 pripišemo spremenjenim odnosom med spremenljivkami, saj se je kriza v realnem sektorju pričela odražati prav v letu 2009.

Na Sliki 25 je na predzadnjem grafu prikazana še impulzno odzivna funkcija, izračunana kot povprečje oziroma mediana za celotno obdobje (2001–2013). Če primerjamo ta rezultat z rezultatom VAR-a (glej Sliko 9) ugotovimo, da sta poteka krivulje drugačna, impulzni odzivi v TVP-VAR-u pa so glede na skladnost obeh krivulj (mediane in povprečne vrednosti) v povprečju porazdeljeni dokaj simetrično. Zadnji graf na Sliki 25 prikazuje povprečne impulzne odzive po enem, dveh oziroma treh četrtletjih.

5.2.3 Rezultati za uvozno enačbo

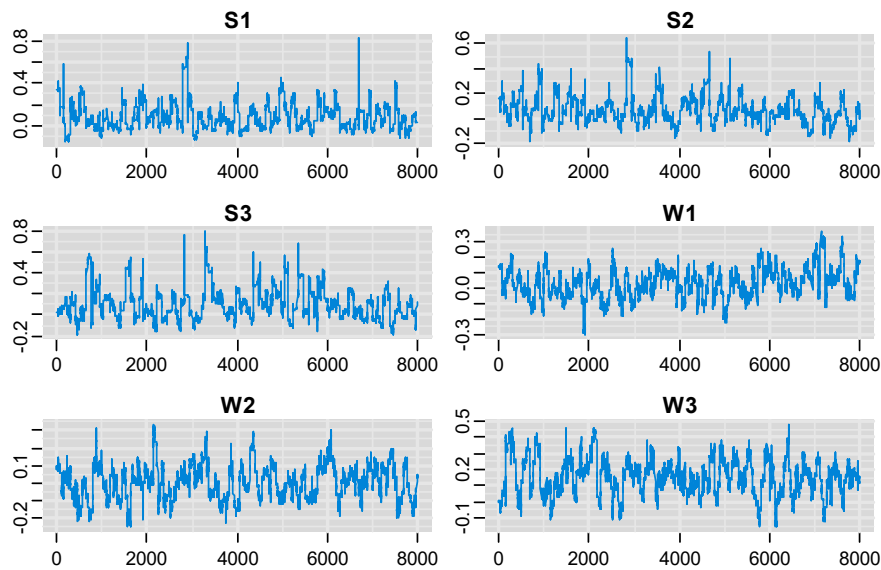
5.2.3.1 Konvergenčna diagnostika hiperparametrov

Pri analiziranju uvozne enačbe uporabimo drugačen nabor spremenljivk kot v izvozni enačbi, zato moramo pred ocenjevanjem simultanih elastičnosti in impulznih odzivnih funkcij ponovno preveriti konvergenčne diagnostike hiperparametrov. Tudi v primeru uvozne enačbe se izkaže, da so v verigah ocenjenih parametrov TVP-VAR-a prisotne visoke pozitivne avtokorelacije, in sicer za vse hiperparametre Q , W in S nad 0,7. Za zagotovitev asimptotične veljavnosti rezultatov je potrebno le-to odpraviti oziroma čim bolj znižati, zato tako kot v primeru izvozne enačbe izberemo vsak 50-ti člen iz verige. Za zagotovitev zadostne dolžine verige ponovno opravimo 1.100.000 ponovitev vzorčenja, tako da dobimo končni vzorec velikosti $N = 22.000$. Za začetni vzorec izmed 22.000 vzorčenj za vsak parameter izberemo prvih 14.000 vrednosti, ki ji pri ocenjevanju parametrov TVP-VAR-a ne uporabimo. Torej ocene parametrov TVP-VAR-a ocenimo na podlagi zadnjih 8.000 členov v verigah. Vrednosti konstant za hiperparametre Q , W in S izberemo kot v primeru izvozne enačbe, torej $k_Q = 0,05$, $k_S = 0,3$ in $k_W = 1$.

Iz Slike 27 vidimo, da z izbiro vsakega 50-tega člena iz verige dosežemo zadovoljivo znižanje avtokorelacije v verigi za vseh 6 izbranih hiperparametrov. Slika 28 prikazuje drseča povprečja hiperparametrov in povzamemo lahko, da je bila konvergenca dosežena.

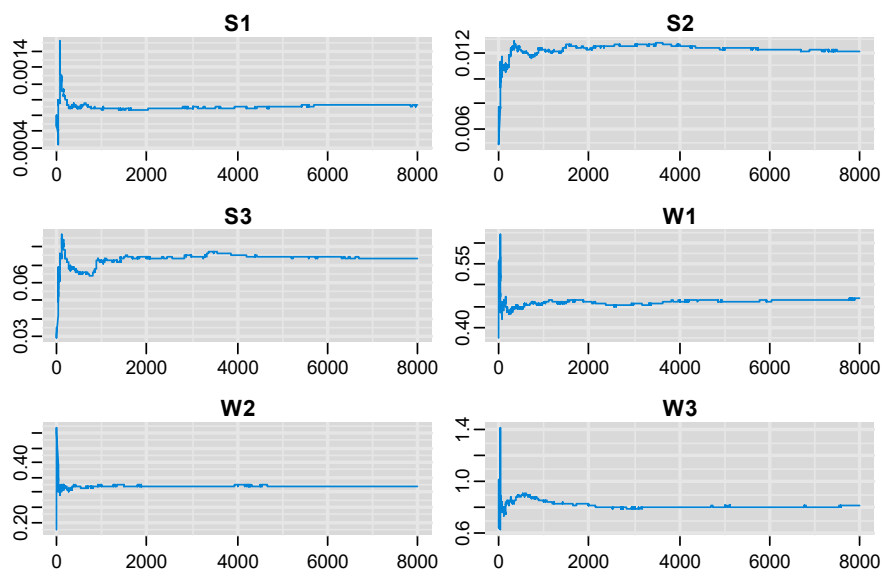
Tabela 8 prikazuje opisne statistike za hiperparametre in izračune testne statistike konvergence. Po rezultatih Gewekeovega testa so vse markovske verige za izbrane hiperparametre stacionarne, saj ne moremo zavrniti ničelne hipoteze o enakosti obeh podvzorcev pri stopnji značilnosti 0,05. Opazimo lahko, da sta hiperparametra $W1$ in $W3$ s stopnjo značilnosti 0,084 in 0,093 blizu meje zavrnitve ničelne hipoteze o konvergenci (0,05), vendar pa so hiperparametri povezani z volatilitnostjo strukturnih šokov in ne s samo sistematično dinamiko parametrov. S tega vidika se nam vrednosti Gewekeove statistike blizu območja zavrnitve ne zdijo problematične in tudi Slika 28 pokaže, da veriga za ta dva hiperparametra v končni fazi skonvergira k stacionarni vrednosti.

Slika 27: Avtokorelacije za izbrane hiperparametre



Opomba: V izračun drsečih avtokorelacij prvega reda je na vsakem koraku vključenih 100 členov verige.

Slika 28: Drseča povprečja izbranih hiperparametrov



Mere neučinkovitosti v Tabeli 8 so na podobnih ravneh kot pri izvozni enačbi (glej Tabelo 5) in potrjujejo zadostno velikost vzorca. Iz zadnje kolone v Tabeli vidimo, da je avtokorelacija za hiperparametre v verigi nizka (v povprečju manj kot 0,2). V povprečju je variacija hiperparametrov $S1, S2$ in $S3$ višja, saj koeficienti variacije krepko presegajo vrednost 1, medtem ko so pri parametrih $W1, W2$ in $W3$ pod njo. Višja variabilnost za prve tri hiperparametre je pričakovana, saj pri vzorčenju strukturnih šokov iz inverzne Wishartove porazdelitve uporabimo večji multiplikator pri skalirni matriki. V Prilogi 12 je prikazan še grafikon za Gewekeovo statistiko, ki pokaže, da vrednosti v verigah hiperparametrov padejo v območje, ki pomeni stacionarnost verig.

Tabela 8: Opisne statistike in mere konvergence MCMC verige za uvozno enačbo

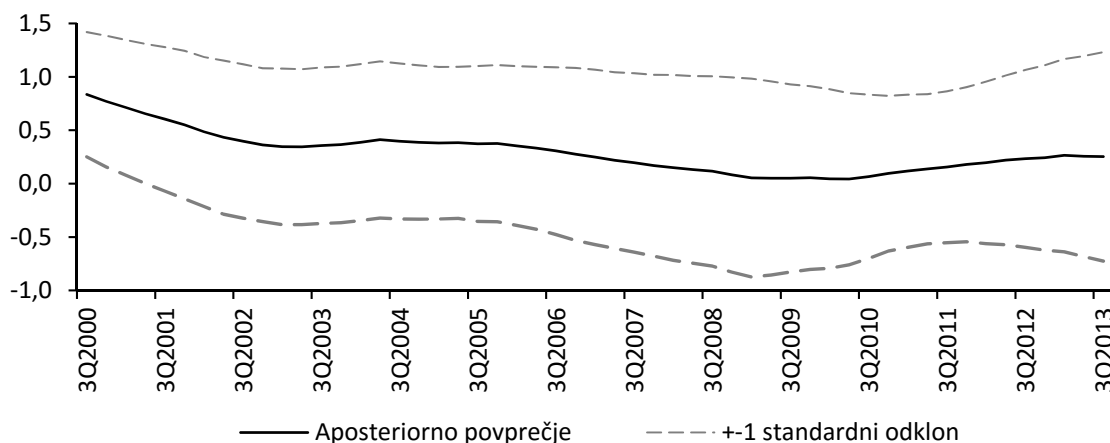
Hiperparam.	Povpr. vrednost	Std. odklon	Koef. var.	95% interval	Gewekeova statistika	Mera neučinkovitosti	Povprečna avtokorelacija*
S1	0,0010	0,0016	1,7196	[0,0002, 0,0042]	0,271	3,915	0,086
S2	0,0121	0,0158	1,3102	[0,0022, 0,0485]	0,361	4,661	0,065
S3	0,0731	0,1265	1,7317	[0,0124, 0,3010]	0,106	4,421	0,103
W1	0,4683	0,3256	0,6953	[0,1163, 1,3477]	0,084	4,455	0,033
W2	0,3202	0,2110	0,6589	[0,0969, 0,8621]	0,479	4,808	0,003
W3	0,8155	0,6495	0,7964	[0,1548, 2,5352]	0,093	5,095	0,156

Legenda: * Povprečje je bilo izračunano na končnem vzorcu dolžine 8.000. V izračun avtokorelacije na vsakem koraku je bilo zajetih 100 členov verige.

5.2.3.2 Simultana dohodkovna elastičnost v uvozni enačbi

Simultana dohodkovna elastičnost uvoza (besedo simultana v nadaljevanju izpuščamo) kaže na takojšen odziv uvoza na spremembo domačega dohodka oziroma povpraševanja, ki ga aproksimiramo z BDP Slovenije. Posamezni časovni mejniki so postavljeni kot pri izvozni enačbi, in sicer prvo obdobje od 3Q2000 do 2Q2004, drugo obdobje od 3Q2004 do 4Q2008, in tretje obdobje od 1Q2009 do 3Q2013. Na Sliki 29 je prikazana dinamika dohodkovne elastičnosti slovenskega uvoza za celotno opazovano obdobje.

Slika 29: Simultana dohodkovna elastičnost slovenskega uvoza s TVP-VAR-om

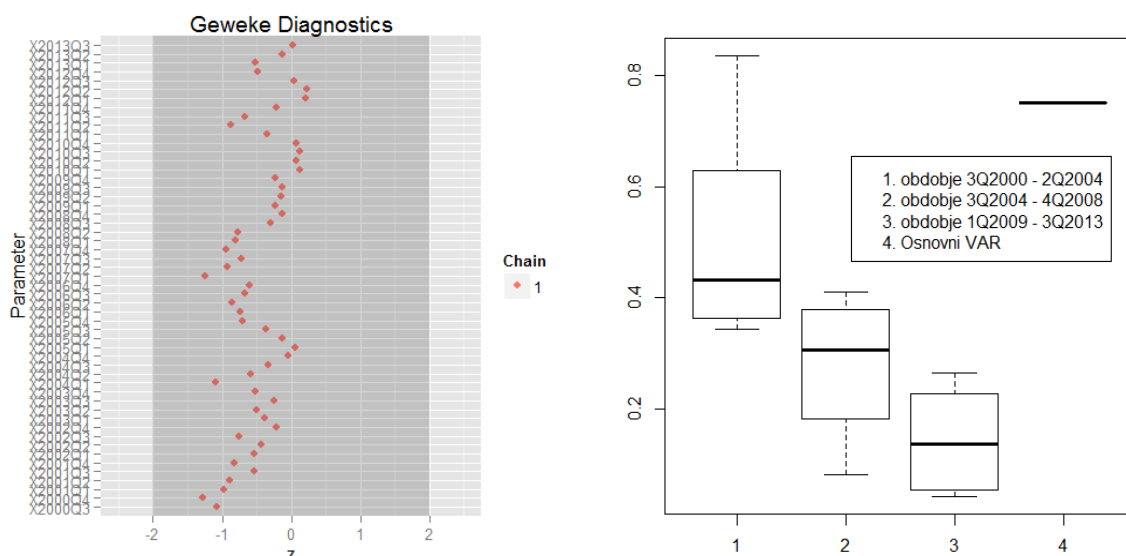


Opomba: Obdobje: 3Q2000–3Q2013. Konstante $k_Q = 0,05$, $k_S = 0,3$ in $k_W = 1$.

Na Sliki 30 levi graf prikazuje Gewekeovo statistiko za dohodkovno elastičnost uvoza v celotnem opazovanem obdobju. Vrednosti testnih statistik so znotraj območja, za katerega velja, da so verige parametrov skonvergirale k stacionarni vrednosti. Iz kvantilnega grafikona (desni graf) je razvidno, da se je vrednost koeficienta dohodkovne elastičnosti (aposteriorno povprečje) v povprečju postopoma zniževala po posameznih obdobjih. Rezultati Tukeyevega testa (glej Prilogo 13) kažejo, da so se v povprečju vrednosti dohodkovne elastičnosti uvoza

zniževale, tako da ne moremo potrditi domneve, da je vstop Slovenije v EU njeno raven zvišal. Podobno tudi ne moremo reči, da je gospodarska kriza njeno raven znižala, saj se prav z nastopom krize njena raven prične dvigovati. Podobno kot v primeru izvozne enačbe tudi tu dodajmo, da je rast dohodkovne elastičnosti v času gospodarske krize, kot so se mednarodni trgovinski tokovi pričeli zniževati, v smislu dinamike negativna. Porazdelitev ocen dohodkovne elastičnosti slovenskega uvoza za vsa četrletja opazovanega obdobja so prikazana v Prilogi 14. Na Sliki 30 prikažemo tudi rezultat za osnovni VAR, ki znaša 0,75.

Slika 30: Gewekeova statistika dohodkovne elastičnosti slovenskega uvoza in kvantilni grafikon po izbranih obdobjih

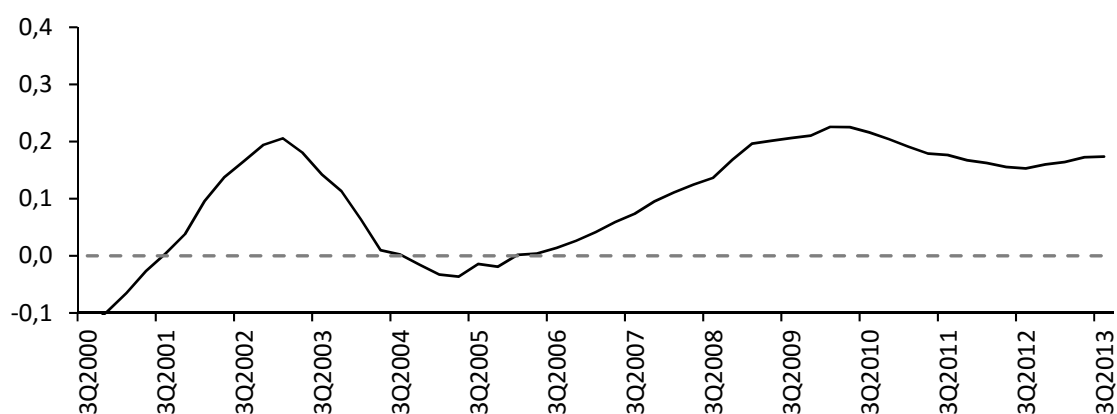


Apriorna vrednost koeficienta dohodkovne elastičnosti slovenskega uvoza znaša 0,48. Njegova raven, ki se je v obdobju od 3Q2000 do 2Q2004 z začetnih 0,83 znižala na 0,42 (glej Sliko 29), kaže na to, da je bila odzivnost uvoza na spremembo BDP na začetku obdobja relativno visoka. Iz Slike 29 za obdobje od 3Q2004 do 3Q2013 vidimo, da od leta 2004 naprej monotonno upada, in sicer z 0,4 do pričetka gospodarske krize v letu 2009 upade na vrednost 0,05, nato pa prične naraščati in ob koncu obdobja doseže vrednost 0,25. V Prilogi 15 je prikazana še ocena dohodkovne elastičnosti slovenskega uvoza z uporabo vrednosti hiperparametrov $k_Q = 0,01$, $k_S = 0,1$ in $k_W = 1$.

