

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

MAGISTRSKO DELO

**VPLIV DEVIZNEGA TEČAJA NA DOMAČE CENE NA PRIMERU
SLOVENIJE: ANALIZA VAR MODELA S SPREMENLJIVIMI
PARAMETRI**

Ljubljana, junij 2017

NIKA SOSIČ

IZJAVA O AVTORSTVU

Podpisana Nika Sosič, študentka Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, avtorica predloženega dela z naslovom Vpliv deviznega tečaja na domače cene na primeru Slovenije: analiza VAR modela s spremenljivimi parametri, pripravljenega v sodelovanju s svetovalcem prof. dr. Igorjem Mastenom

IZJAVLJAM

1. da sem predloženo delo pripravila 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 poskrbela, 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 plagiatstvo – 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 plagiatstvo lahko predstavljalo za moj status na Ekonomski fakulteti Univerze v Ljubljani v skladu z relevantnim pravilnikom;
6. da sem pridobila vsa potrebna dovoljenja za uporabo podatkov in avtorskih del v predloženem delu in jih v njem jasno označila;
7. da sem pri pripravi predloženega dela ravnala v skladu z etičnimi načeli in, kjer je to potrebno, za raziskavo pridobila 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 12. 6. 2017

Podpis študentke: _____

KAZALO

UVOD	1
1 TEORETIČNA IZHODIŠČA	3
1.1 Definicija in pomen učinka prehajanja deviznega tečaja	3
1.2 Determinante učinka prehajanja deviznega tečaja v uvozne cene.....	5
1.2.1 Determinante popolnega prehajanja deviznega tečaja	5
1.2.2 Determinante nepopolnega prehajanja deviznega tečaja	6
1.2.3 Determinante trenda prehajanja deviznega tečaja.....	11
1.3 Determinante učinka prehajanja deviznega tečaja v potrošniške cene.....	15
2 ALTERNATIVNI PRISTOPI K MODELIRANJU	18
2.1 Preučevanje učinka prehajanja deviznega tečaja v času.....	21
3 PREGLED EMPIRIČNIH RAZISKAV	23
4 TVP VAR METODOLOGIJA	28
4.1 Opredelitev modela.....	28
4.2 Ocenjevanje modela	32
4.2.1 Opredelitev priornih porazdelitev	33
4.2.2 Simulatorji posteriornih porazdelitev.....	37
5 UČINEK PREHAJANJA DEVIZNEGA TEČAJA NA PRIMERU SLOVENIJE	39
5.1 Ozadje dogajanja v Sloveniji v preučevanem obdobju	39
5.2 Opis izbranih časovnih serij	44
5.3 Priorne porazdelitve.....	47
5.4 Ocenjevanje modela in identifikacija	48
5.5 Rezultati.....	52
5.5.1 Posteriorne ocene parametrov modela	53
5.5.2 Impulzni odzivi na eksogen šok v deviznem tečaju.....	56
5.5.3 Konvergenčna diagnostika in testi robustnosti	64
5.5.4 Implikacije za slovensko gospodarstvo.....	65
5.5.5 Omejitve in napotki za nadaljnje raziskave	66
SKLEP	67
LITERATURA IN VIRI	70
PRILOGE	

KAZALO TABEL

Tabela 1: Spearmanovi korelacijski koeficienti	63
--	----

KAZALO SLIK

Slika 1: Transmisijski mehanizem nihanja deviznega tečaja v cene.....	4
Slika 2: Izbrane časovne serije za obdobje 1994-2016	44
Slika 3: Posteriorne ocene aritmetičnih sredin časovno spremenljivih standardnih odklonov rezidualov v posamezni enačbi	54
Slika 4: Posteriorne ocene aritmetičnih sredin časovno spremenljivih sočasnih odnosov .	55
Slika 5: Posteriorne ocene aritmetičnih sredin časovno spremenljivih koeficientov.....	55
Slika 6: Časovno spremenljiv impulzni odziv NEER na enoodstotno deprecijacijo	57
Slika 7: Časovno spremenljiv impulzni odziv in kumulativna ERPT elastičnost INT na enoodstotno deprecijacijo.....	58
Slika 8: Časovno spremenljiv impulzni odziv in kumulativna ERPT elastičnost IP na enoodstotno deprecijacijo.....	59
Slika 9: Časovno spremenljiv impulzni odziv in kumulativna ERPT elastičnost CPI na enoodstotno deprecijacijo.....	61

UVOD

Razumevanje vloge deviznega tečaja pri oblikovanju makroekonomskega okolja je z vidika Slovenije pomembno, saj lahko prenos gibanja deviznega tečaja v cene življenjskih potrebščin za majhno odprto gospodarstvo predstavlja pomenljivo dimenzijo inflacijske dinamike. Analiza učinka prehajanja deviznega tečaja v domače cene je zato bistvenega pomena za spremljanje in napovedovanje domače inflacije, preučevanje njegove dinamike pa za ugotavljanje o spremembah transmisijskega mehanizma.

Od osamosvojitve naprej je Slovenija prestala veliko strukturnih sprememb, ki so potencialno vplivale na velikost učinka prehajanja deviznega tečaja. Gre za vstop Slovenije v Evropsko unijo (v nadaljevanju EU) in Ekonomsko in monetarno unijo (v nadaljevanju EMU) ter povezane spremembe, kot so sprememba režima deviznega tečaja in izguba suverene monetarne politike. Naslednjo večjo spremembo je predstavljala še finančna in gospodarska kriza, ki je evropsko gospodarstvo zajela v letu 2008 in rezultirala v izrednih vrednostih makroekonomskih kazalcev. V Sloveniji je to že v prvem valu krize pomenilo negativno realno rast bruto domačega proizvoda in močno znižano inflacijo. Evropska centralna banka (v nadaljevanju ECB) je, dokler gospodarstvo ni zapadlo v likvidnostno past, nastalo situacijo reševala s stimulacijo agregatnega povpraševanja preko zniževanja kratkoročnih obrestnih mer na medbančnem trgu. Zaradi likvidnostne pasti je nato posegla po nekonvencionalnem ukrepu kvantitativnega sproščanja, ki naj bi deloval preko več transmisijskih kanalov, med katerimi je za problem učinka prehajanja deviznega tečaja pomembna oslabitev menjalnega tečaja. Od začetka kvantitativnega sproščanja je EMU sicer beležila depreciacijo valute, zdaj pa se zastavlja vprašanje, ali bo depreciacija res vodila v inflacijo (Vek, 2015). Izid je zopet odvisen od višine učinka prenosa deviznega tečaja v domače cene; če je le-ta nizek, je učinek kvantitativnega sproščanja vprašljiv.

Pomembne implikacije za uspešnost kvantitativnega sproščanja pa ne predstavlja le velikost učinka prehajanja, temveč tudi njegov trend. Prenekateri analize poročajo o padajočem trendu učinka prehajanja, tako v razvitih kot v razvijajočih se gospodarstvih, kar prebuja dvome v potencialno uspešnost kvantitativnega sproščanja. Nasprotno pa dokazuje o naraščajočem trendu za Japonsko navaja Shioji (2014). Japonska je bila prva izmed večjih gospodarstev, ki je zapadlo v likvidnostno past, in je s politiko kvantitativnega sproščanja začela že leta 2001. Shioji ugotavlja, da bi v primeru dovolj visokega učinka prehajanja deviznega tečaja in naraščajočega trenda, zadosti velika depreciacija lahko dvignila inflacijo in pripomogla k ciljni inflaciji Japonske centralne banke. Naveden primer še enkrat izpostavlja pomembnost analize učinka prehajanja in njegove dinamike.

Namen magistrskega dela je preučiti učinek prehajanja deviznega tečaja v domače cene v Sloveniji, pri čemer sem se osredotočila na indeks cen potrošniških dobrin kot mere inflacije. Pri tem sem želela odgovoriti predvsem na vprašanje o velikosti učinka prehajanja deviznega

tečaja v indeks cen potrošniških dobrin in o razvoju tega učinka skozi čas, pri čemer me je zanimalo ali oziroma kako so strukturne spremembe vplivale na njegovo dinamiko.

Empirični del je izveden s pomočjo analize modela vektorske avtoregresije s spremenljivimi parametri (angl. *time-varying parameter vector autoregression*, v nadaljevanju TVP-VAR) po vzoru avtorja Primiceri (2005). Gre za model, zapisan v prostoru stanj (angl. *state-space model*), ocenjen z bayesijskim pristopom, ki omogoča ugotavljanje odzivov glavnih ekonomskih spremenljivk na šok v deviznem tečaju skozi čas. Slednje predstavlja tudi bistveno prednost izbranega modela pred navadno vektorsko avtoregresijo s fiksnimi koeficienti, saj fleksibilen okvir dopušča preučevanje spreminjajoče se narave transmisijskega mehanizma nihanja deviznega tečaja v inflacijo.

V TVP-VAR model sem vključila štiri slovenske časovne serije; to so indeks industrijske proizvodnje, indeks cen potrošniških dobrin, nominalni efektivni devizni tečaj in obrestna mera. Izbrani model mi je omogočil upoštevanje prej omenjenih strukturnih sprememb in preučevanje dinamike učinka prehajanja skozi čas. Predhodne analize učinka prehajanja deviznega tečaja v domače cene v Sloveniji so bile opravljene na podlagi alternativnih modelov, ki analize skozi čas ne omogočajo. To magistrsko delo torej pomeni prvo takšno analizo na primeru Slovenije, zato menim, da predstavlja pomemben prispevek k analizi slovenske inflacijske dinamike.

V okviru magistrskega dela sem zasledovala naslednje cilje:

- pregledati relevantno literaturo, predvsem znanstvene članke, ki se ukvarjajo s pojasnjevanjem učinka prehajanja deviznega tečaja,
- pregledati modele, uporabljene v ključnih raziskavah, in pripadajoče rezultate glede velikosti učinka prehajanja deviznega tečaja v domače cene,
- zastaviti in v programskem jeziku Matlab izpeljati TVP-VAR model,
- rezultate grafično predstaviti v obliki funkcij impulznih odzivov, iz katerih bo možno razbrati, kako se domača inflacija in preostale spremenljivke odzivajo na eksogeni šok v deviznem tečaju, ki povzroči enodstotno depreciacijo v nominalnem efektivnem deviznem tečaju Slovenije ter kako trajni so ti odzivi,
- izpeljati konvergenčne teste in teste robustnosti, ki potrjujejo dobljene rezultate.

Prvo poglavje magistrskega dela zajema predstavitev teoretičnih izhodišč, znotraj katerih so opisani definicija, pomen in determinante učinka prehajanja deviznega tečaja v uvozne in potrošniške cene. V drugem poglavju so opisani alternativni pristopi k modeliranju preučevanega fenomena in njegove dinamike v času, čemur v tretjem poglavju sledi pregled empiričnih študij za Slovenijo. Izbrana TVP-VAR metodologija je v splošnem opisana v četrtem poglavju, njena aplikacija z rezultati analize na primeru Slovenije pa je prikazana v petem poglavju. Sledi sklep s povzetkom pomembnejših ugotovitev.

1 TEORETIČNA IZHODIŠČA

Da bi lahko razumeli dinamiko učinka prehajanja deviznega tečaja (angl. *exchange rate pass-through*, v nadaljevanju ERPT) in njen pomen, v tem poglavju najprej predstavljam koncept ERPT-ja in njegove značilnosti. Sledi opredelitev nekaterih teorij oziroma determinant ERPT-ja in predstavitev razvoja teorije skozi njeno zgodovino.

1.1 Definicija in pomen učinka prehajanja deviznega tečaja

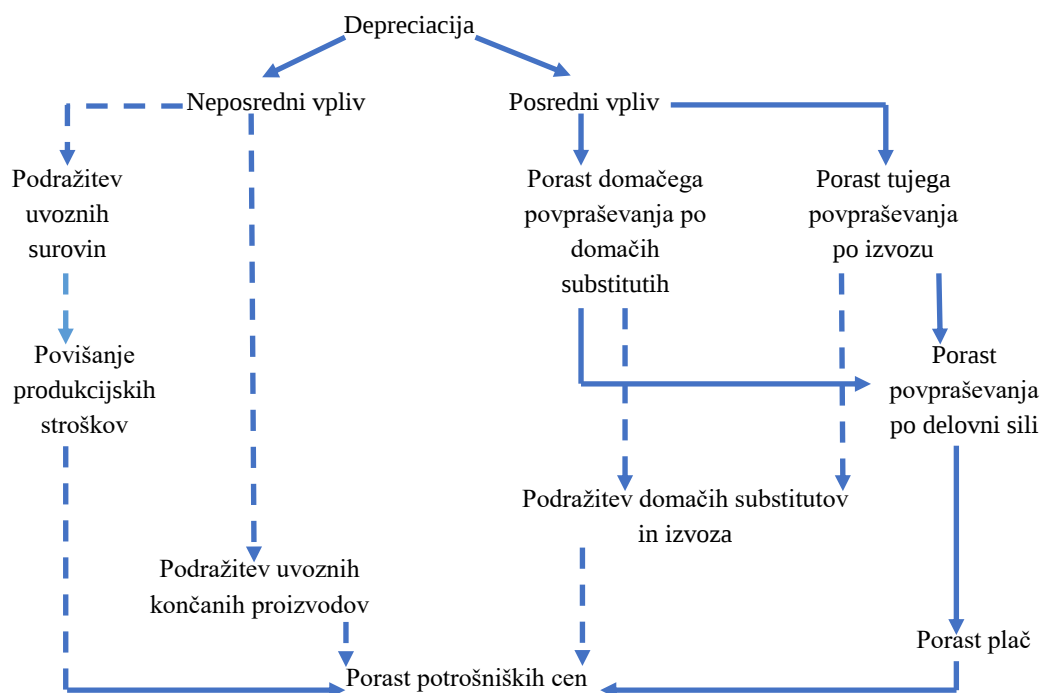
ERPT je koncept, katerega rojstvo je pripisati razpadu Bretton Woods sistema. Bretton Woods sporazum je udeležene države zavezoval k sistemu fiksnega deviznega razmerja. Njihove valute so bile definirane v razmerju do dolarja na način, ki je posamezni valuti dovoljeval največ 0,75 odstotno deviacijo od dolarja, kar je pomenilo omejeno volatilnost bilateralnih deviznih tečajev. Z razpadom sistema leta 1973 je režim fleksibilnega nadomestil režim fiksnega deviznega tečaja in pričakovalo se je, da bodo devizni tečaji konvergirali k ravnam, ki bi uravnotežile trgovinske bilance (Blanchard, Amighini, & Giavazzi, 2010, str. 392,404,521). Namesto tega so mnoge države beležile velike fluktuacije v bilateralnih deviznih tečajih, ki so jim sledile le manjše spremembe v trgovinskih bilancah. Fenomen, ki se ga v literaturi opisuje kot uganko prilagajanja (angl. *adjustment puzzle*), je razkril, da fleksibilni devizni tečaj ni zmožen opravljati vloge ravnotežnostnega mehanizma. V iskanju odgovora na uganko prilagajanja so ekonomisti pozornost preusmerili v preučevanje odnosa med deviznim tečajem in ceno mednarodno trgovanih dobrin ter tako začeli ERPT analizo (Menon, 1996, str. 1).

Ustrezno se je v teoriji oblikovala definicija učinka prehajanja deviznega tečaja kot odstotne spremembe v domači valuti izraženih uvoznih cen, ki jo povzroči enoodstotna sprememba deviznega tečaja med izvozno in uvozno državo. Če se enoodstotna sprememba deviznega tečaja odraža v enoodstotni spremembi cen, govorimo o popolnem ERPT-ju, kadar pa je učinek prehajanja nižji od ena, je ERPT nepopoln (Goldberg & Knetter, 1997, str. 1248-1249). ERPT lahko torej definiramo tudi kot elastičnost, pri čemer je elastičnost opredeljena kot kvocient odstotne spremembe cen in odstotne spremembe nominalnega deviznega tečaja.

Spremembe deviznega tečaja se seveda ne odražajo samo na ravni uvoznih cen, temveč napredujejo navzdol po cenovni verigi in se prenašajo naprej na ostale domače cene. ERPT analiza se je zato s časom razširila tudi na domače cene proizvajalcev in cene življenjskih potrebščin, s čimer je bilo v ospredje postavljeno kvantificiranje učinka prehajanja deviznega tečaja v domačo inflacijo.

V splošnem lahko transmisijski mehanizem nihanja deviznega tečaja v cene, prikazan s Sliko 1, opišemo kot dvotirnega in tako govorimo o posrednem in neposrednem vplivu.

Slika 1: Transmisijski mehanizem nihanja deviznega tečaja v cene



Vir: T. Laflèche, *The impact of exchange rate movements on consumer prices*, 1997, str. 23, slika 1.

Posredni kanal se nanaša na prehajanje deviznega tečaja v inflacijo preko spremenjene konkurenčnosti dobrin na mednarodnem trgu. Depreciaciji tečaja sledi povečanje tujega povpraševanja pa izvozu in sprememba kompozicije domačega povpraševanja, saj domače dobrine v primerjavi s tujimi postanejo relativno cenejše. Tuje povpraševanje se torej poveča zaradi padca v tuji valuti denominiranih izvoznih cen, medtem ko zaradi povišanja v domači valuti denominiranih uvoznih cen poraste domače povpraševanje po domačih substitutih. Porast agregatnega povpraševanja rezultira v inflatornih pritiskih na domače cene, ki jih kasneje potencira še povišano povpraševanje po delovni sili in porast plač (Laflèche, 1997, str. 22-23). Khan (1987, str. 38) pri tem opozarja na implikacijo nominalne rigidnosti plač na kratek rok. Zaradi nominalne rigidnosti plač se bodo ob inflaciji znižale realne plače. Nižje realne plače pomenijo za producente nižje realne stroške dela, zato so pripravljeni povečati svojo ponudbo in bruto domači proizvod se poviša. Da bi se realne plače s časom lahko vrnila na začetno raven, se zopet povišajo produkcijski stroški, poviša se inflacija, bruto domači proizvod pa se spusti na začetno raven. To pomeni, da depreciacija rezultira le v permanentnem dvigu cen, saj je njen pozitiven vpliv na bruto domači proizvod začasen.

Neposredni kanal prenosa predstavlja vpliv nihanja tečaja na cene življenjskih potrebščin preko cen uvoznih surovin in vmesnih proizvodov ter cen dokončanih proizvodov. Uvozne cene se z depreciacijo deviznega tečaja povišajo, kar, v primeru dokončanih dobrin, neposredno poviša ceno potrošniške košarice. Vpliv porasta cen uvoznih surovin in vmesnih proizvodov po drugi strani pomeni višje stroške doma proizvedenih dokončanih dobrin, zato

je njegov vpliv na ceno potrošniške košarice odvisen od odločitve domačih proizvajalcev, ali oziroma v kolikšni meri porast uvoznih cen prenesti na kupce dokončanih proizvodov (Laflèche, 1997, str. 22-23; Kahn, 1987, str. 32).

V skladu z dinamiko neposrednega kanala literatura nadalje razločuje med ERPT-jem prve in druge stopnje. Sekine (2006, str. 3) ugotavlja, da gre za posledico razvoja v ERPT analizi; v okviru analize mednarodne ekonomije in industrijske organizacije so ekonomisti navadno merili ERPT v uvozne cene, kar označujemo z ERPT analizo prve stopnje (angl. *first stage pass-through*), medtem ko se je kasneje pozornost preusmerila na potrošniške cene. ERPT druge stopnje (angl. *second-stage pass-through*) tako meri učinek gibanja uvoznih cen na cene življenjskih potrebščin. Razlike v velikosti med obema stopnjama prenosa pa lahko izhajajo iz različnega cenovnega vedenja tujih izvoznikov in domačih uvoznikov, ki vplivajo na prvo stopnjo prenosa, ter domačih distributerjev kot oblikovalcev cen v drugi stopnji.

1.2 Determinante učinka prehajanja deviznega tečaja v uvozne cene

V kolikšni meri se sprememba deviznega tečaja preko neposrednega in posrednega kanala prenese v inflacijo, je odvisno od več dejavnikov, ki jih pokrivajo številne teorije. V nadaljevanju so z aspekta načina pojasnjevanja opisane nekatere pomembnejše. Pri tem sem teorije razvrstila v tri skupine; prva skupina pojasnjuje oziroma predpostavlja popoln ERPT, druga skupina je sposobna pojasnjevanja nepopolnega ERPT-ja, tretja pa pojasnjuje zniževanje ERPT-ja, torej trend, ki ga mnogo držav beleži zadnja desetletja. Seveda to ne pomeni, da z drugo skupino ne moremo pojasniti sprememb v ERPT-ju; gre le za shematično delitev, ki sledi razvoju ERPT literature.

Na tem mestu bi rada opozorila še, da večina sledečih determinant pojasnjuje le transmissijski mehanizem sprememb deviznega tečaja v uvozne cene, medtem ko je nekaj determinant ustreznih tudi za neposredno pojasnjevanje transmissijskega mehanizma sprememb deviznega tečaja v potrošniške cene in bodo v kontekstu potrošniških cen opisane tudi v poglavju 1.3. Kljub temu, da v empiričnem delu magistrskega dela preučujem ERPT v potrošniške cene, je razumevanje determinant ERPT-ja v uvozne cene ravno tako pomembno, saj uvozne cene vplivajo na potrošniške, kot je bilo to prikazano v okviru neposrednega kanala transmissijskega mehanizma nihanja deviznega tečaja v cene.

1.2.1 Determinante popolnega prehajanja deviznega tečaja

Prva izmed teorij, ki je obravnavala povezavo med deviznim tečajem in cenami, je teorija paritete kupne moči (angl. *purchasing power parity*), ki predstavlja predhodnico ERPT analize. Absolutna oblika te teorije je bila zasnovana na podlagi zakona ene cene (angl. *law of one price*), po katerem naj bi se identični proizvodi v različnih državah prodajali po enaki ceni, izraženi v isti valuti. Absolutna teorija paritete kupne moči zakon ene cene razširi na potrošniško košarico in predvideva, da je nominalni devizni tečaj med dvema državama enak

razmerju ravni cen teh držav (Cecchetti, 2008, str. 227-229). Podobno njena mehkejša različica, tj. teorija relativne paritete kupne moči, zahteva, da je stopnja rasti nominalnega deviznega tečaja med dvema državama izravnana z razliko med stopnjami rasti njunih cen (Rogoff, 1996, str. 650). Obe obliki teorije po svoji definiciji implicitno predpostavljata popoln ERPT v cene. Vendar pa zakon ene cene – in s tem teorija paritete kupne moči – temelji na izjemno restriktivnih predpostavkah, kot so odsotnost transportnih in distribucijskih stroškov, konsistenca v kvaliteti enakih proizvodov oziroma univerzalnost potrošniške košarice, popolna informiranost in odsotnost trgovinskih omejitev, ki v praksi največkrat niso uresničljive (Goldberg & Knetter, 1997, str. 1246-1248). Posledično so zakon ene cene in teorijo paritete kupne moči zavrnila številne empirične raziskave, ki so pokazale, da so relativne nominalne cene precej manj volatilne kot devizni tečaji (Rogoff, 1996, str. 652). V praksi zato popolnega ERPT-ja v inflacijo ni pričakovati.

1.2.2 Determinante nepopolnega prehajanja deviznega tečaja

Teorije, ki predvidevajo popoln prenos sprememb v deviznem tečaju v cene, niso podale odgovora na prej omenjeno uganko prilagajanja trgovinskih tokov, zato so teoretiki začeli odgovor iskati v nepopolnem ERPT-ju in dejavnikih, ki bi ga pojasnjevali. Na tem mestu opisujem teorijo cenovno tržnega prilagajanja, teorijo strateškega oblikovanja cen, teorijo trgovine znotraj multinacionalnih podjetij, teorijo necarinskih ovir, teorijo stroškov prilagajanja cen in teorijo finančnih instrumentov zavarovanja pred deviznim tveganjem.

Teorija cenovno tržnega prilagajanja

Med poglavitnimi dejavniki nepopolnega ERPT-ja Menon (1996, str. 3) omenja konkurenčnost na trgu in vlogo tržne strukture. Gre za dejavnika, na katerih je bila zasnovana teorija cenovno tržnega prilagajanja (angl. *pricing to market*).

Teorija cenovno tržnega prilagajanja nepopolno prehajanje sprememb deviznega tečaja v uvozne cene povezuje z izvozniško strategijo prilagajanja cen uvoznemu trgu. Natančneje, teorija sloni na predpostavki nepopolne konkurence, kjer izvozniki (proizvajalci) cen ne določajo več z mejnimi stroški, temveč stroške nadgradijo s profitno maržo. Ob spremembi deviznega tečaja izvozniki s prilagajanjem profitne marže sami absorbirajo delež spremembe tečaja in tako obdržijo svoj tržni delež v državi uvoznici. V kolikšni meri bodo spremembo prenesli v cene države uvoznice je nadalje odvisno od zaznane elastičnosti povpraševanja in tržne moči izvoznika na ciljnim trgu. Pri tem je tržna moč izvoznika odvisna od stopnje diferenciranosti njegovega proizvoda in od stopnje tržne integracije. Bolj kot je proizvod diferenciran, nižja bo stopnja zamenljivosti med domačim in uvoženim blagom in večja bo tržna moč izvoznika. Nižja kot je stopnja tržne integracije, večja bo tržna moč izvoznika (Gaulier, Lahrière-Révil, & Méjean, 2006, str. 9; Menon, 1996, str. 28).

Empirično podporo teoriji najdemo med drugimi v Gaulier et al. (2006), ki ugotavljajo, da v letu po spremembi deviznega tečaja izvozniki s prilagajanjem profitne marže v povprečju absorbirajo 11,5 odstotka valutnega šoka. Auer in Schoenle (2016) z upoštevanjem heterogenosti podjetij analizo poglobita s preučevanjem povezave med cenovnim vedenjem izvoznikov in tržnim deležem. Njuni rezultati dokazujejo, da je krivulja odziva izvoznikov na spreminjajoče se cene konkurenčnih izvoznikov v odvisnosti od velikosti tržnega deleža konkavne oblike, medtem ko je krivulja reakcije izvoznika na spremembe v lastnih stroških (kot posledici spremembe deviznega tečaja) konveksna. Prva krivulja priča o dejstvu, da izvozniki z najmanjšim tržnim deležem in izvozniki z največjim tržnim deležem najmanj reagirajo na spreminjajoče se cene konkurenčnih izvoznikov. Ti isti izvozniki se glede na obliko druge krivulje v najvišji meri odzivajo na spremembe v svojih stroških, kar pomeni, da spremembe v veliki meri prenesejo v cene države uvoznice.

Teoriji strateškega oblikovanja cen

Podobno strateško osredotočeni sta teorija oblikovanja cen v lokalni valuti (angl. *local currency pricing*, v nadaljevanju LCP) in teorija oblikovanja cen v valuti proizvajalca (angl. *producer currency pricing*, v nadaljevanju PCP), ki v kontekst novo keynesianskega modela odprtega gospodarstva z nominalno rigidnostjo cen vnašata pomembne implikacije za ERPT in optimalno politiko deviznega tečaja (Gopinath, Itskhoki, & Rigobon, 2007, str. 1).

Prvo generacijo teh modelov je zaznamovala PCP teorija, ki predpostavlja, da so cene mednarodno tržljivih dobrin rigidne v valuti izvoznika (proizvajalca). Teorija se manifestira v vedenju izvoznikov, ki cene izrazijo v domači valuti, s čimer ob spremembi nominalnega deviznega tečaja zagotovijo stabilnost domačih cen in spremembo popolnoma prenesejo v cene ciljnega trga. V primeru nominalne depreciacije valute izvoznika bo posledica takšne strategije vidna v depreciaciji realnega tečaja – ta sledi nominalnemu – in relativnem znižanju izvoznih cen glede na uvozne, kar bo izboljšalo konkurenčnost izvoznika in posledično realni izvoz. V tem primeru bo učinek spremembe nominalnega deviznega tečaja popolnoma prenešen v uvozne cene države uvoznice, kjer se bodo cene zato znižale. Z vidika uvoznika je torej učinek prehajanja popoln in zakon ene cene drži (Ascione, 2003, str. 142-143; Casas, D'iez, Gopinath, & Gourinchas, 2016, str. 2).

Drugo generacijo modelov predstavlja LCP teorija. Gre za različico teorije cenovno tržnega prilagajanja, vendar LCP temelji na predpostavki, da izvozna podjetja cene oblikujejo v valuti tujega trga (Ascione, 2003, str. 142). V primeru nominalne depreciacije deviznega tečaja izvozniki, ki ceno izrazijo v tuji valuti, popolnoma absorbirajo spremembo tečaja, kar rezultira v nespremenjenem realnem deviznem tečaju, relativnem zvišanju izvoznih cen glede na uvozne in nespremenjenih cenah v državi uvoznici. Učinek prehajanja deviznega tečaja v cene države uvoznice je ničel in zakon ene cene kršen.

Glede optimalne monetarne in devizne politike teoriji podajata različne cilje. PCP modeli podpirajo fleksibilne devizne tečaje, ki omogočajo relativno prilagajanje cen, ter notranje usmerjeno monetarno politiko stabilizacije domačih cen in bruto domačega proizvoda. Nasprotno LCP modeli zagovarjajo fiksne devizne tečaje in v primeru fleksibilnih tečajev svetujejo monetarno politiko, ki bo osredotočena na spremljanje mednarodnih spremenljivk, kot je devizni tečaj (Choudhri & Hakura, 2012, str. 3).

Kako bo torej sprememba v nominalnem deviznem tečaju vplivala na nominalne in realne makroekonomske spremenljivke, je močno odvisno od tega, ali so cene rigidne v valuti izvoznika ali v valuti uvoznika. Vsaka situacija, ki bi se lahko uvrstila med oba ekstrema, bi pomenila absorbiranje učinka nihanja deviznega tečaja s strani obeh udeležencev, tako izvoznikov (proizvajalcev) kot uvoznikov (kupcev).

Trgovina znotraj multinacionalnih podjetij

Multinacionalna podjetja se v zasledovanju cilja maksimiziranja globalnega profita v veliki meri poslužujejo notranje trgovine, tj. mednarodne trgovine znotraj korporacije. Za namen preučevanja ERPT-ja je v luči trgovine znotraj podjetja pomemben predvsem učinek transfernih cen. Gre za cene, po katerih se znotraj podjetja obračunava dobava blaga ali storitev. Ne glede na motiv, ki multinacionalno podjetje privede do oblikovanja transfernih cen, najsibo to razlika v davčnih stopnjah med domačo državo in državo gostiteljico, izpolnjevanje likvidnostnih zahtev odvisnih družb ali moderiranje vpliva sprememb deviznih tečajev na cene mednarodno tržljivega blaga, bo uporaba transfernih cen vplivala na velikost ERPT-ja. Vpliv na ERPT bo vseeno najverjetneje trajnejši in bolj sistematičen, kadar bodo transferne cene oblikovane z namenom preprečevanja ali moderiranja vpliva sprememb deviznih tečajev na cene mednarodno tržljivega blaga. Kot navaja Menon (1996, str. 35), takšna praksa omogoča stabilizacijo cen na domačih trgih in ob depreciaciji domače valute preprečuje znatno izgubo tržnega deleža podružnic v tuji državi. Multinacionalna podjetja to prakso najpogostejše implementirajo z uporabo notranjega deviznega tečaja, torej deviznega tečaja, ki se aplicira na transakcije znotraj multinacionalne korporacije. Uporaba notranjega tečaja pomembno vpliva na povezavo med deviznim tečajem in uvoznimi cenami, in sicer se ERPT na ta račun lahko precej zniža. Prav tako lahko multinacionalna podjetja na ERPT vplivajo tudi z manipulacijo roka plačila za notranje nakupe s strani podružnic in z odločitvijo o valutni denominaciji pogodb (Menon, 1996, str. 35-37).

Necarinske ovire

Vsako izkrivljanje trgovine, ki izhaja iz carinskih in necarinskih ovir, deluje kot ovira za arbitražo blaga med državami in povzroči nepopoln ERPT. Pri tem je necarinska ovira definirana kot vsaka ovira za mednarodno trgovino, ki ni uvozna ali izvozna dajatev, vendar v danem kontekstu govorimo o količinski omejitvi mednarodne trgovine. Menon (1996, str. 37-40) opozarja, da je vpliv carinskih ovir na ERPT pogojen s predpostavko nepopolne

konkurence. Ob predpostavki popolne konkurence na ciljnim trgu namreč uvedba carine dvigne ponudbeno ceno vsaki količini določenega proizvoda, zato tuji izvozniki carino v polni meri prenesejo v prodajno ceno za ciljni trg. Nasprotno, vpliv količinskih omejitev mednarodne trgovine ni pogojen s tržno strukturo. Ne glede na tržno strukturo, bo v primeru depreciacije ob prisotnosti količinskih omejitev ERPT v uvozne cene nepopoln. Depreciacija nominalnega deviznega tečaja se bo najprej odražala v znižanju uvoznih premij in šele nato v cenah. Uvozne premije so pri tem opredeljene kot premije, ki jih tuji izvozniki prejmejo zaradi količinskih omejitev uvoza. V primeru manjše depreciacije bodo spremembo deviznega tečaja z znižanjem uvoznih premij v celoti absorbirali tuji izvozniki in ERPT bo ničel. Ko bo depreciacija dovolj visoka, da se bodo cene dvignile na nivo, pri katerem količinske omejitve ne bodo več zavezujoče, bo sprememba deviznega tečaja v nepopolni meri prešla v uvozne cene.

Stroški prilagajanja cen

Stroške prilagajanja cen (angl. *menu costs*) je v keynesianski model z lepljivimi cenami že sredi 80-ih zajel Mankiw (1985). Definiral jih je kot stroške tiskanja novih katalogov in stroške informiranja prodajalcev o novi ceni ter predpostavil, da bodo cene zaradi teh stroškov lepljive. S statičnim modelom monopolističnega podjetja je nato pokazal, kako podjetje ob prisotnosti stroškov prilagajanja cen reagira na spremembo agregatnega povpraševanja oziroma natančneje, pod kakšnimi pogoji monopolistično podjetje ceno prilagodi. V primeru padca agregatnega povpraševanja bo podjetje ceno znižalo le v primeru, da bo dodatni ustvarjeni profit presegal stroške prilagajanja cen – te so za podjetje fiksni; podobna logika velja za porast agregatnega povpraševanja.

Z vključitvijo mednarodne trgovine v model lahko stroški prilagajanja cen pojasnejo nepopoln ERPT v uvozne cene mednarodno tržljivih dobrin. Analogno opisu modela zgoraj bo cenovno vedenje izvoznika odvisno od stroškov prilagajanja cen. Ob spremembi nominalnega deviznega tečaja bo izvoznik svojo ceno prilagodil le, če bo dodatni ustvarjeni profit presegal stroške prilagajanja cen. Če bodo te stroški višji od dodatno ustvarjenega profita, bo cena na kratek rok ostala nespremenjena.

Coughlin in Pollard (2004) sta opisan mehanizem analizirala v raziskavi, s katero sta želela odgovoriti na dve ključni vprašanji, in sicer prvič, ali depreciacija in apreciacija simetrično vplivata na uvozne cene, in drugič, ali velikost spremembe v nominalnem deviznem tečaju vpliva na ERPT v uvozne cene. Na vprašanje asimetrije, povezane z velikostjo spremembe v nominalnem deviznem tečaju, sta odgovorila s stroški prilagajanja cen. Predpostavila sta, da bo ob prisotnosti stroškov prilagajanja cen odziv tujih izvoznikov na spremembo deviznega tečaja asimetričen glede na velikost te spremembe, smer asimetrije pa bo odvisna od izbire med LCP in PCP strategijo. Ob predpostavki PCP strategije bo manjšo spremembo v nominalnem deviznem tečaju tuj izvoznik v celoti prenesel v uvozne cene (ERPT v uvozne cene bo popoln), saj bodo zaradi majhnosti spremembe deviznega tečaja stroški prilagajanja

cene višji od izgub zaradi nespremenjene cene. Šele sprememba tečaja, pri kateri bodo stroški spremembe cene nižji od izgub zaradi nespremenjene cene, bo tujega izvoznika spodbudila k prilagajanju cene. Pri tem bo tuj izvoznik le del vpliva spremenjenega deviznega tečaja prenesel v uvozne cene ciljnega trga, preostali del pa bo absorbiral sam. S tem se bo ERPT v uvozne cene ciljne države znižal, kar pomeni, da večje kot bodo spremembe v deviznem tečaju, manjši bo ERPT v uvozne cene. Nasprotno bo ob predpostavki LCP strategije manjšo spremembo v deviznem tečaju absorbiralo tuje izvozno podjetje, saj bo to zanj ceneje kot prilagajanje cene, posledično pa bo ERPT v uvozne cene ničen. Ob večji spremembi deviznega tečaja bo tuj izvoznik cene prilagodil in s tem del ali celotno spremembo deviznega tečaja prenesel v uvozne cene. Večje kot bodo torej spremembe v deviznem tečaju, večji bo ERPT v uvozne cene.

Poleg te Menon (1996, str. 16-17) izpostavlja še eno asimetrijo, ki izhaja iz pričakovane vztrajnosti spremembe v deviznem tečaju. Zaradi stroškov prilagajanja cen izvozniki najverjetneje ne bodo reagirali načasne spremembe v deviznem tečaju, pač pa se bodo s prilagajanjem cen odzvali le na spremembe v deviznem tečaju, za katere pričakujejo, da se bodo obdržale dalj časa.

Devereux in Yetman (2002) sta analizo vpliva stroškov prilagajanja cen poglobila z modelom endogenega ERPT-ja. Predpostavila sta, da bodo stroški prilagajanja cen privedli do cenovne rigidnosti, ki bo zmanjšala ERPT stopnjo. S predpostavko endogenosti sta stopnjo ERPT-ja povezala z režimom monetarne politike in izpostavila, da se bodo podjetja ob danih stroških prilagajanja cen pogosteje odločila za spremembo cene v okolju višje povprečne inflacije in bolj volatilnega deviznega tečaja. Pogosteje kot bodo podjetja prilagajala cene, višji bo ERPT v uvozne cene.

Uporaba finančnih instrumentov zavarovanja pred deviznim tveganjem

Zaradi časovne neusklajenosti med naročilom in plačilom uvoznih dobrin cene dobrin morda ne bodo odražale trenutnega deviznega tečaja, temveč preteklega, zaradi česar bodo izvozniki izpostavljeni deviznemu tveganju (Menon, 1996, str. 24). Ker je dostopnost finančnih instrumentov zavarovanja pred neugodnim gibanjem deviznega tečaja tesno povezana z izbiro valute denominiranja trgovalnih pogodb, Martin in Mejean (2012) opozarjata, da lahko obseg zavarovanja pred deviznim tveganjem na ravni podjetja pomembno vpliva na stopnjo ERPT-ja v uvozne cene.

Na podlagi podatkov o vzorcu oblikovanja cen in posluževanju finančnih instrumentov zavarovanja za več kot 3000 podjetij iz petih držav članic EMU sta Martin in Mejean (2012) v raziskavi preučevala odnos med izbiro valute denominiranja trgovalnih pogodb in uporabo finančnih instrumentov zavarovanja pred deviznim tveganjem, pri čemer sta izbiro valute endogenizirala. Ker valutno tveganje podjetja izvira iz trgovanja, katerega cena ni denominirana v valuti podjetja, je od izbire med PCP in LCP oblikovanjem cen odvisno ali

bo deviznemu tveganju izpostavljen izvoznik ali uvoznik. Raziskavo sta avtorja zasnovala na hipotezi, da lahko uporaba finančnih instrumentov zavarovanja pred deviznim tveganjem pri LCP strategiji efektivno nadomesti pozitivne učinke PCP strategije. Natančneje, z namenom ohranjanja tržnega deleža v ciljni državi tuje izvozno podjetje navadno implementira LCP strategijo, ki mu ob potencialnem nihanju deviznega tečaja zagotavlja stabilnost cen na ciljnim trgu, vendar s tem prevzame devizno tveganje. Pred deviznim tveganjem, ki nastane v primeru časovne neusklajenosti med naročilom in plačilom s strani uvoznika, pa se lahko tuje izvozno podjetje zavaruje z ustreznimi finančnimi instrumenti. Hipotezo sta avtorja empirično testirala in podala dve ključni ugotovitvi. Prvič, da so se podjetja, ki so se posluževala uporabe finančnih instrumentov zavarovanja pred deviznim tveganjem, pogosteje odločala za LCP strategijo in drugič, da je ravno dostopnost finančnih instrumentov zavarovanja podjetjem omogočila implementacijo LCP strategije.

Ker finančni instrumenti zavarovanja za podjetje predstavljajo fiksni strošek, si njihov nakup navadno privoščijo večja podjetja. To jim omogoča denominacijo izvoza v valuti uvoznika in s tem je ERPT stopnja v uvozne cene nižja. Večji kot bo torej obseg zavarovanja pred deviznim tveganjem, nižji bo prenos sprememb v deviznem tečaju naprej v uvozne cene. Vseeno pa zavarovanje pred valutnim tveganjem podjetjem omogoča zgolj odložitev prenosa spremembe deviznega tečaja v uvozne cene, saj bodo morala na dolgi rok podjetja – če bo šok v deviznem tečaju dovolj močan in vztrajen – spremembo vseeno prenesti na kupce (Cheikh & Rault, 2015a, str. 5).

1.2.3 Determinante trenda prehajanja deviznega tečaja

Mnogo držav je v zadnjih nekaj desetletjih zabeležilo padec stopnje prenosa spremembe deviznega tečaja v cene, kar je ERPT analitike spodbudilo k preučevanju razlogov, ki bi do tega lahko pripeljali. Povzročitelje omenjenega fenomena so našli tako med makro kot mikro faktorji. Med makro faktorji kot pojasnjevalni dejavnik prednjači inflacija in z njo povezana monetarna politika, ki mu sledi še dejavnik izbire režima deviznega tečaja ter odprtost gospodarstva. Z mikro vidika pa najpomembnejše dejavnike predstavljajo sprememba kompozicije uvoza države, povišana trgovinska integracija in sprememba deleža v domači valuti denominiranega uvoza (Ramón, 2008, str. 11).

Zaradi različnih implikacij za gospodarstvo in njegovo politiko je razločevanje med mikro in makro dejavniki lahko bistvenega pomena. Če namreč glavno determinanto ERPT-ja predstavljajo z monetarno politiko direktno povezani makro dejavniki, je zaradi endogenosti ERPT-ja jasno, da znižan ERPT ne bo nujno trajen, saj ga potencialno lahko dvignejo negativni cenovni šoki (Bussière & Peltonen, 2008, str. 8; Campa & Goldberg, 2002, str. 3). Poleg omenjenih dejavnikov se v literaturi pogosto omenja tudi stopnjo odprtosti gospodarstva. Z naraščajočo odprtostjo in s tem povečanim uvozom in izvozom naj bi se povečeval ERPT v uvozne in ostale domače cene. Vendar pa empirične analize (glej na primer Ca'Zorzi, Hahn in Sánchez (2007)) nakazujejo na zelo šibko povezavo med

odprtostjo gospodarstva in ERPT-jem, zato dotični dejavnik ne bo deležen dodatne obravnave.

Inflacija in monetarna politika

ERPT analiza se je v začetku tega tisočletja preusmerila k preučevanju endogenosti ERPT-ja in poskušala odgovoriti na vprašanje, ali prehod v okolje nizke in stabilne inflacije, do katerega je pripeljala sprememba v monetarni politiki (prehod na režim ciljanja inflacije), samodejno zmanjša ERPT.

Pionirsko delo na področju pojasnjevanja ERPT-ja z inflacijo in monetarno politiko predstavlja raziskava avtorja Taylor (2000). Gre za endogeno teorijo ERPT-ja, s katero je avtor želel pojasniti situacijo v Združenih državah Amerike iz konca 90-ih let. Takrat je Amerika beležila visoko gospodarsko rast, upad brezposelnosti ter – kontraintuitivno – deflacijo. Slednje je bilo že v nekaterih drugih raziskavah pojasnjeno z upadom cenovne moči podjetij oziroma z zmanjšanim ERPT-jem. Taylorjev prispevek k ERPT literaturi zato predstavlja razlaga negativnega trenda ERPT-ja. V svoji raziskavi ugotavlja, da je za znižanje stopnje ERPT-ja odgovorno okolje nižje in stabilnejše inflacije. ERPT interpretira kot izraz cenovne moči podjetij in ga opredeli kot stopnjo, po kateri podjetja v lastne cene prenesejo spremembe v cenah konkurenčnih podjetij ter spremembe v lastnih stroških, nastale kot posledica spremembe v nominalnem deviznem tečaju. Z modelom cenovnega vedenja podjetij, ki temelji na postopnem prilagajanju cen in na predpostavki monopolistične konkurence, pokaže, da je stopnja, do katere bo podjetje izenačevalo povišanje lastnih stroškov ali cen konkurenčnih podjetij, odvisna od pričakovane vztrajnosti tega povišanja. Ker je pričakovana vztrajnost sprememb nižja v okolju nizke in stabilne inflacije, zaključí, da je za negativen trend ERPT-ja preko kanala zniževanja pričakovane vztrajnosti stroškovnih in cenovnih sprememb zaslužna nizka inflacija in s tem monetarna politika, ki jo je zagotovila. Taylor hkrati opozarja, da bi povečanje inflacijskih pričakovanj preko zvišane ERPT-ja pospešilo inflacijski proces, s čimer poudarja pomen kredibilne monetarne politike. Monetarna politika naj bo zato usmerjena k ciljanju inflacije in k preprečevanju negativnih vplivov volatilnosti deviznega tečaja na stabilnost domačih cen.

Režim deviznega tečaja

Naslednjega izmed makro dejavnikov predstavlja *de facto* režim deviznega tečaja. Ta dejavnik večjo vlogo igra pri razvijajočih se državah, kjer je opazen trend zamenjave fiksnega za fleksibilni režim deviznega tečaja. Dejavnik režima deviznega tečaja je tesno povezan z volatilnostjo tečaja; bolj kot je devizni tečaj fleksibilen, bolj je volatilen. Rezultati raziskav so pokazali, da sprememba nominalnega deviznega tečaja v državah z režimom fiksnega deviznega tečaja rezultira v večji inflaciji, kot pa v državah z režimom fleksibilnega deviznega tečaja. Razlago so avtorji takšnih analiz poiskali v ideji, da se z naraščajočo volatilnostjo deviznega tečaja zmanjšuje percepcija izvoznikov o trajnosti spremembe;

posledično podjetja spremembe raje absorbirajo v profitnih maržah in cene prilagajajo manj pogosto (Amato, Filardo, Galati, von Peter, & Zhu, 2005, str. 6; Razafimahefa, 2012, str. 6).

Kompozicija uvoza

Campa in Goldberg (2002), začetnika debate o pomembnosti mikro in makro determinant ERPT-ja, sta na podlagi agregatnih in razčlenjenih podatkov o uvoznih cenah 25-ih držav članic Organizacije za gospodarsko sodelovanje in razvoj (v nadaljevanju OECD) iskala razlago za padec v ERPT stopnji v uvozne cene. Poleg hipotez makro dejavnikov sta testirala hipotezo, da na ERPT stopnjo bistveno vpliva kompozicija uvoza. Natančneje, zanimalo ju je, v kolikšni meri se sprememba v kompoziciji uvoza odraža v spremembi agregatne uvozne elastičnosti, tj. v ERPT-ju. Hipotezo sta podprla z idejo, da se bo – ob pogoju različnih ERPT-jev v posamezne komponente uvoza – ERPT v agregatne uvozne cene spreminjal v skladu s spremembami v kompoziciji uvoza. Če se kompozicija uvoza države spremeni na način, da se poveča delež uvoznih dobrin z nižjo ERPT elastičnostjo in se zmanjša delež uvoznih dobrin z višjo ERPT elastičnostjo, se bo znižala ERPT elastičnost agregatnih uvoznih cen. V analizi sta zato uvozne dobrine razdelila v pet kategorij in ugotovila, da je v OECD članicah v preučevanem obdobju res prišlo do velike spremembe v kompoziciji uvoza, pri čimer se je s časom v uvozu večine držav precej zmanjšal delež energije in povečal delež industrijskih proizvodov. Ker je ERPT v uvozne cene energije precej višji od tistega v industrijske proizvode, sta avtorja padec ERPT stopnje v večini preučevanih držav pripisala spremenjeni kompoziciji uvoza.

Trgovinska integracija

Na podlagi podatkov o ameriških uvoznih cenah so Gust, Leduc in Vigfusson (2006) povzročitelja za negativen trend ERPT-ja v uvozne cene iskali v povečani trgovinski integraciji. Z dinamičnim stohastičnim modelom splošnega ravnotežja (v nadaljevanju DSGE) s strateško komplementarnostjo pri oblikovanju cen¹ so pokazali, da je za tujega izvoznika optimalno, da se na spremembo v nominalnem deviznem tečaju odziva s spremembo profitne marže in tako absorbira vpliv spremembe deviznega tečaja na uvozne cene. Optimalnost njegovega vedenja izvira iz dejstva, da želi cene obdržati podobne konkurentovim.

Nadalje so Gust et al. (2006) pokazali, da lahko ravno dejavniki, ki vodijo k večji trgovinski integraciji, zmanjšajo stopnjo ERPT-ja. Povišana trgovinska integracija zmanjša trgovinske stroške na enoto proizvoda in poveča produktivnost, kar izboljša relativno konkurenčnost tujega izvoznika na ciljnim trgu in mu s tem omogoča povišanje profitne marže. Višja kot bo profitna marža izvoznika glede na njegove stroške, bolj bo s svojimi cenami sledil

¹ Odločitve o oblikovanju cen so strateško komplementarne, če povišanje cene enega podjetja poviša mejne prihodke drugih podjetij, saj to druga podjetja spodbudi k povišanju svojih cen. To pomeni, da je odločitev o višini cene posameznega podjetja odvisna od cen njegovih konkurentov na trgu.

konkurentom na trgu in tako večji delež spremembe v deviznem tečaju absorbiral v profitni marži, kar bo rezultiralo v nižjem ERPT-ju. Nasprotno bodo v primeru nižje stopnje trgovinske integracije stroški tujega izvoznika visoki v primerjavi s stroški konkurentov, zato bo njegova marža nizka in neodzivna na spremembe v cenah konkurentov, posledično pa bo izvoznik spremembo v deviznem tečaju v večji meri prenesel v uvozne cene.

Delež v domači valuti denominiranega uvoza

ERPT v uvozne cene za države evroobmočja in vpliv uvedbe evra na transmisijski kanal deviznega tečaja so v svoji raziskavi preučevali Campa, Goldberg in González-Mínguez (2005). Na podlagi agregatnih in razčlenjenih mesečnih podatkov o uvoznih cenah za 9 različnih industrijskih kategorij za obdobje 1989-2004 so avtorji ugotavljali ERPT stopnje v posameznih državah in razlike med njimi ter preučevali stabilnost ERPT razmerja.

Med razlogi, ki bi ob uvedbi evra lahko vodili do spremembe v ERPT stopnji v uvozne cene držav članic evroobmočja, so Campa et al. (2005, str. 18-22) našli naslednje tri:

- konvergenca povprečne stopnje inflacije: zahteve monetarne unije so privedle do konvergence povprečne stopnje inflacije v državah članicah evroobmočja, inflacija pa se je s tem za nekatere države znatno znižala, kar v skladu s Taylorjevo hipotezo pomeni znižanje ERPT stopenj v teh državah;
- spremembe v vzorcu trgovanja: z vzpostavitvijo monetarne unije se je za države članice povečal delež mednarodne trgovine v skupni valuti evra in zmanjšal delež trgovine s preostalim svetom. Ker je le slednji delež podvržen tveganju sprememb v nominalnem deviznem tečaju in ker zmanjšan delež trgovine s preostalim svetom pomeni upad tržne moči izvoznikov iz držav izven monetarne unije, bi se na ta račun lahko zmanjšal ERPT držav članic;
- sprememba deleža v domači valuti denominiranega uvoza: če formiranje monetarne unije promovira uporabo skupne valute kot valute denominiranja trgovine s preostalim svetom, se bo stopnja ERPT-ja v uvozne cene držav članic monetarne unije znižala, prav tako pa se bo znižal tudi vpliv na ekonomsko aktivnost.

V povezavi s tretjim razlogom Campa et al. (2005, str. 21-22) nadalje navajajo ključne dejavnike odločitve o valuti denominiranja s strani izvoznikov izven monetarne unije. Pri odločitvi naj bi jih vodila želja po zavarovanju pred tveganjem neugodnega gibanja deviznega tečaja in stroškov ter elastičnost povpraševanja po njihovih dobrinah oziroma stopnja konkurence na trgu. Večja kot je monetarna unija, manjši bo tržni delež izvoznika, ki izhaja iz države nečlanice, v primerjavi s tržnim deležem izvoznikov znotraj monetarne unije in večja bo verjetnost, da bo izvoznik države nečlanice izvoz denominiral v valuti monetarne unije. Ta logika velja predvsem za diferencirane proizvode, saj za visoko zamenljive dobrine obstaja enoten svetovni trg, na katerem so trgovalne pogodbe največkrat denominirane v dolarjih.

1.3 Determinante učinka prehajanja deviznega tečaja v potrošniške cene

Predhodno poglavje je bilo posvečeno determinantam transmisijskega mehanizma sprememb nominalnega deviznega tečaja v uvozne cene, vendar pa je zaradi namena magistrskega dela potrebno opredeliti še determinante, specifične za vpliv deviznega tečaja na potrošniške cene. Trditev je podkrepljena s številnimi raziskavami, ki so pokazale, da je ERPT v domače cene – tako proizvodne kot potrošniške – bistveno nižji kot tisti v uvozne (glej na primer McCarthy (1999), Campa in Goldberg (2006a; 2006b) ter Shioji (2014)).

Razlago za ugotovljene razlike v stopnjah ERPT-ja za različne nivoje cenovne verige lahko najdemo tako v nekaterih širših makro dejavnikih, kot tudi v dejavnikih, ki se nanašajo na cenovno vedenje podjetij nižje v cenovni verigi. V nadaljevanju so opisane naslednje determinante: delež mednarodno tržljivih dobrin v potrošniški košarici, stroški distribucije, stopnja substitucije uvoznih za domače dobrine, cenovno vedenje distributerjev, uporaba uvoznih surovin in nedokončanih oziroma vmesnih proizvodov v domači proizvodnji in reakcijska funkcija monetarne politike.

Delež mednarodno tržljivih dobrin v potrošniški košarici

Delež mednarodno tržljivih dobrin v potrošniški košarici predstavlja očitno determinanto ERPT-ja v potrošniške cene. Večji kot bo delež uvoznih dobrin v potrošniški košarici, tj. večja kot bo stopnja prodora uvoza (angl. *import penetration ratio*), v večji meri se bo sprememba v nominalnem deviznem tečaju prenesla v potrošniške cene (Khundrakpam, 2007, str. 5). Ta determinanta omogoča neposredno povezavo med dejavniki ERPT-ja v uvozne in potrošniške cene. Vsaka sprememba deviznega tečaja, ki se bo odražala v uvoznih cenah, se bo namreč v primernem deležu prenesla tudi v potrošniške cene, ne glede na prevladujočo determinanto učinka prenosa deviznega tečaja v uvozne cene. Tako bo na primer spremembo v kompoziciji uvoza države spremljala tudi sprememba v kompoziciji uvoza znotraj potrošniške košarice. Transmisijski mehanizem bo zato analogen tistemu za uvozne cene; večji kot bo v potrošniški košarici delež dobrin z nizko ERPT elastičnostjo in manjši kot bo delež dobrin z visoko ERPT elastičnostjo, nižja bo ERPT stopnja v agregatni indeks potrošniških cen.

Stroški distribucije

Distribucijski stroški, med katere lahko štejemo stroške transporta, stroške lokalnega skladiščenja, stroške trženja, veleprodajne in maloprodajne stroške, lahko cene potrošniških dobrin delno izolirajo pred vplivom nihanja deviznega tečaja. Burstein, Neves in Rebelo (2000) so vpliv distribucijskih stroškov preučevali v analizi na podlagi agregatnih in razčlenjenih podatkov o potrošniških cenah ter podatkov o distribucijskih maržah v Argentini in Združenih državah Amerike za obdobje 1991-1998. Distribucijske stroške so

avtorji vpeljali v standarden model dveh sektorjev – to sta sektor tržljivih in sektor netržljivih dobrin – tako, da so uvedli distribucijski sektor in predpostavili, da je distribucija pogoj za potrošništvo tržljivih dobrin. Ugotovili so, da domači distribucijski stroški predstavljajo najmanj polovico maloprodajnih potrošniških cen. Ker so distribucijske storitve nujno vezane na domačo delovno silo in zemljo ter so s tem mednarodno netržljive, bodo potrošniške cene mednarodno tržljivih dobrin v različnih državah različne. To izhaja iz dejstva, da distribucijske storitve ustvarjajo dodano vrednost in tako predstavljajo delež agregatnih potrošniških cen, zato bo ERPT v potrošniške cene nujno nižji od ERPT-ja v uvozne cene. Večji kot bo delež distribucijskih stroškov v cenah potrošniških dobrin, v manjši meri se bo sprememba deviznega tečaja odražala v teh cenah.

Stopnja substitucije uvoznih za domače dobrine

Komplementarno razlago distribucijskim stroškom kot dejavniku razlike med ERPT stopnjo v uvozne in potrošniške cene so Burstein, Eichenbaum in Rebelo (2002) iskali v stopnji substitucije bolj kakovostnih uvoznih dobrin za manj kakovostne domače dobrine. Z neoklasičnim modelom fleksibilnih cen so preučevali obdobja po velikih devalvacijah, ki jim je sledila nizka inflacija. Nizko inflacijo so med drugim pojasnili z begom pred kakovostjo (angl. *flight from quality*) oziroma z zamenljivostjo bolj kakovostnih uvoznih dobrin za manj kakovostne domače. S tem so predpostavili, da sta delež uvoznih dobrin v potrošniški košarici in kakovost košarice odvisna od nihanj v deviznem tečaju. Avtorji so pokazali, da se ob depreciaciji potrošniki raje odločijo za nakup cenejših, manj kakovostnih domačih dobrin kot za nakup tujih dražjih bolj kakovostnih dobrin, kar posledično zmanjša delež uvoznih dobrin v potrošniški košarici in s tem ERPT v potrošniške cene.

Cenovno vedenje distributerjev

Model, kot so ga predstavili Burstein et al. (2000), temelji na predpostavki popolne konkurence v distribucijskem sektorju. Posledično vsi distributerji za svoje storitve zaračunajo enako ceno, zaradi česar je njihov vpliv na ERPT v potrošniške cene omejen na njihovo vlogo dodane vrednosti nad vrednostjo uvoznih potrošniških dobrin.

Opisan mehanizem vpliva distribucije na ERPT v potrošniške cene pa je le eden izmed možnih, saj s spremembo tržne strukture v monopolistično konkurenco ponudniki distribucijskih storitev zaslužijo distribucijsko maržo, s katero lahko absorbirajo nihanja v deviznem tečaju in tako dodatno zreducirajo ERPT stopnjo v potrošniške cene. Implikacije predpostavke monopolistične konkurence za ERPT v razčlenjene in agregatne potrošniške cene sta v raziskavi preverila Campa in Goldberg (2006a). Na podlagi podatkov za 21 OECD držav sta ugotovila, da distribucijske marže v povprečju predstavljajo med 32 in 50 odstotkov končnih potrošniških cen, pri čemer največji delež zavzemajo veleprodajni in maloprodajni stroški, ki jim sledijo še transportni stroški in stroški skladiščenja. Z rezultati sta pokazala, da spremembe v deviznem tečaju vplivajo na distribucijske marže tako na

nivoju vele- kot malo-prodaje in s tem potrdila hipotezo dvojne marginalizacije. Hipoteza dvojne marginalizacije namreč predpostavlja, da poleg tujih izvoznikov tudi distributerji v želji po ohranitvi stabilnih cen ali v želji po širitvi tržnega deleža na vele- ali malo-prodajni ravni absorbirajo delež tečajnih nihanj. Ob depreciaciji, ki povzroči relativno podražitev uvoza, izraženega v domači valuti, distributerji delež spremembe v deviznem tečaju absorbirajo z znižanjem distribucijske marže in tako dodatno zmanjšajo ERPT v cene mednarodno tržljivega dela potrošniških dobrin in s tem v agregatne potrošniške cene.

Uporaba uvoznih surovin in vmesnih proizvodov v domači proizvodnji

Uvozne surovine in vmesni proizvodi lahko pri pojasnjevanju diskrepance med ERPT stopnjo v uvozne cene in ERPT stopnjo v potrošniške cene odigrajo pomembno vlogo. V nadaljevanju predstavljam dve vsebinsko različni raziskavi, ki sta razliko med ERPT stopnjama vsaj delno pojasnili z dotičnim dejavnikom.

V makroekonomskem modelu odprtega gospodarstva Bacchetta in van Wincoop (2002) uvozne dobrine definirata izključno kot vmesne proizvode, ki se jih uporablja v domači proizvodnji končanih potrošniških proizvodov. V tovrstnem modelu se odločitve o oblikovanju cen sprejemajo na dveh nivojih. Prvi nivo predstavljajo tuji proizvajalci vmesnih dobrin, za katere se predpostavlja, da nastopajo v okolju monopolistične konkurence. Prav tako v okolju monopolistične konkurence nastopajo domači proizvajalci potrošniških dobrin, ki vmesne dobrine kupujejo izključno od tujih proizvajalcev in predstavljajo drugi nivo cenovnih odločitev. Medtem, ko tuj proizvajalec vmesnih dobrin za povpraševanje na ciljnem trgu tekmuje le s preostalimi tujimi proizvajalci, domačemu proizvajalcu končnih potrošniških proizvodov poleg drugih takih proizvajalcev konkurirajo tudi domači proizvajalci mednarodno netržljivih dobrin. Na podlagi modela sta avtorja pokazala, da bodo ob obstoju dovolj velikega netržljivega sektorja domači proizvajalci potrošniških dobrin najverjetneje sledili LCP strategiji, tuji izvozniki pa PCP strategiji. Optimalnost LCP strategije oblikovanja cen za domače proizvajalce potrošniških dobrin sta podkrepila z idejo, da bodo takšni proizvajalci zaradi konkurence s strani proizvajalcev potrošniških dobrin v mednarodno netržljivem sektorju stremeli k stabilnosti domačih cen, čeprav bodo s tem nase prevzeli tveganje deviznega tečaja. Opisani optimalni strategiji tujih proizvajalcev vmesnih dobrin in domačih proizvajalcev končnih dobrin implicitno predpostavljata popolni ERPT v uvozne cene in ničnega v potrošniške.