Pri analizi dohodkovne elastičnosti slovenskega izvoza (glej podrazdelek 5.2.2.2) smo že omenili analizo obnašanja dohodkovne elastičnosti izvoza in uvoza v kontekstu Houthakker-Magee efekta. Wu (2005) kot primer ugodnega razmerja med dohodkovno elastičnostjo uvoza in izvoza navaja Japonsko, medtem ko na primer za Veliko Britanijo in ZDA navaja manj ugodno razmerje. Slednje pomeni, da je dohodkovna elastičnost uvoza višja kot pri izvozu, kar pomeni, da bi morale takšne države za vzdržnost trgovinskega salda rasti počasneje kot zunanji trgi. V nasprotnem primeru bi se jim trgovinski saldo zaradi višje dohodkovne elastičnosti uvoza poslabševal.

Slika 31 prikazuje razliko med dohodkovno elastičnostjo izvoza in uvoza za Slovenijo in vidimo lahko, da se je razlika skozi čas spreminjala. Tako bi lahko po definiciji strukturnosti in tudi glede na opisani dinamiki obeh elastičnosti zavrnili domnevo o strukturnosti dohodkovne elastičnosti Slovenije, saj sta se obe elastičnosti spreminjali. Ta domneva sicer v osnovi ni bila vključena med cilje našega raziskovanja v magistrskem delu. Kot je iz slike razvidno, se je razlika se je od konca leta 2000, ko je bila njena vrednost blizu 0, do leta 2003 povečevala, nato pa je pričela upadati in do konca leta 2004 postala negativna. Zanimivo je, da je prav z vstopom Slovenije v EU razlika med dohodkovno elastičnostjo izvoza in uvoza ponovno postala negativna in tudi dosegla lokalni minimum v opazovanem obdobju. Od leta 2005 je sledilo njeno skoraj (linearno) monotono naraščanje do začetka gospodarske krize v letu 2009, nato pa do konca opazovanega obdobja ob padajočem trendu doseže vrednost 0,25.

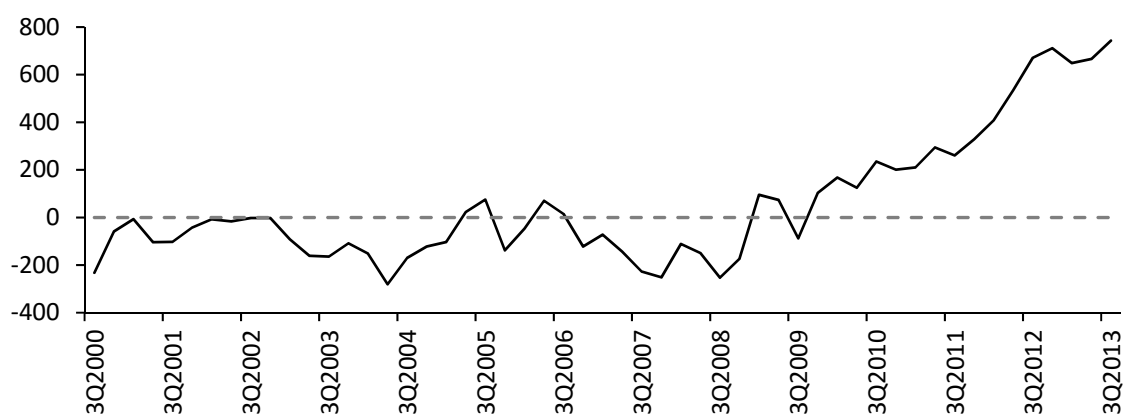
Slika 31: Razlika med dohodkovno elastičnostjo izvoza in uvoza Slovenije



Opomba: Obdobje: 3Q2000–3Q2013.

Slika 32 prikazuje dinamiko neto izvoza Slovenije v celotnem opazovanem obdobju.

Slika 32: Neto izvoz Slovenije (v mio EUR)



Opomba: Obdobje: 3Q2000–3Q2013.

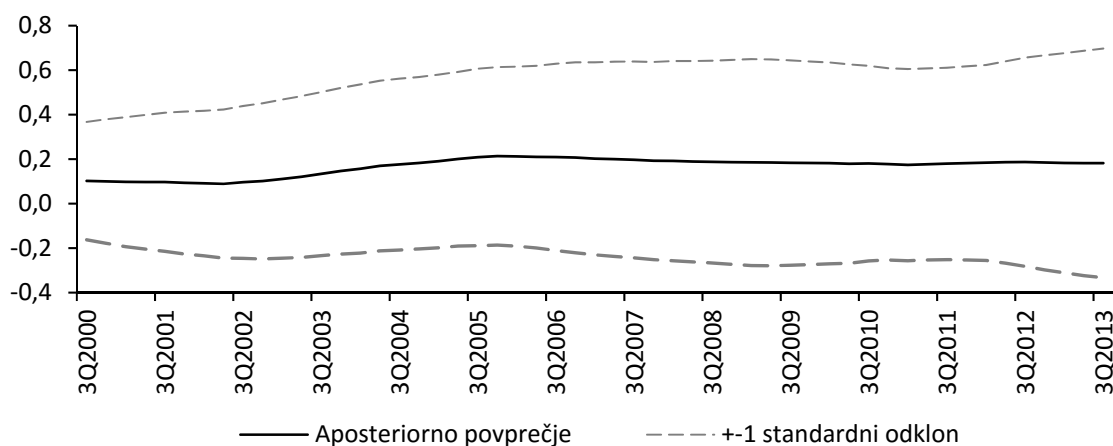
Vir: Statistični urad Republike Slovenije, Podatkovni portal, 2014.

S primerjavo Slik 31 in 32 vidimo, da dinamika razlike med dohodkovno elastičnostjo izvoza in uvoza ter dinamika neto izvoza Slovenije do neke mere sovpadata. Tudi korelacija med njima je pozitivna in srednje močna (0,45), kar ni v nasprotju s pričakovanji v kontekstu Houthakker-Magee efekta. Med leti 2000 in 2008 je Slovenija večinoma beležila presežek uvoza nad izvozom - torej negativen neto izvoz. Rast uvoza je v tem obdobju v povprečju znašala 1,7 % (BDP + 4,2 %), medtem ko je rast uvoza EU 28 znašala 1 %. Iz tega lahko sklepamo, da je sicer večino časa višjo dohodkovno elastičnost izvoza presegala višja rast domačega povpraševanja (BDP), kar se je odražalo v negativnem trgovinskem saldu.

5.2.3.3 Simultana cenovna elastičnost v uvozni enačbi

Cenovna elastičnost slovenskega uvoza odraža takojšen odziv uvoza na spremembo relativnih uvoznih cen, kar podobno kot v primeru izvozne enačbe v teoretičnem smislu odraža obnašanje potrošnikov, ki določajo svoje nakupne navade tudi s primerjavo cen. Pri relativnih uvoznih cenah v imenovalcu uporabimo deflator ICŽP. Slika 33 prikazuje dinamiko cenovne elastičnosti slovenskega uvoza v celotnem opazovanem obdobju. Kot lahko vidimo se aposteriorno povprečje koeficienta elastičnosti giblje v pozitivnem območju skozi celotno obdobje, medtem ko območje enega standardnega odklona pokriva tudi negativne vrednosti.

Slika 33: Simultana cenovna elastičnost slovenskega uvoza s TVP-VAR-om



Opomba: Obdobje: 3Q2000–3Q2013. Konstante $k_Q = 0,05$, $k_S = 0,3$ in $k_W = 1$.

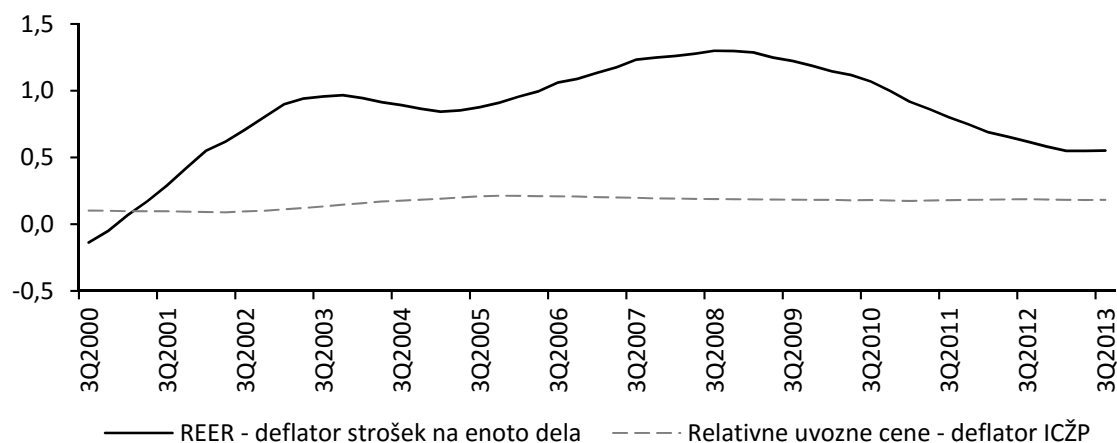
Raven cenovne elastičnosti slovenskega uvoza je relativno nizka (aposteriorno povprečje je skozi obdobje manjše od 0,2), precej nizka je tudi raven njegove variacije. Pozitiven predznak cenovne elastičnosti uvoza, ki je bil za nekatere države že ocenjen v literaturi (Benaček, et al., 2005 in Aydin, et al., 2004), ne odraža v popolnosti ene izmed teorij pri analizi zunanje trgovine. Ta pravi, da domači potrošniki najprej izberejo strukturo potrošnje, ki maksimira njihovo korist, nato pa s primerjavo cen izbirajo med domačimi in uvoženimi proizvodi, da ob dani koristnosti minimizirajo stroške. Takšen odziv potrošnikov je, kot bomo videli pri analizi impulzno odzivnih funkcij, časovno zamaknjen. Pri tem verjetno igra

pomembno vlogo tudi povezanost uvoza z izvozom, saj na del uvoza, ki se nazaj izvozi, domače povpraševanje načeloma nima neposrednega vpliva. Ker v magistrskem delu kot spremenljivko domačega povpraševanja izberemo BDP Slovenije, lahko govorimo tudi o tem, da na raven uvoza v primeru cenovne elastičnosti vpliva tako obnašanje domačih kot tudi tujih subjektov.

Apriorna vrednost koeficienta cenovne elastičnosti znaša 0. Njena vrednost je na začetku obdobja enaka 0,1, na koncu obdobja pa 0,18. Kot lahko vidimo iz Slike 33 se je raven koeficienta elastičnosti bolj spreminjala do leta 2006, nato pa se do konca opazovanega obdobja stabilizira okoli končne vrednosti. V Prilogi 16 so prikazane še porazdelitve ocen cenovnih elastičnosti uvoza za vsa četrtletja opazovanega obdobja.

Za primerjavo naredimo še analizo uvozne enačbe z upoštevanjem relativnih uvoznih cen, kjer v imenovalcu namesto ICŽP uporabimo REER z deflatorjem strošek na enoto dela. Rezultat obeh uporabljenih deflatorjev (ICŽP in REER) je prikazan na Sliki 34.

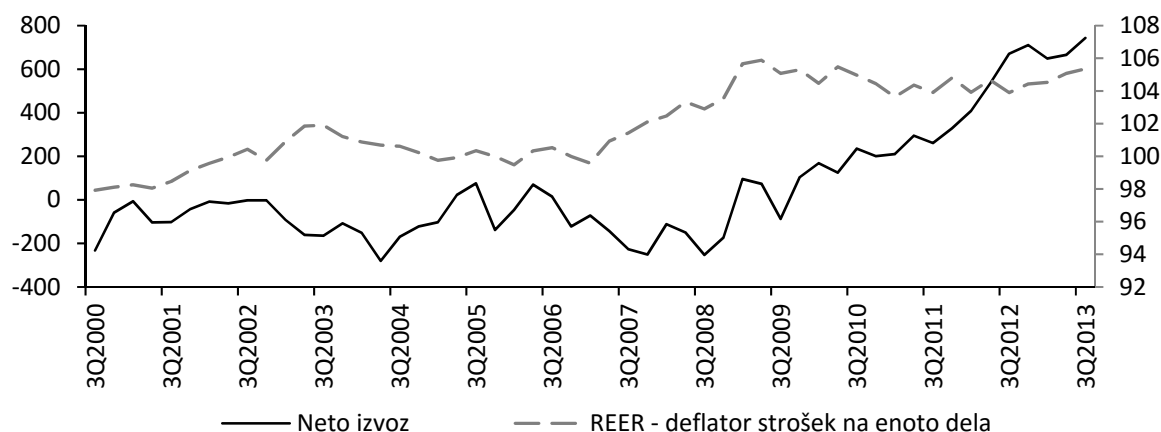
Slika 34: Simultana cenovna elastičnost slovenskega uvoza s TVP-VAR-om



Opomba: Obdobje: 3Q2000–3Q2013. Konstante $k_Q = 0,05$, $k_S = 0,3$ in $k_W = 1$.

Iz Slike 34 je razvidno, da dinamika cenovne elastičnosti uvoza pri uporabi REER ostaja v pozitivnem območju, kar je skladno s ugotovitvami v literaturi (Strojan, 1999), da apreciacija REER povzroči rast uvoza. Oblika krivulje pa je bistveno drugačna kot v primeru uporabe relativnih uvoznih cen - deflator ICŽP (črtkana črta). Dobljena krivulja z REER večino časa poteka na bistveno višjih ravneh, torej se uvoz bolj odziva na spremembe REER kot relativnih uvoznih cen. Halpern in Wyploz (1997) sta ugotovila, da vsaka apreciacija, predvsem v tranzicijskih državah, še ne povzroča težav poslabšanja konkurenčnosti gospodarstva in plačilnobilančnega primanjkljaja. Slednje lahko povežemo tudi z dobljeno (pozitivno) cenovno elastičnostjo izvoza (glej Sliko 22). Avtorja ugotavljata, da apreciacija REER v tranzicijskih državah ne odraža nujno napačne ekonomske politike, temveč predvsem spremembe v gospodarskih osnovah (na primer rast produktivnosti).

Slika 35: Neto izvoz Slovenije (v mio EUR) in realni efektivni devizni tečaj



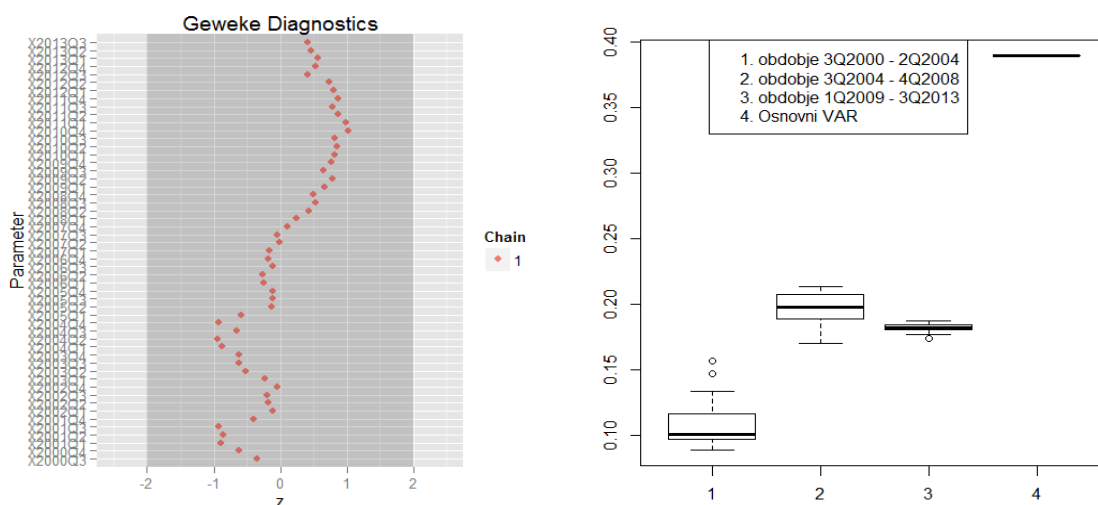
Opomba: Obdobje: 3Q2000–3Q2013.

Vir: Statistični Urad republike Slovenije, Podatkovni portal, 2014; Eurostat, Statistical Database, 2014.

Pri teoretični predpostavki, da apreciacija REER vpliva pozitivno na uvozne in negativno na izvozne tokove, se lahko z daljšo apreciacijo REER plačilnobilanca situacija poslabšuje. Na Sliki 35 so prikazani podatki o slovenski zunanji trgovini za obdobje od 3Q2000 do 3Q2013, ki kažejo, da apreciacija REER v splošnem ni povzročala poglobljanja plačilnobilančnega neravnovesja. Korelacija med omenjenima spremenljivkama je za celotno opazovano obdobje pozitivna in srednje močna (0,54), kar pa je skladno z ugotovitvami v Halpern in Wyplosz (1997).