Nasprotno sta v že prej omenjeni raziskavi Campa in Goldberg (2006a) vlogo uvoznih surovin in vmesnih proizvodov v domači proizvodnji preučevala v standardnem modelu dveh držav. Model sta razširila z uvedbo uvoznih surovin in vmesnih proizvodov, ki poleg domačih surovin in vmesnih proizvodov nastopajo v domači proizvodnji mednarodno tržljivih dobrin. S tem sta avtorja vzpostavila direktni kanal vpliva deviznega tečaja na mejne stroške proizvajalcev. Poudarila sta, da bi bil lahko ERPT v potrošniške cene ničen le v primeru popolnoma neelastičnih stroškov uvoznih surovin in vmesnih proizvodov, hkrati pa

nikoli ne more biti popoln, saj produkcijska struktura omogoča substitucijo uvoznih za domače surovine in vmesne proizvode, kadar so tuji proizvodi relativno dražji. Višji kot bo torej delež mednarodno tržljivih dobrin v agregatni potrošnji in višji kot bo delež uvoznih surovin in vmesnih proizvodov v domači proizvodnji mednarodno tržljivih dobrin, višji bo ERPT v potrošniške cene.

Reakcijska funkcija monetarne politike

Alternativno razlago za zaznano neodzivnost potrošniških cen na spremembe v deviznem tečaju sta Gagnon in Ihrig (2004) našla v reakcijski funkciji monetarne politike. Gre za teoriji avtorja Taylor (2000) sorodno razlago, ki pa eksplicitno upošteva vlogo monetarnih oblasti in predpostavlja, da je za zaznano zmanjšanje ERPT stopnje v potrošniške cene odgovorna sprememba režima monetarne politike. Ob depreciaciji naj bi se na inflacijske pritiske, ki izhajajo iz povišanih uvoznih cen, monetarne oblasti odzvale s kontrakcijsko monetarno politiko. To pomeni, da naj bi centralne banke preko instrumentov monetarne politike omejile inflacijske pritiske na način, ki bi cene domačih mednarodno netržljivih dobrin znižal dovolj, da bi izravnale povišane cene uvoznih dobrin. Pomembno vlogo tu zopet igra kredibilnost zaveze centralne banke k ohranjanju nizke inflacije, saj kredibilnost v okolju nizke in stabilne inflacije pripomore h konservativnejšemu cenovnemu vedenju podjetij. Ob zaupanju v namere monetarne politike bodo podjetja manj naklonjena k poviševanju potrošniških cen, ki bi odražale višje stroške, nastale zaradi depreciacije.

Ključni prispevek avtorjev Gagnon in Ihrig (2004) najdemo v formalni potrditvi povezave med monetarno politiko in ERPT stopnjo v agregatne potrošniške cene. V makroekonomskem modelu odprtega gospodarstva sta pokazala, da se ob zavezi monetarnih oblasti k stabilni inflaciji zmanjša ERPT v potrošniške cene. Opozorila sta, da dobljeni rezultati niso pogojeni z eksplicitno zastavljenim inflacijskim ciljem, temveč je za padec ERPT-ja dovolj že implicitno ciljanje inflacije. Hipotezo sta preverila tudi na podlagi podatkov 20-ih industrijskih držav za obdobje od leta 1971 do leta 2003. Analiza je rezultirala v robustni in statistično značilni povezavi med stopnjo in variabilnostjo inflacije ter ERPT-jem v potrošniške cene. Države z nizko in stabilno inflacijo so beležile nižjo stopnjo prenosa spremembe deviznega tečaja v potrošniške cene.

2 ALTERNATIVNI PRISTOPI K MODELIRANJU

Že Menon (1996, str. 71) je v pregledu ERPT študij opozoril, da so rezultati različnih empiričnih raziskav, posvečenih oceni ERPT stopnje za isto državo, dobrino in časovno obdobje, pogojeni z izbiro podatkov in metodologije. V tem poglavju se posvečam opisu nekaterih alternativnih ateoretičnih pristopov k modeliranju ERPT stopnje, s pregledom katerih želim opozoriti na prednosti in slabosti posameznih metod in na medsebojno neprimerljivost njihovih rezultatov.

Modeli z eno enačbo

Prve študije so ERPT preučevale v okviru modelov z eno enačbo, ki je navadno ocenjena s pomočjo metode najmanjših kvadratov (angl. *ordinary least squares*, v nadaljevanju OLS). Raziskovalci, ki implementirajo ta pristop, navadno opredelijo neko obliko cen – bodisi domače uvozne, proizvodne in potrošniške ali celo izvozne cene – kot odvisno spremenljivko, ki jo med drugim pojasnjujejo z deviznim tečajem. Preostale pojasnjevalne spremenljivke nato izberejo v skladu s predpostavljenimi determinantami ERPT-ja in v skladu z namenom raziskovanja. Glavno prednost dotičnega pristopa predstavlja enostavnost metodologije, ki pa jo zasenčijo naslednje pomanjkljivosti:

- model z eno enačbo temelji na predpostavki, da vzročnost poteka od deviznega tečaja k inflaciji in s tem ignorira možnost povratne vzročnosti od inflacije k deviznemu tečaju. Ker je bila endogenost ERPT-ja dokazana s številnimi študijami (na primer prej omenjeni Taylor (2000) ter Gagnon in Ihrig (2004)), lahko neupoštevanje endogenosti vodi v pristranske rezultate;
- pri ocenjevanju modelov časovnih vrst z OLS metodo je potrebno posebno pozornost nameniti značilnostim časovnih serij. Mnogo makroekonomskih časovnih serij je namreč nestacionarnih oziroma integriranih in OLS ocenjevanje modela na podlagi takih serij lahko rezultira v »nepravi« regresiji (angl. *spurious regression*), kar zopet vodi v pristranske rezultate (Menon, 1996, str. 67). Problem neprave regresije lahko rešimo s predhodno transformacijo časovnih serij (po navadi zadostujejo že prve difference), vendar v primeru kointegracije serij tvegamo, da z diferenciacijo podatkov izgubimo informacije o dolgoročnih povezavah med posameznimi časovnimi serijami (Lütkepohl, 2005, str. 248);
- model z eno enačbo omogoča preučevanje ERPT-ja le za posamezno časovno serijo cen (izraženo kot odvisno spremenljivko), zato analiza ERPT-ja na različnih stopnjah, opisanih v poglavju 1.1, ni možna (Ocran, 2010, str. 296).

VAR modeli

Ocenjevanje ERPT stopnje v VAR modelih, ki zajemajo linearne soodvisnosti med multiplimi časovnimi serijami, prinaša izrazite prednosti pred ocenjevanjem v modelih z eno enačbo. Ker VAR odpravlja kar dve izmed prej naštetih pomanjkljivosti modelov z eno enačbo, je v preteklosti veljal za najpopularnejši pristop. Njegove glavne prednosti lahko zajamemo v sledečih karakteristikah:

- VAR model upošteva morebitno soodvisnost med cenami in deviznim tečajem,
- VAR model omogoča vključitev več cenovnih časovnih serij, kar nadalje omogoča preučevanje ERPT stopnje na vsakem nivoju cenovne verige, torej od uvoznih pa vse do potrošniških cen (Ocran, 2010, str. 296),

- učinek spremembe oziroma šoka v deviznem tečaju na cene v okviru VAR modela lahko analiziramo s funkcijami impulznih odzivov (angl. *impulse response functions*) posameznih spremenljivk. Impulzni odzivi v primerjavi z regresijskimi koeficienti modelov z eno enačbo zagotavljajo zanesljivejše in natančnejše ERPT rezultate, saj dinamična struktura VAR modela omogoča zajemanje celotnega učinka eksogenega deviznega šoka in ne le enkratnega, kot je to običajno za modele z eno enačbo. Prav tako impulzni odzivi omogočajo vpogled v dinamiko in vztrajnost šoka ter odzivov spremenljivk (Razafimahefa, 2012, str. 8).

Seveda pa VAR metodologijo spremljajo tudi nekatere bistvene pomanjkljivosti. Med temi je pomembnejša – tako kot pri modelih z eno enačbo – vezana na kointegracijo. O kointegraciji dveh časovnih serij govorimo, kadar sta obe seriji integrirani istega reda in se dolgoročno gibljeta skupaj, torej si delita stohastični trend. Tehnično to pomeni, da seriji delita enotni koren (angl. *unit root*) oziroma, da so reziduali iz regresije ene integrirane serije na drugo integrirano serijo stacionarni. V takem primeru je v VAR model po navadi bolje vključiti nestacionarne časovne serije, saj bi s transformacijo v stacionarne serije izpustili kointegracijski odnos, kar pomeni napačno specifikacijo modela in vodi v pristranske rezultate (Gujarati, 2003, str. 822; Lütkepohl, 2005, str. 248). Rezultati VAR modela, ocenjenega z metodo najmanjših kvadratov, bodo še vedno konsistentni, otežena bo le statistična inferenca. Ca'Zorzi et al. (2007, str. 11-12) še opozarjajo, da bo tak model trpel zaradi problema prevelikega števila parametrov (angl. *overparameterisation*) in izgube učinkovitosti.

Na naslednjo pomanjkljivost VAR modelov opozarjajo Coricelli, Jazbec in Masten (2004, str. 9). VAR modeli ne upoštevajo strukturnih sprememb, kot je na primer sprememba režima deviznega tečaja ali sprememba ciljev monetarne politike, ki bi lahko vplivale na dinamiko časovnih serij. V takem primeru spremembe v deviznem tečaju niso nujno posledica stohastičnega šoka, temveč lahko odražajo strukturne spremembe, kar bo zopet vodilo v pristranskost rezultatov in podcenjevanje ERPT-ja.

V praksi se najpogosteje uporabljata rekurzivni in strukturni VAR model, ki se razlikujeta v identifikaciji. Rekursivni VAR model omogoča identifikacijo strukturnih šokov skozi Cholesky dekompozicijo inovacij, kar pomeni, da šoke lahko pripišemo posameznim spremenljivkam. Cholesky dekompozicija, ki uvede identifikacijske omejitve za kovariančno matriko inovacij, predpostavlja pravokotnost inovacij in ničelne kovariance med nekaterimi inovacijami, kar v praksi pogosto ni sprejemljivo. Nekateri zato kovariančno matriko inovacij raje identificirajo znotraj strukturnega VAR modela, ki omogoča nerekurzivno strukturo, pri čemer so restrikcije navadno podprte z ekonomsko teorijo. Ne glede na vrsto VAR modela, lahko za njegovo ocenjevanje uporabimo tako klasične frekventistične metode, kot je na primer metoda najmanjših kvadratov, ali pa bayesianske metode, ki bodo uporabljene v tej magistrski nalogi in opisane v poglavju 4.2.

CVAR in VECM model

Probleme, ki s kointegracijo nastopijo v modelih z eno enačbo in VAR modelih, lahko rešimo z uporabo modela kointegrirane vektorske avtoregresije (angl. *cointegrated vector autoregression model*, v nadaljevanju CVAR) in z VECM modelom (angl. *vector error correction model*, v nadaljevanju VECM). CVAR se uporablja, kadar se dve ali več nestacionarnih podatkovnih serij giblje skupaj oziroma imajo skupni trend, tj. serije so kointegrirane. CVAR model v primeru kointegracije ponuja priročen način parametrizacije in specifikacije takih serij ter omogoča merjenje ravnotežne ERPT stopnje, tj. stopnje, h kateri ERPT konvergira na dolgi rok. VECM model je analogen CVAR modelu, le da omogoča analizo preko funkcij impulznih odzivov.

V empirični literaturi je bilo večkrat izpostavljeno, da so časovne serije deviznih tečajev in cen pogosto nestacionarne in potencialno kointegrirane. S tega vidika je upoštevanje dolgoročnih razmerij med spremenljivkami lahko ključnega pomena. Kot povzemata Beirne in Bijsterbosch (2009, str. 5), v CVAR modelu operiramo z netransformiranimi serijami, kar omogoča ohranjanje pomembnih informacij o trendu in s tem o dolgoročnih razmerjih med spremenljivkami, poleg tega pa CVAR, tako kot VAR model, upošteva morebitno soodvisnost med cenami in deviznim tečajem, VECM pa nadalje omogoča preučevanje vpliva deviznega tečaja skozi impulzne odzive spremenljivk v modelu. S tem analiza omogoča tudi razločevanje med permanentnimi in začasnimi spremembami v deviznem tečaju. Ca'Zorzi et al. (2007, str. 12) medtem opozarjajo, da je pri specifikaciji CVAR modela nujna pravilna opredelitev kointegracijskega odnosa, saj bi z napačnim kointegracijskim vektorjem tvegali nekonsistentne rezultate.

2.1 Preučevanje učinka prehajanja deviznega tečaja v času

Preučevanje ERPT-ja skozi kateregakoli izmed opisanih modelov omogoča le analizo stopnje ERPT-ja za preučevano obdobje, ne omogoča pa opazovanja sprememb v tej stopnji. Da bi ocenili, kako je strukturni prelom (na primer prelom, nastal zaradi spremembe režima monetarne politike) vplival na ERPT mehanizem, se avtorji ERPT študij pogosto poslužujejo metod razdeljevanja preučevanega obdobja na več podobdobj, kar je mogoče tako v modelu z eno enačbo kot v VAR in CVAR oziroma VECM modelu.

Najenostavnejša metoda obdobje preučevanja navadno razdeli na dve podobdobji, pri čemer sta podobdobji razmejeni glede na predpostavljen strukturni prelom. Prednost tega pristopa je v dejstvu, da bodo krajša obdobja verjetneje generirala bolj stabilne rezultate, kot bi jih daljša, na katera lahko bistveno vpliva strukturni prelom (Stoian & Murarușu, 2015, str. 25). Vendar pa, kot izpostavlja Shioji (2012, str. 70), težko določimo časovni trenutek nastopa strukturne spremembe in hitrost njenega napredovanja, kar otežuje delitev preučevanega časovnega obdobja.

Naprednejšo verzijo opisanega pristopa predstavlja metoda drsečih regresij (angl. *rolling window regressions*), ki jo zopet lahko apliciramo na kateregakoli izmed prej opisanih modelov. Gre za priljubljeno metodo analize časovnih serij, ki se jo uporablja za ocenjevanje stabilnosti parametrov modela v času. Metoda drsečih regresij temelji na predpostavki, da se parametri skozi čas niso spreminjali in tako njihovo konstantnost preverja skozi ocenjevanje posameznih podobdobj, pri čemer so podobdobja enakih dolžin. Glede na kontekst preučevanja se podobdobja opredeli kot enako dolga zaporedna ali pa delno prekrivajoča se obdobja, smiselno pa je potrebno opredeliti tudi njihovo dolžino. Ocene parametrov posameznih podobdobj si bodo v primeru stabilnih serij zelo podobne, medtem ko bodo statistično značilne razlike v ocenah nakazovale na strukturno spremembo oziroma spremembo v vedenju parametrov modela (Rolling Regression, 2016). Kot glavni problem pristopa drsečih regresij Sekine (2006, str. 1) izpostavlja dejstvo, da pristop ne bo nujno podal natančnega trenutka nastopa sprememb v parametrih, poleg tega pa bo ta trenutek odvisen od dolžine posameznih podobdobj.

Analiza spremembe v ERPT stopnji, ki temelji na strukturnih prelomih (kot je to tipično za metode preučevanja podobdobj), po mnenju številnih raziskovalcev ni ustrezna. O strukturnem prelomu namreč govorimo, kadar je zaznana nenadna sprememba v časovni seriji ali v odnosu med dvema časovnima serijama. V realnosti se serije le redko spremenijo nenadoma, njihov razvoj je postopen in spremembe počasne. Tako evolucijo serij bolje opišejo modeli s časovno spremenljivimi parametri (v nadaljevanju TVP modeli), ki seveda ne izključijo strukturnih prelomov, ampak jih zaznajo s hitrimi spremembami parametrov v momentu preloma (Hyndman, 2014). TVP modeli omogočajo opazovanje ERPT stopnje v vsakem trenutku preučevanega časovnega obdobja in s tem omogočajo analizo ERPT trenda in analizo časa sprememb v kontekstu makroekonomskega okolja.

Pristop spremenljivih parametrov lahko implementiramo tako v modele z eno enačbo (glej na primer Sekine (2006)), kot tudi v VAR modele, pri čemer implementacija v slednje rezultira v TVP-VAR modelih. Kot navaja Shioji (2012, str. 71), nam TVP-VAR, s katerim generiramo impulzne odzive spremenljivk v modelu za vsak trenutek v preučevanem časovnem obdobju, omogoča grafično prikazovanje evolucije ERPT stopnje. Iz prikaza je nato enostavno razbrati, kdaj je prišlo do spremembe v ERPT stopnji in kako hitro se je sprememba zgodila.

Obstaja več vrst TVP-VAR modelov, ki se med seboj razlikujejo glede na opredeljeni način variabilnosti parametrov. Med njimi Darvas (2006, str. 143) izpostavlja sledeče tri:

- TVP-VAR modeli, ki parametre obravnavajo kot latentne spremenljivke, ki so modelirane kot naključni sprehodi (angl. *random walk*),
- TVP-VAR modeli, katerih parametri preklaplajo naprej in nazaj med režimi, pri čemer režimi sledijo procesu Markovega preklapljanja (angl. *Markov switching process*),
- TVP-VAR modeli, katerih parametri se iz režima v režim spreminjajo gladko in trajno.

V poglavju 5 je za Slovenijo ocenjena ERPT stopnja v potrošniške cene na podlagi prvega tipa TVP-VAR modelov. V izbiri sem sledila študiji avtorja Darvas (2006), ki je preučeval transmissijski mehanizem monetarne politike na Češkem, Poljskem in Madžarskem. Vse tri države so doživele trajne spremembe v monetarnem režimu, zato je avtor študije model specificiral tako, da je njegova fleksibilna narava omogočala zajemanje različnih poti parametrov v času – to omogoča ravno specifikacija parametrov kot naključnih sprehodov. Izbira se zdi smiselna tudi za Slovenijo, zato bo v poglavju 4 podrobneje opisana ta vrsta TVP-VAR modelov.

Pri uporabi TVP-VAR modela je potrebno opozoriti tudi na pomembno pomanjkljivost, in sicer model zaradi svojih omejitev v številu vključenih spremenljivk lahko trpi za pristranskimi rezultati – vsak VAR model je namreč omejen s stopinjami prostosti. Naravno nadgradnjo modela pomeni faktorsko razširjena vektorska avtoregresija s spremenljivimi parametri (angl. *time varying parameter factor augmented vector autoregression*, v nadaljevanju TVP-FAVAR) (Ellis, Mumtaz, & Zabczyk, 2011, str. 9). Primer ERPT analize v okviru TVP-FAVAR modela predstavlja v svoji študiji Moussa (2016), ki v model poleg standardnih spremenljivk v ERPT analizi vključi še mnoge makroekonomske in finančne spremenljivke, ki bi lahko vplivale na devizni tečaj ali cene in tako podale bolj realistične rezultate.

3 PREGLED EMPIRIČNIH RAZISKAV

Kot že napisano, so rezultati ERPT študij podvrženi izbiri metodologije, zato so pogosto medsebojno neprimerljivi. Poleg tega se študije razlikujejo tudi v nekaterih ključnih aspektih, ne le v pokritosti držav. V nekatere analize so vključene le uvozne cene, v nekatere le potrošniške in spet v nekatere kar vse v cenovni verigi, pri čemer so lahko cene agregatne ali razčlenjene (po sektorjih, po namembnosti dobrin itd.). Nadalje primerljivost rezultatov otežuje tudi način izražanja ERPT koncepta oziroma rezultatov, ki so pri nekaterih metodah prikazani v obliki impulznih odzivov, pri nekaterih drugih pa kot enostavne elastičnosti.

Zaradi opisanih problemov v tem poglavju le povzemam rezultate posameznih študij, ki jih med seboj ne primerjam. Pri tem sem se omejila na raziskave, ki specifično vključujejo Slovenijo. Pregled študij za Slovenijo je prikazan s tabelo v Prilogi 1. Pri tem se v prvem stolpcu tabele nahajajo avtorji študij, v drugem je opredeljeno preučevano časovno obdobje in frekvenca podatkov, ki jim v tretjem stolpcu sledi v študiji uporabljena metodologija. Spremenljivke, ki so bile v posamezni študiji vključene v ERPT analizo, so opredeljene v četrtem stolpcu (pripadajoča legenda pojasnjuje kratice), v petem pa se nahajajo rezultati analize ERPT stopnje v cene življenjskih potrebščin ali v uvozne cene. V nadaljevanju so študije na kratko povzete.

Bitâns (2005) je za 13 vzhodno evropskih držav preučil ERPT v cene proizvajalcev in cene življenjskih potrebščin (uvoznih cen zaradi pomanjkanja podatkov v model ni vključil).

Obdobje preučevanja je z namenom ugotavljanja sprememb ERPT-ja za posamezno državo razdelil na 2 podobdobji, kar je utemeljil z dejstvom, da je večina držav v tem času beležila spremembo v inflacijski stopnji in/ali v režimu deviznega tečaja. Za Slovenijo je obdobje preučevanja razdelil na dve enako dolgi podobdobji in s pomočjo rekurzivnega VAR modela, v katerem so vse spremenljivke nastopale v prvih diferencialih, ter Cholesky dekompozicije ocenil ERPT stopnje. Skladno z literaturo je ugotovil, da je ERPT elastičnost cen producentov konsistentno višja od ERPT elastičnosti potrošniških cen, in poudaril pomembnost distribucijskih stroškov za končne cene potrošniških dobrin. Pokazal je tudi, da so ERPT elastičnosti v prvem podobdobju znatno višje od elastičnosti v drugem podobdobju, s čimer je potrdil hipotezo padajočega ERPT-ja. Hkrati je opozoril še, da ERPT elastičnost, ki je za nekatere države višja od ena, lahko nakazuje na potencialno nenatančne ocene. V drugem delu študije je avtor preučil še determinante ERPT elastičnosti in v ta namen ocenjene elastičnosti regresiral na številne ekonomske spremenljivke. Izkazalo se je, da je ERPT pozitivno in statistično značilno povezan s povprečno stopnjo inflacije in z vztrajnostjo sprememb v deviznem tečaju, pomembno vlogo pa igra tudi struktura uvoza in stopnja odprtosti gospodarstva.

Bussière in Peltonen (2008) sta skozi ocenjevanje enačb za uvozne in izvozne cene za 13 razvitih in 28 razvijajočih se držav preučila ERPT elastičnosti za posamezne države in razliko med njimi. Rezultati prvega sklopa so izpostavili heterogenost v ERPT elastičnosti med državami, pri čemer zaznana elastičnost uvoznih in izvoznih cen v razvijajočih se državah v povprečju ni bila znatno višja od tiste v razvitih državah. Za Slovenijo sta avtorja študije ocenila kratkoročno elastičnost uvoznih cen v višini 0,35 (povprečje vseh držav: 0,35) in kratkoročno elastičnost izvoznih cen v višini 0,007 (povprečje vseh držav: 0,33). Tako kot Bitâns (2005), sta nato ocenjene elastičnosti regresirala na različne mikro in makro determinante ERPT-ja. Zopet se je pokazala pomembnost inflacijskega okolja in režima deviznega tečaja, med mikro faktorji pa je uspela heterogenost med elastičnostmi za posamezne države v največji meri pojasniti diferenciacija proizvodov. V namen preučevanja časovne dinamike ERPT elastičnosti sta avtorja v tretjem delu elastičnosti ocenila še z metodo drsečih regresij in testirala za strukturne prelome. Ugotovila sta, da se je elastičnost izvoznih cen v mnogih razvijajočih se državah s časom povečala, medtem ko se je elastičnost uvoznih cen v nekaterih razvitih državah znižala. Na tem mestu sta izpostavila dejstvo, da so na znižanje uvozne elastičnosti v razvitih državah poleg domačih dejavnikov najverjetneje vplivali tudi tuji. Za Slovenijo sta ugotovila stabilno ERPT elastičnost v izvozne cene in v času padajočo ERPT elastičnost v uvozne cene.

Carrière-Swallow, Gruss, Magud in Valencia (2016) so v nedavni študiji v okviru panelne regresije s fiksnimi učinki in v okviru ločenih regresij za vsako državo ocenili ERPT stopnje v cene življenjskih potrebščin in njihovo evolucijo za 31 razvijajočih se in 31 razvitih držav (med njimi Slovenijo). ERPT stopnje so ocenili s pomočjo metode lokalnih projekcij in enako kot predhodni avtorji poročali o veliki heterogenosti med državami. Z metodo drsečih regresij so nato še enkrat potrdili hipotezo negativnega trenda ERPT-ja v potrošniške cene,

pri čemer je ta trend izrazitejši za skupino razvijajočih se držav. Za Slovenijo so ugotovili 58 odstotni kumulativni prenos spremembe deviznega tečaja v cene življenjskih potrebščin po enem letu in kar 115 odstotni kumulativni prenos po dveh letih. V drugem delu študije so se avtorji posvetili ocenjevanju vloge uvoznih dobrin in monetarne politike pri pojasnjevanju omenjene heterogenosti med državami. Glede uvoznih dobrin so pokazali, da se je kljub povečanju deleža uvoznih dobrin v potrošniški košarici ERPT v potrošniške cene znižal in da so za znižanje odgovorne pretežno cene doma proizvedenih dobrin in ne uvozne cene. Za preverjanje hipoteze avtorja Taylor (2000) glede vpliva inflacije so avtorji poleg standardnih kazalcev uspešnosti monetarne politike pri stabilizaciji cen, tj. raven in volatilitnost inflacije, dodatno oblikovali indikator kredibilnosti monetarne politike kot stopnjo nestrinjanja med poklicnimi napovedovalci inflacije. Izkazalo se je, da ob dani ravni in volatilitnosti inflacije večja kredibilnost monetarne politike zniža ERPT v cene življenjskih potrebščin.

Coricelli et al. (2004) so z uporabo VECM modela ocenjevali dolgoročni ERPT v cene življenjskih potrebščin za štiri države – Češko, Madžarsko, Poljsko in Slovenijo, takrat še pristopnice v EU. Pomembnost kointegracijske analize in preučevanja dolgoročnega ERPT-ja so argumentirali z odločitvijo o hitrosti vstopa v EMU, pred katero so neizogibno postavljene nove EU članice. Z maastrichtskimi kriteriji je bila za nove članice namreč postavljena zahteva po znižanju inflacije, za dezinfacijsko monetarno politiko pa so po mnenju avtorjev ključni permanentni in ne prehodni šoki. Za Slovenijo so avtorji ocenili popoln dolgoročen ERPT v cene življenjskih potrebščin in pojasnili, da je velikost ERPT-ja pomembno povezana z režimom deviznega tečaja oziroma s stopnjo prilagajanja politike deviznega tečaja. Slovenija je takrat vodila politiko uravnavanega drsečega deviznega tečaja in, da bi ohranila konkurenčnost, ciljala realni devizni tečaj. Akomodacijska politika deviznega tečaja, ki nevtralizira posledice neugodnih šokov na realni devizni tečaj, hkrati povzroči inflacijske pritiske, zato je ERPT v državah s tako politiko višji.

ERPT za iste štiri države je pred Coricelli et al. (2004) preučeval že Darvas (2001). Tudi njega je zanimala povezava med režimom deviznega tečaja in ERPT stopnjo, ki bi mu pomagala sklepati o vlogi upravljanja deviznega tečaja pri doseganju nizke in stabilne inflacije. V ta namen je ocenil dve enačbi z variabilnimi parametri (prva namenjena pojasnjevanju sprememb v cenah in druga pojasnjevanju sprememb v nominalnem deviznem tečaju), v kateri je inkorporiral popravek napake realnega deviznega tečaja, tj. odmik od dolgoročnega ravnotežja. Model je za potrebe ocenjevanja formuliral kot model v prostoru stanj in pokazal, da je takojšnji ERPT v slovenske potrošniške cene skozi preučevano obdobje počasi padal, pri čemer je v začetku obdobja znašal približno 30 odstotkov in na koncu približno 20 odstotkov. Dolgoročni ERPT je bil po drugi strani precej stabilen in se je gibal okoli 40-ih odstotkov.

Korhonen in Wachtel (2005) sta v svoji študiji preučevala velikost in hitrost prenosa spremembe deviznega tečaja v potrošniške cene Skupnosti neodvisnih držav (angl. *Commonwealth of Independent States*, v nadaljevanju CIS države) v primerjavi z nekaterimi

drugimi svetovnimi razvijajočimi se državami, med katere sta uvrstila tudi Slovenijo. ERPT za posamezne države sta, ker nista zaznala kointegracije, ocenila v okviru VAR modela s spremenljivkami, izraženimi v prvih diferencialih. Na podlagi rezultatov sta avtorja zaključila, da je ERPT v cene življenjskih potrebščin v CIS državah zelo visok (vendar nižji od popolnega) in da je prenos hiter, in sicer se celoten učinek realizira v manj kot enem letu. S tem je ERPT v CIS državah višji kot v primerjalni skupini razvijajočih se gospodarstev.

Za večino držav v vzorcu sta Korhonen in Wachtel (2005) ocenila po dva VAR modela, ki sta se razlikovala v definiciji nominalnega deviznega tečaja in v izbiri tuje inflacije, ki je bila v model vključena, če je bil izkazan njen statistično značilen vpliv na domače cene ali devizni tečaj. Devizni tečaj je bil v prvem modelu izražen kot povprečni mesečni bilateralni devizni tečaj glede na dolar in v drugem kot povprečni mesečni bilateralni devizni tečaj glede na evro. Za Slovenijo sta avtorja v prvi model vključila inflacijo Združenih držav Amerike in ocenila, da se v enem letu v potrošniške cene prenese 16 odstotkov spremembe v deviznem tečaju, medtem ko ta prenos po dveh letih doseže 18 odstotkov. Od celotnega prenosa (18 odstotkov) se ga 65 odstotkov realizira že po pol leta in 87 odstotkov po enem letu. Slovenski ERPT je po velikosti podoben ERPT-ju CIS držav, kar avtorja, tako kot Coricelli et al. (2004), pojasnjujeta z akomodacijsko politiko deviznega tečaja. V drugem modelu, v katerem je bil devizni tečaj opredeljen glede na evro, je bil za Slovenijo ocenjen precej višji ERPT, in sicer 67 odstotkov po enem letu in 108 odstotkov po dveh, vendar je bila hitrost prenosa nižja (62 odstotkov celotnega prenosa se je zgodilo v pol leta in 72 odstotkov v enem letu). Višji ERPT sta avtorja argumentirala z orientacijo ekonomske politike Slovenije, ki je bila usmerjena k EU in evrskemu območju.