Na podlagi Gewekeove statistike na Sliki 36 (levi graf) lahko ugotovimo, da za nobeno četrletje ne moremo zavrniti ničelne domneve, da je veriga stacionarna, saj Gewekeova statistika za vsa četrletja ostaja znotraj intervala $[-2,2]$.

Slika 36: Gewekeova statistika cenovne elastičnosti slovenskega uvoza in kvantilni grafikon po izbranih obdobjih



Iz kvantilnega grafikona (desni graf na Sliki 36) vidimo, da se mediana cenovne elastičnosti

uvoza do nastopa gospodarske krize v letu 2009 zvišuje, po njej pa se stabilizira okoli končne vrednosti. Na Sliki 36 prikažemo tudi rezultat za osnovni VAR, ki znaša 0,39.

Aposteriornno povprečje cenovne elastičnosti slovenskega uvoza se je v obdobju od 3Q2000 do 2Q2004 z 0,10 zvišalo na 0,17 (glej Sliko 33). Njena vrednost nekje do konca leta 2005 še narašča, nato pa do konca opazovanega obdobja ostaja skoraj na enaki ravni in na koncu znaša 0,18. Z vidika učinka posameznih časovnih mejnikov lahko iz desnega grafa na Sliki 36 vidimo, da je na raven cenovne elastičnosti slovenskega uvoza najbolj vplival vstop Slovenije v EU, medtem ko nastop gospodarske krize njene vrednosti ni bistveno spremenil. V nasprotju Tukeyev test pokaže, da so vse medsebojne razlike med skupinami značilne (glej Prilogo 17). Torej lahko vsaj za vstop Slovenije v EU potrdimo našo domnevo, da se je s tem mejnikom elastičnost slovenskega uvoza zvišala. Vendar pa z uporabo REER iz Slike 34 vidimo, da ni zaznati učinka vstopa v EU, opazen pa je močan učinek gospodarske krize, ko se je po njenem začetku cenovna elastičnost slovenskega uvoza pričela opazno zniževati. Torej lahko v primeru uporabe REER potrdimo domnevo le za obdobje po začetku gospodarske krize. V Prilogi 18 je prikazana še ocena cenovne elastičnosti slovenskega uvoza z uporabo vrednosti hiperparametrov $k_Q = 0,01$, $k_S = 0,1$ in $k_W = 1$.

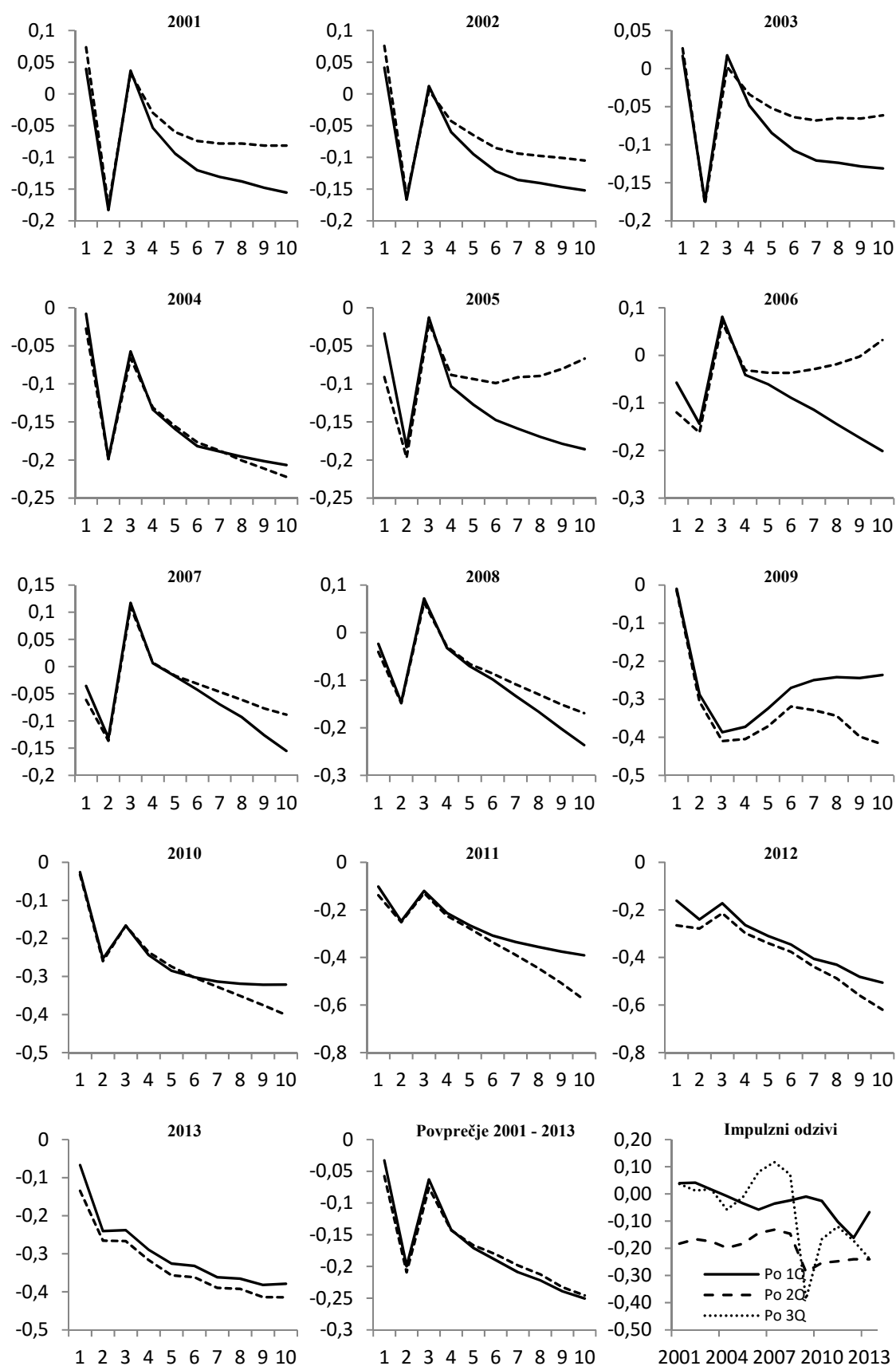
5.2.3.4 Analiza impulzno odzivnih funkcij: relativne uvozne cene - uvoz Slovenije

V tem podrazdelku v sklopu uvozne enačbe pokažemo odzivne funkcije uvoza na impulze oziroma šoke relativnih uvoznih cen. Spomnimo, da spremenljivko relativne uvozne cene konstruiramo kot razmerje med indeksom uvoznih cen in ICŽP.

Slika 37 prikazuje rezultate impulzno odzivnih funkcij uvoza na šoke relativnih uvoznih cen. Na vseh grafih lahko opazimo, da je začetni odziv uvoza na spremembo relativnih cen precej nizek, pričakovano pa se impulzno odzivne funkcije gibljejo v območju negativnega odziva. Vzorec impulzno odzivnih funkcij je podoben za vsa leta opazovanega obdobja, in sicer začetnemu padcu sledi njegova poglobitev v drugem četrtletju po šoku, nato pa kompenzacija, vendar se negativen vpliv nadaljuje. Spomnimo, da je cenovna elastičnost slovenskega uvoza pozitivna, impulzno odzivne funkcije pa kažejo odziv uvoza na šok relativnih uvoznih cen z upoštevanjem koeficientov pri časovno odloženih spremenljivkah. S tega vidika je teoretična predpostavka o negativnem odzivu uvoza na rast relativnih uvoznih cen potrjena. Porazdelitev impulzno odzivnih funkcij uvoza na šok relativnih cen je prikazana v Prilogi 19.

Predznak impulzno odzivnih funkcij je pričakovano negativen, saj rast relativni uvoznih cen pomeni hitrejšo rast uvoznih cen kot cen v ICŽP. To pa pomeni, da so uvoženi proizvodi z vidika potrošnikov manj konkurenčni kot domači proizvodi. Izpostavimo še dejstvo, da so v ICŽP zajete tudi cene proizvodov, ki so bili uvoženi, tako da do neke mere prihaja do prekrivanja. Posledično se s spremembo uvoznih cen relativne uvozne cene spreminjajo manj kot v primeru, če bi v imenovalcu zajeli le cene doma proizvedenih proizvodov.

Slika 37: Impulzni odzivi slovenskega uvoza na spremembe relativnih uvoznih cen



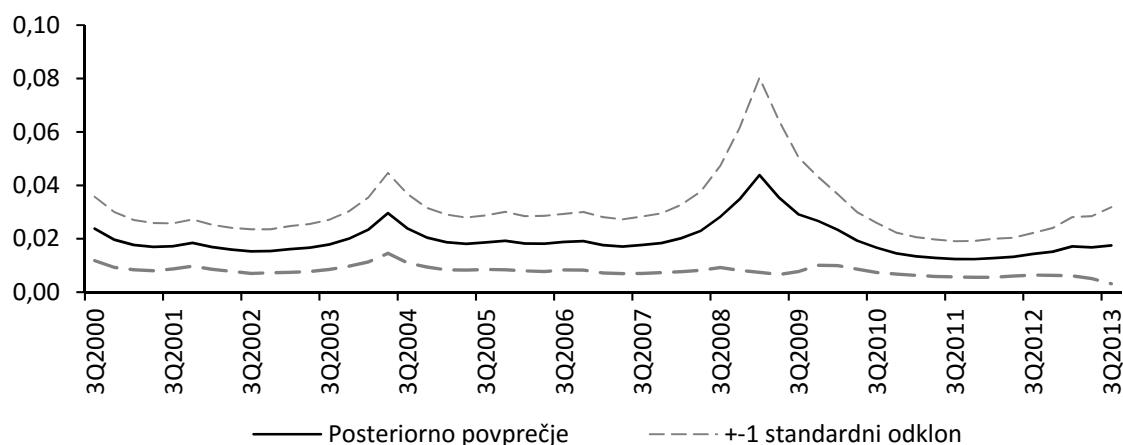
Legenda: Neprekinjena črta - mediana, črtkana črta - povprečje.

Kot pri analizi impulzno odzivnih funkcij izvoza tudi v primeru uvoza zaradi prostorskih razlogov prikažemo na Sliki 37 za vsako leto v opazovanem obdobju le zadnje četrtnje. Skupna lastnost impulzno odzivnih funkcij uvoza v letih od 2001 do 2003 je, da se po začetnem nizkem negativnem odzivu slovenskega uvoza njegova negativna dinamika v drugem četrtnju poglobi, nato pa se odzivna funkcija obrne in vrne na raven začetnega odziva. Magnitude odzivov kot tudi oblike impulzno odzivnih funkcij so v teh letih podobne.

Tudi v drugem obdobju v letih od 2004 do 2008 so začetni odzivi in oblike impulzno odzivnih funkcij podobne kot v letih od 2001 do 2003. V tretjem analiziranem obdobju v letih od 2009 do 2013 izstopa leto 2009 tako po obliki kot tudi po začetnem odzivu. Začetni negativen odziv slovenskega uvoza na šok relativnih uvoznih cen se približa vrednosti 0, vendar pa je v naslednjih četrtnjih negativen odziv uvoza večji. Oblike impulzno odzivnih funkcij po letu 2009 so podobne tistim pred njim, pri čemer se začnejo negativni začetni odzivi poglobljati. Negativna asimetrija porazdelitev sprememb impulznih odzivov (glej Prilogo 20), ki se vse do leta 2006 povečuje, se odraža v vse nižjem pozitivnem oziroma višjem negativnem odzivu slovenskega uvoza na spremembo relativnih uvoznih cen.

Od leta 2006 do leta 2009 se začetni impulzni odzivi približujejo vrednosti 0 in asimetrija porazdelitev sprememb impulznih odzivov postane pozitivna, kar je skladno z ugotovitvami Ball in Mankiw (1995). V tem obdobju smo bili priča tako visoki gospodarski rasti kot prevzemu evra s strani Slovenije, tako da so negativni učinki rasti relativnih uvoznih cen v tem obdobju imeli, vsaj v začetni fazi, manjšo vlogo. Po letu 2009 se z nastopom gospodarske krize pričnejo negativni začetni odzivi slovenskega uvoza na rast relativnih uvoznih cen poglobljati, asimetrija sprememb impulznih odzivov pa postane ponovno negativna. Po začetku gospodarske krize torej negativni učinki rasti relativnih uvoznih cen ponovno pridobijo na moči. Predzadnji graf na Sliki 37 prikazuje še povprečje in mediano impulzno odzivnih funkcij za celotno opazovano obdobje, zadnji graf pa še povprečje impulznih odzivov po enem, dveh in treh četrtnjih po šoku.

Slika 38: Stohastična volatilnost relativnih uvoznih cen



Opomba: Obdobje: 3Q2000–3Q2013. Konstante $k_Q = 0,05$, $k_S = 0,3$ in $k_W = 1$.

Na Sliki 38 prikazujemo stohastično volatilitnost relativnih uvoznih cen in opazimo lahko vidno rast ob vstopu v EU in na začetku gospodarske krize.

Primerjava rezultatov impulznih odzivov slovenskega uvoza na šoke relativnih uvoznih cen TVP-VAR-a z rezultati VAR-a (glej Sliko 10) pokaže podobno obliko impulzno odzivnih funkcij. Bistvena razlika je v tem, da TVP-VAR v povprečju daljše obdobje kaže na naraščanje negativnih učinkov (glej predzadnji graf na Sliki 37).

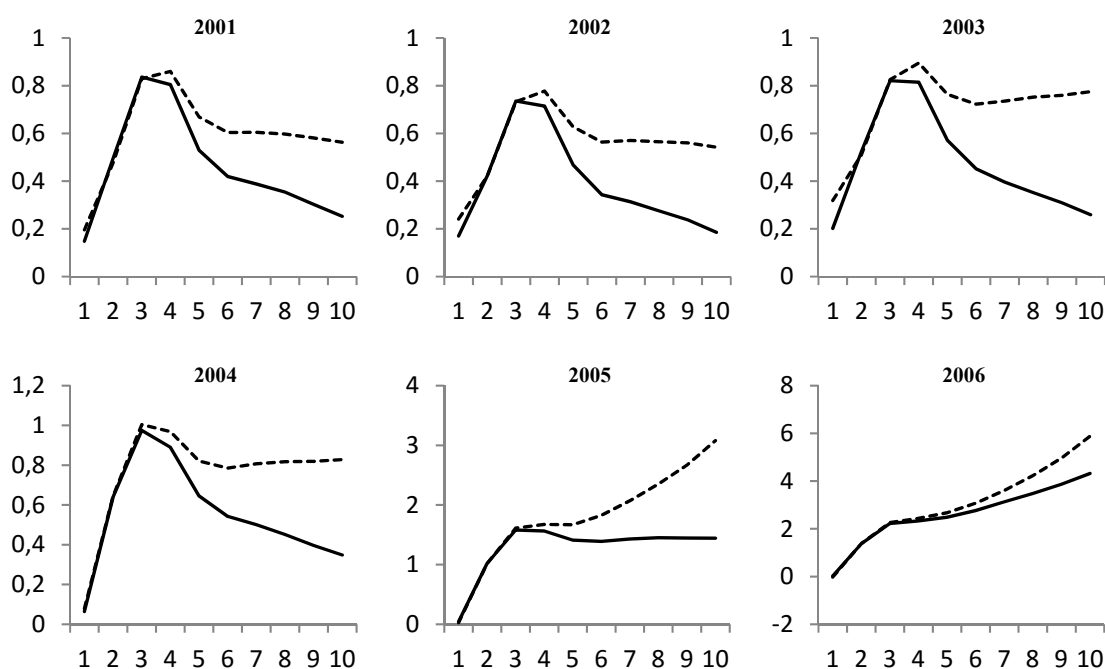
5.2.3.5 Analiza impulzno odzivnih funkcij: BDP Slovenije - uvoz Slovenije

V tem podrazdelku predstavimo še analizo impulzno odzivnih funkcij slovenskega uvoza na šoke BDP. Impulzno odzivne funkcije VAR-a, ki so prikazane na Sliki 10, kažejo na pozitiven odziv, ki je do četrtega četrletja po šoku tudi statistično značilen pri stopnji značilnosti 0,05.

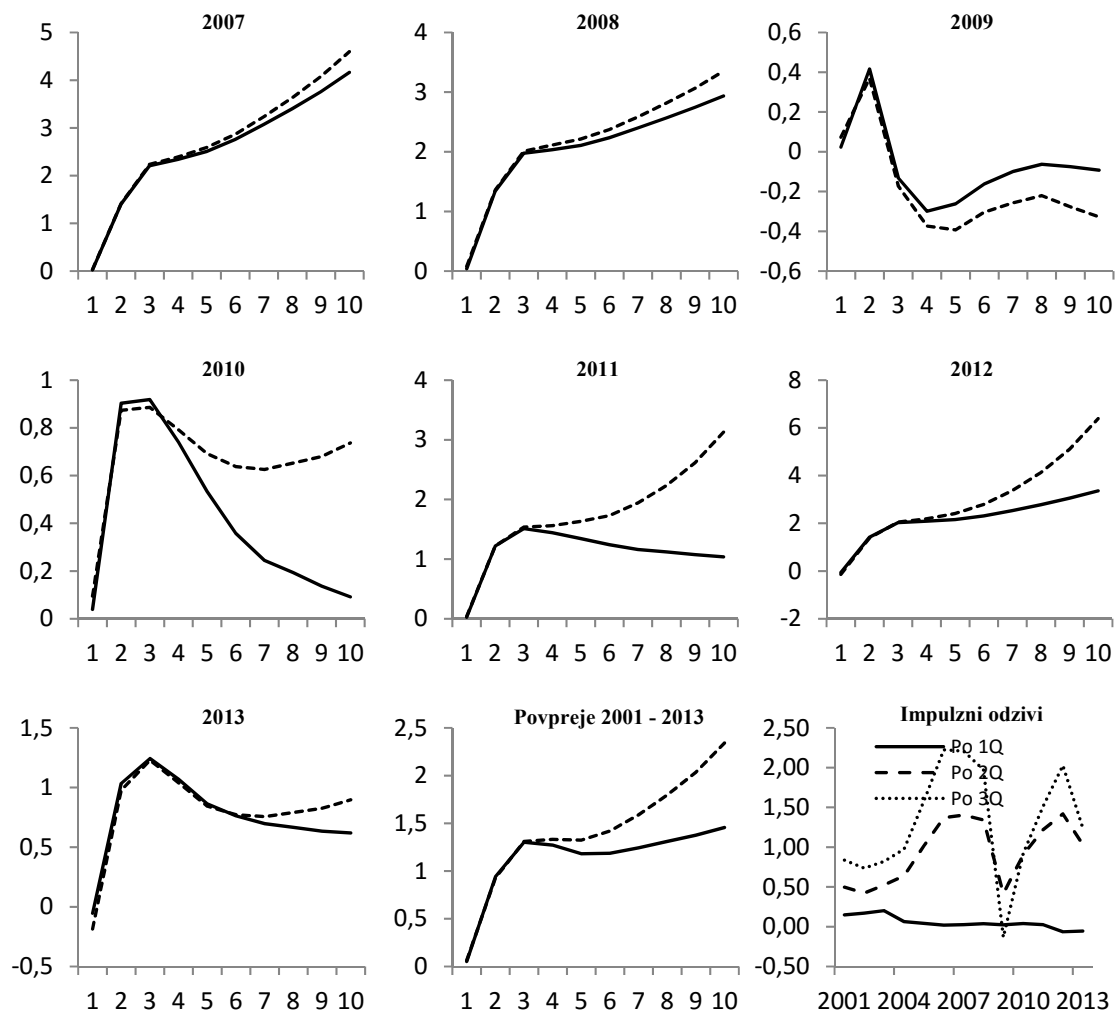
Slika 39 prikazuje rezultate TVP-VAR-a in pričakovano so povprečne vrednosti impulzno odzivnih funkcij v pozitivnem območju. Le v letih 2006, 2012 in 2013 smo na začetku priča rahlemu negativnemu odzivu. V Prilogi 21 so prikazane še porazdelitve impulzno odzivnih funkcij slovenskega uvoza na šok BDP za prva štiri četrletja po šoku za celotno opazovano obdobje.

Le za obdobje od 2001 do 2004 primerjava rezultatov VAR-a in TVP-VAR-a pokaže podobnost impulznih odzivov, saj v obeh modelih začetni pozitiven učinek prične hitro upadati in se po desetih četrletjih po šoku približuje vrednosti 0.

Slika 39: Impulzni odzivi slovenskega uvoza na spremembe BDP



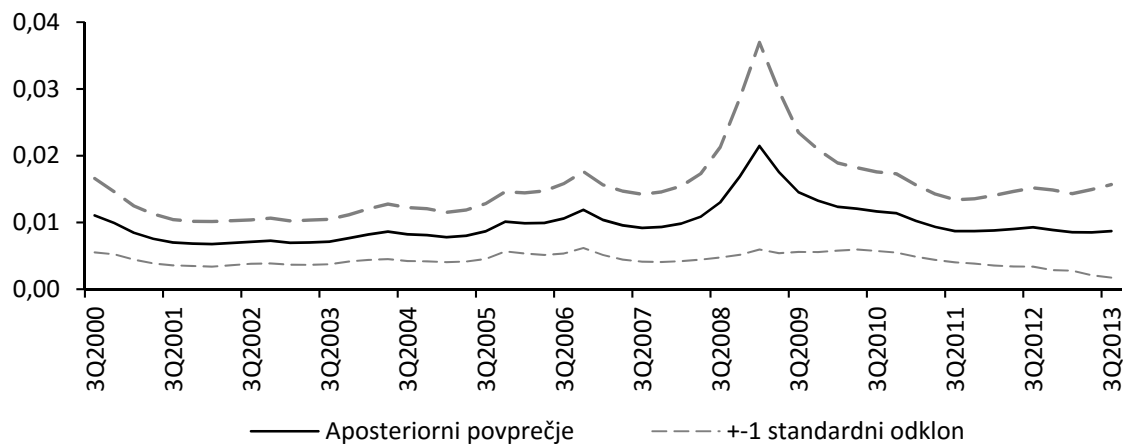
Slika 39: Impulzni odzivi slovenskega uvoza na spremembe BDP (nadaljevanje)



Legenda: Neprekinjena črta - mediana, črtkana črta - povprečje.

Slika 40 prikazuje stohastično volatilitnost BDP Slovenije.

Slika 40: Stohastična volatilitnost BDP Slovenije



Opomba: Obdobje: 3Q2000–3Q2013. Konstante $k_Q = 0,05$, $k_S = 0,3$ in $k_W = 1$.

Kot je iz Slike 39 razvidno, je oblika krivulje impulznega odziva za prvo analizirano obdobje v letih 2001 do 2004 zelo podobna. Razlikovanja po začetnem šoku lahko pripišemo upadanju vrednosti koeficientov pri odloženih vrednostih v TVP-VAR-u, saj je bila volatilitnosti BDP in s tem šoki relativno stabilna (glej Sliko 40).

V drugem obdobju (2004–2009) se v letih 2004 in 2005 začetni odziv slovenskega uvoza po šoku BDP postopoma znižuje, sama oblika krivulje pa ostaja padajoča. V naslednjih letih impulzno odzivna funkcija postane naraščajoča. Skladno z navedenim je tudi asimetrija sprememb impulznih odzivov v tem obdobju povečini naraščajoča oziroma pozitivna (glej Prilogo 22).

V letu 2009 pride do opazne spremembe impulzno odzivne funkcije, ki se povrne v konvencionalno (padajočo) obliko in je od tretjega četrtertletja po šoku v negativnem območju. Po relativno strmem padcu v tretjem četrtertletju po šoku se impulzno odzivna funkcija stabilizira in ostane blizu vrednosti 0. Podoben, vendar manj izrazit vzorec (v pozitivnem območju), opazimo tudi po letu 2009, in sicer v letih 2010 in 2013.

SKLEP

VAR modeli s konstantnimi parametri ne omogočajo zaznave strukturnih mejnikov, ki se odražajo v spremembah odnosov med spremenljivkami in posledično v spremembah parametrov. V magistrskem delu smo s primerjavo rezultatov klasičnega VAR modela in VAR modela s časovno spremenljivimi parametri (TVP-VAR) na podatkih o slovenski zunanji trgovini pokazali, da je v literaturi VAR modeliranja sicer pogosto uporabljena predpostavka o konstantnih parametrih neprimerna. To pomeni, da je modeliranje pojavov ob predpostavki konstantnih parametrov podvrženo napačnim vzročno-posledičnim sklepom, kar še posebej velja ob mejnikih, ki pomembno vplivajo na odnose med spremenljivkami. Naši rezultati pokažejo, da tako koeficienti simultanih relacij v izvozni oziroma uvozni enačbi kot tudi impulzno odzivne funkcije v času niso konstantne. S podatki za obdobje med leti 1995 in 2013 smo si izbrali tri pomembnejše mejnike, za katere smo domnevali, da so vplivali na obnašanje simultanih elastičnosti v izvozni in uvozni enačbi. Modeliranje časovno spremenljivih parametrov v okviru TVP-VAR modela nam je omogočilo preverjanje teh domnev brez delitve časovne vrste podatkov pred samim ocenjevanjem parametrov. Uporabljena metodologija omogoča relativno hitro ocenjevanje večjega števila parametrov, z metodo izločanja členov iz verig pa smo tudi učinkovito odpravili avtokorelacije v verigah, s čimer smo dosegli stacionarnost verig ob sprejemljivem številu vzorčenj.

V sklopu izvozne enačbe so rezultati TVP-VAR modela pokazali, da je vstop Slovenije v EU in prevzem evra znižal raven simultane dohodkovne elastičnosti izvoza. Ta ugotovitev je v nasprotju s postavljeno hipotezo, kar drži tudi za učinek začetka gospodarske krize, ob čemer se dohodkovna elastičnost v povprečju skoraj ni spremenila. Nadaljnje raziskave so pokazale, da so ti rezultati občutljivi na izbiro spremenljivk v izvozni enačbi, saj z drugačno

specifikacijo modela rezultati pokažejo na vidnejšo rast simultane dohodkovne elastičnosti v izvozni enačbi od nastopa gospodarske krize. Za simultano cenovno elastičnost izvoza so bili rezultati skladni s postavljeno hipotezo, saj se je v obdobju, ko je Slovenija vstopila v EU in prevzela evro njena raven zvišala, od nastopa gospodarske krize pa se je znižala.

Na postavljene domneve smo navezali tudi obnašanje impulzno odzivnih funkcij. Izkaže se, da so omenjeni časovni mejniki nanje vplivali skladno s postavljenimi hipotezami, kar pomeni, da so se učinki na dinamiki slovenskega izvoza odražali z nekoliko večjim časovnim zamikom kot v primeru simultanih elastičnosti. V uvozni enačbi so rezultati skladni s postavljeno hipotezo le za obdobje po začetku gospodarske krize, medtem ko so rezultati za simultano cenovno elastičnost uvoza v celoti skladni s postavljeno hipotezo. Tudi v tem primeru smo na postavljene domneve navezali obnašanje impulzno odzivnih funkcij, kjer se je tako kot v izvozni enačbi pokazalo, da je njihovo spreminjanje skladno s postavljenimi hipotezami, kar odraža učinke postavljenih časovnih mejnikov s časovnim zamikom.

S pomočjo Houthakker-Magee efekta smo pokazali, da je razlika med dohodkovno elastičnostjo izvoza in uvoza za Slovenijo bila v opazovanem obdobju večino časa pozitivna, ni pa bila strukturne narave, saj je v času opazno variirala. Pozitivna razlika je pomembna, saj je bila Sloveniji tako omogočena višja gospodarska rast ob rasti tujega povpraševanja. Pokazali smo tudi, da kljub temu, da je realni efektivni devizni tečaj v opazovanem obdobju trendno naraščal, Slovenija ni imela težav s plačilno bilanco, saj je večino časa beležila presežek. Slednje je skladno z ugotovitvami v literaturi, ki sicer klasično sprejetega negativnega vpliva apreciacije realnega efektivnega deviznega tečaja na izvoza za tranzicijske države ne pogojuje.

LITERATURA IN VIRI

1. Aristovnik, A., & Meze, M. (2009). Vpliv Nastanka Gospodarske in Denarne Unije na Trgovinske Tokove: Primer Slovenije. *Naše gospodarstvo, letnik 55*, številka 1/2, 13–29.
2. Aydin, M. F., Ciplak, U., & Yucel, E.M. (2004). Export Supply and Import Demand Models for the Turkish Economy. Najdeno 16. avgusta 2014 na spletnem naslovu <http://unpan1.un.org/intradoc/groups/public/documents/apcity/unpan018321.pdf>
3. Bahmani-Oskooee, M., & Niroomand, F. (1998). Long-run Price Elasticities and the Marshall-Lerner Condition Revisited. *Economic Letters*, 61(1), 101–109.
4. Baldwin, R. (2006). The Euro's Trade Effects. Najdeno 23. julija 2014 na spletnem naslovu <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp594.pdf>
5. Ball, L., & Mankiw, N. G. (1995). Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(1), 161–193.
6. Benaček, V., Podpiera, J., & Prokop, L. (2005). Determining Factors of Czech Foreign Trade: A Cross Section Time Series Perspective. Najdeno 19. avgusta 2014 na spletnem naslovu http://www.cnb.cz/en/research/research_publications/cnb_wp/download/cnbwp_2005_03.pdf
7. Bernanke, B. S., & Mihov, I. (1998a). The Liquidity Effect and Long Run Neutrality. *Carnegie Rochester Series on Public Policy*, 49, 149–194.
8. Bernanke, B. S., & Mihov, I. (1998b). Measuring Monetary Policy. *Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 869–902.
9. Bijsterbosch, M., & Falagiarda, M. (2014). Credit Supply Dynamics and Economic Activity in Euro Area Countries: A Time-Varying Parameter VAR Analysis. Najdeno 22. aprila 2015 na spletnem naslovu <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1714.pdf?8cee9dfb93a6822a424eb598fe85fd0a>
10. Bjørnland, H. C. (2000, Oktober). VAR Models in Macroeconomic Research. Najdeno 22. julija 2014 na spletnem naslovu https://www.ssb.no/a/histstat/doc/doc_200014.pdf
11. Blanchard, O., & Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *American Economic Review*, 79(4), 655–673.
12. Blanchard, O., & Simon, J. (2001). The Long and Large Decline in U.S. Output Volatility, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 135–164.
13. Bobić, V. (2010). Dohodovna i Cjenovna Elastičnost Hrvatske Robne Razmjene - Analiza Panel-podataka. *Istraživanja*, 1-29, 1–28.
14. Canova, F. (2005). *Methods for Applied Macroeconomic Research*. New Jersey: Princeton University Press.
15. Caporale, G. M., Rault, C., Sova, R., & Sova, A. (2011). Europe Agreements and Trade Balance: Evidence from Four New EU Members. Najdeno 14. junija 2014 na spletnem naslovu <http://ftp.iza.org/dp5683.pdf>
16. Carter, C. K., & Kohn, R. (1994). On Gibbs Sampling for State Space Models.