María-Dolores (2008) je preučeval ERPT v uvozne cene na podlagi podatkov o indeksih povprečnih vrednosti uvoza za 9 različnih kategorij proizvodov v 8-ih takrat novih članicah EU (vključno s Slovenijo) in eni kandidatki (Turčija). ERPT je ocenil z dvema modeloma z eno enačbo. Prvi model uvrščamo med standardne pristope k ocenjevanju ERPT-ja, kjer je enačba ocenjena z OLS metodo, rezultati pa so podani v obliki kratkoročnih in dolgoročnih ERPT elastičnosti. Model je avtor nadgradil z vključevanjem nepravilnih spremenljivk, ki upoštevajo ugotovljene strukturne prelome. Ocene slovenske ERPT elastičnosti so pokazale, da je kratkoročno ERPT popoln (ERPT elastičnost je enaka 1), kar za Slovenijo potrjuje PCP hipotezo, dolgoročna elastičnost pa je nekoliko nižja, tj. 0.76. Visok ERPT v primerjavi z večino vključenih držav avtor pojasnjuje z visoko stopnjo gospodarske odprtosti Slovenije. Ker so kointegracijski testi zavrnili hipotezo odsotnosti kointegracije, je avtor v drugem modelu v enačbo vključil popravek napake deviznega tečaja, zopet preveril prisotnost strukturnih prelomov in ocenil dolgoročni ravnotežni ERPT po industrijah v posamezni državi. Pri tem je opozoril na veliko verjetnost, da se je na primer zaradi vstopa države v EU spremenil njen dolgoročni ERPT. Tako je v primeru Slovenije izpostavil dejstvo, da je ugotovljeni strukturni prelom za serijo uvoznih cen za hrano in žive živali ter surovine zelo blizu datumu vstopa Slovenije v EU. Največji slovenski ERPT je ugotovil v proizvodne dobrine (131 odstotni prenos po strukturnem prelomu), medtem ko je povprečje ERPT

elastičnosti po industrijah znašalo skoraj 0,7. Glede trenda dolgoročnega ERPT-ja je zaznal heterogene rezultate po industrijah.

V drugem delu raziskave je María-Dolores (2008) preučil še dolgoročni ERPT nižje v cenovni verigi. Predpostavil je, da se ERPT elastičnosti na dolgi rok med industrijami znotraj države in med državami znotraj industrije ne razlikujejo bistveno, zato heterogenost v elastičnosti za posamezno državo ne bo izhajala iz heterogenosti kompozicije industrije, temveč iz razlik v odprtosti posameznih držav in, ob dani stopnji odprtosti, iz razlik v kompoziciji uvoza. Da bi implementiral predpostavko, je avtor ERPT proizvodnih in potrošniških cen ocenil v okviru dveh specifikacij. Ocena ERPT elastičnosti prve specifikacije, ki je vključevala državi lastno stopnjo odprtosti, je v primeru Slovenije znašala 0,108 za proizvodne cene in 0,042 za potrošniške cene. Ob upoštevanju povprečne odprtosti v drugi specifikaciji modela pa je ERPT elastičnost v proizvodne cene znašala 0,107 in v potrošniške 0,028. S tem je avtor potrdil hipotezo padajočega ERPT-ja po cenovni verigi.

Mirdala (2016) je v nedavni raziskavi v okviru ERPT analize preučeval implikacije monetarne unije in gospodarske krize na transmisijski mehanizem deviznega tečaja v cene. Izpostavil je problem skupne valute in s tem rigidnosti nominalnega deviznega tečaja, ki je v kontekstu nedavne krize državam članicam evroobmočja oteževala izhod iz recesije. V takem primeru lahko države članice situacijo rešujejo z notranjo devalvacijo valute, torej z depreciacijo realnega deviznega tečaja, ki mu sledi izboljšanje konkurenčnosti na mednarodnem trgu. Dodaten dejavnik izboljšanja konkurenčnosti držav članic predstavlja tudi politika kvantitativnega sproščanja, ki je rezultirala v depreciaciji nominalnega deviznega tečaja. Vendar pa, kot opozarja avtor, ni problematična konkurenčnost na mednarodnem trgu, temveč konkurenčnost znotraj evroobmočja, saj večino trgovine monetarne unije predstavljajo transakcije v evrih med državami članicami.

Da bi preučil vpliv rigidnega nominalnega deviznega tečaja, je Mirdala (2016) z rekurzivnim VAR modelom v prvih diferencah za vsako državo članico evroobmočja v prvi fazi ocenil odziv nominalnega efektivnega deviznega tečaja na nepričakovan eksogen šok v cenah nafte. Ta korak mu je omogočil opazovanje transmisijskega mehanizma prenosa tuje inflacije v domačo preko deviznega tečaja. Pri tem lahko tečaj deluje na dva načina, in sicer bolj kot se devizni tečaj odziva na šok v tujih cenah, v večji meri tujo inflacijo absorbira, in manj kot se odziva, večji delež zunanjih inflacijskih pritiskov bo prenesenih v domače gospodarstvo. Po ugotovljeni odzivnosti nominalnega deviznega tečaja na šok v cenah nafte, je avtor v drugi fazi ugotavljal še odziv indeksov domačih cen po cenovni verigi na nepričakovan eksogen šok v nominalnem deviznem tečaju. Nadaljnja razčlenitev modela v dve prekrivajoči se obdobji, kjer prvo obdobje zajema podatke od leta 2000 do 2007 in drugo od leta 2000 do 2014, je služila za preučevanje vpliva krize na transmisijski mehanizem.

Ocena modelov na prvi stopnji je pokazala, da v odziv na nepričakovano povišanje cen nafte pred krizo nominalni efektivni devizni tečaj apreciira v vseh državah članicah, pri čemer se

ta odziva močnejše v manjših, bolj odprtih gospodarstvih, kamor uvrščamo tudi Slovenijo. To pomeni, da slovenski nominalni efektivni devizni tečaj v večji meri absorbira zunanje inflacijske pritiske, zato bo prenos v domače cene manjši. Natančneje, v primeru Slovenije se je pred krizo v odziv na negativen cenovni šok v velikosti enega standardnega odklona devizni tečaj v šestih mesecih povišal (apreciiral) za približno 0,4 indeksne točke, ta apreciacija pa je bila permanentna. V obdobju, ki je vključevalo krizo, se je odziv deviznega tečaja za države evroobmočja zmanjšal; za Slovenijo je tako negativen šok v cenah nafte v velikosti enega standardnega odklona povzročil povišanje tečaja za približno 0,25 indeksne točke, trajnost apreciacije pa se je ohranila. Kriza je očitno omejila vlogo deviznega tečaja pri absorbiranju šokov v tujih cenah (Mirdala, 2016).

Ocenjevanje odziva v drugi fazi, tj. odziva domačih cen na nepričakovan pozitiven šok v nominalnem efektivnem deviznem tečaju (apreciacija) v velikosti standardnega odklona, je podalo rezultate za slovensko cenovno verigo. Indeks uvoznih cen se je pred krizo odzval z znižanjem v višini 0,4 indeksne točke, v podaljšanem obdobju pa z znižanjem v višini 0,15 indeksne točke, v obeh obdobjih pa je bil odziv le začasen. V Sloveniji je torej kriza zmanjšala kratkoročno odzivnost uvoznih cen. Indeks cen domačih proizvajalcev se je pred krizo na pozitiven šok v deviznem tečaju odzval s padcem velikim približno 0,3 indeksne točke in v obdobju s krizo s padcem v višini 0,2 indeksne točke. Podobno se je odzval tudi indeks cen življenjskih potrebščin – v obdobju pred krizo je apreciaciji sledil permanentni padec v indeksu cen življenjskih potrebščin v višini 0,25 indeksne točke in v obdobju 2000-2014 le še 0,15 indeksne točke. Kriza je torej zmanjšala tudi odzivnost cen domačih proizvajalcev in življenjskih potrebščin, razvidno pa je tudi, da se odziv zmanjšuje navzdol po cenovni verigi. Mirdala (2016) je poudaril, da rezultati ne potrjujejo povezave med zmanjšanjem vloge deviznega tečaja pri absorbiranju šokov v ceni nafte in povečanjem občutljivosti domačih cen na spremembe v ceni nafte.

4 TVP VAR METODOLOGIJA

Empirični del v poglavju 5 je izveden s pomočjo analize TVP-VAR modela s stohastično volatilitnostjo po vzoru avtorja Primiceri (2005). Primiceri je v okviru TVP-VAR modela modeliral odnose med stopnjo brezposelnosti, obrestno mero in stopnjo inflacije v Združenih državah Amerike. V poglavju 4.1 je opisan njegov model, v poglavju 4.2 pa bayesijska metodologija ocenjevanja modela, ki sem jo prilagodila za ocenjevanje slovenskega ERPT.

4.1 Opredelitev modela

Tradicionalni TVP-VAR model navaden VAR model s fiksnimi koeficienti nadgradi tako, da omogoča variabilnost v koeficientih. Časovno spremenljivi koeficienti dopuščajo možne nelinearnosti ali časovno variabilnost v strukturi odloženih vrednosti. TVP-VAR s stohastično volatilitnostjo pa nadalje omogoča še časovno volatilitnost kovariančne matrike

slučajnih napak, s čimer so v model zajeti potencialna heteroskedastičnost šokov in nelinearnosti v sočasnih odnosih med spremenljivkami. Taka oblika modela omogoča presojo o izvoru časovne variabilnosti, pri čemer ta lahko izhaja iz sprememb v velikosti šokov skozi čas ali pa iz sprememb v transmisijem mehanizmu (Primiceri, 2005, str. 823).

Model je v splošni TVP-VAR obliki specificiran z enačbo (1):

$$\begin{aligned} y_t &= c_t + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{p,t}y_{t-p} + u_t & t &= 1, \dots, T \\ u_t &\sim N(0, \Omega_t), \end{aligned} \quad (1)$$

kjer je t indikator časa, M število spremenljivk in p število odloženih vrednosti spremenljivk v modelu. y_t je $M \times 1$ vektor opazovanih endogenih spremenljivk, c_t je $M \times 1$ vektor časovno spremenljivih koeficientov, pripadajočih konstantam v modelu, $B_{i,t}$ so $M \times M$ matrice časovno spremenljivih koeficientov, pripadajočih odloženim vrednostim $i = 1, \dots, p$, u_t je $M \times 1$ vektor heteroskedastičnih rezidualov in Ω_t je $M \times M$ kovariančna matrika rezidualov.

Zapis modela v enačbi (1) ustreza TVP-VAR modelu z reziduali izraženimi v reducirani obliki. Da bi iz rezidualov v reducirani obliki prišli do strukturnih šokov, lahko kovariančno matriko Ω_t faktoriziramo, kakor je to prikazano z enačbo (2):

$$\Omega_t = A_t^{-1} \Sigma_t \Sigma_t' (A_t^{-1})', \quad (2)$$

kjer je A_t časovno spremenljiva spodnje trikotna matrika definirana z enačbo (3):

$$A_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{21,t} & 1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ a_{M1,t} & \dots & a_{MM-1,t} & 1 \end{bmatrix} \quad (3)$$

in je Σ_t časovno spremenljiva diagonalna matrika opisana z enačbo (4):

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \sigma_{M,t} \end{bmatrix}. \quad (4)$$

Pri matriki A_t velja opozoriti, da predpostavljena spodnje trikotna oblika pomeni omejitev v modelu. Taka oblika namreč predpostavlja rekurzivno identifikacijo strukturnih šokov, kar pomeni, da bo vrstni red spremenljivk, vključenih v model, igral pomembno vlogo pri ocenah modela.

Z uporabo opisane transformacije lahko model zapišemo z enačbo (5):

$$y_t = c_t + B_{1,t}y_{t-1} + \dots + B_{p,t}y_{t-p} + A_t^{-1}\Sigma_t\varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, I_M),$$
(5)

kjer ε_t predstavlja $M \times 1$ vektor strukturnih šokov.

Če vse koeficiente na desni strani enačbe zložimo v vektor B_t , dobimo enačbo (6), ki jo v modelu, zapisanem v prostoru stanj, imenujemo merilna enačba ali enačba opazovanja (angl. *measurement equation* ali *observation equation*), kjer $\otimes$ predstavlja kroneckerjev produkt:

$$y_t = X_t' B_t + A_t^{-1} \Sigma_t \varepsilon_t$$

$$X_t' = I_M \otimes [1, y_{t-1}', \dots, y_{t-p}'].$$
(6)

Naslednji korak zahteva opredelitev dinamike časovno variabilnih parametrov iz enačbe (6). Kot že napisano, Primiceri (2005) parametre obravnava kot latentne spremenljivke in jih modelira kot naključne sprehode. Proste elemente matrike A_t , tj. neničelne in nediagonalne elemente, po vrsticah zloži v vektor a_t , diagonalne elemente matrike Σ_t pa zloži v vektor σ_t , kot je to prikazano z enačbo (7):

$$a_t = [a_{21,t} \ a_{31,t} \ \dots \ a_{MM-1,t}]'$$

$$\sigma_t = [\sigma_{1,t} \ \sigma_{2,t} \ \dots \ \sigma_{M,t}]'.$$
(7)

Elemente matrike B_t in vektorja a_t modeliramo kot naključne sprehode, medtem ko enako želimo storiti tudi za elemente σ_t . Ker slednji v model vstopajo multiplikativno, moramo, da bi dobili linearni sistem enačb, elemente σ_t najprej kvadrirati in logaritmirati (operator $\log$ predstavlja naravni logaritem), ter tako definirati matriko H_t z enačbo (8) in vektor diagonalnih elementov matrike H_t z enačbo (9):

$$H_t = \log(\Sigma_t \Sigma_t')$$

$$= 2 \cdot \begin{bmatrix} h_{1,t} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & h_{2,t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & h_{M,t} \end{bmatrix}$$
(8)

$$= 2 \cdot \begin{bmatrix} \log(\sigma_{1,t}) & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \log(\sigma_{2,t}) & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \log(\sigma_{M,t}) \end{bmatrix}$$

$$h_t = [h_{1,t} \ h_{2,t} \ \dots \ h_{M,t}]',$$
(9)

iz česar sledi enačba (10):

$$\Sigma_t = \begin{bmatrix} \exp(0,5h_{1,t}) & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \exp(0,5h_{2,t}) & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \exp(0,5h_{M,t}) \end{bmatrix}. \quad (10)$$

Dinamiko časovno variabilnih parametrov lahko sedaj zapišemo z enačbami (11), (12) in (13), ki jih v modelu, ocenjenemu v prostoru stanj, poimenujemo tranzicijske enačbe ali enačbe stanj (angl. *transition equations* ali *state equations*):

$$B_t = B_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim N(0, Q) \quad (11)$$

$$a_t = a_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim N(0, S) \quad (12)$$

$$h_t = h_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, W) \quad (13)$$

oz. ekvivalentno: $\log \sigma_t = \log \sigma_{t-1} + \eta_t$,

kjer so Q , S in W pozitivne definitne matrike. Pri tem matriko S sestavlja $(M - 1)^2$ število blokov, pri čimer so bloki zunaj diagonale matrike S ničelni, diagonalni bloki pa so opredeljeni glede na a_t parametre posamezne enačbe v TVP-VAR modelu. To pomeni, da se koeficienti sočasnih odnosov v posamezni enačbi razvijajo neodvisno od koeficientov sočasnih odnosov v drugih enačbah. Predpostavka za model ni nujna, pač pa omogoča povečano učinkovitost ocenjevanja (Primiceri, 2005, str. 825). Nasprotno, matriki Q in W nista omejeni na diagonalno strukturo, kar pomeni, da so lahko tako inkrementi v procesih B_t parametrov kot stohastične volatilnosti $\log \sigma_t$ korelirani.

Kot je razvidno iz enačbe (13), je vektor h_t modeliran kot naključni sprehod, iz česar sledi, da standardni odkloni σ_t sledijo geometričnemu slučajnemu sprehodu, ki se uvrščajo v razred modelov stohastične volatilnosti. Kot navaja Primiceri (2005, str. 825), bistveno razliko med geometričnim in navadnim naključnim sprehodom predstavlja dejstvo, da so variance generirane z enačbo (13) neopazovane komponente. Vendar pa transformacija, ki je bila opravljena za opredelitev matrike H_t , hkrati transformira tudi strukturne šoke v $\log(\varepsilon_t^2)$, zaradi česar se strukturni šoki ne porazdeljujejo več normalno, temveč sledijo $\chi^2(1)$ porazdelitvi. Za ocenjevanje elementov vektorja h_t je zato potrebna metoda aproksimacije z mešanico normalnih porazdelitev, o kateri je več napisano v Prilogi 2 (Kolb, 2015, str. 4).

Za vse reziduale v modelu, torej ε_t , v_t , ζ_t in η_t , predpostavljamo, da se skupaj porazdeljujejo normalno, njihovo kovariančno matriko pa lahko opišemo z enačbo (14):

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \sim N(0, V), \quad V = Var \left(\begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ v_t \\ \zeta_t \\ \eta_t \end{bmatrix} \right) = \begin{bmatrix} I_M & 0 & 0 & 0 \\ 0 & Q & 0 & 0 \\ 0 & 0 & S & 0 \\ 0 & 0 & 0 & W \end{bmatrix}. \quad (14)$$

Kot opozarja Primiceri (2005, str. 825), oblika matrike V predpostavlja ničelne bloke zunaj diagonale, vendar predpostavka ni zavezujoča. Vseeno je taka predpostavka smotrna iz dveh razlogov, in sicer zmanjša število parametrov, potrebnih ocenjevanja, ter omogoča strukturno interpretacijo šokov.

Uporabo TVP-VAR modela s stohastično volatilnostjo ($\log \sigma_t$) Lubik in Matthes (2015, str. 328-329) zagovarjata z dejstvom, da upoštevanje vidika časovne spremenljivosti omogoča zajemanje potencialne spremenljivosti parametrov in nelinearnosti v modelu, ter hkrati opozarjata, da bi ocenjevanje modela z nespremenljivimi standardnimi odkloni in z le spremenljivimi parametri B_t lahko rezultiralo v precenjeni časovni volatilnosti slednjih. Seveda upoštevanje variabilne narave vseh parametrov modela prispeva k dodatni parametriziranosti, zato sta ocenjevanje modela in inferenca bolj zapletena.

4.2 Ocenjevanje modela

Iz modela, opisanega z enačbo opazovanja (enačba (6)) in tranzicijskimi enačbami (enačbe (11)-(13)) sledi, da je potrebno oceniti časovno variabilne koeficiente B_t , matrike časovno variabilnih parametrov sočasnih odnosov A_t , časovno variabilne matrike stohastične volatilnosti H_t oziroma Σ_t , ter hiperparametre Q , S in W . Pri ocenjevanju visoko dimenzionalnega modela se v praksi največkrat uporablja bayesijske metode in tehnike.

Bistvo bayesijske ekonometrije lahko zajamemo z bayesovim pravilom, ki ga izrazimo z enačbo (15) oziroma (16) (Koop, 2003, str. 2):

$$p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{p(y)}, \quad (15)$$

$$p(\theta|y) \propto p(y|\theta)p(\theta). \quad (16)$$

Bayesovo pravilo v enačbi (15) pravi, da je pogojna verjetnostna gostota parametrov ob danih podatkih ($p(\theta|y)$) enaka produktu pogojne verjetnostne gostote podatkov ob danih parametrih $p(y|\theta)$ in mejne gostote verjetnosti parametrov ($p(\theta)$), deljenem z mejno verjetnostno gostoto podatkov $p(y)$, pri čemer je θ oblikovan kot vektor ali matrika parametrov, ki jih ocenjujemo, in y kot vektor ali matrika podatkov. Natančneje, v bayesijski ekonometriji parametre modela obravnavamo kot slučajne spremenljivke – kar izrazito nasprotuje frekventistični ekonometriji, ki parametre opredeljuje kot fiksne – in se sprašujemo, kaj lahko ob danih podatkih povemo o parametrih. Ker nas zanimajo le parametri modela, lahko iz enačbe (15) izpustimo količnik in dobimo enačbo (16).

Na tem mestu je potrebno izraze v enačbi (16) izraziti v bayesijski terminologiji, ki sem jo uporabila tekom sledečih poglavij. $p(y|\theta)$ predstavlja **funkcijo verjetja** (angl. *likelihood function*) s katero opisujemo verjetnostno gostoto podatkov ob danih parametrih, medtem ko $p(\theta)$ opišemo kot **priorno verjetnost** ali **priorno porazdelitev** (angl. *prior density*). Slednja

ni odvisna od podatkov, temveč povzema le znanje o parametrih, ki ga pridobimo pred vpogledom v podatke. Nasprotno $p(\theta|y)$ imenujemo **posteriorna verjetnost** ali **posteriorna porazdelitev** (angl. *posterior density*), in sicer gre za funkcijo verjetnostne gostote parametrov ob danih podatkih, ki opisuje po opazovanju podatkov pridobljeno znanje o parametrih. Kot je razvidno iz enačbe (16), je posteriorna verjetnost sorazmerna produktu funkcije verjetja in priorne verjetnosti (Koop, 2003, str. 1-3).

Uporabo bayesianских metod Lubik in Matthes (2015, str. 330-331) svetujeta zaradi kompleksnosti in nelinearne narave TVP-VAR modela. Bistveno prednost bayesianškega pristopa k ocenjevanju modela pripisujeta bayesianским algoritmom ocenjevanja, sposobnim obravnavanja časovne spremenljivosti, in priornim prepričanjem, ki usmerjajo vedenje visoko dimenzionalnega modela.

4.2.1 Opredelitev priornih porazdelitev

Pred ocenjevanjem modela bayesovo pravilo zahteva opredelitev priornih porazdelitev vseh ocenjevanih parametrov. Glede na način opredelitve lahko priorne porazdelitve ločimo na subjektivno določene priorne porazdelitve in objektivno določene priorne porazdelitve, tj. specificirane na podlagi podatkov. Slednje so pogosto uporabljene v okviru empiričnih bayesianških metod, čeprav, kot opozarja Koop (2003, str. 3), kršijo temeljno predpostavko subjektivno določene verjetnosti.

Poleg tega Koop in Korobilis (2009, str. 274) naštevata še tri druge kriterije razločevanja med priornimi porazdelitvami. Prvič, priorne porazdelitve se ločijo glede na način zagotavljanja krčenja parametrov modela. V visoko dimenzioniranih modelih z velikim številom ocenjevanih parametrov lahko fleksibilnost modela privede do pretiranega prilagajanja modelov (angl. *overfitting*) in posledično do izgube učinkovitosti. V takem primeru je torej potrebno priorne porazdelitve parametrov modela opredeliti na način, ki omogoča krčenje parametrov in njihovih varianc proti nič (Bitto & Frühwirth-Schnatter, 2013). V povezavi s tem kriterijem govorimo o informativnih (zagotavljajo višjo stopnjo krčenja) in neinformativnih priornih porazdelitvah. Drugič, priorne porazdelitve delimo na tiste, ki vodijo v analitično rešljivo posteriorno porazdelitev, in tiste, ki za oceno posteriornih porazdelitev zahtevajo posebne bayesianške metode, med katerimi so najbolj popularne simulacijske metode oziroma različni simulatorji posteriornih porazdelitev (Koop, 2003, str. 8). Dva, Gibbsov vzorčnik (angl. *Gibbs sampler*) in Metropolis-Hastings algoritem, sta opisana v poglavju 4.2.2. Tretjič, priorne porazdelitve se med seboj razlikujejo glede na njihovo ustreznost za posamezen model. Nekatere enostavnejše namreč ne morejo ustrezno opisati priornih prepričanj za parametre kompleksnega modela, kot je TVP-VAR.

V izbiri priornih porazdelitev sem sledila študiji Primiceri (2005), v kateri so te določene objektivno. Avtor je predpostavil, da so začetna stanja vseh parametrov in hiperparametri medsebojno neodvisni in posledično specificiral neodvisno normalno inverzno-Wishartovo

priorno porazdelitev, tj. multivariatno normalno priorno porazdelitev začetnih stanj časovno variabilnih parametrov B_t , A_t in H_t in s tem celih zaporedij teh parametrov, ter neodvisno multivariatno inverzno-Wishartovo priorno porazdelitev hiperparametrov Q , S in W . Naravno konjugatno priorno porazdelitev za VAR model sicer predstavlja normalna inverzno-Wishartova priorna porazdelitev, ki za koeficiente modela predpostavlja normalno porazdelitev in za njihove kovariančne matrike oziroma hiperparametre inverzno-Wishartovo. Kljub svojim prednostim (možnost analitične rešitve za pogojne posteriorne porazdelitve) pa naravna konjugatna oblika deluje zelo restriktivno. Fleksibilnost v model zato uvedemo z neodvisno priorno porazdelitvijo, ki pa zahteva uporabo simulatorja posteriornih porazdelitev (Blake & Mumtaz, 2012, str. 37-38). Izbrane normalne in inverzno-Wishartove priorne porazdelitve lahko opišemo kot pogojno konjugatne, kar pomeni, da pogojne posteriorne porazdelitve pripadajo isti družini kot pripadajoče priorne, prednost pogojne konjugatnosti pa je, da se ohrani tudi v hierarhičnih modelih kot je TVP-VAR (Gelman, 2006, str. 516-517).

Primiceri (2005) je torej predpostavil priorne porazdelitve opredeljene z enačbami (17)-(22):

$$B_0 \sim N(\hat{B}_{OLS}, \kappa_B \cdot \text{Var}(\hat{B}_{OLS})), \quad (17)$$

$$A_0 \sim N(\hat{A}_{OLS}, \kappa_A \cdot \text{Var}(\hat{A}_{OLS})), \quad (18)$$

$$H_0 \sim N(\hat{H}_{OLS}, \kappa_H \cdot I_M) \quad (19)$$

oziroma $\log \sigma_0 \sim N(\log \hat{\sigma}_{OLS}, \kappa_H \cdot I_M),$

$$Q \sim IW(k_Q^2 \cdot df_Q \cdot \text{Var}(\hat{B}_{OLS}), df_Q), \quad (20)$$

$$W \sim IW(k_W^2 \cdot df_W \cdot I_M, df_W), \quad (21)$$

$$S_j \sim IW(k_S^2 \cdot df_{Sj} \cdot \text{Var}(\hat{A}_{j,OLS}), df_{Sj}), \quad j = 1, \dots, M - 1. \quad (22)$$

Za potrebe kalibriranja vseh OLS ocen v zgornjih enačbah je najprej potrebno določiti začetni podvzorec (angl. *training sample*), tj. prvih nekaj let celotnega preučevanega obdobja. Na podlagi podvzorca se nato z OLS metodo oceni VAR model s konstantnimi parametri, kar rezultira v ocenah parametrov $\hat{B}_{OLS}$, $\hat{A}_{OLS}$ in $\hat{\sigma}_{OLS}$, ter v kovariančnih matrikah $\text{Var}(\hat{B}_{OLS})$ in $\text{Var}(\hat{A}_{OLS})$, medtem ko je kovariančna matrika logaritmov standardnih napak arbitrarno določena kot identična matrika. Začetni vzorec služi le kalibraciji prvih in drugih momentov priornih porazdelitev in ga zato izločimo iz nadaljnjega ocenjevanja TVP-VAR modela. Kot poudarjata Lubik in Matthes (2015, str. 337), problem v tej fazi predstavlja predvsem izbira dolžine začetnega podvzorca, saj v literaturi ni jasnih smernic. Kadar zaradi kratkih časovnih serij ni mogoče oblikovati začetnega podvzorca, Canova in Ciccarelli (2006, str. 15) zagovarjata celo uporabo celotnega preučevanega obdobja in nato ocenjevanje TVP-VAR modela za isti vzorec, kot je bil uporabljen za kalibracijo priornih porazdelitev.

Kot je razvidno iz enačb (17), (18) in (19), se B_0 , A_0 in H_0 porazdeljujejo normalno, pri čemer je prvi moment normalne porazdelitve opredeljen z OLS točkovno oceno pripadajočega parametra v konstantnem VAR modelu, drugi moment pa je opredeljen s

kovariančno matriko teh ocen oziroma v enačbi (19) z identično matriko, pri čemer so κ_B , κ_A in κ_H parametri normiranja, ki določajo težo priorne porazdelitve pri ocenjevanju posteriorne porazdelitve. Drugi moment priorne porazdelitve namreč opiše, kako močno je naše priorno prepričanje – izraženo s prvim momentom – o vrednosti ocenjevanega parametra. Visok drugi moment bo pomenil, da nismo gotovi v vrednost, določeno s prvim momentom, in da posledično želimo priornim informacijam pripisati manj teže (Blake & Mumtaz, 2012, str. 3). Tako opredeljene priorne porazdelitve se v literaturi opisuje kot ohlapne, razpršene ali neinformativne.

Priorne porazdelitve hiperparametrov Q , W in S_j so v enačbah (20), (21) in (22) opredeljene kot inverzno-Wishartove priorne porazdelitve. Te predstavljajo multivariatno verzijo inverzne-gama porazdelitve in generirajo matrike vsot kvadratov oziroma naključne kovariančne matrike. Njihov prvi moment je opredeljen s pozitivno definitno normativno matriko, drugi pa s stopinjami prostosti (Nydic, 2012, str. 10). Stopinje prostosti df_Q , df_W in df_{S_j} morajo presegati dimenzijo pripadajoče matrike, torej dimenzijo Q , W in diagonalnih S_j blokov, sicer inverzna-Wishartova porazdelitev ne bo pravilno definirana. So pa seveda stopinje prostosti lahko določene tudi višje; višje kot bodo stopinje prostosti, ožja bo priorna porazdelitev in večje krčenje hiperparametra. Ozka priorna porazdelitev bo predvsem pomembna za matriko Q , ki opredeljuje kovariančno matriko ocenjevanih parametrov B_t ; teh je v modelu namreč največ in ozka priorna porazdelitev predstavlja način preprečevanja nerealističnega obnašanja časovno variabilnih koeficientov (Franta, 2011, str. 22-23; Nakajima, 2011, str. 21).

Normativne matrike vseh treh inverzno-Wishartovih priornih porazdelitev v enačbah (20), (21) in (22) so določene kot produkt kvadrata parametra normiranja (k_Q^2 , k_W^2 in k_S^2), stopinj prostosti in kovariančne matrike OLS ocene pripadajočega parametra ($Var(\hat{B}_{OLS})$ in $Var(\hat{A}_{j,OLS})^2$) oziroma v primeru stohastične volatilnosti identične matrike. Normativna matrika pri priorni porazdelitvi igra izredno pomembno vlogo, saj znatno vpliva na količino dovoljene časovne variabilnosti v modelu; višje kot bodo vrednosti normativnih matrik, večja bo časovna volatilnost parametrov, opredeljenih z enačbami (11)-(13) (Blake & Mumtaz, 2012, str. 77). Za prikaz občutljivosti modela na specifikacijo obeh momentov inverzno-Wishartove priorne porazdelitve glej na primer Croux in Reusens (2015).

Parametri normiranja k_Q , k_W in k_S , kot opozarja Primiceri (2005, str. 841), ne parametrizirajo časovne variabilnosti, temveč priorna prepričanja o količini časovne variabilnosti v parametrih B_t , A_t in H_t oziroma $\log \sigma_t$. Tako na primer $k_Q = 0,01$ interpretiramo kot dopuščanje enoodstotne negotovosti ocene $Var(\hat{B}_{OLS})$ pri opredelitvi

² $\hat{A}_{j,OLS}$ označuje OLS točkovno oceno posameznega bloka v matriki A_t , pri čemer so bloki opredeljeni glede na posamezne enačbe v VAR modelu. Zaradi spodnje trikotne oblike matrike, se prosti elementi a_t nahajajo v $(M - 1)$ enačbah. Iz tega sledi, da je število A blokov in s tem pripadajočih S blokov enako $(M - 1)$.

časovne variabilnosti parametrov B_t (Michaelis & Watzka, 2014, str. 10). Ravno parametri normiranja so tisti v normativni matriki, na katere so ocene modela najbolj občutljive, zato je njihovi izbiri potrebno nameniti dodatno pozornost.

Primiceri (2005) je parametre normiranja določil na podlagi formalnega postopka izbire modela, pri čemer je opredelil po tri možne vrednosti za k_Q in k_S ter dve za k_W . To je rezultiralo v 18-ih kombinacijah parametrov normiranja, kjer je vsaka izmed kombinacij opredeljevala enega izmed 18-ih modelov. Za celotno množico modelov je nato s pomočjo metode Monte Carlo Markovske verige z možnostjo reverzibilnega preskakovanja med modeli (angl. *reversible jump Markov chain Monte Carlo method*, v nadaljevanju RJMCMC) izračunal posteriorne verjetnosti modelov (vsota vseh je ena). Za model, v katerem je bila priorna časovna variabilnost latentnih stanj B_t , A_t in H_t oziroma $\log \sigma_t$ determinirana s $k_Q = 0,01$, $k_S = 0,1$ in $k_W = 0,01$, je skozi RJMCMC postopek ugotovil najvišjo posteriorno verjetnost, kar posledično pomeni neinformativne priorne porazdelitve matrik Q , S_j in W . RJMCMC algoritem je natančno opisan v Primiceri (2005, str. 848-850).

V večini študij, ki so sledile Primicerijevi in uporabile TVP-VAR model, so avtorji brez formalne izbire modela prevzeli vrednosti parametrov normiranja, kot jih je določil Primiceri. Tak ad-hoc pristop je po mnenju Amir-Ahmadi, Matthes in Wang (2016) lahko nevaren, saj je Primiceri parametre normiranja ocenil za specifične časovne vrste podatkov. Za vsako aplikacijo, ki se nanaša na drugačno vrsto podatkov, drugačno število endogenih spremenljivk ali drugačno dolžino časovnih serij kot v Primicerijevi študiji, so lahko njegovi parametri normiranja neustrezni. Poleg tega so Amir-Ahmadi et al. (2016) izpostavili tudi nekatere slabosti Primicerijeve metode ocenjevanja parametrov normiranja. RJMCMC postopek je namreč časovno zelo zahteven, zaradi česar je možno oblikovanje le manjšega števila kombinacij parametrov normiranja, prav tako pa so vrednosti v kombinacijah določene arbitrarno. Nadalje lahko fiksiranje parametrov normiranja vodi k precejšnjemu podcenjevanju časovne variabilnosti parametrov modela.

Z namenom odpravljanja naštetih slabosti so Amir-Ahmadi et al. (2016) predlagali nov pristop k ocenjevanju parametrov normiranja. Njihov pristop temelji na ideji, da lahko enačbe (20)-(22) interpretiramo kot hierarhični model, vgrajen v širši TVP-VAR model. V tem hierarhičnem modelu so matrike Q , S_j in W odvisne od parametrov normiranja, tokrat opredeljenih kot hiperparametri matrik Q , S_j in W v dodatni ravni hierarhije, s čimer parametri normiranja postanejo predmet ocenjevanja znotraj TVP-VAR modela. Posledično parametri normiranja niso več fiksni, kar omogoča izboljšavo v opisovanju časovne variabilnosti modela. Zaradi opredelitve parametrov normiranja kot hiperparametrov je potrebno opredeliti še njihove priorne porazdelitve. Amir-Ahmadi et al. (2016) so na podlagi predpostavke o medsebojni neodvisnosti k_Q , k_W in k_S hiperparametrov in odvisnosti matrik Q , S_j in W le od pripadajočega hiperparametra (k_Q , k_W ali k_S) priorne porazdelitve

specificirali kot inverzne-Wishartove oziroma v primeru skalarjev kot inverzne-gama porazdelitve. Natančnejša specifikacija je podana v poglavju 5.3.

4.2.2 Simulatorji posteriornih porazdelitev

Priorne porazdelitve, opredeljene v predhodnem poglavju, kot že napisano, ne omogočajo analitično rešljivih posteriornih porazdelitev ocenjevanjih parametrov modela, zato se v tem poglavju posvečam opisu dveh simulatorjev posteriornih porazdelitev, to sta Gibbsov vzorčnik in Metropolis-Hastings algoritem, ki se jih uporablja za ocenjevanje TVP-VAR modela. Na tem mestu bo orisan le princip ocenjevanja s simulatorji, natančen opis algoritma, uporabljenega v empiričnem delu, pa se zaradi obsežnosti nahaja v Prilogi 2.

Gibbsov vzorčnik predstavlja popularno tehniko ocenjevanja bayesianских modelov, ki se jo uporablja, kadar skupna posteriorna porazdelitev $p(\theta|y)$ ni analitično rešljiva in zato naključno vzorčenje iz skupne posteriorne porazdelitve $p(\theta|y)$ ni mogoče, je pa možno vzorčenje iz polnih pogojnih posteriornih porazdelitev $p(\theta_{(1)}|y, \theta_{(2)}, \dots, \theta_{(N)})$, $p(\theta_{(2)}|y, \theta_{(1)}, \theta_{(3)}, \dots, \theta_{(N)})$, $\dots$, $p(\theta_{(N)}|y, \theta_{(1)}, \dots, \theta_{(N-1)})$, kjer $\theta_{(i)}$ ($i = 1, \dots, N$) predstavlja blok ocenjevanih parametrov³. V takem primeru lahko momente posteriornih porazdelitev ugotavljamo skozi simulacije (Koop, 2003, str. 46, 62). Proces zaporednega vzorčenja iz polnih pogojnih posteriornih porazdelitev, ki posteriorno porazdelitev posameznega bloka parametrov definirajo glede na ostale bloke, opredelimo s koraki (Koop, 2003, str. 63-64):

1. korak: Izberemo začetno vrednost $\theta^{(0)}$.
- Za $r = 1, \dots, REP$, pri čemer REP predstavlja število replikacij vzorčenja:
2. korak: Z vzorčenjem iz porazdelitve $p(\theta_{(1)}|y, \theta_{(2)}^{(r-1)}, \theta_{(3)}^{(r-1)}, \dots, \theta_{(N)}^{(r-1)})$ pridobimo $\theta_{(1)}^{(r)}$.
3. korak: Z vzorčenjem iz porazdelitve $p(\theta_{(2)}|y, \theta_{(1)}^{(r-1)}, \theta_{(3)}^{(r-1)}, \dots, \theta_{(N)}^{(r-1)})$ pridobimo $\theta_{(2)}^{(r)}$.
- $\vdots$
- N. korak: Z vzorčenjem iz porazdelitve $p(\theta_{(N)}|y, \theta_{(1)}^{(r-1)}, \theta_{(2)}^{(r-1)}, \dots, \theta_{(N-1)}^{(r-1)})$ pridobimo $\theta_{(N)}^{(r)}$.

Opisani koraki bodo rezultirali v množici REP vzorcev $\theta^{(r)}$ za $r = 1, \dots, REP$. Da bi preprečili vpliv izbire začetne vrednosti $\theta^{(0)}$ na rezultate vzorčenja, je iz teh REP vzorcev potrebno nekaj začetnih vzorcev izločiti. Množico izločenih vzorčenj imenujemo izločene replikacije (angl. *burn-in replications*) in jo označimo z REP_0 . Preostale, zadržane replikacije (REP_1) nato uporabimo za ocenjevanje momentov posteriornih porazdelitev parametrov modela. Momente, označene s funkcijo $g(\cdot)$ izračunamo s pomočjo enačbe (23), kjer zaradi šibkega zakona velikih števil, $\hat{g}_{REP_1}$ konvergira k $E[g(\theta)|y]$, ko gre REP_1 proti neskončnosti (Koop, 2003, str. 64):

³ V kontekstu TVP-VAR modela opredeljenega v poglavju 4.1, bloke parametrov predstavljajo B_t , A_t , H_t oziroma $log\sigma_t$, Q , S_j , W , k_Q , k_W in k_S .

$$\hat{g}_{REP_1} = \frac{1}{REP_1} \sum_{r=REP_0+1}^{REP} g(\theta^{(r)}). \quad (23)$$

Kot je razvidno iz opisanega postopka Gibbsovega vzorčnika, se zaporedje vzorcev, pridobljeno s tem postopkom, ne porazdeljuje identično in neodvisno, saj je vzorec $\theta^{(r)}$ za $r = 1, \dots, REP$ odvisen od predhodnega vzorca $\theta^{(r-1)}$. Opisana karakteristika Gibbsov vzorčnik uvršča v skupino simulatorjev, imenovanih Monte Carlo Markove verige (angl. *Markov Chain Monte Carlo*, v nadaljevanju MCMC) (Koop, 2003, str. 65).

Metropolis-Hastings algoritem tako kot Gibbsov vzorčnik uvrščamo med MCMC simulatorje. Uporabljamo ga za simulacijo posteriornih porazdelitev, kadar pogojnih posteriornih porazdelitev parametrov modela ne moremo zapisati v zaprti obliki in zato vzorčenje iz teh porazdelitev ni mogoče. Namesto iz pogojnih porazdelitev parametrov lahko slučajne vzorce generiramo na podlagi kandidatnih porazdelitev parametrov (angl. *candidate generating density* ali *proposal density*) (VanHoudnos, 2013, str. 7-8).

Če s θ^* označimo kandidatni vzorec, tj. naključni vzorec iz kandidatne porazdelitve $q(\theta^{(r-1)}; \theta)$, lahko splošni Metropolis-Hastings algoritem opišemo z naslednjimi koraki (Koop, 2003, str. 93):

1. korak: Izberemo začetno vrednost $\theta^{(0)}$.
- Za $r = 1, \dots, REP$, pri čemer REP predstavlja število replikacij vzorčenja:
2. korak: Z vzorčenjem iz kandidatne porazdelitve $q(\theta^{(r-1)}; \theta)$ pridobimo θ^* .
3. korak: Izračunamo verjetnost sprejetja vzorca kot $\alpha(\theta^{(r-1)}, \theta^*)$
4. korak: Z verjetnostjo $\alpha(\theta^{(r-1)}, \theta^*)$ obdržimo kandidatni vzorec $\rightarrow \theta^{(r)} = \theta^*$ oz. ga z verjetnostjo $1 - \alpha(\theta^{(r-1)}, \theta^*)$ zavržemo in obdržimo prejšnjega $\rightarrow \theta^{(r)} = \theta^{(r-1)}$.

Verjetnost sprejetja kandidatnega vzorca izračunamo z enačbo (24) (Koop, 2003, str. 94):

$$\alpha(\theta^{(r-1)}, \theta^*) = \min \left[\frac{p(\theta = \theta^* | y) \cdot q(\theta^*; \theta = \theta^{(r-1)})}{p(\theta = \theta^{(r-1)} | y) \cdot q(\theta^{(r-1)}; \theta = \theta^*)}, 1 \right], \quad (24)$$

kjer $p(\theta = \theta^* | y)$ predstavlja oceno posteriorne porazdelitve v točki $\theta = \theta^*$ in $p(\theta = \theta^{(r-1)} | y)$ oceno iste porazdelitve v točki $\theta = \theta^{(r-1)}$, medtem ko je $q(\theta^*; \theta = \theta^{(r-1)})$ ocena kandidatne porazdelitve slučajne spremenljivke θ v točki $\theta = \theta^{(r-1)}$ in je $q(\theta^{(r-1)}; \theta = \theta^*)$ ocena kandidatne porazdelitve slučajne spremenljivke θ v točki $\theta = \theta^*$. Kriterij, ki za $r = 1, \dots, REP$ odloča o tem ali bomo vzorec obdržali ali ne, je v Metropolis-Hastings algoritmu potreben, ker kandidatne porazdelitve ne delujejo enako kot pogojne posteriorne. Pogojne posteriorne porazdelitve namreč Gibbsovemu vzorčniku omogočajo, da se sprehaja po porazdelitvah in največ vzorcev generira v regijah z največjo porazdelitveno gostoto za

parametre ocenjevanja. Kandidatne porazdelitve po drugi strani dopuščajo prosto, neomejeno sprehajanje, zato Metropolis-Hastings algoritem pomanjkljivost popravi na način, da vzorce iz manj verjetnih regij zavrne.

Pri ocenjevanju TVP-VAR modela v poglavju 5 sem uporabila Gibbsov vzorčnik in variacijo Metropolis-Hastings algoritma z verigo normalnega naključnega sprehoda (angl. *random walk Metropolis-Hastings algorithm*), ki kandidatno porazdelitev v trenutnem vzorčenju za posamezen parameter opredeli kot normalno porazdelitev s prvim momentom enakim vrednosti parametra v predhodnem vzorčenju in z drugim momentom kot subjektivno izbrano kovariančno matriko (Blake & Mumtaz, 2012, str. 97-98, 114). Kombinacija obeh simulatorjev je potrebna, kadar je iz nekaterih pogojnih porazdelitev mogoče vleči slučajne vzorce iz drugih pa ne. Za pogojne porazdelitve v zaprti obliki izpeljemo Gibbsov vzorčnik, znotraj katerega nato s pomočjo Metropolis-Hastings algoritma vzorčimo parametre, opisane s kandidatnimi porazdelitvami. Celoten algoritem se v literaturi poimenuje Metropolis-Hastings znotraj Gibbsovega vzorčnika (VanHoudnos, 2013, str. 8).

5 UČINEK PREHAJANJA DEVIZNEGA TEČAJA NA PRIMERU SLOVENIJE

Empirični del magistrske naloge predstavlja ERPT analiza na podlagi izbranih podatkov za Slovenijo iz obdobja 1994-2016. Za razumevanje dobljenih ocen ERPT-ja v cene življenjskih potrebščin je najprej opisano preteklo dogajanje v slovenskem gospodarskem prostoru, predvsem z vidika monetarne in tečajne politike. Temu sledi opis in prikaz izbranih časovnih serij, opredelitev in ocenjevanje modela ter prikaz in interpretacija dobljenih rezultatov, ki sem jih skušala podpreti z različnimi testi robustnosti. Poglavje sem zaključila z implikacijami za slovensko gospodarstvo, omejitvami analize in napotki za nadaljnjo raziskovanje problematike prehajanja deviznega tečaja v slovenske cene.

5.1 Ozadje dogajanja v Sloveniji v preučevanem obdobju

Slovenija je od osamosvojitve leta 1991 prešla veliko sprememb, med katerimi lahko kot najpomembnejšo štejemo vstop v EU in EMU. Z vidika razločevanja obdobja pred in po vstopu v tem poglavju najprej predstavljam monetarno politiko in politiko deviznega tečaja v Sloveniji, katerih spremembe lahko pomembno determinirajo transmisijski mehanizem deviznega tečaja v cene.

Z osamosvojitvijo je Slovenija začela proces tranzicije od planiranega k tržnemu gospodarstvu. Tako kot ostale tranzicijske države se je soočala s padcem realnega proizvoda, intenzivnimi inflacijskimi pritiski in mankom deviznih rezerv. Države v tranziciji so se takrat v želji po doseganju makroekonomske stabilnosti in doseganju zahtev po deviznih rezervah odločale za režim deviznega tečaja, ki bi omogočal pot do zastavljenih ciljev (Mirdala, 2014,

str. 6). Slovenija je v začetku tranzicijskega obdobja (1991-1992) vodila restriktivno monetarno politiko in kljub visoki inflaciji politiko popolnoma prostega deviznega tečaja. V tem obdobju je Banki Slovenije uspelo znižati ponudbo denarja, znižati inflacijo in akumulirati devizne rezerve, kar je privedlo do hude apreciacije tolarja (takrat uradne slovenske valute), ki pa se je proti koncu obdobja že umirila. Od sredine leta 1992 je Slovenija beležila vztrajne visoke kapitalske prilive in rast cen mednarodno netržljivih dobrin. Politika popolnoma prostega deviznega tečaja je poglobila negativne učinke naraščajočih neto deviznih prilivov in tako je Banka Slovenije po letu 1992 začela z uravnavanjem deviznega tečaja in uradnim ciljanjem monetarnih agregatov. Po drugi strani je Banka Slovenije intervencije na deviznem trgu izvajala brez predhodno načrtane poti deviznega tečaja (Mrak, Rojec, & Silva-Jáuregui, 2004, str. 174-180).

Implementacija politike uravnavanega deviznega tečaja v obdobju 1993-2002 je močno zavisela od tujih kapitalskih prilivov in relativnih cen mednarodno netržljivih dobrin. Do sredine leta 1995, ko je primarni denar presegal neto tuja sredstva Banke Slovenije, je centralna banka ciljala primarni denar in s tem uspešno nevtralizirala učinke povišanih kapitalskih prilivov v podjetja in gospodinjstva. Osnovni instrument monetarne politike v tem obdobju so predstavljala jamstva in blagajniški zapisi Banke Slovenije. Od sredine leta 1995 pa vse do sredine leta 1999 so neto tuja sredstva Banke Slovenije že presegala količino primarnega denarja. To je oteževalo ciljanje primarnega denarja, zato se je Banka Slovenije proti negativnim učinkom visokih kapitalskih prilivov (te skozi povišano inflacijo vodijo v apreciacijo realnega deviznega tečaja) borila s hkratnim ciljanjem primarnega denarja in nominalnega deviznega tečaja skozi sterilizirane intervencije na deviznem trgu (Mrak, Rojec, & Silva-Jáuregui, 2004, str. 177-184). Gre za zasledovanje nasprotujočih si ciljev, kjer ciljanje primarnega denarja zasleduje zniževanje inflacije in hkrati povzroča apreciacijo valute, ciljanje deviznega tečaja pa je namenjeno ohranjanju zunanje konkurenčnosti, kjer depreciacija valute upočasnjuje dezinflacijski proces (Belaisch, Feyziofilu, & Rother, 2000, str. 39). V tem obdobju so bile v Sloveniji z namenom preprečevanja realne apreciacije tolarja vzpostavljene tudi kapitalske kontrole v obliki zahtevanih depozitov za kredit, ki so omogočile kratkoročno neodvisnost deviznega tečaja od obrestne mere.

Z umikom dolgoročnih kapitalskih kontrol sredi leta 1999 se je količina kapitalskih prilivov še povečala in začela se je zadnja faza politike uravnavanega deviznega tečaja. Kratkoročno ciljanje primarnega denarja je postalo skoraj nemogoče, zato je Banka Slovenije, da bi omejila kapitalske prilive, začela s kratkoročnim ciljanjem realne obrestne mere. Ciljanje realne obrestne mere je zahtevalo strogo uravnavanje deviznega tečaja skozi intervencije na deviznem trgu, s čimer je devizni tečaj postal pomembno orodje monetarne politike (Mrak, Rojec, & Silva-Jáuregui, 2004, str. 177-184; Ross, 1998, str. 4-10). Kljub uradnemu ciljanju primarnega denarja in razglašenemu režimu uravnavanega deviznega tečaja pa se zdi, da je Slovenija v obdobju do leta 2002 *de facto* ciljala realni devizni tečaj, kot je bilo to napisano že v poglavju 3.

V začetku leta 2002 je z liberalizacijo kapitalskega računa Banka Slovenije predstavila novo obliko monetarne politike, bolj podobno ciljanju inflacije. V okviru nove politike je razglasila srednjeročni cilj inflacije in objavljane inflacijskih napovedi. Podobno kot ECB, je Banka Slovenije stabilizacijsko strategijo monetarne politike zasnovala na dveh stebrih indikatorjev. Prvi steber predstavljajo indikatorji likvidnostnega položaja v bančnem sistemu, medtem ko drugi steber sestavljajo indikatorji cenovne stabilnosti in vzdržnosti monetarne politike (na primer devizni tečaj, tuje obrestne mere itd.) (Frommel & Schobert, 2003, str. 9). Vendar, kot poudarjata Soikkeli in Sommer (2004, str. 4), je Banka Slovenije kljub novo zastavljenim ciljem preko depreciacije deviznega tečaja še vedno dejansko ciljala realno obrestno mero in ni zavzemala proaktivne vloge pri dezinflaciji. Režim deviznega tečaja je bil od februarja 2002 oblikovan kot režim deviznega tečaja v plazečem pasu. To pomeni, da je Banka Slovenije tesno uravnavala domačo valuto znotraj pasu ob centralni vrednosti, pri čemer je to vrednost sproti prilagajala glede na denarne, realne, zunanje in finančne indikatorje tako, da je centralna vrednost izkazovala postopno depreciacijo (Mirdala, 2014, str. 7).

Maja 2004 je Slovenija vstopila v EU in se odločila za takojšnji vstop v EMU in s tem za prevzem skupne valute. V skladu z maastrichtsko pogodbo je morala za vstop v EMU, ki je bil planiran za leto 2007, najprej izpolnjevati pet maastrichtskih konvergenčnih kriterijev. Prvi kriterij je vezan na stabilnost cen, po katerem stopnja inflacije ne sme presegati povprečja stopnje inflacije treh držav članic z najnižjo inflacijo za več kot 1,5 odstotnih točk, drugi na trajnost konvergence, ki narekuje, da dolgoročna nominalna obrestna mera ne sme presegati povprečja obrestnih mer treh držav članic z najnižjo inflacijo za več kot dve odstotni točki, in tretji na članstvo v mehanizmu deviznih tečajev II (angl. *exchange rate mechanism II*, v nadaljevanju ERM II), ki zahteva vsaj dvoletno sodelovanje države v ERM II brez devalvacije centralne paritete do evra na lastno iniciativo. Četrty in peti kriterij sta fiskalne narave in se nanašata na javno-finančni primanjkljaj, ki ne sme presegati treh odstotkov BDP, ter na javni dolg, ki ne sme presegati 60-ih odstotkov BDP (Baldwin & Wyplosz, 2012, str. 436-438).

Z vidika Slovenije so bili težavni predvsem prvi trije kriteriji. Vlada Republike Slovenije je zato že v letu 2003 v sodelovanju z Banko Slovenije pripravila program vstopa v ERM II in prevzem evra, kjer so bili opredeljeni ukrepi zniževanja inflacije na raven maastrichtskih kriterijev, zniževanja nominalnih obrestnih mer in stabilizacije deviznega tečaja. Z vstopom v ERM II⁴, junija 2004, je Slovenija že izgubila del samostojne monetarne, tečajne in fiskalne politike. Glavni cilj monetarne politike države v tem sistemu namreč postane vzdrževanje stabilnega deviznega tečaja, kar pomeni popolno podreditev politiki ECB. Devizni tečaj v ERM fazi nastopa kot nominalno sidro pri zasledovanju osnovnega cilja stabilnih cen, prav tako pa pomembno vpliva na oblikovanje obrestnih mer. Država mora

⁴ Obvezen vstop v ERM II pred vstopom v EMU je namenjen stabilizaciji deviznega tečaja. Slovenija, ki je v ERM 2 vstopila junija 2004, je tolar vezala na evro z možnostjo nihanja ± 15 odstotkov od centralnega tečaja, določenega v višini 239,640 tolarjev na evro (International Monetary Fund, 2004).

obrestne mere usklajevati z obrestno mero ECB, saj lahko vsako preveliko odstopanje preko kanala pretoka tujega kapitala ogrozi stabilnost tečaja in podaljša obvezno dvoletno ERM obdobje (Lavrač & Capriolo, 2004, str. 23).

Slovenija je do leta 2007 že izpolnjevala vse pogoje za vstop v EMU in tako je prvega januarja 2007 zapustila ERM II in postala članica monetarne unije. Gre za veliko prelomnico v slovenski zgodovini s pomembnimi ekonomskimi implikacijami. Že z vstopom v EU je liberalizacija trgov in stabilizacijsko orientirana makroekonomska politika pripeljala do konvergence inflacijske stopnje in obrestnih mer ter posledično povišane produktivnosti, akumulacije kapitala in gospodarske rasti (Bassett, Feyzioglu, Ross, & Wagner, 1998, str. 102). Pozitivni učinki ekonomske integracije so se nadaljevali z vstopom v EMU, vendar pa je monetarna integracija s seboj prinesla tudi dodatna tveganja, pri čemer so največja tveganja asimetričnih šokov. Ta so povezana s popolno izgubo samostojne monetarne in tečajne politike, ki ju država ob vstopu v celoti prenese v pristojnost organov monetarne unije. Ob simetričnem šoku EMU reagira s skupno monetarno in tečajno politiko, medtem ko je ob asimetričnem šoku prizadeta država sama zadolžena za povrnitev gospodarstva v ravnotežje. Slednje je ob izgubi suverene monetarne in tečajne politike izredno zahtevno, situacijo pa dodatno otežuje še omejena samostojnost fiskalne politike. Prav tako s prevzemom skupne valute nastopi tudi tveganje, povezano z vzdrževanjem mednarodne konkurenčnosti znotraj EMU in konkurenčnosti v domačem gospodarstvu glede na tujo konkurenco. Še pred vstopom v ERM II je Slovenija konkurenčnost na mednarodnem trgu vzdrževala s pomočjo fleksibilnega deviznega tečaja, po vstopu pa je za ohranjanje konkurenčnosti nujno zniževanje stroškov po enoti proizvoda, torej zaostajanje rasti plač za rastjo produktivnosti, oziroma gospodarske reforme in različne strukturne politike (Lavrač & Capriolo, 2004, str. 26-27,31).

V predkriznem obdobju 2007-2008 je Slovenijo zaznamovala zelo visoka stopnja rasti BDP in visoka pozitivna proizvodna vrzel, kar kaže na pregrevanje gospodarstva, ki je rezultiralo v visoki inflaciji. Inflacijo je spremljala hitra rast plač in s tem poslabšanje zunanje konkurenčnosti države tik pred nastopom krize. Za dodatno izgubo konkurenčnosti je poskrbel še naraščajoč realni devizni tečaj, nižja konkurenčnost pa je naprej vplivala na zvišanje primanjkljaja tekočega računa plačilne bilance (Banka Slovenije, 2015, str. 5-6).

V letu 2008 oziroma 2009 je gospodarska kriza zajela evropske države. Njen izvor je mogoče najti v bančni krizi, do katere so pripeljala slaba posojila, visoka integriteta finančnega sistema in ohlajanje gospodarstev. Reševanje bank je zahtevalo veliko povišanje javnega dolga in tako je bančni krizi sledila še dolžniška. V Sloveniji in EU je gospodarska kriza prišla v dveh valovih v obdobju 2008-2014. Govorimo o krizi v obliki črke W, ki ponazarja krizo z dvojnimi dnom, pri čemer je med obema gospodarskima padcema zaznati naglo rast. Natančneje, v recesijo je slovensko gospodarstvo zapadlo že v zadnjem četrtletju 2008, v prvem valu krize, leta 2009, pa beležilo rekordno negativno letno realno rast BDP v višini 7,8 odstotka in povišanje cen življenjskih potrebščin za 2,1 odstotka (merjeno s

harmoniziranim indeksom cen življenjskih potrebščin). Padcu BDP v letu 2009 je sledila pozitivna rast, nato pa je z letom 2012 nastopil drugi val krize, ki se je odražal v 2,7 odstotnem padcu realnega BDP in 3,1 odstotni rasti cen življenjskih potrebščin (Stražičar, Strnad, & Štemberger, 2015, str. 16, 26-27; UMAR, 2010, str. 20; UMAR, 2013, str. 16).

Glavna naloga ECB je vodenje skupne monetarne politike evroobmočja, katere poglobitveni cilj je v maastrichtski pogodbi opredeljen s stabilnostjo cen, definirano z letnim povišanjem indeksa cen življenjskih potrebščin za skoraj dva odstotka (Blanchard et al., 2010, str. 528). Temu cilju je podrejena tudi politika deviznega tečaja, ki je opredeljena znotraj fleksibilnega režima deviznega tečaja; tako devizni tečaj ne predstavlja ločenega instrumenta ECB politike (ECB, 2011, str. 16). Monetarno politiko Svet ECB določa z objavo ključne obrestne mere ECB, tj. obrestne mere operacij glavnega refinanciranja, ki se s pomočjo uporabe konvencionalnih instrumentov monetarne politike na denarnem trgu prenaša v obrestne mere v gospodarstvu (Izvajanje denarne politike, 2017).

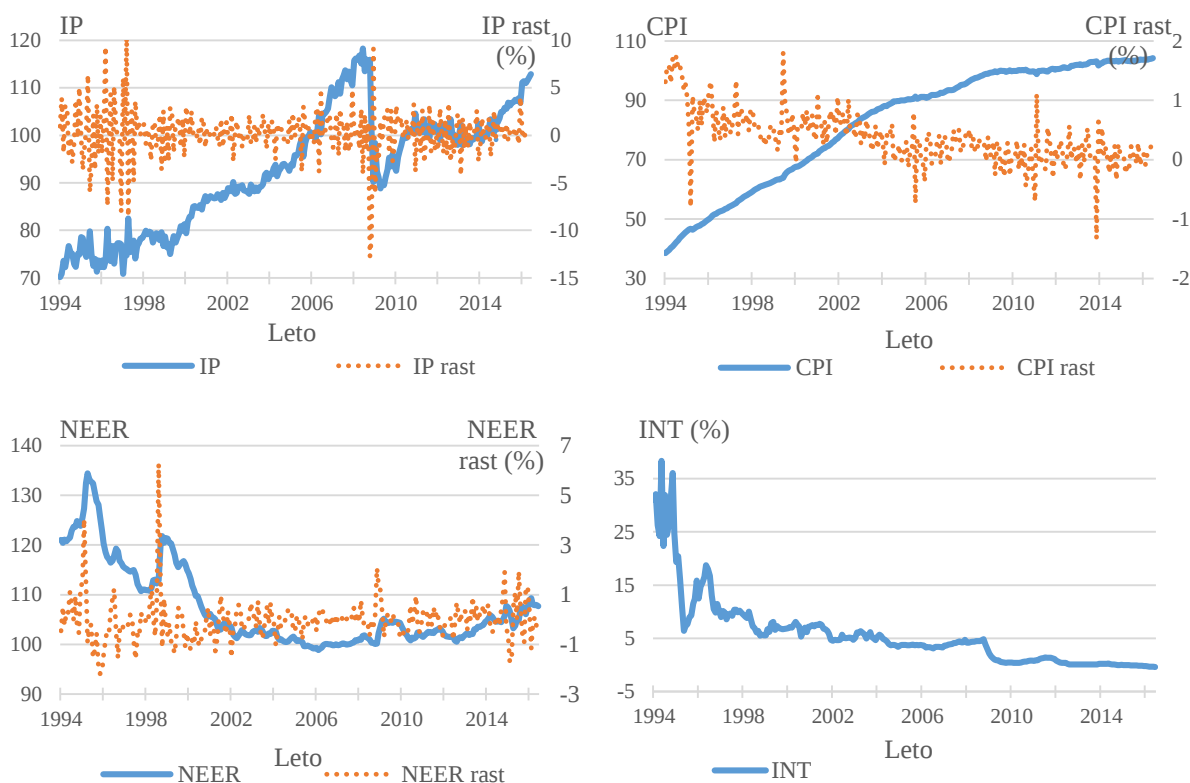
Sprva je ECB finančno krizo, ki je povzročila nezaupanje na finančnih trgih in ustavitev medbančnega financiranja, v okviru monetarne politike reševala s konvencionalnim ukrepom zniževanja ključne obrestne mere. Slednjo je z namenom ohranjanja stabilnosti cen z višine 4,25 odstotkov od julija 2008 v samo sedmih mesecih znižala za 325 bazičnih točk, medtem ko danes ključna obrestna mera znaša rekordno nizkih nič odstotkov (Key ECB interest rates, 2017). Ničelna ključna obrestna mera je odraz izredno nizke inflacije evroobmočja, za katero se pričakuje, da še dolgo ne bo dosegla dveh odstotkov. Zaradi ohranjanja koridorjev med tremi glavnimi obrestnimi merami je ECB obrestno mero za odprto ponudbo mejnega depozita znižala na -0,4 odstotke, s čimer je prestopila koncept ničelne meje (angl. *zero lower bound*). Z omenjenim ukrepom je ECB želela spodbuditi ekonomsko okrevanje evroobmočja preko dveh učinkov. Prvič, negativne obrestne mere za plasiranje depozitov čez noč pri ECB banke spodbujajo k povišanju količine posojil in drugič, znižanje pričakovanj glede obrestnih mer zniža dolgoročne obrestne mere, kar ugodno vpliva na investicije in potrošnjo (Lautenschläger, 2016).