- Biometrika*, 81(3), 541–553.
17. Casella, G., & George, E. I. (1992). Explaining the Gibbs Sampler. *The American Statistician*, 46(3), 167–174.
 18. Cergol, B. (2014). *Sekvenčne Monte Carlo metode v statistični arbitraži* (doktorska disertacija). Ljubljana: Fakulteta za matematiko in fiziko.
 19. CES Group (2014). Najdeno 22. decembra 2014 na spletnem naslovu <https://www.cesifo-group.de/ifoHome/facts/DICE/Business-and-Financial-Markets/Enterprise-Environment/Performance.html>
 20. Chib, S. (2001). Markov Chain Monte Carlo Methods: Computation and Inference. V J. J. Heckman & E. Learner (ur.), *Handbook of Econometrics* (str. 3569–3649), Amsterdam: North Holland.
 21. Chib, S., & Greenenber, E. (1995). Understanding the Metropolis-Hastings Algorithm. *The American Statistician*, 49(4), 327–335.
 22. Clarida, R., Gali, J., & Gertler, M. (2000). Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory. *Quarterly Journal of Economics*, CXV(1), 147–180.
 23. Cogley, T., & Sargent, T. J. (2001). Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics. *NBER Macroeconomic Annual*, 16, 331–373.
 24. Cogley, T., & Sargent, T. J. (2005). Drift and Volatilities: Monetary Policies and Outcomes in the Post WWII U.S. *Review of Economic Dynamics*, 8(2), 262–302.
 25. Commandeur, J. J. F., Koopman, S. J., & Ooms, M. (2011). Statistical Software for State Space Methods. *Journal of Statistical Software*, 41(1), 1–18.
 26. Del Negro, M., & Primiceri, G. E. (2014). Time Varying Structural Autoregression and Monetary Policy: A Corrigendum. Najdeno 23. septembra 2015 na spletnem naslovu https://www.newyorkfed.org/medialibrary/media/research/staff_reports/sr619.pdf
 27. Dempster, A. P. (1972). Covariance Selection. *Biometrics*, 28(1), 157–175.
 28. Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.
 29. European Systemic Risk Board. (2014). Recommendation of the European Systemic Risk Board of 18 June 2014 on guidance for setting countercyclical buffer rates. Najdeno 2. septembra 2015 na spletnem naslovu https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/recommendations/2014/140630_ESRB_Recommendation.en.pdf?83075f19bd8f21d8a3b8e6afe7bea49b
 30. Eurostat. (2014). *Statistical Database*. Najdeno 22. julija 2014 na spletnem naslovu <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>
 31. Favero, C. A. (2001). *Applied Macroeconometrics*. Oxford: Oxford University Press.
 32. Fuller, W. A. (1996). *Introduction to Time Series* (2nd ed.), New York: John Wiley.
 33. Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton: Princeton University Press.
 34. Halpern, L., & Wyplosz, C. (1997). Equilibrium Exchange Rates in Transition Economies. *IMF Working Paper*, 40, 430–461.
 35. Imbs, J., & Méjean, I. (2010). Trade Elasticities: A Final Report for the European Commission. Najdeno 13. avgusta 2014 na spletnem naslovu

- http://ec.europa.eu/economy_finance/publications/economic_paper/2010/pdf/ecp432_en.pdf
36. *IMF Concludes Article 2001 IV Consultation with the Republic of Slovenia*. Najdeno 14. junija 2015 na spletnem naslovu <https://www.imf.org/external/np/sec/pn/2002/pn0239.htm>
 37. International Monetary Fund. (2012). *Republic of Slovenia: 2012 Article IV Consultation - Staff Report*. Najdeno 16. junija 2015 na spletnem naslovu <http://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2012/cr12319.pdf>
 38. Jalles, J. T. (2009). Structural Time Series Models and the Kalman Filter: a concise review. Najdeno 14. januarja 2015 na spletnem naslovu <http://fesrvsd.fe.unl.pt/WPFEUNL/WP2009/wp541.pdf>
 39. Kim, S., Shephard, N., & Chib, S. (1998). Stochastic volatility: Likelihood Inference and Comparison with ARCH Models. *Review of Economic Studies*, 65(3), 361–393.
 40. Koop, G. (2003). *Bayesian Econometrics*. West Sussex England: John Wiley & Sons.
 41. Koop, G. (2013). Using VARs and TVP-VARs with Many Macroeconomic Variables. *Central European Journal of Economic Modelling and Econometrics*, 4, 143–167.
 42. Koop, G., & Korobilis, D. (2009). Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics. Najdeno 14. maja 2014 na spletnem naslovu http://www.rcfea.org/RePEc/pdf/wp47_09.pdf
 43. Kruschke, K. J. (2010). *Doing Bayesian Data Analysis: A Tutorial with R and BUGS*. Burlington: Elsevier.
 44. Laina, P., Nyholm, J., & Sarlin, P. (2015). Leading Indicators of Systemic Banking Crises: Finland in a Panel of EU Countries. *Review of Financial Economics*, 24, 18–35.
 45. Link, W. A., & Eaton, M. J. (2012). On Thinning of Chains in MCMC. *Methods in Ecology and Evolution*, 3, 112–115.
 46. Lucas, R. Jr. (1976). Econometric Policy Evaluation: A Critique. Najdeno 11. avgusta 2014 na spletnem naslovu <http://faculty.georgetown.edu/mh5/class/econ489/Lucas-Critique.pdf>
 47. Lütkepohl, H. (1993). *Introduction to Multiple Time Series Analysis* (2nd ed.), Berlin: Springer-Verlag.
 48. Marquez, J., & McNeilly, C. (1988). Income and Price Elasticities for Exports of Developing Countries. *The Review of Economics and Statistics*, 70(2), 306–314.
 49. Meinhold, J. R., & Singpurwalla, D. N. (1983). Understanding the Kalman Filter. *The American Statistician*, 37(2), 123–127.
 50. Nakajima, J. (2011). Time-Varying Parameter VAR model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications. *Monetary and Economic Studies*, 29, 107–142.
 51. Pinheiro, J., & Bates, D. (1996). Unconstrained Parametrizations for Variance-Covariance Matrices. *Statistical Computing*, 11, 289–296.
 52. Primiceri, G. E. (2005). Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 821–852.
 53. Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48.

54. Sims, C. A. (2001). Comment on Sargent and Cogley's »Evolving US Postwar Inflation Dynamics«. Najdeno 25. februarja 2015 na spletnem naslovu
<http://sims.princeton.edu/yftp/CogleySgt/TJSCogleyCmntFinal.pdf>
55. Sims, C. A., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1990). Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica*, 58(1), 113–144.
56. Smith, M., & Kohn, R. (2002). Parsimonious Covariance Matrix Estimation for Longitudinal Data, *Journal of the American Statistical Association*, 97, 1141–1153.
57. Statistični urad Republike Slovenije. (2014). *Podatkovni portal*. Najdeno 12. januarja 2014 na spletnem naslovu
<http://pxweb.stat.si/pxweb/Database/Ekonomsko/Ekonomsko.asp>
58. Stock, J. H., & Watson, M. W. (1998). Median Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time Varying Parameter Model. *Journal of the American Statistical Association*, 93(441), 349–358.
59. Stock, J. H., & Watson, M. W. (2002). Has the Business Cycle Changed and Why? *NBER Working Paper No. 9127*.
60. Strojan, A. (1999). Analiza Blagovnih Tokov z Modelom Popravljanja Napak. Najdeno 18. aprila 2015 na spletnem naslovu
<https://www.bsi.si/library/includes/datoteka.asp?Datotekald=1061>
61. Taylor, B. J. (1993). Discretion versus Policy Rules in Practice. Najdeno 18. novembra 2014 na spletnem naslovu <http://web.stanford.edu/~johntayl/Papers/Discretion.PDF>
62. Tomšik, V. (2000). Analysis of Foreign Trade in the Czech Republic. *Eastern European Economics*, 38(6), 43–68.
63. Vagač, L., Palenik, V., Kvetan, V., & Krivanska, K. (2001). Sectoral Analysis of the Slovak Foreign Trade. Najdeno 2. avgusta 2014 na spletnem naslovu
http://www.cphr.sk/english/publications_phare2001b.pdf
64. Verbeek, M. (2005). *A Guide to Modern Econometrics* (2nd ed.). West Sussex: John Wiley & Sons.
65. Wdowinski, P., & Milo, W. (2002). EU Enlargement and Trade Balance Effects in the Polish Economy: Simulations with the Model of Regional Trade. *Enlarging the EU: the trade balance effects*, Palgrave Macmillan, 124–146.
66. West, K. D. (1988). Asymptotic Normality, When Regressors Have a Unit Root. *Econometrica*, 56(6), 1397–1417.
67. Wong, F., Carter, C., & Kohn, R. (2001). Efficient Estimation of Covariance Selection Models. Najdeno 22. maja 2015 na spletnem naslovu
<http://www.amstat.org/sections/SRMS/Proceedings/y2001/Proceed/00201.pdf>
68. Wu, Y. (2005). Growth, Expansion of Markets and Income Elasticities in World Trade. Najdeno 12. januarja 2016 na spletnem naslovu
<https://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2005/wp0511.pdf>

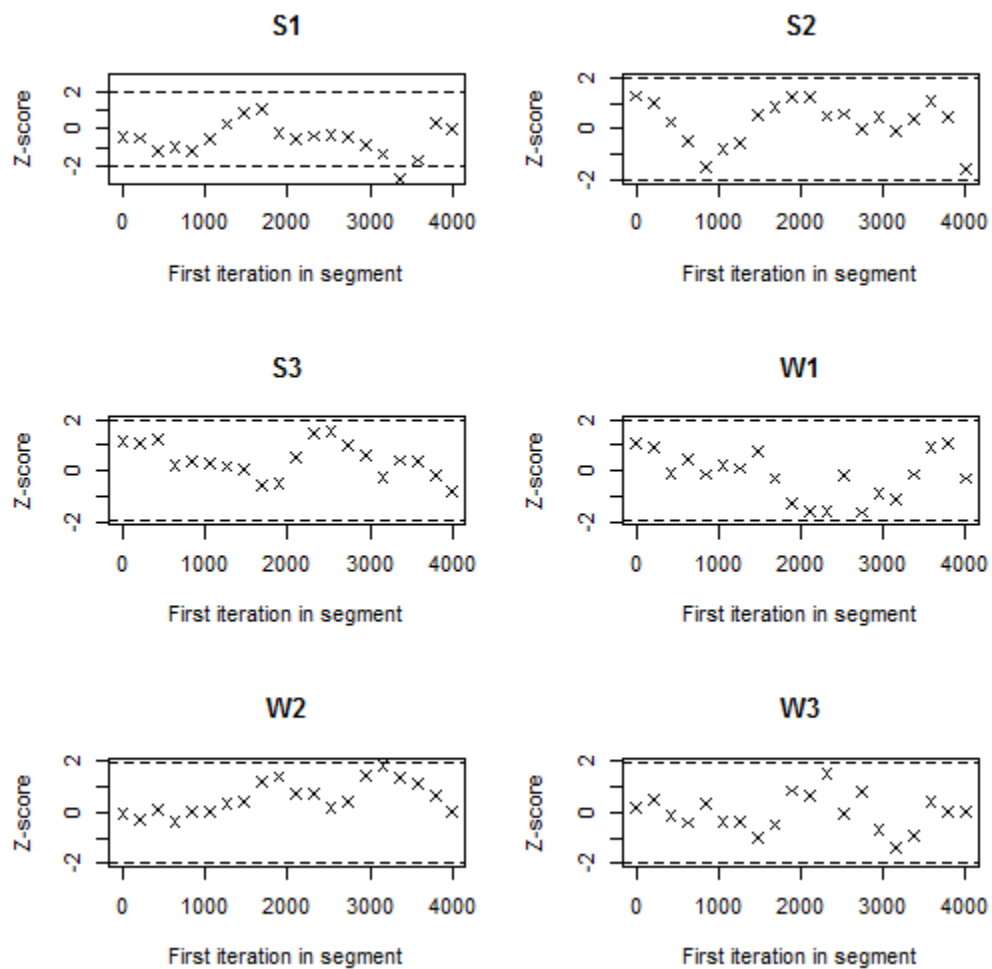
PRILOGE

KAZALO PRILOG

Priloga 1: Konvergenčna diagnostika za izvozno enačbo	1
Priloga 2: Porazdelitev dohodkovnih elastičnosti izvoza.....	2
Priloga 3: Dohodkovna elastičnost izvoza	3
Priloga 4: Dohodkovne elastičnosti izvoza po obdobjih	3
Priloga 5: Cenovna elastičnost izvoza	3
Priloga 6: Porazdelitev cenovnih elastičnosti izvoza	4
Priloga 7: Cenovne elastičnosti izvoza po obdobjih.....	4
Priloga 8: Porazdelitve impulzno odzivnih funkcij izvoz-uvoz EU	5
Priloga 9: Asimetrija impulzno odzivnih funkcij izvoz-uvoz EU	6
Priloga 10: Porazdelitve impulzno odzivnih funkcij izvoz-relativne cene.....	7
Priloga 11: Asimetrija impulzno odzivnih funkcij izvoz-relativne cene.....	8
Priloga 12: Konvergenčna diagnostika za uvozno enačbo	9
Priloga 13: Dohodkovne elastičnosti uvoza po obdobjih	9
Priloga 14: Porazdelitev dohodkovnih elastičnosti uvoza.....	10
Priloga 15: Dohodkovna elastičnost uvoza	11
Priloga 16: Porazdelitev cenovne elastičnosti uvoza.....	12
Priloga 17: Cenovne elastičnosti uvoza po obdobjih	12
Priloga 18: Cenovna elastičnost uvoza.....	13
Priloga 19: Porazdelitve impulzno odzivnih funkcij uvoz-relativne cene.....	14
Priloga 20: Asimetrija impulzno odzivnih funkcij uvoz-relativne cene.....	15
Priloga 21: Porazdelitve impulzno odzivnih funkcij uvoz-BDP	16
Priloga 22: Asimetrija impulzno odzivnih funkcij uvoz-BDP	17

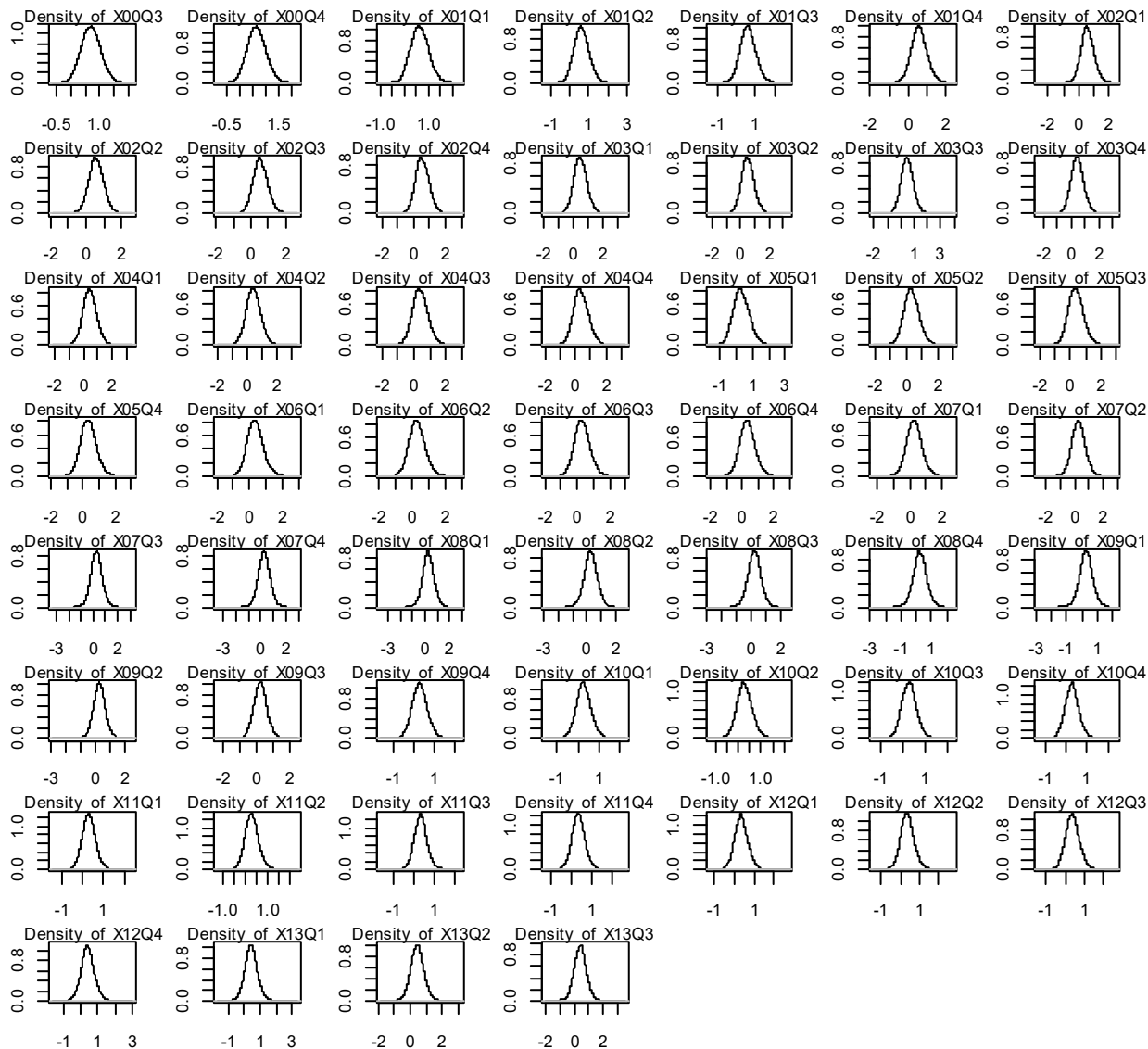
Priloga 1: Konvergenčna diagnostika za izvozno enačbo

Slika 1: Konvergenčne diagnostike za hiperparametre v izvozni enačbi - Geweke grafikon
(parametri 0,1 in 0,5, p -vrednost = 0,05)



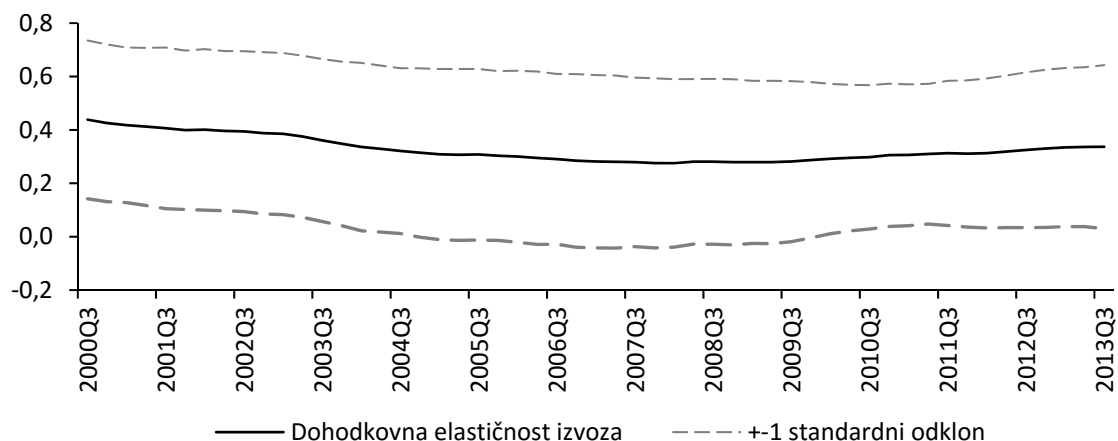
Priloga 2: Porazdelitev dohodkovnih elastičnosti izvoza

*Slika 2: Porazdelitve vzorčnih ocen dohodkovne elastičnosti izvoza na vsaki časovni točki
(3Q2000–3Q2013, $n = 8.000$)*



Priloga 3: Dohodkovna elastičnost izvoza

Slika 3: Dohodkovna elastičnost izvoza z uporabo parametrov $k_Q = 0,01$, $k_S = 0,1$, $k_W = 1$.