Ker standardni ukrepi stimulacije agregatnega povpraševanja preko zniževanja kratkoročnih obrestnih mer na medbančnem trgu niso zadostovali, je ECB – da bi spodbudila delovanje transmisijskega mehanizma monetarne politike v situaciji nezadostnega povpraševanja in nizke, celo negativne, inflacije – posegla po številnih nekonvencionalnih ukrepih, pri čemer gre predvsem za ukrepe kvantitativnega sproščanja. Politika kvantitativnega sproščanja, katere učinki na gospodarstvo navadno delujejo z daljšim zamikom in so precej negotovi, naj bi delovala preko različnih kanalov. Med temi kanali je za problem učinka prehajanja deviznega tečaja pomembna oslabitev menjalnega tečaja. Kvantitativno sproščanje naj bi preko povečane količine denarja v obtoku povzročilo depreciacijo valute, zaradi česar naj bi se nadalje izboljšala cenovna konkurenčnost in neto izvoz ter inflacija (Banka Slovenije, 2016, str. 59-60).

5.2 Opis izbranih časovnih serij

V TVP-VAR model za preučevanje ERPT stopnje v slovensko inflacijo sem zaradi kompleksnosti modela in velikega števila ocenjevanih parametrov vključila le štiri slovenske mesečne časovne serije, ki se raztezajo od januarja leta 1994 do junija 2016. To so indeks industrijske proizvodnje, indeks cen potrošniških dobrin, nominalni efektivni devizni tečaj in obrestna mera. Izbrane spremenljivke predstavljajo minimalno množico, potrebno za analizo majhnega odprtega gospodarstva (Franta, Horváth, & Rusnák, 2011, str. 10). Podatke z mesečno frekvenco sem izbrala zaradi višje informacijske vrednosti, kot bi jo zagotavljali na primer kvartalni ali letni podatki. V vseh štirih serijah sem s pomočjo programa Demetra+ preverila prisotnost sezone komponente in po potrebi serije desezonalizirala s pomočjo TRAMO/SEATS postopka. V Sliki 2 so grafično prikazane vse štiri časovne serije.

Slika 2: Izbrane časovne serije za obdobje 1994-2016



Vir: Key Short-Term Economic Indicators: Industrial production, 2017; Consumer Prices, 2016; Price and Cost Competitiveness - Data Section 2016, 2016; Interest Rates selected indicators, 2016.

V Sliki 2 je levo zgoraj prikazan indeks industrijske proizvodnje (v nadaljevanju IP) s pripadajočo skalo na levi in njegova mesečna rast⁵ (v nadaljevanju IP rast) s skalo na desni strani grafa. Podatki o IP izhajajo iz OECD baze podatkov (Key Short-Term Economic

⁵ Rast spremenljivk IP, CPI in NEER je izračunana kot razlika med ravno indeksa v obdobju t in obdobju $t - 1$, deljena z ravno indeksa v obdobju $t - 1$, pri čemer t teče od februarja 1994 do vključno junija 2016. Dobljen količnik je vsakič pomnožen s 100, kar rezultira v odstotno izraženi mesečni rasti.

Indicators: Industrial production, 2017), pri čemer bazno leto indeksa predstavlja leto 2010. IP sem v model vključila kot aproksimacijo BDP, ki je v modeliranju ERPT-ja potreben zaradi upoštevanja cikličnosti gospodarstva. Odsotnost spremenljivke, ki bi kontrolirala cikličnost, lahko privede do ERPT ocen višjih od ena, tj. ocen, ki implicirajo, da enoodstotna sprememba deviznega tečaja povzroča več kot enoodstotno spremembo cen življenjskih potrebščin (Coricelli et al., 2004, str. 15). Iz grafa je razviden pozitiven trend IP do začetka krize, pri čemer trend prvič postane bolj strm konec 90-ih let s sprostitvijo kapitalskih ovir in drugič z vstopom v EU. V letu 2009 kot rezultat globalne krize IP strmo pade, si v 2010 in 2011 rahlo opomore, čemur sledi v drugem valu krize stagnacija, od 2014 naprej pa okrevanje. Mesečna IP rast služi prikazu volatilnosti industrijske proizvodnje; izrazita mesečna volatilitet (tudi do ± 10 odstotkov) je prisotna do leta 1998, naslednje obdobje nadpovprečne volatilnosti pa nastopi z obdobjem krize.

Indeks cen življenjskih potrebščin (v nadaljevanju CPI) je prikazan v Sliki 2 zgoraj desno, kjer se leva skala zopet nanaša na CPI in desna na njegovo mesečno rast. Časovno serijo, indeksirano na leto 2010, sem tudi tokrat pridobila iz OECD baze podatkov (Consumer Prices, 2016). Vključitev CPI časovne serije v model je nujna zaradi namena preučevanja deviznega tečaja na inflacijo, je pa zato izbira oblike indeksa podvržena omejitvam, ki izhajajo iz kompleksnosti TVP-VAR modela. Zaradi visokih dimenzij modela sem bila namreč omejena pri izbiri števila serij, zato vključen CPI indeks predstavlja osnovno inflacijo, tj. inflacijo brez hrane in energije. Prednost takšne definicije je večplastna; prvič, cene energije in hrane pomembno vplivajo na inflacijo in v tej povzročajo velika nihanja, zato je njihova izključitev pri analizi vpliva deviznega tečaja na inflacijo dobrodošla, ter drugič, v primeru merjenja inflacije s celotnim CPI indeksom je v model potrebno vključiti vsaj še spremenljivko cen nafte (gre za standardno prakso v ERPT analizi), saj bi ob njenem neupoštevanju z analizo pridobili pristranske rezultate, ki bi vpliv cen nafte na inflacijo zmotno pripisali spremembam v deviznem tečaju. Iz slike je moč razbrati, da je CPI skozi celotno obdobje izkazoval pozitiven trend, pri čemer je ta zaradi vključitve v EU in konvergence inflacijskih stopenj držav evroobmočja postal po letu 2004 bolj položen, njegovo umirjanje pa se je stopnjevalo s krizo. Mesečna rast osnovne inflacije sledi negativnemu trendu (po krizi je pogosto negativna), njena razgibanost pa je skozi celotno obdobje precej enakomerna.

Devizni tečaj v modelu nastopa v obliki indeksa nominalnega efektivnega deviznega tečaja (v nadaljevanju NEER). Podatki za časovno serijo so vzeti iz podatkovne baze Evropske komisije (Price and Cost Competitiveness - Data Section 2016, 2016), pri čemer je NEER indeksiran na leto 2005 in izračunan glede na široko skupino 42-ih držav⁶. Gre za tehtano

⁶ Široko skupino 42-ih držav sestavljajo vse EU članice, dodatnih 9 industrijskih držav (Avstralija, Kanada, Japonska, Mehika, Nova Zelandija, Norveška, Švica, Turčija, Združene države Amerike) ter Brazilija, Kitajska, Hong Kong, Koreja in Rusija (Price and Cost Competitiveness - Data Section 2016, 2016). Za široko opredeljen indeks sem se odločila, ker Rusija in Kitajska predstavljata pomembni trgovinski partnerici Slovenije. Za natančen opis metodologije izračuna NEER glej Technical annex (2014).

povprečje nominalnih bilateralnih deviznih tečajev med domačo valuto in košarico tujih valut, kjer so uteži opredeljene z volumnom trgovine domače države s tujo. Povečanje NEER izkazuje apreciacijo domače valute proti tehtani košarici valut njenih trgovinskih partneric. V Sliki 2 spodaj levo je bazno leto za NEER časovno serijo zaradi primerljivosti z IP in CPI predstavljeno na leto 2010. Z leve skale lahko razberemo, da je NEER do leta 2004 z izjemo dveh večjih apreciacij v 90-ih letih sledil negativnemu trendu, torej je tečaj depreciral, z vstopom v ERM II se je umiril, z nastopom krize pa se je trend celo obrnil. Mesečna NEER rast s pripadajočo desno skalo prav tako izkazuje višjo volatilnost deviznega tečaja do leta 2004, rast se nato za kratko obdobje ustali, s krizo pa zopet nastopi bolj volatilno obdobje.

Da bi pri ERPT analizi lahko upoštevala vpliv monetarne politike na cene in ERPT, sem v model vključila tudi kratkoročno obrestno mero (v nadaljevanju INT). Ta nastopa kot obrestna mera denarnega trga, tj. obrestna mera za kratkoročna posojila med finančnimi institucijami. Podatki so bili vzeti iz podatkovne baze International Financial Statistics, ki objavlja mesečne podatke (Interest Rates selected indicators, 2016) in obrestno mero denarnega trga izračunava kot tehtano povprečje obrestnih mer na slovenskem medbančnem trgu za nezavarovane toolarske depozite z dospelostjo do 30 dni (uteži predstavlja promet), po prevzemu evra pa je obrestna mera denarnega trga enaka mesečni obrestni meri EURIBOR. Serija je torej od vstopa v EMU tesno povezana z obrestnimi merami ECB, ki so bile navzdol do leta 2014 omejene z ničelno mejo, nato pa je ECB mejo za obrestno mero za odprto ponudbo mejnega depozita spustila pod ničelno. Kljub negativnim vrednostim obrestna mera denarnega trga še vedno ne odraža ukrepov kvantitativnega sproščanja po nastopu krize in ni najbolj reprezentativen instrument monetarne politike v zadnjih nekaj letih. Alternativno bi bila lahko v model vključena senčna obrestna mera (angl. *shadow rate*), ki kratkoročno obrestno mero ob približevanju spodnji meji popravi tako, da posnema njeno gibanje ob odsotnosti te meje in zavzema nižje, negativne vrednosti⁷. Ker ocenjevanje senčne obrestne mere presega namen magistrske naloge, sem kljub opisani omejitvi v model vključila navadno obrestno mero denarnega trga. V Sliki 2 spodaj desno je prikazana INT izražena v odstotkih. V začetku obdobja je bila izredno visoka (nad 30 odstotkov) in zelo volatilna, po letu 1998 pa je bila konsistentno nižja od 10 odstotkov. Z vstopom v EU se je dodatno znižala, z nastopom krize padla pod 1 odstotek (z izjemo leta 2011) in se od začetka leta 2015 gibala v negativnem teritoriju.

Pred ocenjevanjem modela sem izračunala inverz NEER časovne serije, kar pomeni, da bo vsaka pozitivna sprememba v NEER spremenljivki interpretirana kot deprecijacija. Nato sem na IP, CPI in NEER časovnih serijah opravila še logaritemsko transformacijo. Slednja omogoča interpretacijo rezultatov funkcij impulznih odzivov v odstotkih, medtem ko je INT serija že izvorno izražena v odstotkih in zato ni predmet transformacije. Čeprav serije niso stacionarne, jih nisem diferencirala, saj obstaja velika verjetnost kointegracije. Z diferenciacijo bi namreč izgubila informacije o dolgoročni dinamiki serij, kar bi ob

⁷ Za metodologijo ocenjevanja senčne obrestne mere ob spreminjajoči se spodnji meji glej Wu in Xia (2017).

neupoštevanju enega ali celo več kointegracijskih odnosov rezultiralo v pristranskih rezultatih. Z izbiro makroekonomskih časovnih serij sem se omejila na preučevanje ERPT-ja, kot ga identificira Taylor (2000), in vpliva preostalih determinant iz poglavja 1 nisem formalno preučevala.

5.3 Priorne porazdelitve

Izbira priornih porazdelitev je bila za splošni TVP-VAR model natančno opredeljena že v poglavju 4.2.1, zato na tam mestu z enačbami (25)-(33) podajam le priorne porazdelitve, zastavljene za specifični primer ocenjevanja ERPT-ja v slovensko inflacijo:

$$B_0 \sim N(\hat{B}_{OLS}, 4 \cdot \text{Var}(\hat{B}_{OLS})), \quad (25)$$

$$A_0 \sim N(\hat{A}_{OLS}, 4 \cdot \text{Var}(\hat{A}_{OLS})), \quad (26)$$

$$H_0 \sim N(\hat{H}_{OLS}, 4 \cdot I_M) \quad (27)$$

oziroma $\log \sigma_0 \sim N(\log \hat{\sigma}_{OLS}, 4 \cdot I_M),$

$$Q \sim IW(k_Q^2 \cdot 60 \cdot \text{Var}(\hat{B}_{OLS}), 60), \quad (28)$$

$$W \sim IW(k_W^2 \cdot 5 \cdot I_M, 5), \quad (29)$$

$$S_1 \sim IW(k_S^2 \cdot 2 \cdot \text{Var}(\hat{A}_{1,OLS}), 2), \quad (30)$$

$$S_2 \sim IW(k_S^2 \cdot 3 \cdot \text{Var}(\hat{A}_{2,OLS}), 3), \quad (31)$$

$$S_3 \sim IW(k_S^2 \cdot 4 \cdot \text{Var}(\hat{A}_{3,OLS}), 4), \quad (32)$$

$$k_Q, k_W, k_S \sim IG\left(\frac{6}{2}, \frac{0.4}{2}\right). \quad (33)$$

Za kalibracijo priornih porazdelitev sem z OLS metodo ocenila VAR model z nespremenljivimi parametri na podlagi celotnega vzorca in ne le krajšega začetnega podvzorca, saj sem želela analizirati ERPT skozi celotno preučevano obdobje. To ne bi bilo mogoče, če bi začetni podvzorec pred ocenjevanjem TVP-VAR modela zavrgla. Poleg tega lahko neustrezno zastavljen začetni podvzorec slabo opredeli priorna prepričanja, saj gibanja serij v prvih nekaj letih izkazujejo precej drugačne vzorce kot kasnejša dinamika. Kot navaja Charleroy (2013, str. 8, 24), je v primeru prisotnosti sprememb monetarnega in tečajnega režima znotraj preučevanega obdobja pri kalibraciji priornih porazdelitev potrebno upoštevati celotno obdobje. Priorna prepričanja, oblikovana na podlagi prvih nekaj let preučevanega obdobja, ko so bili cilji in politika centralne banke bistveno drugačni od kasnejših, namreč ne reprezentirajo prepričanj o makroekonomski dinamiki po režimskih spremembah. Standardni pristop začetnega podvzorca je z namenom testiranja robustnosti osnovnega TVP-VAR modela uporabljen v poglavju 5.5.3.

V model sem vključila po dva časovna odloga oziroma zamika vsake serije, pri čemer velja, da je enako število časovnih odlogov opredeljeno tako v VAR modelu začetnega podobdobja, kot tudi v osrednjem TVP-VAR modelu. Iz tega razloga se število vključenih odlogov določa z obzirom na TVP-VAR model, katerega visoka parametriziranost ne dopušča veliko odloženih vrednosti. Izbira dveh časovnih odlogov vsake spremenljivke je

zaradi kompleksnosti TVP-VAR modela v literaturi postala standardna, ne glede na frekvenco uporabljenih podatkov.

V enačbah (25)-(32) so parametri normiranja κ_B in κ_A ter stopinje prostosti df_Q , df_W in df_{Sj} opredeljeni kot v Primiceri (2005). Stopinje prostosti df_W in df_{Sj} Primiceri določi kot minimalne za pravilno definirano inverzno-Wishartovo porazdelitev, torej ena plus dimenzija pripadajoče matrike, medtem ko so stopinje prostosti df_Q za večje krčenje hiperparametra Q enake dolžini začetnega podvzorca, v Primicerijevem modelu je to 40. V mojem primeru sem df_Q zastavila višje (60), ker imam v modelu štiri endogene spremenljivke, torej eno več kot Primiceri, in sem se tako želela izogniti problemom, povezanim s konvergenco ocenjevalnega algoritma. Z enačbo (33) so priorne porazdelitve parametrov normiranja k_Q , k_W in k_S specificirane kot neodvisne inverzne-gama porazdelitve⁸. Po vzoru Amir-Ahmadi et al. (2016) so parametri vseh treh porazdelitev izbrani na način, ki omogoča informativno priorno porazdelitev z modusom pri 0,05 in končno varianco v višini 0,01.

5.4 Ocenjevanje modela in identifikacija

Po opredelitvi priornih porazdelitev sem inicializirala matrike parametrov ter hiperparametrov in nato reducirano obliko TVP-VAR modela s štirimi serijami za obdobje 1994-2016 ocenila s pomočjo algoritma, opredeljenega v Prilogi 2. Za aproksimacijo posteriorne porazdelitve modela sem izvedla 80.000 iteracij algoritma, pri čemer sem jih 40.000 zavrgla zaradi konvergence. Rezultati konvergenčne diagnostike so predstavljeni v poglavju 5.5.3. Nadalje sem zadržane vzorce ocen, da bi zmanjšala serijsko avtokorelacijo med posameznimi vzorci, še stanjšala in obdržala le vsak peti vzorec. To pomeni, da končne ocene parametrov modela bazirajo na 8.000 iteracijah algoritma.

Uporabljeni ocenjevalni algoritem omogoča ocenjevanje modela v reducirani obliki, v katerem reziduali predstavljajo nepojasnjena gibanja spremenljivk modela oziroma eksogene šoke, v enačbi (1) označene z u_t . Vendar pa rezidualov v reducirani obliki zaradi njihove medsebojne koreliranosti ne moremo ekonomsko interpretirati, zato je nujno potrebna ekstrakcija strukturnih šokov. To dosežemo s pomočjo identifikacije modela, ki preko identifikacijskih omejitev doseže transformacijo reduciranih v strukturne šoke, tj. nekorelirane rezidualne z normalizirano kovariančno matriko. Identifikacijske omejitve pri tem temeljijo na predpostavljani ekonomski strukturi in izvirajo iz ekonomske teorije. V splošnem poznamo dva glavna pristopa k identifikaciji; to sta rekurzivna in strukturna identifikacija (Mirdala, 2016, str. 7).

⁸ Inverzna-gama porazdelitev predstavlja univariatno variacijo inverzno-Wishartove. V takem primeru inverzno-Wishartovo porazdelitev z normativnim parametrom a in stopinjami prostosti b opišemo kot inverzno-gama porazdelitev z normativnim parametrom $a/2$ in parametrom oblike $b/2$ (Croux & Reusens, 2015, str. 4).

Rekurzivna identifikacija omeji le sočasne odzive strukturnih parametrov in preko Cholesky dekompozicije kovariančne matrike šokov v reducirani obliki predpostavlja, da lahko spremenljivke v modelu razvrstimo od najmanj do najbolj endogene. S tem implicitno predpostavimo, da višje uvrščene spremenljivke ne reagirajo sočasno na spremembe v nižje uvrščenih spremenljivkah. TVP-VAR model, zapisan v prostoru stanj, izražen z enačbami (6) ter (11)-(13), sem ocenila ob predpostavki rekurzivne identifikacije, ki sem jo implementirala preko predpostavljene spodnje trikotne oblike matrike A_t ⁹. Vrstni red spremenljivk v modelu sem po vzoru Banke Slovenije (2016, str. 57) določila tako, da sem na prvo mesto uvrstila IP, na drugo CPI, na tretje NEER in na zadnje INT. Vendar pa, kot opozarjata Kim in Roubini (2000, str. 564), rekurzivna identifikacija v primeru odprtega gospodarstva ni najbolj primerna. Problem predstavlja predvsem razvrščanje NEER in INT spremenljivke. Opredelevanje obrestne mere kot najbolj endogene spremenljivke je smotrna z vidika, da omogoča sočasni odziv monetarne politike na šok v deviznem tečaju. Takšna identifikacija zajema vedenje majhnih odprtih gospodarstev, ki sledijo cilju nizke in stabilne inflacije ter na depreciacijski šok v deviznem tečaju hitro reagirajo z dvigom obrestne mere. Hkrati obravnavanje deviznega tečaja kot manj endogenega dejavnika ignorira možnost takojšnje reakcije tečajne politike na neugodne šoke v obrestni meri. Posledično rekurzivna identifikacija vodi v podcenjevanje strukturnih šokov za spremenljivke, ki se gibajo s spremenljivkami, ki so v model uvrščene pred njimi (Franta, 2011, str. 6-7).

Alternativna strukturna identifikacija po drugi strani omogoča nerekurzivno obliko matrike A_t in v obliki, kot je uporabljena v magistrski nalogi, prav tako kot rekurzivna identifikacija predpostavlja omejitve le na sočasne strukturne parametre. Strukturna identifikacija zahteva uporabo kvalitativnih informacij pri oblikovanju omejitev, pri čemer šok identificiramo na način, da predpostavimo smer odziva spremenljivk na šok. Pri tem lahko identificiramo enega ali več šokov, kar je odvisno od namena preučevanja, vendar model za identifikacijo zahteva vsaj $\frac{M(M-1)}{2}$ omejitev, pri čemer M predstavlja število spremenljivk v modelu (Franta, 2011, str. 7; Primiceri, 2005, str. 828).

Zaradi spreminjajoče se narave monetarne in tečajne politike Slovenije, ki je suverenost pri vodenju obeh z vstopom v EMU izgubila, sem se odločila za strukturno identifikacijo, ki omogoča sočasni odziv obrestne mere na šok v deviznem tečaju in obratno. Pri tem sem se odločila identificirati le šok v deviznem tečaju. Tak pristop je konsistenten z Uhlig (2005), saj se pri identifikaciji modela osredotočam le na identifikacijo šokov, ki so predmet zanimanja. Šok v deviznem tečaju identificiram z uporabo ničelnih omejitev in omejitev s predpostavljeno smerjo odziva, ki opisujejo sočasni odziv spremenljivk na pozitiven NEER šok. Na slednjega se IP in CPI ne odzivata v momentu šoka, NEER se po definiciji odziva z depreciacijo, medtem ko se INT ne zniža, saj bo monetarna politika na depreciacijo reagirala

⁹ Rekurzivna identifikacija je že po definiciji prisotna v TVP-VAR modelu, opisanemu z enačbo (6). Kot navajata Lubik in Matthes (2015, str. 343-344), je zaradi prisotnosti spodnje trikotne matrike A_t (ta predstavlja nujno normalizacijo) v TVP-VAR modelu, za razliko od VAR modela z nespremenljivimi parametri, identifikacija neločljiva od ocenjevanja modela.

z restriktivno monetarno politiko. V opisanih omejitvah, ki so skladne z ekonomsko teorijo, sledim identifikaciji iz raziskave avtorja Jarociński (2008), v kateri avtor predpostavlja, da je v majhnem odprtem gospodarstvu tečajna politika zmožna takojšnje reakcije na šok v obrestni meri in monetarna politika na šok v deviznem tečaju. Uporabo tovrstne identifikacije zagovarja z dejstvom, da rekurzivna identifikacija, ki deviznemu tečaju onemogoča takojšnji odziv na spremembe v obrestni meri, pogosto rezultira v pozitivnem začetnem odzivu cen na zvišanje obrestnih mer.

Kombinacijo ničelnih omejitev in omejitev s predpostavljeno smerjo odziva sem v model vpeljala z modifikacijo enačbe (6), v kateri TVP-VAR bazira na rekurzivni identifikaciji. Ob uvedbi ortonormalne rotacijske matrike G_t , tj. $G_t'G_t = I_M$, lahko model zapišemo z enačbo (34) (Michaelis & Watzka, 2014, str. 11):

$$y_t = X_t' B_t + A_t^{-1} \Sigma_t G_t' G_t \varepsilon_t = X_t' B_t + A_t^{-1} \Sigma_t G_t' \bar{\varepsilon}_t \quad (34)$$

$$\bar{\varepsilon}_t \sim N(0, I_M),$$

kjer $\bar{\varepsilon}_t = G_t \varepsilon_t$ predstavlja novo obliko nekoreliranih šokov z enotno varianco $Var(\bar{\varepsilon}_t) = Var(G_t \varepsilon_t) = G_t I_M G_t' = I_M$. Ortonormalna matrika G_t' vpliva tako na sočasne odzive spremenljivk na šoke v model (A_t) kot na standardne odklone šokov (Σ_t), zato se bodo impulzni odzivi na nov set šokov, opisan z vektorjem $\bar{\varepsilon}_t$, spremenili. Matriko G_t za vsako obdobje $t = 1, \dots, T$ poiščemo s QR dekompozicijo, pri čemer je matrika G_t dimenzij ($M \times M$). Zaradi ničelnih omejitev na sočasni odziv spremenljivk IP in CPI je dekompozicija omejena na zadnja dva stolpca in G_t zavzema obliko predstavljeno z enačbo (35) (Arratibel & Michaelis, 2014, str. 8-9):

$$G_t = \begin{bmatrix} I_{M1} & 0 \\ 0 & \bar{G}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & QR(\theta[1,1]) & QR(\theta[1,2]) \\ 0 & 0 & QR(\theta[2,1]) & QR(\theta[2,2]) \end{bmatrix}. \quad (35)$$

S tem sem endogene spremenljivke razvrstila v dve skupini; IP in CPI predstavljata skupino $M1$ spremenljivk in se v momentu strukturnega šoka v NEER in INT enačbo ne odzivata v obdobju impulza, medtem ko NEER in INT sestavljata skupino $M2$ spremenljivk, ki se v momentu impulza odzivata na strukturni šok v katerikoli spremenljivko. Subrotacijska matrika $\bar{G}_t$ tako služi ohranitvi ničelnih restrikcij pri generiranju rotacijske matrike G_t .

Generiranje rotacijske matrike G_t , ki združuje ničelne omejitve in omejitve s predpostavljeno smerjo odziva, lahko opišemo z naslednjimi splošnimi koraki, ki jih ponovimo za vsako zadržano iteracijo ocenjevalnega algoritma (Blake & Mumtaz, 2012, str. 54; Kilian & Lütkepohl, 2017, str. 419, 463):

1. korak: S Cholesky dekompozicijo matrike Ω_t pridobimo zgornje trikotno matriko $\bar{P}_t$, pri čemer velja $\bar{P}_t' \bar{P}_t = \Omega_t$.
2. korak: Iz standardne normalne porazdelitve $N \sim (0, I_{M2})$ generiramo stolpce matrike θ dimenzij $M2 \times M2$ in apliciramo QR dekompozicijo $\theta = \bar{G}_t R$, kjer je R zgornje trikotna matrika normalizirana na način, ki zagotavlja pozitivne diagonalne elemente. Korak je ekvivalenten generiranju $\bar{G}_t$ matrike na podlagi uniformne porazdelitve, ki opisuje porazdelitev celotne množice možnih matrik $\bar{G}_t$. Pridobljena subrotacijska matrika $\bar{G}_t$ zaradi narave generiranja torej ni unikatna.
3. korak: Formiramo matriko G_t , kot je podana z enačbo (35).
4. korak: Izračunamo kandidatno matriko strukturnih vplivov $P_t = G_t \bar{P}_t$. Ker je G_t ortonormalna matrika, s tem korakom spremenimo le elemente $\bar{P}_t$ matrike, ne pa tudi lastnosti $\bar{P}_t' \bar{P}_t = \Omega_t$. V primeru štirih spremenljivk v sistemu bo kandidatna matrika P_t oblike, definirane z enačbo (36):

$$P_t = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} & p_{14} \\ 0 & p_{22} & p_{23} & p_{24} \\ 0 & 0 & p_{33} & p_{34} \\ 0 & 0 & p_{43} & p_{44} \end{bmatrix}. \quad (36)$$

S koraki 1-4 pridobljeno kandidatno matriko P_t je nato potrebno preveriti za skladnost s predpostavljenimi omejitvami. Če matrika ustreza predpostavkam, jo shranimo, sicer pa korake 2-4 ponavljamo, dokler omejitvam ni zadoščeno. V dotičnem primeru ERPT analize to pomeni, da tretjo vrstico matrike P_t , tj. vrstico, ki opisuje sočasne odzive spremenljivk na strukturni šok v NEER, preverimo za pozitiven odziv spremenljivk NEER ($p_{33} > 0$) in INT ($p_{34} > 0$). Da bi povečali učinkovitost algoritma generiranja kandidatne matrike P_t , v primeru $p_{33} < 0$ in $p_{34} < 0$ enostavno obrnemo predznake ustreznega stolpca $\bar{G}_t$ matrike, kar rezultira v novi ortonormalni subrotacijski matriki, ki ustreza predpostavljenim omejitvam (Kilian & Lütkepohl, 2017, str. 419-420).

Ker generiranje matrike $\bar{G}_t$ ne ohrani vrstnega reda spremenljivk, je potrebno upoštevati, da lahko prepoznan šok v tretji vrstici P_t potencialno pripada šoku v INT. Zaradi tega je potrebno preveriti tudi četrto vrstico P_t matrike. Če želimo z omejitvami modela identificirati NEER šok, moramo preveriti, da elementi v četrto vrstico ne izkazujejo enakih predznakov, kot jih izkazujejo elementi v tretji vrstici. Želimo torej prepoznati enega od dveh možnih ustreznih vzorcev. Prvi je opredeljen z negativnim odzivom spremenljivke NEER na šok v INT ($p_{43} < 0$) in pozitivnim odzivom INT na lasten pozitiven šok ($p_{44} > 0$), drugi pa s pozitivnim odzivom spremenljivke NEER na šok v INT ($p_{43} > 0$) in negativnim odzivom INT na lasten negativen šok ($p_{44} < 0$). S tem je seveda implicitno identificiran tudi šok v INT, s čimer model ni več delno, temveč popolnoma identificiran, saj sta NEER in INT šok identificirana z omejitvami s predpostavljeno smerjo odzivov, IP in CPI pa z rekurzivno strukturo. Identifikacija INT šoka je potrebna, ker lahko subrotacijska matrika $\bar{G}_t$ rezultira v stolpcih z ujemajočimi se predznaki. V takem primeru bo ortogonalna

šoka opisana z matriko $\bar{G}_t$ sicer mogoče razložiti v statističnem smislu, ne pa tudi v ekonomskem (Kilian & Lütkepohl, 2017, str. 423).

Dejstvo, da v modelu, identificiranemu z omejitvami s predpostavljeno smerjo odziva, vrstni red spremenljivk ne odloča, kateri šok bo vsebovan v posamezni vrstici kandidatne matrike P_t , lahko izkoristimo za dodatno učinkovitost generiranja te matrike. V primeru, da bosta elementa p_{43} in p_{44} izkazovala predznake ustrezne vplivu NEER šoka, medtem ko bo vpliv INT šoka ustrezno opisan z elementoma p_{33} in p_{34} , lahko tretjo in četrto vrstico kandidatne matrike enostavno zamenjamo. Efektivno sta bila tako med seboj zamenjana stolpca $\bar{G}_t$ matrike, kar zopet rezultira v novi subrotacijski matriki (Kilian & Lütkepohl, 2017, str. 420).