Priloga 4: Dohodkovne elastičnosti izvoza po obdobjih

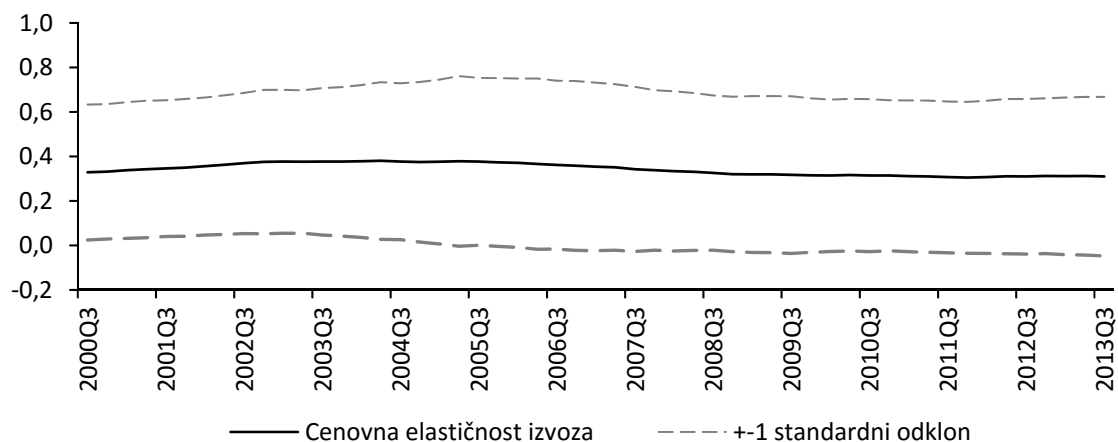
Tabela 1: Rezultati Tukey testa za simultano dohodkovno elastičnost izvoza

Razlike med skupinami*	Povprečna razlika	Najmanjša razlika	Največja razlika	p-vrednost
2-1	-0.257	-0.309	-0.205	0.000
3-1	-0.246	-0.298	-0.194	0.000
3-2	0.012	-0.037	0.061	0.835

*Legenda: 1- 3Q2000–2Q2004, 2- 3Q2004–4Q2008, 3- 1Q2009–3Q2013.

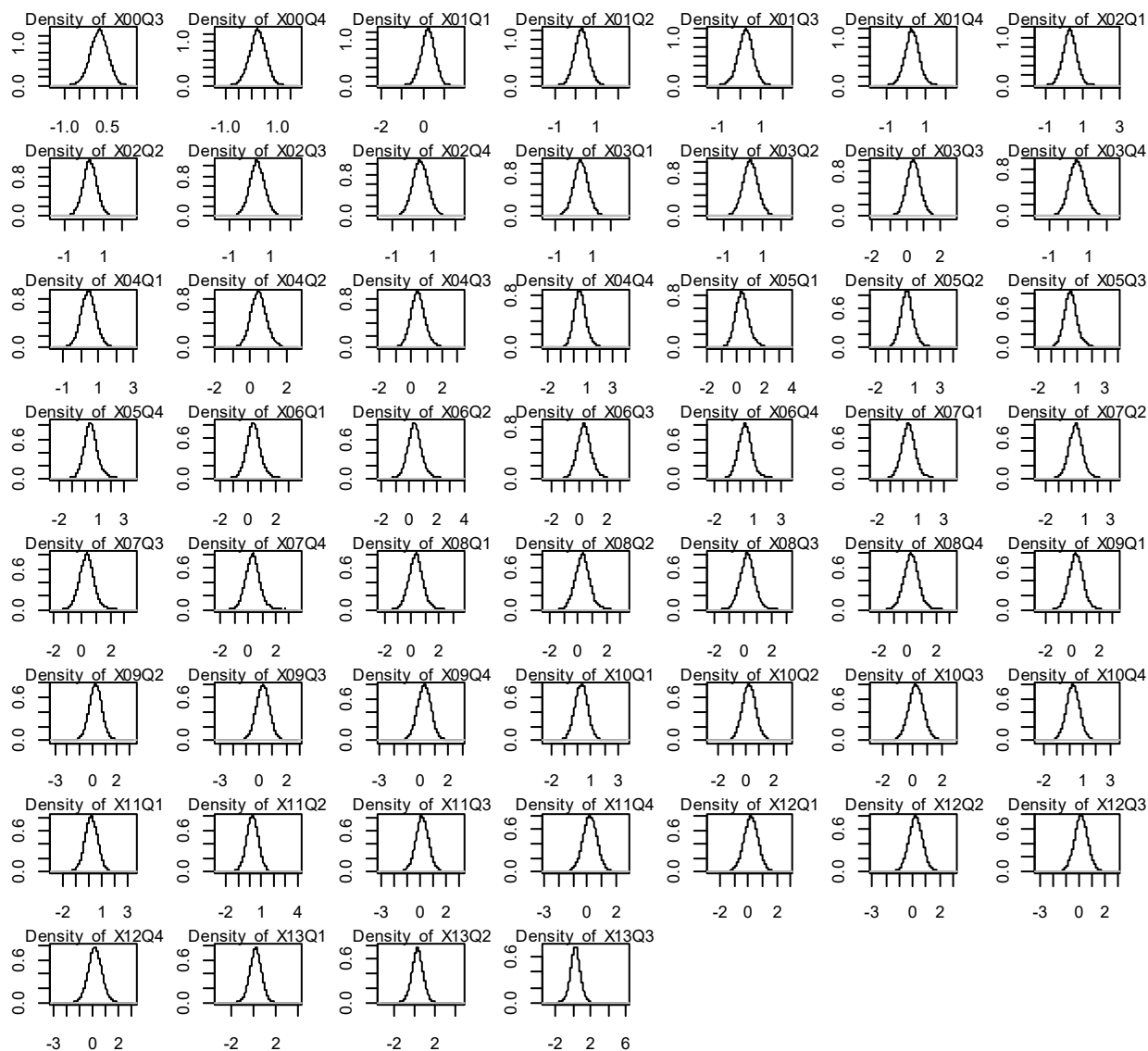
Priloga 5: Cenovna elastičnost izvoza

Slika 4: Simultana cenovna elastičnost izvoza ob uporabi parametrov $k_Q = 0,01$, $k_S = 0,1$ in za $k_W = 1$.



Priloga 6: Porazdelitev cenovnih elastičnosti izvoza

Slika 5: Porazdelitve vzorčnih ocen cenovne elastičnosti izvoza na vsaki časovni točki
(3Q2000–3Q2013, $n = 8.000$)



Priloga 7: Cenovne elastičnosti izvoza po obdobjih

Tabela 2: Rezultati Tukey testa za simultano cenovno elastičnost izvoza

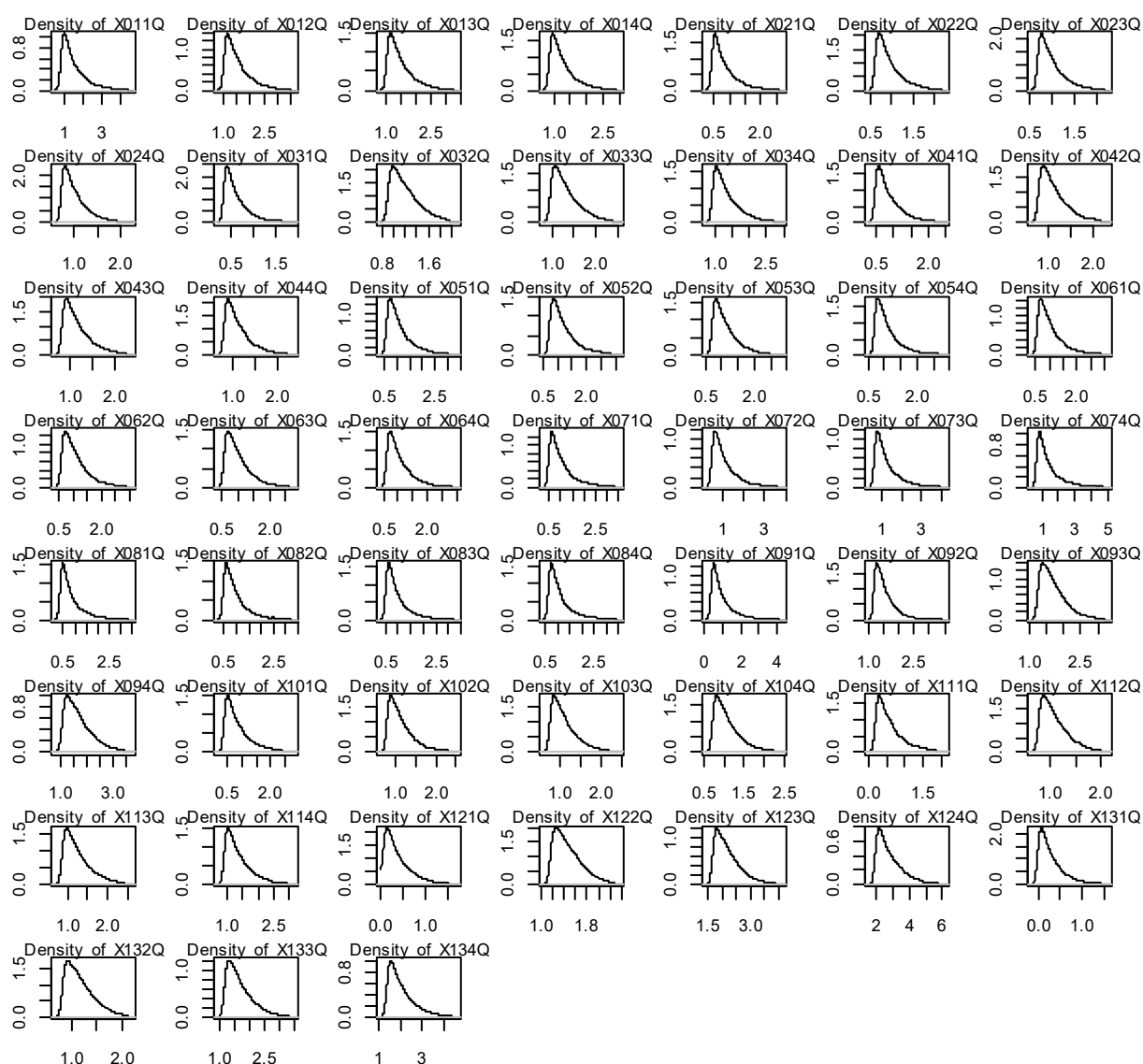
Razlike med skupinami*	Povprečna razlika	Najmanjša razlika	Največja razlika	p-vrednost
2-1	0.050	0.004	0.096	0.030
3-1	-0.098	-0.144	-0.052	0.000
3-2	-0.148	-0.191	-0.105	0.000

*Legenda: 1- 3Q2000–2Q2004, 2- 3Q2004–4Q2008, 3- 1Q2009–3Q2013.

Priloga 8: Porazdelitve impulzno odzivnih funkcij izvoz-uvoz EU

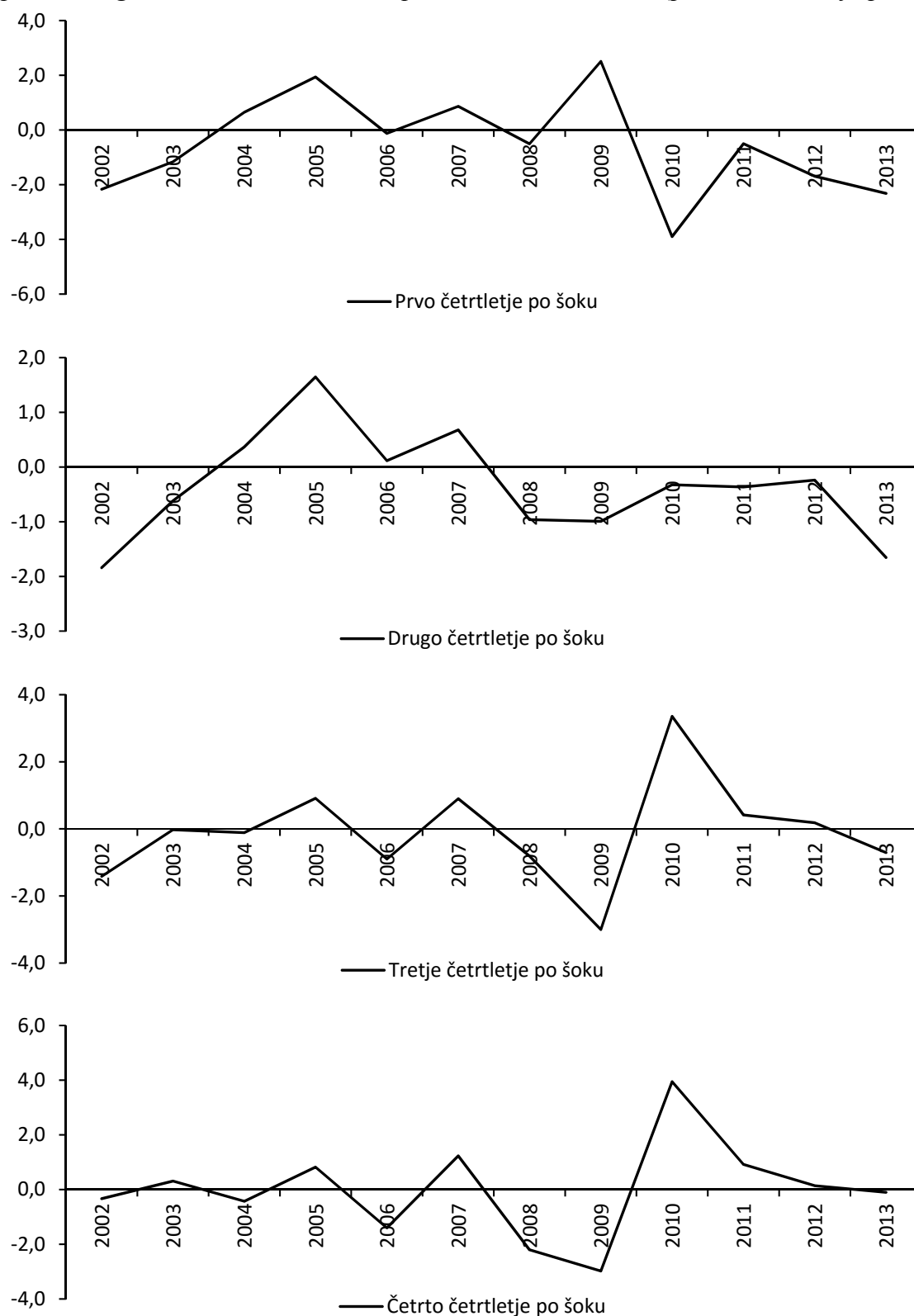
Slika 6: Porazdelitve vzorčnih ocen impulzno odzivnih funkcij izvoza na šok uvoza EU 28 za prva štiri četrtletja po šoku (3Q2001–3Q2013, $n = 8.000$)

Prva graf na sliki je porazdelitev impulznega odziva v letu 2001 v prvem četrtletju po šoku, četrta slika pa za četrto četrtletje po šoku. Peti graf prikazuje porazdelitev za prvo četrtletje po šoku v za leto 2002, po enaki analogiji pa si sledijo preostali grafi. Zadnji graf prikazuje porazdelitev ocen impulznega odziva v letu 2013 četrto četrtletje po šoku.