Izračun impulznih odzivov spremenljivk na eksogene šoke za vsako obdobje $t = 1, \dots, T$ za vsako posamezno iteracijo ocenjevalnega algoritma nato temelji na standardnih odklonih obdobja t , torej na matriki Σ_t , na matriki sočasnih odzivov A_t , na matriki G'_t in koeficientih B_t , ki pripadajo odloženim vrednostim spremenljivk za obdobja $t + 1, t + 2, \dots, t + T_{HOR}$, pri čemer T_{HOR} opredeljuje izbran časovni horizont izračuna impulznih odzivov. V primeru $t + T_{HOR} > T$, zaradi nedostopnosti ocen koeficientov odloženih vrednosti spremenljivk uporabimo ocene zadnjega obdobja (T). Uporaba slednjih ni sporna, saj smo z enačbo (11) dinamiko koeficientov odloženih vrednosti spremenljivk opisali z naključnim sprehodom (Franta, 2011, str. 8). Za vsako obdobje t nato ugotavljamo medianski impulzni odziv in intervale zaupanja kot 16. in 84. percentile. Gre za ustaljen način poročanja v literaturi, ki pa ima nekatere pomanjkljivosti, podrobno opisane v Kilian in Lütkepohl (2017)

5.5 Rezultati

Fleksibilnost TVP-VAR modela, ki hkrati dopušča variabilnost v koeficientih in variančno-kovariančni matriki, prepušča podatkom razsodbo o viru časovne variabilnosti, najsibo to velikost šoka ali pa sprememba v odzivu. Primiceri (2005, str. 829) opozarja, da fleksibilnost modela po drugi strani prinaša tudi nekatere pomanjkljivosti, in sicer kot ključno izpostavlja dejstvo, da zaradi pomanjkanja strogih omejitev ne moremo izolirati vira negotovosti. V okviru VAR modela s konstantnimi parametri vsaki enačbi pripada le en vir negotovosti, medtem ko je v TVP-VAR modelu virov negotovosti več, zato lahko NEER šok izhaja iz štirih različnih neodvisnih virov, pri čemer je njihova medsebojna neodvisnost predpostavljena s kovariančno matriko V v enačbi (14). V enačbi (6) oziroma (34) je opredeljen prvi izmed neodvisnih virov negotovosti – gre za navaden aditiven šok ε_t v NEER. Drugi je šok ζ_t , ki izhaja iz enačbe (12), in ga lahko interpretiramo kot šok v odziv NEER spremenljivke na trenutno stanje drugih spremenljivk v modelu, medtem ko tretji šok, ν_t iz enačbe (11), predstavlja šok v odziv NEER spremenljivke na pretekle vrednosti spremenljivk v modelu. Zadnji šok, tj. η_t iz enačbe (13), predstavlja še šok v standardnem odklonu aditivnega šoka ε_t .

V nadaljevanju zato najprej prikazujem posamezne elemente časovne variabilnosti, in sicer prikazujem časovno evolucijo stohastične volatilnosti, sočasnih odnosov med spremenljivkami ter koeficientov odloženih vrednosti spremenljivk. Temu sledi še analiza impulznih odzivov spremenljivk na eksogen šok v NEER.

5.5.1 Posteriorne ocene parametrov modela

Prvi sklop rezultatov predstavljajo ocene posteriornih aritmetičnih sredin posameznih parametrov, ki so razvrščeni v tri skupine prikazane v treh slikah. Na podlagi rezultatov sem želela sklepati o posameznem viru časovne variabilnosti modela, pri čemer stohastična volatilnost (Σ_t) in sočasni odnosi med spremenljivkami (A_t) predstavljajo komponente kovariančne matrike rezidualov v reducirani obliki (Ω_t), parametri zajeti v matriko B_t pa predstavljajo koeficiente, pripadajoče konstantam ter odloženim vrednostim spremenljivk.

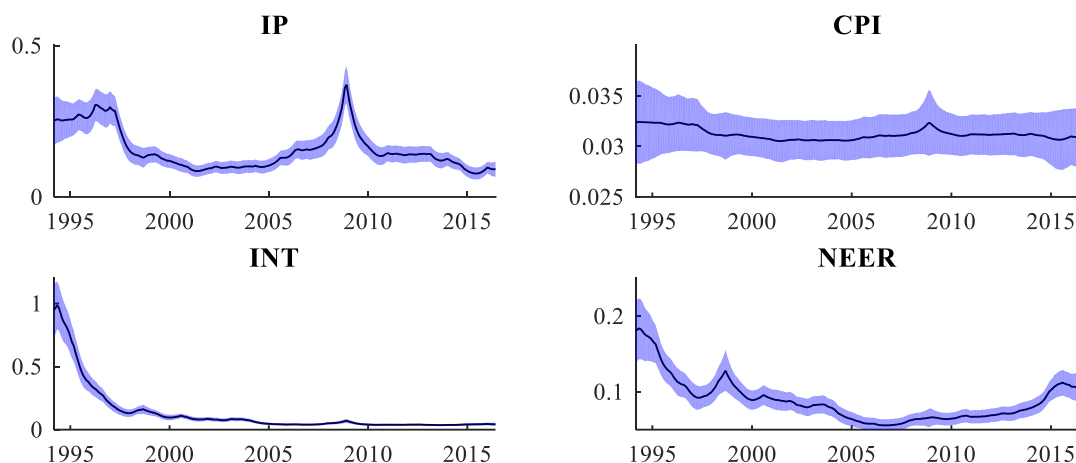
Slika 3 prikazuje aritmetične sredine posteriornih ocen standardnih odklonov rezidualov posamezne enačbe TVP-VAR modela, kjer je pripadajoča enačba v sliki indicirana z nadnapisom imena spremenljivke. Gre torej za ocene diagonalnih elementov matrike Σ_t za obdobje $t = 1, \dots, T$. Obdobje se razteza od marca 1994 do vključno junija 2016, saj prva dva meseca leta 1994 vstopata v VAR model z nespremenljivimi parametri kot odložene vrednosti spremenljivk. Dodatno je v sliki za vsako enačbo z modro površino označen še interval zaupanja za oceno posameznega parametra. Ta je izračunan kot 16. in 84. percentil zadržanih ocen ocenjevalnega algoritma in tako predstavlja 68 odstotni interval zaupanja za pripadajočo oceno parametra (pod predpostavko normalne porazdelitve 16. in 84. percentil ustrežata intervalu zaupanja z mejami od aritmetične sredine oddaljenimi za en standardni odklon porazdelitve). Gibanje ocen rezidualov posamezne enačbe priča o spremembah volatilnosti ocenjenih rezidualov. Kot je razvidno iz slike, standardni odkloni rezidualov vseh štirih enačb izkazujejo podobne vzorce. Višji in bolj spremenljivi so v začetku preučevanega obdobja, pri čemer je najvišjo variabilnost pripisati spremenljivki INT, sledita IP in CPI s podobno oceno standardnih odklonov rezidualov, ter NEER. Visoka volatilnost je skladna s tranzicijskim turbulentnim obdobjem, opisanem v poglavju 5.1. S koncem 90-ih so ocene že precej nižje¹⁰.

Če se osredotočim na ocene standardnih odklonov rezidualov NEER enačbe, je iz Slike 3 mogoče razbrati, da se je volatilnost eksogenih šokov v NEER zniževala do leta 2004, trend pa se je obrnil z nastopom krize, pri čemer se je volatilnost znatno povešala po letu 2014. Razumevanje prikaza je ključno z vidika, da je ravno eksogen šok v NEER predmet preučevanja magistrske naloge, zato standardni odkloni šoka skozi čas opišejo relativno pomembnost šoka v pojasnjevanju časovne variabilnosti modela in prikazujejo spremembe v nesistematičnemu delu tečajne politike. Spremembe, razvidne iz grafa po letu 2014, se

¹⁰ Ocene standardnih odklonov rezidualov v CPI enačbi po drugi strani konsistentno beležijo podobno raven skozi čas. Manjša variabilnost ocen najbrž izhaja iz dejstva, da v modelu CPI kot mera inflacije izključuje cene energije in hrane, ki v največji meri prispevata k volatilnosti indeksa.

ujemajo z obdobjem intenzivnejšega kvantitativnega sproščanja, ki trend apreciacije NEER prekinja z obdobji depreciacije.

Slika 3: Posteriorne ocene aritmetičnih sredin časovno spremenljivih standardnih odklonov rezidualov v posamezni enačbi

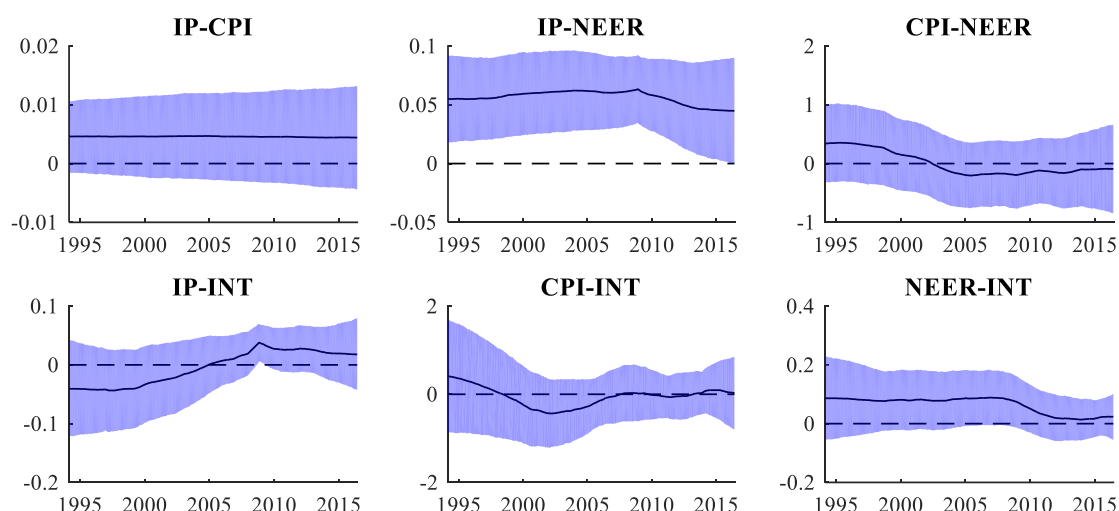


Slika 4 prikazuje časovno evolucijo ocen prostih elementov spodnje trikotne matrike A_t . Ti elementi se nanašajo na korelacijske vzorce ocenjene kovariančne matrike šokov v reducirani obliki (Ω_t). Korelacijski oziroma sočasni odnosi za šest parov spremenljivk so zopet prikazani skozi aritmetične sredine posteriornih ocen prostih elementov matrike A_t , ki jim pripadajo modro obarvani intervali zaupanja, oblikovani na enak način kot v primeru ocen stohastične volatilitnosti. Nad vsakim grafom v Sliki 4 je pripisano, kateri odnos prikazuje. Posamezen prosti element matrike A_t nam pove, kakšen je sočasni odnos med spremenljivkama, zapisanima nad grafom pripadajočega ocenjenega elementa. Kljub temu, da so ocene po večini statistično neznačilno različne od nič, vseeno razkrivajo smer odnosov posameznih parov spremenljivk. Kot vidimo, se IP in CPI premikata v isto smer (na to nakazuje pozitiven koeficient), enako pa velja tudi za IP in NEER ter NEER in INT. Pri zadnjih dveh parih je opaziti zmanjšanje koeficienta odnosa po nastopu krize, kar nakazuje na dejstvo, da je kriza pomembno vplivala na sočasne odnose. Tako porasta industrijske proizvodnje danes ne spremlja več tolikšna sočasna depreciacija deviznega tečaja, kot ga je pred krizo, medtem ko depreciacije deviznega tečaja ne spremlja več tolikšen dvig obrestne mere.

Več variacije je zaznati v odnosu med CPI in NEER. Do leta 2002 je CPI sočasno pozitivno vplival na NEER (inflacija je sočasno prinesla depreciacijo), po letu 2002 pa se vzorec obrne. Prav tako je zaznati, da je do leta 2002 sočasni odziv NEER na CPI v absolutnem smislu višji kot po letu 2002, v zadnjih letih pa se je še dodatno zmanjšal. To pomeni, da se odziv deviznega tečaja na spremembo v domači inflaciji znotraj enega meseca od začetka spremembe zmanjšuje. Predznak v času spremeni tudi parameter sočasnega odnosa med IP ter INT, in sicer do leta 2005 zvišanje industrijske proizvodnje sočasno spremlja padec

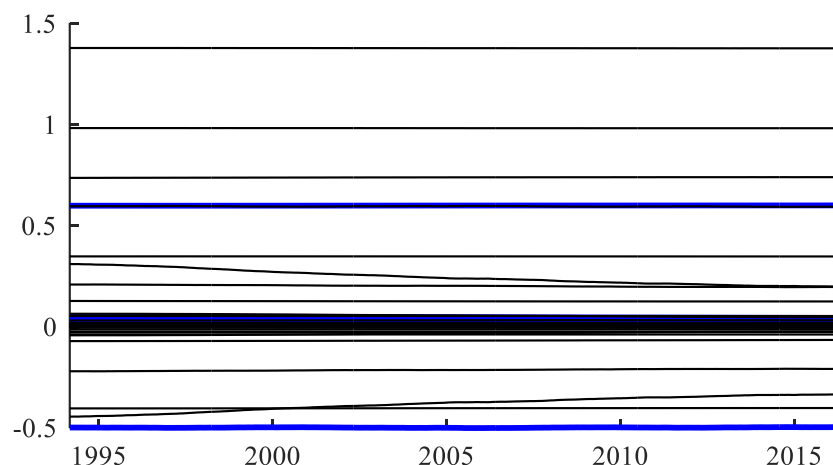
obrestne mere, nato pa se smer sočasnega odnosa obrne. Prelom je zopet opazen v letu 2009, ki mu sledi zniževanje korelacije med IP in INT. Leto 2009 je tudi edino s statistično značilnim odnosom med spremenljivkama, kjer odnos opišemo z dejstvom, da je z nastopom krize povezano naglo znižanje IP spremljal sočasni upad INT. Sočasni odnos med CPI in INT izkazuje najbolj dinamično naravo, saj večkrat spremeni predznak, vendar pa se od leta 2007 naprej giba okoli ničle.

Slika 4: Posteriorne ocene aritmetičnih sredin časovno spremenljivih sočasnih odnosov



Časovno spremenljivi koeficienti, zajeti v matriko B_t , to so koeficienti pripadajoči konstantam modela ter odloženim vrednostim spremenljivk, so prikazani s Sliko 5. Tokrat so prikazane le aritmetične sredine posteriornih ocen, ne pa tudi intervali zaupanja. Z modro barvo so prikazane posteriorne ocene vseh štirih koeficientov konstant v modelu, preostalih 32 črnih linij pa opisuje dinamiko koeficientov odloženih vrednosti spremenljivk. Kot je moč opaziti, se prikazane ocene koeficientov skozi čas le malo spreminjajo.

Slika 5: Posteriorne ocene aritmetičnih sredin časovno spremenljivih koeficientov



Če povzamem rezultate posteriornih ocen posameznih parametrov, ugotovim, da koeficienti matrike B najmanj prispevajo k časovni variabilnosti modela, ki jo nasprotno v največjem obsegu usmerja stohastična volatilitnost. Takšna ugotovitev je v TVP-VAR raziskavah zelo pogosta, zato Lubik in Matthes (2015, str. 437) opozarjata na pomembnost skrbno izbranih priornih porazdelitev. Ocenjevanje TVP-VAR modela s stohastično volatilitnostjo namreč običajno večino časovne variacije spremenljivk pripiše spremembam v standardnih odklonih rezidualov in ne spremembam v koeficientih odloženih vrednosti. Da bi zagotovili nepristranskost modela, se je pri opredelitvi momentov priornih porazdelitev smotrno opreti na podatke in priorna prepričanja objektivno oblikovati skozi uporabo začetnega podvzorca. Tako priorna prepričanja temeljijo na enakem procesu generiranja podatkov kot vzorec, uporabljen v fazi ocenjevanja.

5.5.2 Impulzni odzivi na eksogen šok v deviznem tečaju

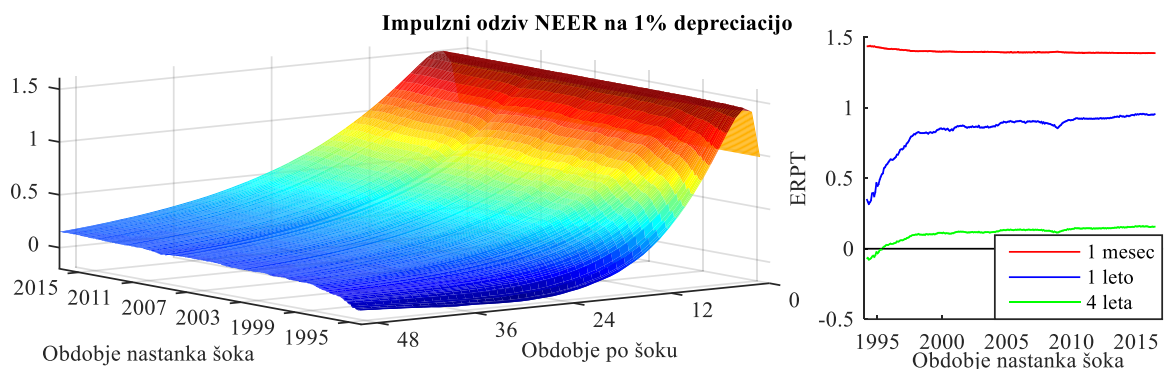
V nadaljevanju so skozi čas predstavljeni medianski impulzni odzivi na normaliziran eksogen šok v NEER, tj. eksogen šok v devizni tečaj, ki povzroči enoodstotno depreciacijo. Impulzni odzivi temeljijo na identifikaciji šoka v devizni tečaj, kot je opisana v poglavju 5.4. Za pomoč pri interpretaciji mi je služila tudi Priloga 3, v kateri so za vse spremenljivke prikazani impulzni odzivi za 4 arbitrarno izbrane mesece nastanka impulza oziroma eksogenega šoka. Abscise osi merijo obdobje od nastanka šoka, ordinatne pa odziv posamezne spremenljivke na šok. Prikaz je vključen z namenom prikazovanja intervalov zaupanja impulznih odzivov, v Prilogi 3 obarvanih modro. Že na tem mestu bi rada opozorila, da so v TVP-VAR modelu ocenjeni impulzni odzivi v začetku preučevanega obdobja pogosto občutljivi na izbrane začetne vrednosti, zato so rezultati v obliki impulznih odzivov v začetku obdobja precej nezanesljivi (Shioji, 2012, str. 74-75). To je v Prilogi 3 razvidno iz grafov v prvi vrstici, ki ponazarjajo odzive vseh štirih spremenljivk na enoodstotno depreciacijo januarja 1995. Intervali zaupanja so znatno širši od tistih za januar 2005, 2010 in 2015, vendar bom rezultate iz zgodnjega obdobja zaradi vidika časovne spremenljivosti vseeno interpretirala.

S Sliko 6 je najprej predstavljen odziv spremenljivke NEER na lasten šok. Leva stran slike vsebuje tridimenzionalni prikaz impulznih odzivov za vsak mesec v preučevanem časovnem obdobju. Mesec impulza oziroma nastanka šoka je predstavljen na osi levo, desna os opisuje časovni horizont od nastanka šoka, navpična os pa meri odziv spremenljivke NEER na enoodstotno depreciacijo.

Kot je razvidno iz prikaza, se NEER na enotni šok skozi celotno obdobje preučevanja odziva precej podobno. Enoodstotni depreciaciji sledi po enem mesecu že približno 1,4 odstotna depreciacija, ki nato pojenja, NEER pa se s časom počasi vrne k svojemu dolgoročnemu ravnotežju, nekje v treh do štirih letih. Vztrajnost šoka je nekoliko nižja v prvih nekaj letih preučevanega obdobja, po letu 1998 pa se z blagim trendom povišuje (z izjemo obdobja začetka krize). Opisana dinamika in vztrajnost sta bolj razvidni iz desnega prikaza Slike 6,

kjer so impulzni odzivi za vsak mesec v preučevanem obdobju prikazani skozi tri različne časovne horizonte (en mesec, eno leto in štiri leta). Časovna horizonta enega meseca in enega leta lahko opredelimo kot pokazatelja kratkoročnega vpliva eksogenega šoka na izbrano spremenljivko, dolgoročni vpliv pa je opredeljen s štiriletnim časovnim horizontom.

Slika 6: Časovno spremenljiv impulzni odziv NEER na enoodstotno depreciacijo



Impulzni odzivi preostalih spremenljivk, tj. INT, IP in CPI, so predstavljeni s Slikami 7-9. V vsaki izmed treh slik se zgoraj levo nahaja prikaz impulznih odzivov izbrane spremenljivke na enoodstotno depreciacijo za vsak mesec preučevanega obdobja. Zgoraj desno se nato nahaja pripadajoč presečni prikaz impulznih odzivov pri treh časovnih horizontih vpliva. Spodnja dva prikaza služita namenu predstavljanja rezultatov v obliki kumulativne elastičnosti, kot je to pogosto običaj v ERPT literaturi. ERPT elastičnost za posamezno spremenljivko je prikazana v vsaki izmed slik spodaj levo, spodaj desno pa se zopet nahaja prikaz elastičnosti skozi tri časovne horizonte. Za izračun kumulativne ERPT elastičnosti impulzne odzive spremenljivk pretvorimo tako, da kumulativni odziv izbrane spremenljivke po m mesecih delimo s kumulativnim odzivom NEER po m mesecih. Dobljen rezultat interpretiramo kot kumulativno ERPT elastičnost, izraženo z enačbo (37) (Ocran, 2010, str. 301-302):

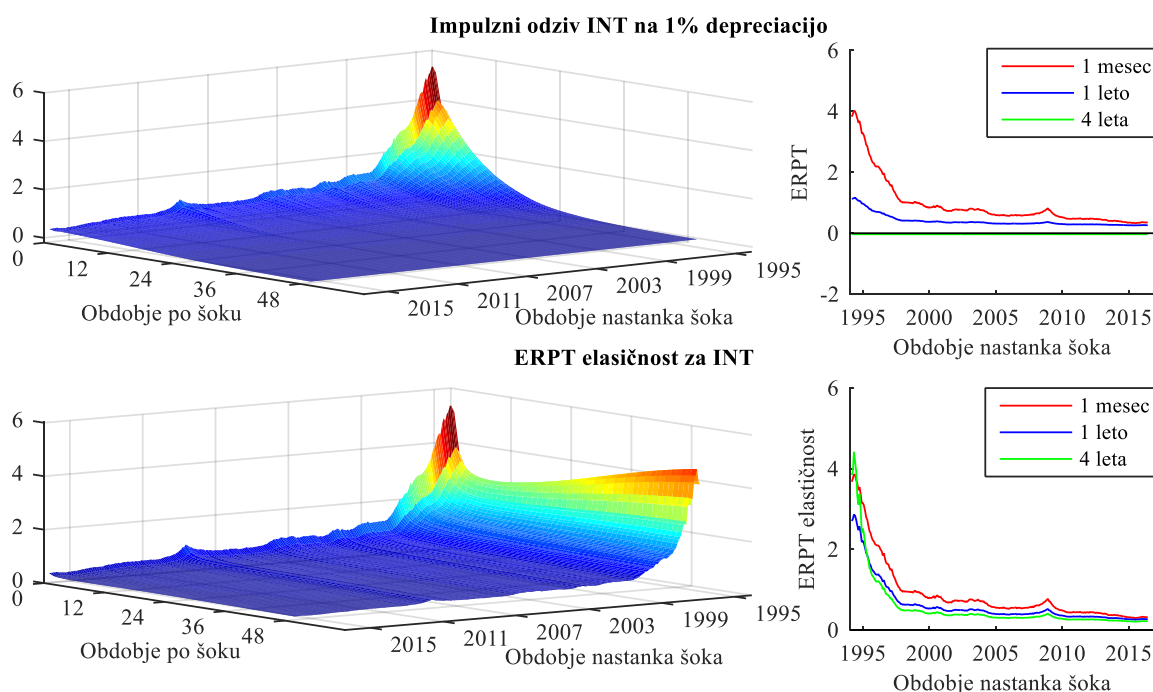
$$ERPT \text{ elastičnost}_{t,m} = \frac{cumIRF(X)_{t,m}}{cumIRF(NEER)_{t,m}}, \quad (37)$$

kjer $ERPT \text{ elastičnost}_{t,m}$ predstavlja kumulativno elastičnost spremenljivke X , pri čemer je s $t = 1, \dots, T$ opredeljen mesec preučevanega obdobja, tj. mesec nastanka šoka, in z $m = 1, \dots, T_{HOR}$ izbran časovni horizont. X v enačbi predstavlja izbrano spremenljivko modela, pri čemer so v množico možnih vključene IP, CPI in INT.

V Sliki 7 je prikazan vpliv deviznega tečaja na kratkoročno obrestno mero. Iz impulznega odziva INT na enoodstotno depreciacijo je razvidno, da je šok v NEER akomodiran z dvigom obrestne mere, tj. restriktivno monetarno politiko. Skladno z identifikacijo se INT na šok v NEER z dvigom odziva že v obdobju šoka, vpliv šoka pa zamre po približno dveh do treh letih. Časovna spremenljivost odziva z vidika časa nastanka šoka je očitna predvsem pri

sočasnem odzivu obrestne mere. Ta se na enoodstotno deprecijacijo leta 1994 odziva s povišanjem za več kot pet odstotnih točk, sočasni odziv se do leta 1998 naglo znižuje, padajoči trend pa je v milejši obliki povečini prisoten do konca preučevanega obdobja. V tem obdobju je hitrejšje znižanje sočasnega odziva zaznati še v letu 2004, kar lahko pripišemo vstopu v EU in politiki usmerjeni k zadovoljevanju konvergenčnih kriterijev. Po obdobju konjunktura se je s finančno krizo sočasni odziv INT zopet nekoliko povišal in svoj vrh doživel leta 2009 pri eni odstotni točki povišanja obrestne mere v odziv na enoodstotno deprecijacijo, nato pa se je odzivnost obrestne mere močno zmanjšala. Ta se konec obdobja na šok v deviznem tečaju sočasno odziva s skromnim povišanjem (0,4 odstotne točke).

Slika 7: Časovno spremenljiv impulzni odziv in kumulativna ERPT elastičnost INT na enoodstotno deprecijacijo

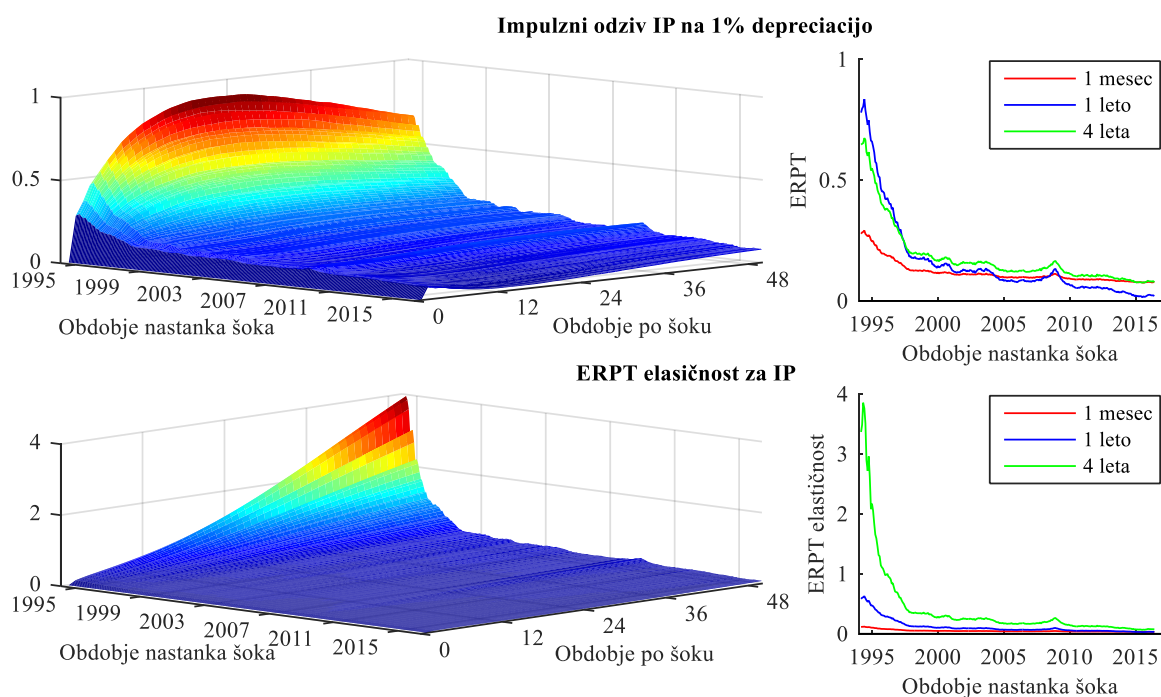


Statistične značilnosti odziva v primeru obrestne mere (glej Priloga 3, zadnji stolpec grafov) zaradi izbrane identifikacije ne morem interpretirati. Namreč s tem, ko sem predpostavila pozitivni sočasni odziv obrestne mere na pozitivni šok v deviznem tečaju, so vse zadržane kandidatne matrike strukturnih šokov P_t rezultirale v pozitivnem odzivu obrestne mere. Ker intervale zaupanja ocenjujem kot 16. in 84. percentil ocenjenih impulzov za vsako zadržano iteracijo, so intervali zaupanja nujno pozitivni in impulzni odziv INT statistično značilen v začetnem obdobju po nastopu impulza. Kumulativna ERPT elastičnost do leta 1999, torej v obdobju nezanesljivih rezultatov, izkazuje zelo visoke vrednosti. Po letu 1999 se elastičnost zniža in je konsistentno nižja od 1. V splošnem lahko povzamem, da se po letu 1999 elastičnost znižuje tako po obdobjih nastanka šoka kot po časovnih horizontih. Nekoliko višja je zopet v obdobju začetka krize, za katero lahko iz prikaza spodaj desno razberemo, da se dolgoročno 40 odstotkov spremembe v deviznem tečaju oziroma deprecijacije prenese

v obrestno mero ($ERPT\ elastičnost_{2009,4leta} = 0,4$). Konec preučevanega obdobja dolgoročna kumulativna ERPT elastičnost znaša le še 0,2.

Odziv industrijske proizvodnje, kot predstavnika realne ekonomije, na enoodstotno deprecijacijo in pripadajoča kumulativna ERPT elastičnost sta prikazana v Sliki 8. V splošnem je odziv IP na šok odvisen od dveh glavnih transmisijskih kanalov. Prvega opisuje kanal prerazporejanja potrošnje iz tujih na domače dobrine (angl. *expenditure-switching channel*). S spremembo nominalnega deviznega tečaja se namreč spremenijo relativne mednarodne cene, zato se v primeru deprecijacije domače valute poveča povpraševanje po domačih in zmanjša povpraševanje po tujih dobrinah. Posledično povečanje domače proizvodnje poveča neto izvoz domačega gospodarstva in pozitivno vpliva na IP. Nasprotni učinek na IP ima kanal obrestne mere. Restriktivna monetarna politika se na deprecijacijo odziva s povišanjem obrestne mere, kar zavira rast realnega gospodarstva.