Priloga 9: Asimetrija impulzno odzivnih funkcij izvoz-uvoz EU

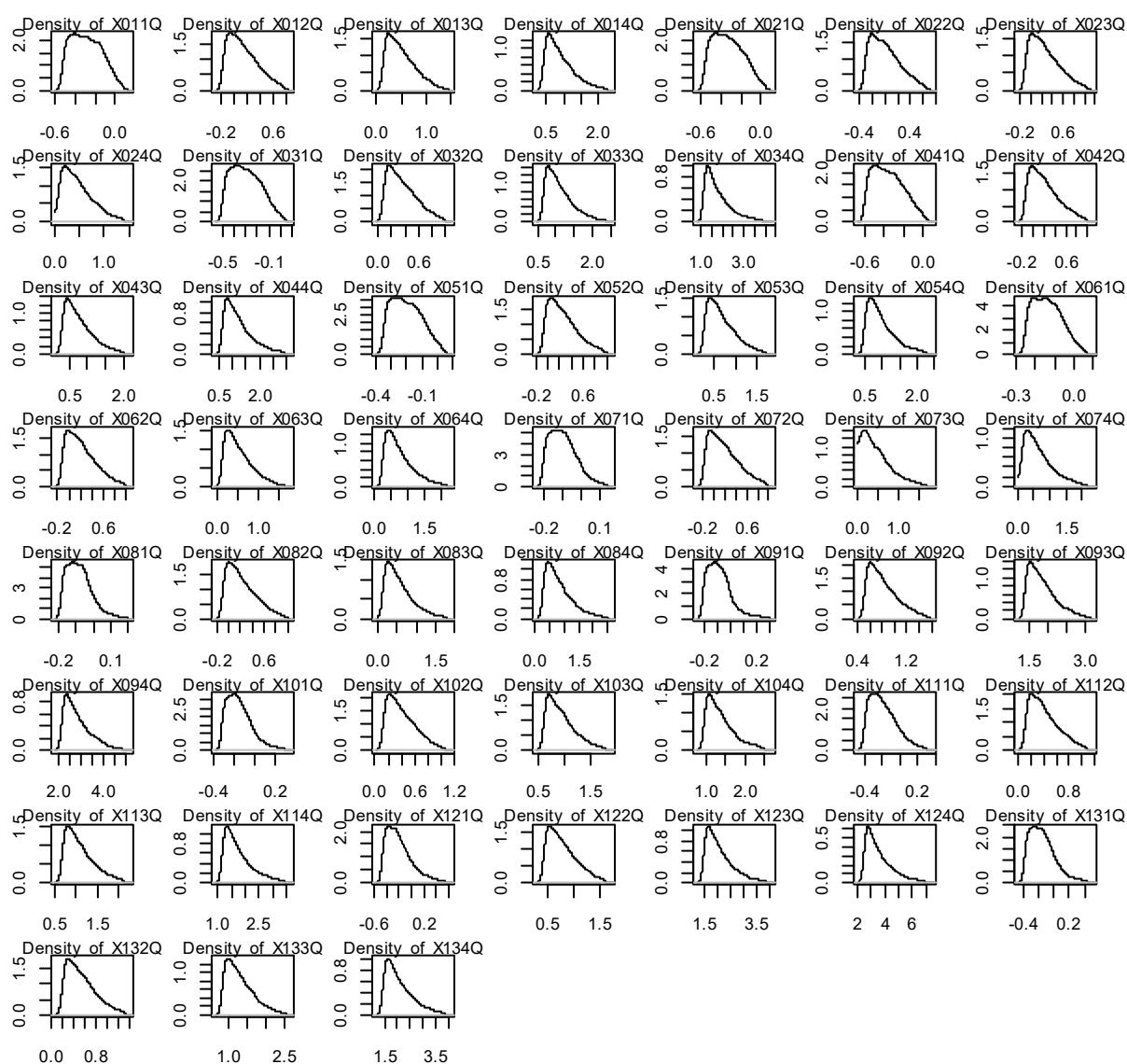
Slika 7: Spreminjanje mere asimetrije porazdelitev sprememb impulzno odzivnih funkcij iz predhodnega leta za odziv izvoza na spremembe uvoza EU 28 (prva štiri obdobja po šoku).



Priloga 10: Porazdelitve impulzno odzivnih funkcij izvoz-relativne cene

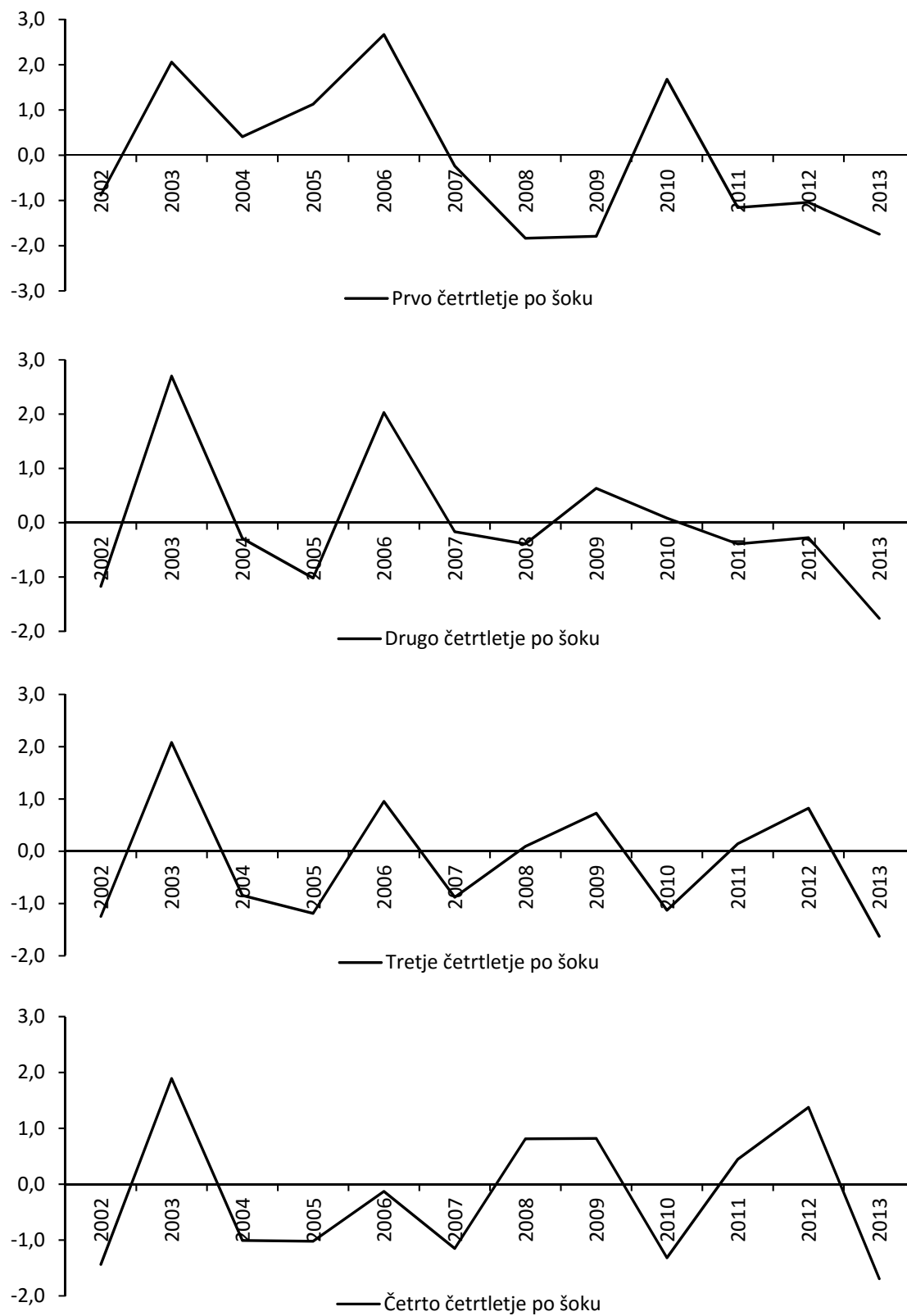
Slika 8: Porazdelitve vzorčnih ocen impulzno odzivnih funkcij izvoza na šok relativnih cen za prva štiri četrletja po šoku (3Q2001–3Q2013, $n = 8.000$)

Prva graf na sliki je porazdelitev impulznega odziva v letu 2001 v prvem četrletju po šoku, četrta slika pa za četrto četrletje po šoku. Peti graf prikazuje porazdelitev za prvo četrletje po šoku v za leto 2002, po enaki analogiji pa si sledijo preostali grafi. Zadnji graf prikazuje porazdelitev ocen impulznega odziva v letu 2013 četrto četrletje po šoku.



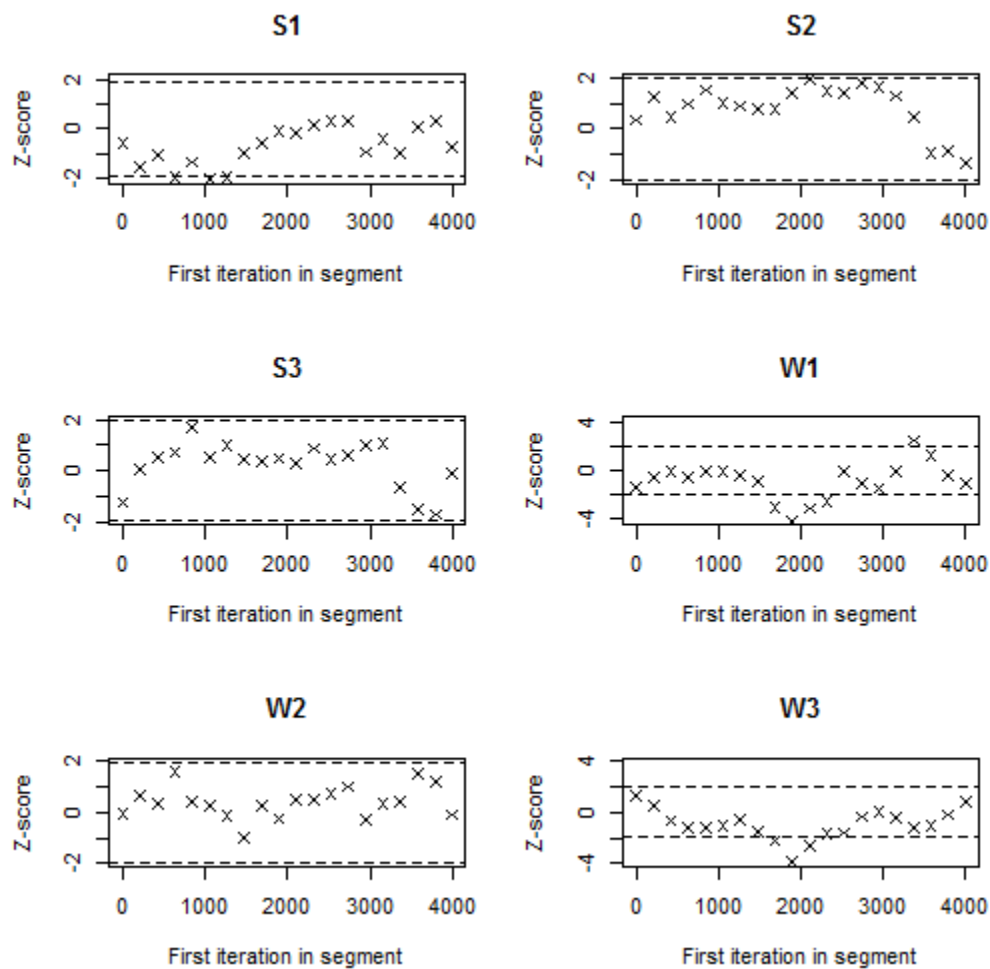
Priloga 11: Asimetrija impulzno odzivnih funkcij izvoz-relativne cene

Slika 9: Spreminjanje mere asimetrije porazdelitev sprememb impulzno odzivnih funkcij iz predhodnega leta za odziv izvoza na spremembe relativnih cen (prva štiri obdobja po šoku).



Priloga 12: Konvergenčna diagnostika za uvozno enačbo

Slika 10: Konvergenčne diagnostike za hiperparametre v uvozni enačbi - Geweke grafikon
(parametri testa 0,1 in 0,5, p-vrednost = 0,05)



Priloga 13: Dohodkovne elastičnosti uvoza po obdobjih

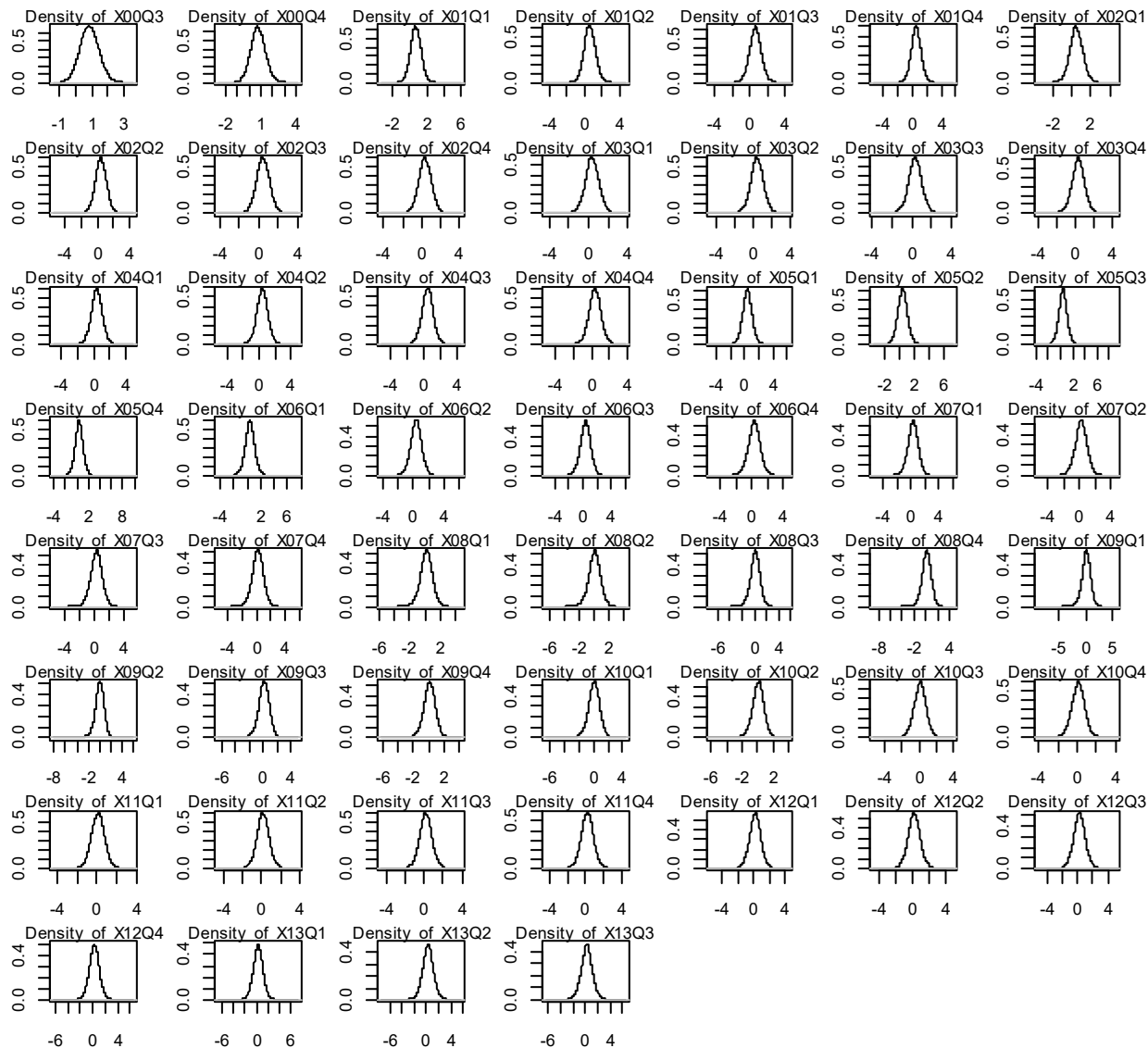
Tabela 3: Tukey test za dohodkovno elastičnost uvoza

Razlike med skupinami*	Povprečna razlika	Najmanjša razlika	Največja razlika	p-vrednost
2-1	0.087	0.075	0.100	0.000
3-1	0.073	0.060	0.085	0.000
3-2	-0.014	-0.026	-0.003	0.001

*Legenda: 1- 3Q2000–2Q2004, 2- 3Q2004–4Q2008, 3- 1Q2009–3Q2013.

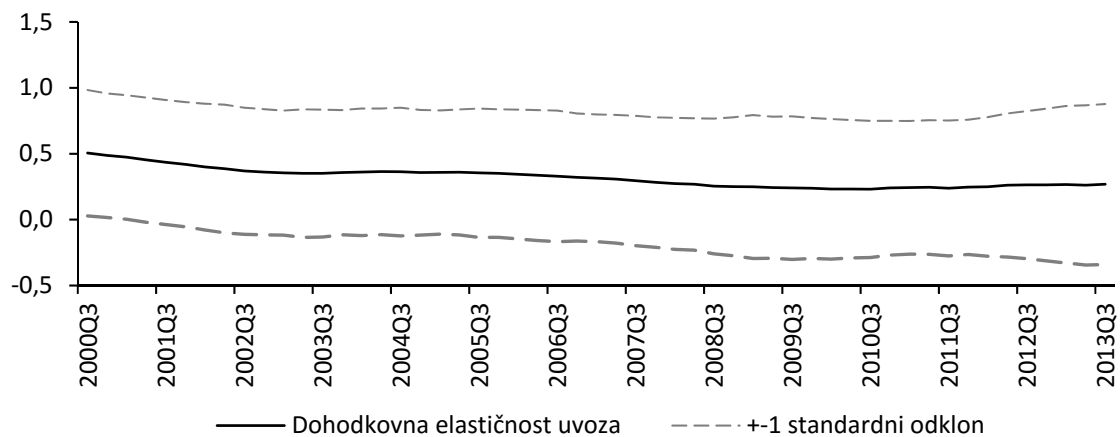
Priloga 14: Porazdelitev dohodkovnih elastičnosti uvoza

Slika 11: Porazdelitve vzorčnih ocen dohodkovne elastičnosti uvoza na vsaki časovni točki
(3Q2000–3Q2013, $n = 8.000$)



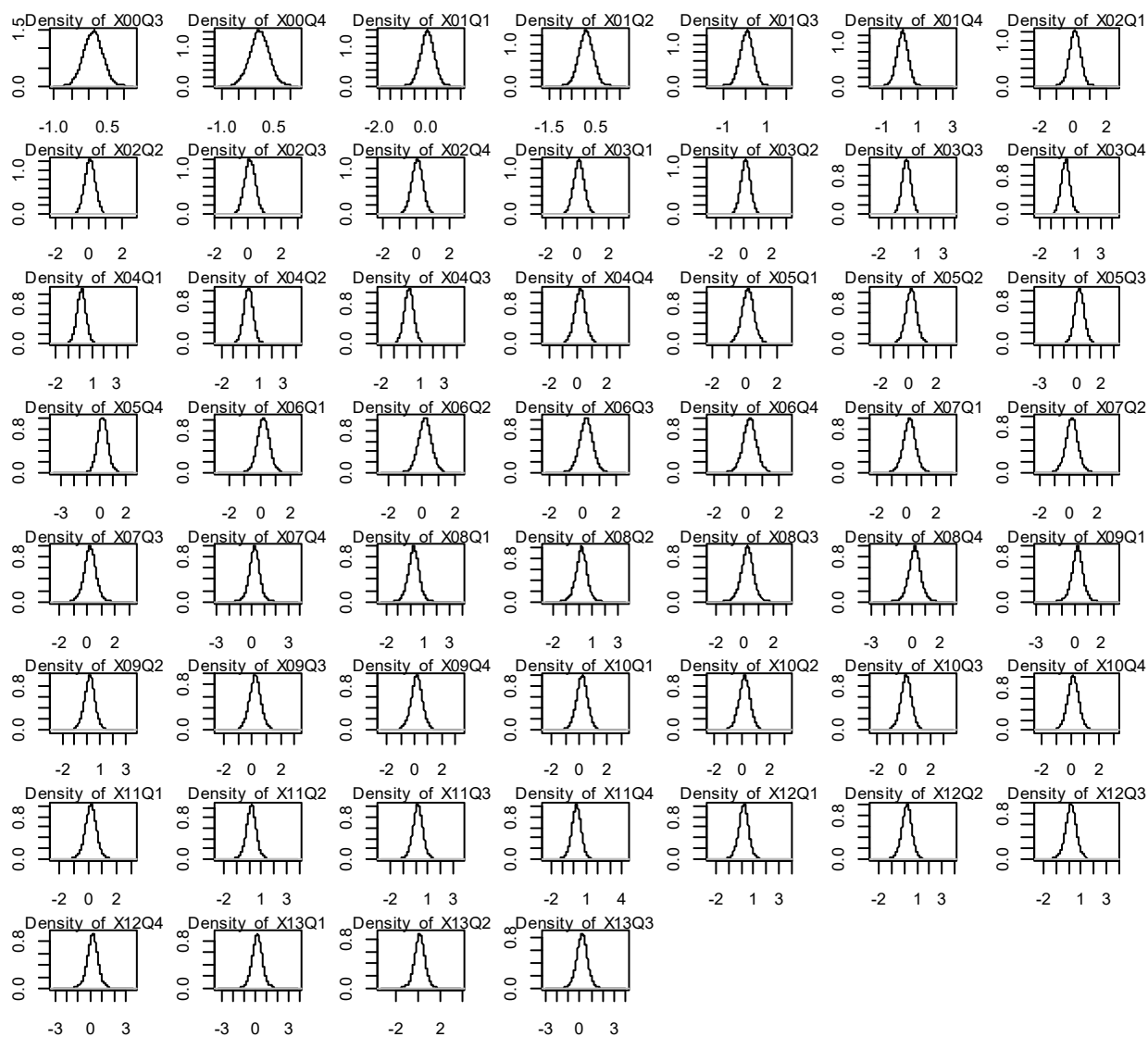
Priloga 15: Dohodkovna elastičnost uvoza

Slika 12: Dohodkovna elastičnost uvoza ob uporabi hiperparametrov k_Q 0,01, k_S 0,1, k_W 1.



Priloga 16: Porazdelitev cenovne elastičnosti uvoza

Slika 13: Porazdelitve vzorčnih ocen cenovne elastičnosti uvoza na vsaki časovni točki
(3Q2000–3Q2013, $n = 8.000$)



Priloga 17: Cenovne elastičnosti uvoza po obdobjih

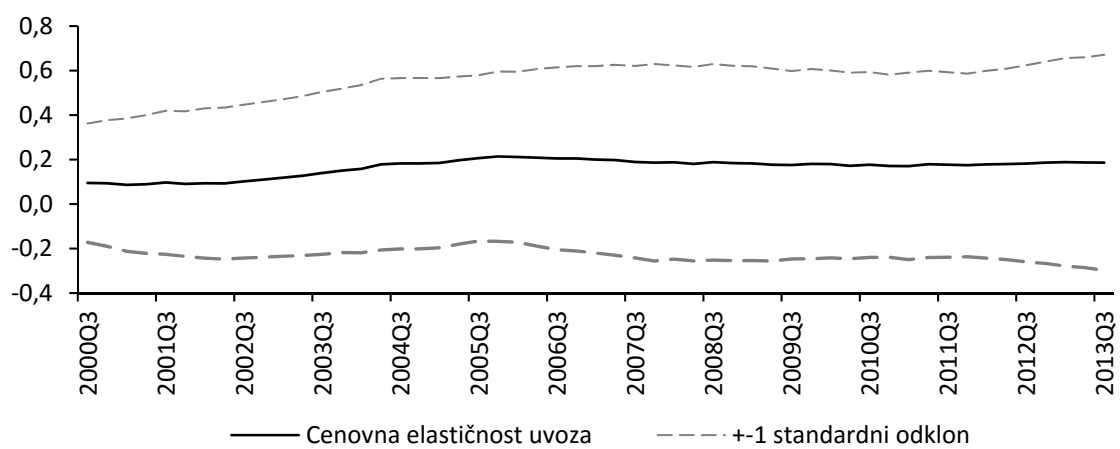
Tabela 4: Tukey test za cenovno elastičnost izvoza

Razlike med skupinami*	Povprečna razlika	Najmanjša razlika	Največja razlika	p-vrednost
2-1	-0.228	-0.341	-0.116	0.000
3-1	-0.364	-0.251	-0.251	0.000
3-2	-0.135	-0.241	-0.030	0.007

*Legenda: 1- 3Q2000–2Q2004, 2- 3Q2004–4Q2008, 3- 1Q2009–3Q2013.

Priloga 18: Cenovna elastičnost uvoza

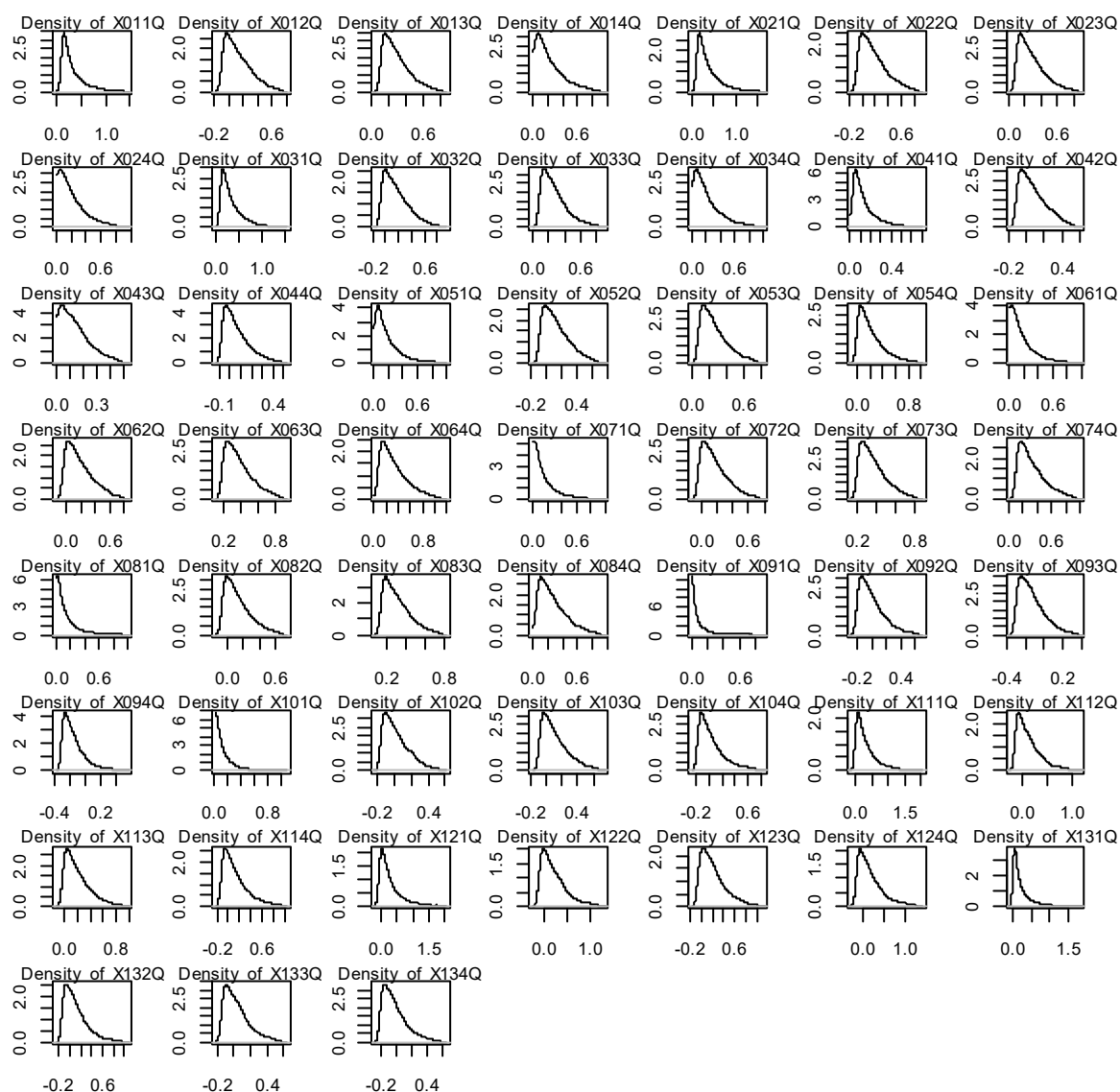
Slika 14: Cenovna elastičnost uvoza ob uporabi hiperparametrov k_Q 0,01, za k_S 0,1, k_W 1.



Priloga 19: Porazdelitve impulzno odzivnih funkcij uvoz-relativne cene

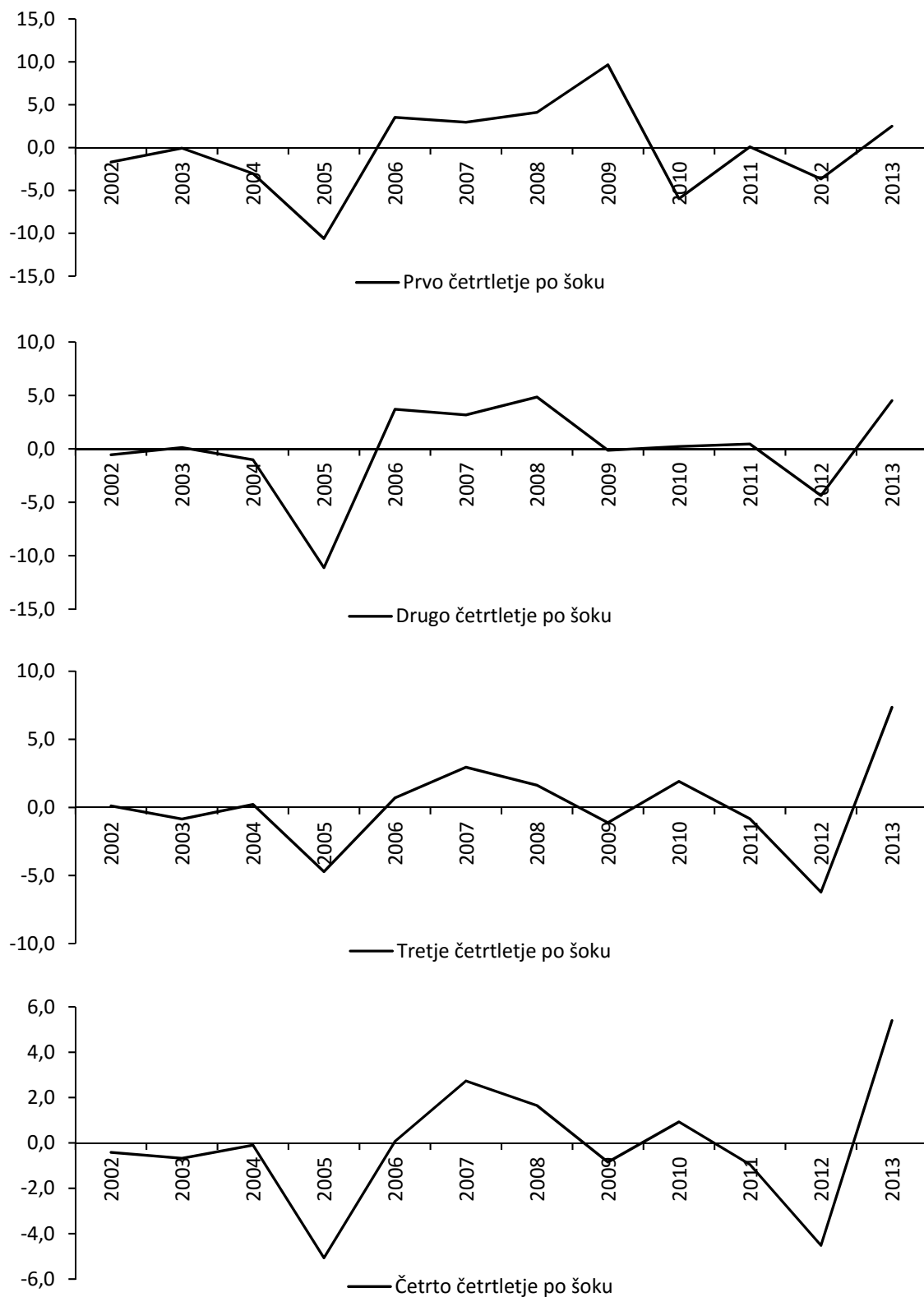
Slika 15: Porazdelitve vzorčnih ocen impulzno odzivnih funkcij uvoza na šok relativnih uvoznih cen za prva štiri četrletja po šoku (3Q2001–3Q2013, $n = 8.000$)

Prva graf na sliki je porazdelitev impulznega odziva v letu 2001 v prvem četrletju po šoku, četrta slika pa za četrto četrletje po šoku. Peti graf prikazuje porazdelitev za prvo četrletje po šoku v za leto 2002, po enaki analogiji pa si sledijo preostali grafi. Zadnji graf prikazuje porazdelitev ocen impulznega odziva v letu 2013 četrto četrletje po šoku.



Priloga 20: Asimetrija impulzno odzivnih funkcij uvoz-relativne cene

Slika 16: Spreminjanje mere asimetrije porazdelitev sprememb impulzno odzivnih funkcij iz predhodnega leta za odziv uvoza na spremembe relativnih cen (prva štiri obdobja po šoku).



Priloga 21: Porazdelitve impulzno odzivnih funkcij uvoz-BDP

Prva graf na sliki je porazdelitev impulznega odziva v letu 2001 v prvem četrtletju po šoku, četrta slika pa za četrto četrtletje po šoku. Peti graf prikazuje porazdelitev za prvo četrtletje po šoku v za leto 2002, po enaki analogiji pa si sledijo preostali grafi. Zadnji graf prikazuje porazdelitev ocen impulznega odziva v letu 2013 četrto četrtletje po šoku.

Slika 17: Porazdelitve vzorčnih ocen impulzno odzivnih funkcij uvoza na šok BDP za prva štiri četrtletja po šoku (3Q2001–3Q2013, $n = 8.000$)



Priloga 22: Asimetrija impulzno odzivnih funkcij uvoz-BDP

Slika 18: Spreminjanje mere asimetrije porazdelitev sprememb impulzno odzivnih funkcij iz predhodnega leta za odziv uvoza na spremembe slovenskega BDP (prva štiri obdobja po šoku).