Slika 8: Časovno spremenljiv impulzni odziv in kumulativna ERPT elastičnost IP na enoodstotno deprecijacijo



Iz rezultatov zgoraj levo v Sliki 8 lahko sklepam, da v primeru slovenskega gospodarstva prevladuje prvi kanal, saj je skozi celotno preučevano obdobje opazen pozitiven odziv IP¹¹. Pozitiven odziv je skladen z ekonomsko teorijo gospodarske rasti kot posledice deprecijacije. Sočasno se IP skladno z identifikacijo ne odziva na deprecijacijo, nato pa poraste, pri čemer je kvantiteta porasta odvisna od obdobja nastanka šoka. Odziv je zelo močan v začetku

¹¹ Z modro obarvanimi intervali zaupanja v Prilogi 3 je v prvem stolpcu prikazano, da je impulzni odziv IP na enoodstotno deprecijacijo po večini statistično neznačilno različen od nič, razen za šok v januarju, 1995.

preučevanega obdobja, ko se IP v odziv na pozitiven šok v NEER po enem letu dvigne že za približno 0,8 odstotka (glej prikaz desno zgoraj v isti sliki). To je mogoče pojasniti s politiko Banke Slovenije, ki je vodila režim uravnavanega drsenja. Režim je uporaben za ciljanje realnega deviznega tečaja in s tem ohranjanje zunanje konkurenčnosti. Kot poudarja Engel (2003, str. 233), je omogočanje učinka prerazporejanja potrošnje iz tujih na domače dobrine ključna prednost fleksibilnega nominalnega deviznega tečaja pred fiksnim, kar se kaže tudi v primeru Slovenije. Proti koncu 90-ih let odziv IP izgubi na intenziteti in po enem letu od šoka reagira z le še nekaj manj kot 0,2 odstotnim povišanjem. K znižanju je najverjetneje prispevala stabilizacijska strategija monetarne politike. Dve hitrejši znižanji v odzivu sta nastopili leta 2002 in 2004. Obe znižanji lahko povežem s prehajanjem fleksibilnega režima tečajne politike k bolj fiksnemu sistemu, ki ne omogoča več tolikšnega učinka prerazporejanja potrošnje. Leta 2002 je bil namreč uveden režim deviznega tečaja v plazečem pasu, leta 2004 pa se je z vstopom v ERM II začel proces stabilizacije deviznega tečaja. Negativen trend intenzivnosti odziva je tako kot pri analizi obrestne mere prisoten skozi celotno obdobje z izjemo obdobja krize. S krizo se nivo odziva zopet dvigne na raven, kakršno je dosegal pred vstopom v EU, tj. približno 0,13 odstotkov za šok v januarju 2009, in nato upada. Konec preučevanega obdobja se IP po enem letu zviša le še za približno 0,02 odstotka.

Prikaza spodaj v Sliki 8 vsebujeta kumulativno ERPT elastičnost za IP. Skozi celotno obdobje preučevanja sprememba v deviznem tečaju postopoma prehaja v IP. V začetku obdobja, tj. na šok, nastal do leta 1996, je dolgoročna kumulativna elastičnost (glej horizont štirih let v prikazu spodaj desno) višja od ena, nato pa se skozi obdobje znižuje. Konec obdobja tako beležimo le še 7 odstotni prenos spremembe v deviznem tečaju v IP.

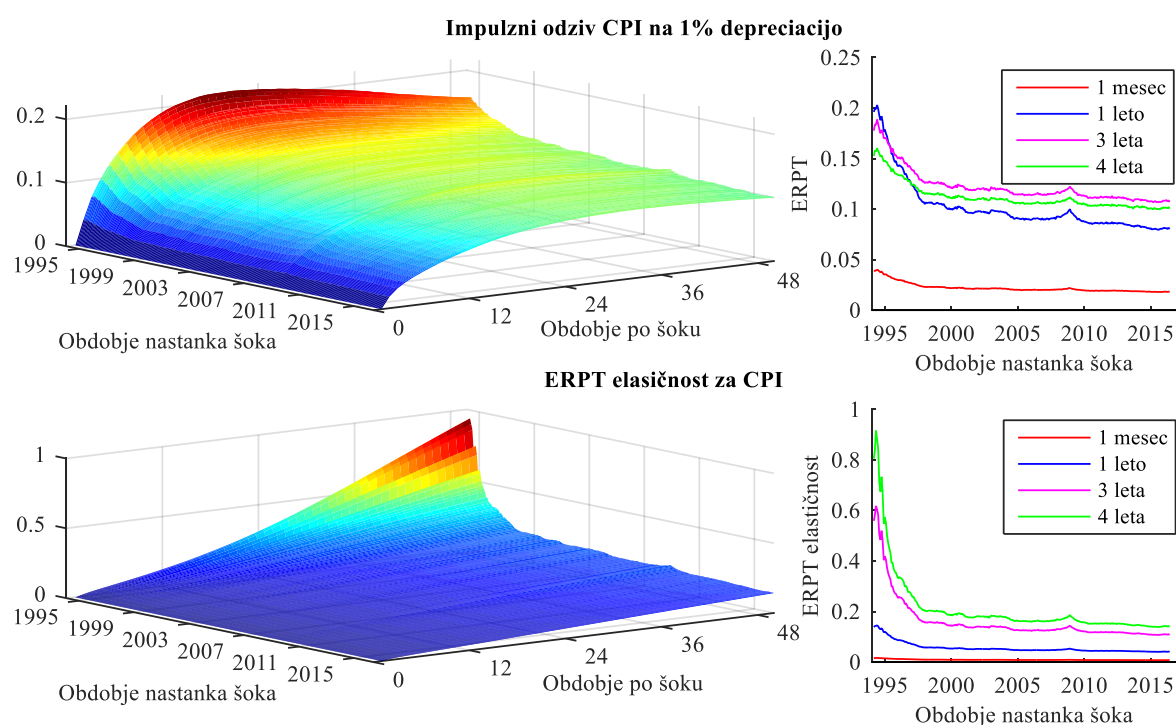
Glavni cilj magistrskega dela je izpolnjen z oceno časovno variabilnega prehajanja deviznega tečaja v inflacijo. ERPT v CPI je prikazan s Sliko 9. Analiza impulznega odziva CPI na enoodstotno depreciacijo (prikaz zgoraj levo in zgoraj desno) in kumulativne ERPT elastičnosti v CPI (prikaz spodaj levo in spodaj desno) poda nekatere ključne ugotovitve.

Prvič, impulzni odziv je odvisen od časa nastanka šoka in sicer se inflacija na šok v deviznem tečaju intenzivneje odziva v začetku preučevanega obdobja. V enem letu se tako v odziv na enoodstotno depreciacijo v začetnem obdobju CPI poviša za približno 0,2 odstotka, na šok nastal v letu 2000 pa le še za 0,1 odstotka. Negativen trend odziva, merjen v presečnem horizontu, ponovi vzorec, ugotovljen pri ostalih spremenljivkah. Zopet je očitno znižanje CPI odzivnosti opaziti leta 2002 (približno 0,093 odstotno zvišanje CPI po enem letu od nastanka šoka) in konec leta 2004 (0,087 odstotno zvišanje CPI po enem letu od nastanka šoka). Negativen trend za krajši čas prekine konec leta 2008 nastala kriza, ko CPI zopet izkazuje močnejši odziv (0,096 odstotno zvišanje CPI po enem letu od nastanka šoka). Ob tem naj poudarim, da ocenjeni intervali zaupanja v Prilogi 3 izkazujejo, da je odziv spremenljivke CPI skozi celotni časovni horizont štirih let za vsako obdobje nastanka šoka statistično značilen.

Drugič, vztrajnost šoka v deviznem tečaju, merjena z odzivom v CPI, se je skozi čas povečala. V začetku obdobja je impulzni odziv CPI svoj vrh dosegel že leto in pol po impulzu, medtem ko se je vrhunec odziva do leta 2009 odložil za eno leto, konec obdobja pa za skoraj leto in pol, kar pomeni, da se CPI k dolgoročnemu ravnotežju danes začne vračati šele po treh letih. Vztrajnost šoka je razvidna predvsem v prikazu ERPT-ja v CPI v presečnih horizontih, kjer opazujemo razliko med impulznimi odzivi po enem in štirih letih. Odziv po štirih letih je v začetku obdobja nižji od odziva po enem letu, krivulji se nato sekata in razdalja med njima se začne večati, kar priča o povečevanju vztrajnosti šoka.

Tretjič, prikaz kumulativne ERPT elastičnosti razkrije, da se v letu 1994 v CPI dolgoročno prenese skoraj celotna sprememba v deviznem tečaju, zaradi česar lahko govorimo o skoraj popolnem ERPT-ju. Rezultat je skladen s študijo Coricelli et al. (2004). Prenos se nato naglo zmanjšuje in že sredi leta 1999 doseže manj kot 20 odstotkov, od leta 2013 pa je celo nižji od 15 odstotkov. Skozi celotno obdobje je prehajanje učinka deviznega tečaja postopno, kar je razvidno iz prikaza ERPT elastičnosti za CPI v presečnih horizontih.

Slika 9: Časovno spremenljiv impulzni odziv in kumulativna ERPT elastičnost CPI na enoodstotno deprecijacijo



Podani rezultati poudarjajo pomembnost upoštevanja časovne dimenzije. ERPT po začetnem obdobju izkazuje postopno zmanjševanje skozi preučevano obdobje, vseeno pa je v njegovem trendu mogoče opaziti nekatere strukturne prelome, ki se ujemajo s spremembami v tečajni in monetarni politiki ter z začetkom krize konec leta 2008. Prvo naglo znižanje v odzivu vseh treh spremenljivk, tj. INT, IP in CPI, je opaziti leta 1999. Kot je bilo opisano v

poglavju 5.1, je tega leta zaradi umika dolgoročnih kapitalskih kontrol, ki so omejevale kapitalske prilive s tujine, Banka Slovenije začela s kratkoročnim ciljanjem realne obrestne mere in strogim uravnavanjem deviznega tečaja skozi intervencije na deviznem trgu. Drugi prelom v rezultatih nastopi leta 2002, kar se ujema z uvedbo ciljanja inflacije v okviru stabilizacijske strategije monetarne politike Banke Slovenije in spremembo režima deviznega tečaja v režim deviznega tečaja v plazečem pasu. Oboje je najverjetneje vplivalo na zmanjševanje ERPT stopnje v CPI. Zadnje hitrejše znižanje v ERPT-ju, leta 2004, sovpada z vstopom Slovenije v EU in ERM II sistem. Slednji je kot predpogoj za vstop v EMU zahteval vzdrževanje stabilnega deviznega tečaja, poleg tega pa je izpolnjevanje konvergenčnih kriterijev zahtevalo še zniževanje inflacije in nominalnih obrestnih mer.

Edino opazno zvišanje v impulznem odzivu CPI inflacije na depreciacijo je opazno v obdobju začetka krize. Zvišanje lahko pojasnem s spremembo v cenovnem vedenju podjetij. Argument izhaja iz študije avtorjev Cheikh in Rault (2015b), ki poročata o višji ERPT stopnji v obdobjih makroekonomske nestabilnosti za skupino visoko zadolženih držav evroobmočja (Grčija, Irska, Italija, Portugalska in Španija). V obdobju krize, ki povzroči nezaupanje na finančnih trgih, se lahko spremeni cenovno vedenje tujih izvoznikov. Slednji cene oblikujejo v skladu s svojo percepcijo o makroekonomskem stanju države uvoznice. Stabilno okolje jih spodbudi k LCP strategiji, torej k oblikovanju cen v valuti uvoznega trga. V takem primeru večina tujih izvoznih podjetij spremembo tečaja absorbira v svojih maržah, zato bo učinek prehajanja deviznega tečaja v cene države uvoznice nizek. Nasprotno se v obdobju nestabilnosti, kakršno je prinesla nedavna kriza, tuji izvozniki z obzirom na povečano tveganje neizpolnjevanja plačilnih obveznosti s strani uvoznika lahko odločijo, da bodo v cene prenesli večji delež sprememb v deviznem tečaju. Posledično se pogosteje odločajo za oblikovanje cen v lastni valuti, tj. za PCP strategijo, zato ERPT v uvozne cene poraste. Ker se vpliv v uvozne cene delno prenaša naprej v potrošniške, se sprememba v cenovni strategiji tujih izvoznikov odraža v porastu ERPT stopnje v CPI inflacijo v času krize. Poleg tega je povišan ERPT v času krize skladen s hipotezo iz Mirdala (2016) o omejeni vlogi deviznega tečaja pri absorbiranju zunanjih šokov in posledični višji odzivnosti potrošniških cen na inflacijske pritiske.

Z izjemo krize ERPT v CPI izkazuje negativen trend. Ugotovljena dinamika je skladna z rezultati številnih ERPT študij, ki poročajo o padcu stopnje prenosa spremembe deviznega tečaja v cene za mnoge države. Da bi lahko na podlagi rezultatov podala razloge za padajoč ERPT in preverila hipoteze glede nekaterih determinant ERPT-ja, opredeljenih v poglavju 1.2 in 1.3, sem izračunala spearmanove koeficiente korelacije med povprečnimi impulznimi odzivi CPI za različne časovne horizonte za vsako leto 1994-2016 ter dejavniki, ki naj bi vplivali na obseg prehajanja deviznega tečaja v inflacijo. Pri izbiri dejavnikov sem bila omejena z dostopnostjo podatkov, zato sem v obzir vzela naslednje: (1) volatilnost deviznega tečaja, ocenjena z varianco rezidualov NEER enačbe v TVP-VAR modelu; (2) volatilnost agregatnega povpraševanja, ocenjena z varianco rezidualov IP enačbe v TVP-VAR modelu; (3) inflacija, merjena kot povprečna mesečna CPI inflacija brez hrane in energije za vsako

leto; (4) odprtost, ocenjena z deležem uvoza v BDP; (5) delež uvoza iz držav izven EMU; (6) delež uvoza iz BRIK držav, tj. Brazilije, Rusije, Indije in Kitajske. Podatki za vse izbrane determinante ERPT-ja so vključno s pripadajočimi viri podani v Prilogi 4.

Spearmanovi koeficienti korelacije med izbranimi determinantami in stopnjo ERPT v CPI, ocenjeno kot presečni impulzni odziv po enem mesecu, enem letu in štirih letih, se nahajajo v Tabeli 1. Vsi koeficienti so na podlagi testiranja ničelne hipoteze o neobstoju monotone korelacije statistično značilno različni od nič in se za posamezno determinanto ne razlikujejo dosti po časovnem horizontu odziva. Na podlagi korelacijskih koeficientov lahko sklepamo o pozitivni linearni povezavi med ERPT stopnjo in volatilnostjo deviznega tečaja, volatilnostjo agregatnega povpraševanja ter inflacijo. Med temi tremi je najmočnejša povezava z ERPT-jem ugotovljena za inflacijo; torej višja kot bo inflacija, višji bo prenos spremembe v deviznem tečaju v domače potrošniške cene. Sklep potrjuje hipotezo avtorja Taylor (2000) o pomembnosti okolja nižje in stabilnejše inflacije za znižanje stopnje ERPT-ja, prav tako pa so teorijo potrdili že impulzni odzivi z vsemi prej opisanimi prelomi oziroma spremembami v tečajni in monetarni politiki, ki so vodili k nižji inflaciji. Korelacija med ERPT-jem in volatilnostjo deviznega tečaja ter ERPT-jem in volatilnostjo agregatnega povpraševanja je zmerna – v obdobju večje volatilnosti bo večji tudi ERPT¹². Koeficienta tako ne potrjujeta hipoteze, pod katero teoretično predpostavljamo, da bodo tuji izvozniki v obdobju volatilnega povpraševanja zaradi tveganja izgube tržnega deleža spremembo v tečaju raje absorbirali v svojih profitnih maržah. Nasprotno bodo glede na rezultate v obdobju večje IP in NEER volatilnosti tuji izvozniki spremembe v tečaju prenesli v uvozne cene, skladno s hipotezo Cheikh in Rault (2015b) o pomembnosti makroekonomske stabilnosti.

Tabela 1: Spearmanovi korelacijski koeficienti

Časovni horizont	1	12	48
NEER volatilnost	0.477 **	0.474 **	0.475 **
IP volatilnost	0.445 **	0.448 **	0.447 **
Inflacija	0.728 *	0.718 *	0.720 *
Uvoz (% BDP)	-0.673 *	-0.684 *	-0.674 *
% uvoza iz držav nečlanic EMU	-0.868 *	-0.846 *	-0.873 *
% uvoza iz BRIK	-0.909 *	-0.887 *	-0.914 *

Legenda: * in ** predstavljata enoodstotno in petodstotno stopnjo značilnosti korelacijskega koeficienta pri dvostranskem testiranju korelacije.

Negativne korelacijske koeficiente sem ugotovila v primeru preučevanja odprtosti in deleža uvoza iz držav, ki ne sodelujejo v EMU. Večji kot je delež uvoza v BDP in večji kot je delež

¹² Glede smeri vpliva volatilnosti deviznega tečaja ERPT študije ne podajajo konsistentnih rezultatov. O pozitivni povezavi poročajo na primer Ca'Zorzi et al. (2007) ter Choudhri in Hakura (2001), medtem ko negativno povezavo ugotavlja McCarthy (1999).

tega uvoza pripisati trgovini izven EMU, manjši bo ERPT v CPI. Povezava je kontraintuitivna iz vidika determinante deleža mednarodno tržljivih dobrin v potrošniški košarici – večji kot je delež uvoza v BDP, v večji meri naj bi se teoretično sprememba v nominalnem deviznem tečaju prenesla v potrošniške cene. Vendar pa je vpliv obeh obravnavanih determinant pogojen z valuto mednarodnih transakcij. Če v obzir vzamem vstop Slovenije v EMU, lahko nižji ERPT kljub poviševanju uvoza, merjenega v odstotku BDP, pojasnem z dejstvom, da je postal uvoz iz držav članic s prevzemom evra neobčutljiv na spremembe v deviznem tečaju, kar rezultira v zmanjšanem ERPT-ju. Z vidika dejavnika povečevanja uvoza iz držav nečlanic EMU pa lahko, tako kot Campa et al. (2005, str. 21-22), sklenem, da EMU zaradi močne notranje trgovine izvoznike iz preostalega sveta (predvsem iz razvijajočih se držav) spodbuja k denominaciji cen izvoza v evrih. Za ilustracijo sem med determinante ERPT-ja vključila delež uvoza iz BRIK držav. Agregatni delež uvoza iz te skupine se je v Sloveniji v času precej povišal, medtem ko je znano, da podjetja iz omenjenih držav zaradi velike konkurence na trgu evroobmočja pogosto zaposlujejo LCP strategijo oblikovanja cen, kar za Slovenijo pomeni znižanje ERPT-ja v uvozne in potrošniške cene in znižan vpliv sprememb v deviznem tečaju na ekonomsko aktivnost. Zelo močna negativna korelacija med ERPT-jem v CPI in deležem uvoza iz BRIK držav je razvidna iz Tabele 1.

Nenazadnje lahko, sicer brez formalnega preverjanja, podobno kot Özyurt (2016), ki je preučeval upad ERPT-ja v evroobmočju, sklepam, da sta k zniževanju ERPT stopnje v Sloveniji prispevali še povečana trgovinska integracija in porast trgovine znotraj multinacionalnih podjetij.

5.5.3 Konvergenčna diagnostika in testi robustnosti

Konvergenčna diagnostika se nanaša na ocenjevanje konvergence ocenjevalnega algoritma TVP-VAR modela oziroma konvergence vzorcev k pogojnim posteriornim porazdelitvam parametrov modela in je potrebna za sklepanje o zanesljivosti ocen modela (Koop, 2003, str. 65). Za nadzor konvergence vzorčnika sem izvedla štiri konvergenčne diagnostike. Te sem implementirala v Matlabu, pri čemer sem modificirala javno dostopno Matlab kodo v LeSage (2010). Vse štiri diagnostike in pripadajoči rezultati so predstavljeni v Prilogi 5. Iz prikazov v Prilogi 5 je mogoče sprejeti sklep, da je konvergenčna diagnostika zadovoljiva, predvsem z obzirom na visoko dimenzionalnost modela.

Nadalje je potrebno za potrditev rezultatov izvesti teste robustnosti. Največjo občutljivost rezultatov je Primiceri (2005) zaznal na specifikacijo k_Q , k_W in k_S parametrov, čemur sem se izognila z ocenjevanjem teh parametrov preko vključevanja dodatne hierarhične ravni v model. V nadaljevanju zato predstavljam rezultate robustnostnih testov, ki zajemajo spremembe v številu vključenih časovnih odlogov spremenljivk v model, spremembe v specifikaciji začetnega podvzorca za kalibracijo priornih porazdelitev parametrov ter spremembe v priornih porazdelitvah.

V Prilogi 6 se nahajajo impulzni odzivi spremenljivk na enoodstotno depreciacijo, ki jo eksogen šok v deviznem tečaju povzroči januarja 1995, januarja 2005, januarja 2010 in januarja 2015. V vsaki izmed štirih slik modra barva zastopa medianske odzive in pripadajoče intervale zaupanja pridobljene z ocenjevanjem osnovnega modela (enako kot Priloga 3), medtem ko so z rdečo predstavljeni odzivi in intervali zaupanja izhajajoči iz nove specifikacije modela, namenjene testiranju robustnosti osnovnega modela in njegovih rezultatov.

Prva alternativna specifikacija (glej Sliko 1 v Prilogi 6) poveča število vključenih odloženih vrednosti spremenljivk v model iz dveh na tri. Kot je razvidno iz slike, impulzni odzivi ne odstopajo bistveno od odzivov iz osnovnega modela, iz česar je možno zaključiti, da je model robusten na izbiro časovnih odlogov. Druga alternativna specifikacija je povezana z izbiro začetnega podvzorca za kalibracijo priornih porazdelitev. Tokrat sem v konstanten VAR model vključila prvih 5 let opazovanj vsake serije, tj. podatke od marca 1994 do vključno februarja 1999, in model ocenila na podlagi preostalega vzorca. Rezultati so prikazani v Sliki 2, kjer so impulzni odzivi prikazani le za januar 2005, januar 2010 in januar 2015, saj se model ocenjuje od leta 1999 naprej. Iz prikazanega je razvidno, da model ni popolnoma robusten na izbrano dolžino vzorca uporabljenega za kalibracijo priornih porazdelitev. Impulzni odzivi vseh štirih spremenljivk sicer obdržijo svojo obliko in so kvalitativno enaki, niso pa tudi kvantitativno enaki tistim iz osnovnega modela. Pri tem je opazno, da so po obdobju nastanka šoka in po horizontu impulzni odzivi konsistentno manjši in nakazujejo na hitrejšo konvergenco spremenljivk k dolgoročnim ravnam.

Tretji in četrti robustnostni test se nanašata na spremembo v specifikaciji priornih prepričanj. Tretja alternativna specifikacija priorne porazdelitve začetnih stanj časovno variabilnih parametrov B_0 , A_0 in $\log \sigma_0$ opredeli s petkrat višjim drugim momentom, kar pomeni bolj neinformativne porazdelitve. Kot izhaja iz Slike 3 v Prilogi 6, model ni občutljiv na tovrstne spremembe. Enak sklep izhaja tudi iz Slike 4 v isti prilogi, kjer sem preverila še vpliv specifikacije priornih porazdelitev za hiperparametre k_Q , k_W in k_S . Tokrat so njihove priorne porazdelitve neinformativne in kot take opredeljene z modusom pri 0,05 in neskončno varianco. Impulzni odzivi so v primeru informativnih (osnovni model) in neinformativnih priornih porazdelitev (alternativna specifikacija) identični.

5.5.4 Implikacije za slovensko gospodarstvo

Poznavanje ERPT stopenj je koristno z vidika preučevanja in napovedovanja domače inflacije, predvsem kadar je prehajanje sprememb deviznega tečaja v inflacijo veliko. Navadno se analiza učinka deviznega tečaja na inflacijo zaključi s podajanjem implikacij za monetarno in tečajno politiko obravnavanega gospodarstva, ki naj bi s ciljem nadzorovanja inflacije sledili potencialni časovni evoluciji ERPT-ja. Ker je Slovenija z vstopom v EMU vodenje obeh politik prenesla na EMU, rezultati analize ne omogočajo direktnih implikacij za vodenje politike, omogočajo pa kritično presojo politik evroobmočja.

Kot je opisano v poglavju 5.1, se je ECB v pokriznem obdobju z namenom pospeševanja okrevanja evroobmočja in ciljanja inflacije posluževala tako konvencionalnih ukrepov zniževanja kratkoročnih obrestnih mer kot nekonvencionalnih ukrepov kvantitativnega sproščanja. Slednji naj bi preko povečane količine denarja v obtoku oslabili devizni tečaj evra in s tem izboljšali zunanjo cenovno konkurenčnost držav evroobmočja. Na podlagi rezultatov iz poglavja 5.5.2 je razvidno, da je vpliv deviznega tečaja na CPI predvsem v zadnjih letih precej skromen, kar pomeni, da lahko deprecijacija evra deflacijske pritiske zmanjša v zelo omejenem obsegu. Posledično politika kvantitativnega sproščanja preko transmisijskega kanala oslabitve deviznega tečaja ne more dosegati znatnih rezultatov, kar poraja dodatne dvome v njeno potencialno uspešnost. V prid ji ni šteti niti ugotovljenega negativnega trenda ERPT stopnje v CPI, zato s tega aspekta ne morem podpreti ideje o kvantitativnem sproščanju kot učinkovitem orodju boja proti deflaciji kadar gospodarstvo zapade v likvidnostno past.

5.5.5 Omejitve in napotki za nadaljnje raziskave

Omejitve izvedene raziskave so številne, nekatere izpostavljene že tekom predhodnih poglavij. Z vidika časovnih serij, ki so vstopale v TVP-VAR model, omejitve izvirajo iz pomanjkanja dostopnih podatkov. Serije, ki bi bile bolj ustrezne, so navadno prekratke, predvsem zaradi prelomov oziroma sprememb v metodologiji in zbiranju podatkov. Pomanjkljivosti izbrane obrestne mere sem natančno opisala že v poglavju 5.2., prav tako pa ni nujno ustrezna izbrana oblika nominalnega deviznega tečaja. NEER izračunan glede na široko skupino 42-ih držav namreč ne zajema večine držav jugovzhodne Evrope, ki predstavljajo ene izmed pomembnejših trgovinskih partneric Slovenije.

Nadalje obstajajo tudi pomembne omejitve izbrane metodologije. TVP-VAR model ne omogoča upoštevanja kointegracijskih odnosov, zahteva subjektivno opredelitev nekaterih elementov modela, ki lahko vplivajo na dobljene rezultate (na primer dolžina podvzorca za kalibracijo priornih porazdelitev, katere vpliv je zabeležen v okviru izvajanja testov robustnosti) in ne dovoljuje vključevanja večjega števila spremenljivk.

Z odpravo metodoloških pomanjkljivosti bi bilo mogoče analizirati ERPT po cenovni verigi in sklepati o razlikah med vplivom deviznega tečaja v uvozne, proizvodne in potrošniške cene. Prav tako bi lahko k razumevanju obravnavane problematike prispevali s preučevanjem ERPT-ja v razčlenjene cene. Pri tem sta smiselni delitvi glede na trajnost potrošniških dobrin oziroma glede na industrijo, saj je lahko ERPT precej različen po različnih industrijskih sektorjih. Analizo na podlagi razčlenjenih cen omogoča TVP-FAVAR model, katerega prednosti so opisane v poglavju 2.1.

Smiselno nadaljnjo nadgradnjo bi pomenila tudi analiza potencialne asimetrije med vplivom apreciacije in depreciacije ter preučevanje šokov, ki povzročajo deprecijacijo. Kot navajajo Campa et al. (2005, str. 3), je učinek gibanja deviznega tečaja na cene odvisen od treh

ključnih dejavnikov. Prvič, vpliv bo pomembno povezan s šokom, ki je sprožil gibanje deviznega tečaja; drugič, odvisen bo od mehanizma, ki opredeljuje povezavo med izvirnim šokom, deviznim tečajem in cenami, ter tretjič, ERPT zavisi od izbranega časovnega okvirja preučevanja. Izvirnega šoka v magistrski nalogi nisem preučevala, vendar bi njegova analiza lahko pomembno dopolnila izsledke magistrske naloge glede dinamike odziva inflacije na depreciacijo. Namreč depreciacija, ki sledi domači ekspanzivni monetarni politiki, lahko v sodelovanju s preostalimi transmisijskimi kanali monetarne politike povzroči bistveno močnejše inflatorne pritiske, kot pa jih povzroči depreciacija, nastala kot posledica negativnega šoka v domači ponudbi ali tuje restriktivne monetarne politike. Kot na primeru Velike Britanije ugotavljajo Forbes, Hjortsoe in Nenova (2015), lahko analiza ERPT-ja v odvisnosti od vrste šoka, ki povzroči spremembo v deviznem tečaju, prispeva k razumevanju sprememb v ERPT-ju skozi čas. V svoji raziskavi so predpostavko o eksogenosti NEER šoka dopolnili z endogeno povezavo med spremembo NEER in šoki v domači in globalni ponudbi, povpraševanju ter monetarni politiki. Ugotovili so, da je vpliv deviznega tečaja na domače cene ob različnih izvirnih šokih različen tako po velikosti in trajnosti kot tudi po smeri vpliva.

SKLEP

S pomočjo analize TVP-VAR modela s stohastično volatilnostjo po vzoru študije avtorja Primiceri (2005) sem v magistrskem delu ob uporabi bayesijskih metod in tehnik ocenila učinek prehajanja deviznega tečaja v domačo inflacijo. Izbran model mi je omogočil preučevanje spreminjajoče se narave transmisijskega mehanizma nihanja deviznega tečaja v cene, zato izsledki magistrskega dela predstavljajo pomemben prispevek k analizi slovenske inflacijske dinamike. Predvsem so rezultati informativni z vidika strukturnih sprememb v slovenski zgodovini in njihovega vpliva na odnos med deviznim tečajem in inflacijo ter z vidika nedavne gospodarske krize. Slednja predstavlja odlične pogoje za preučevanje ERPT stopnje v obdobju makroekonomske nestabilnosti. Kriza je namreč v odnos med makroekonomskimi spremenljivkami vnesla nekatere spremembe, ki lahko ključno vplivajo na ERPT dinamiko.

V model so bile vključene štiri časovne serije za obdobje od januarja 1994 do vključno junija 2016. Obravnavane spremenljivke – indeks industrijske proizvodnje, indeks cen življenjskih potrebščin brez hrane in energije, nominalni efektivni devizni tečaj in kratkoročna obrestna mera – predstavljajo minimalno množico, potrebno za analizo majhnega odprtega gospodarstva. Rezultati pridobljeni s pomočjo Metropolis-Hastings algoritma znotraj Gibbsovega vzorčnika so nakazali, da k časovni variabilnosti modela v največji meri prispeva stohastična volatilnost, tj. sprememba v volatilnosti eksogenih šokov skozi čas, medtem ko so spremembe v koeficientih odloženih vrednosti spremenljivk odgovorne le za skromen delež časovne variacije spremenljivk. Ugotovitev je bližje teoriji »sreče«, ki negativen trend v prenosu sprememb deviznega tečaja v inflacijo pojasnjuje z zmanjšanjem eksternalnih šokov in njihove vztrajnosti. Nasprotno bi, kot navaja Charleroy (2013), sklep

o večji relativni pomembnosti odloženih vrednosti spremenljivk večjo podporo izkazoval teoriji »dobre politike«, tj. teoriji monetarne politike ciljanja inflacije kot ključnega dejavnika v zniževanju ERPT stopenj.

Na podlagi dobljenih ocen posteriornih vrednosti parametrov modela in strukturne identifikacije šokov modela sem generirala impulzne odzive izbranih spremenljivk na enoodstotno depreciacijo. Analiza je razkrila opazno časovno variabilnost v odzivih makroekonomskih spremenljivk, pri čemer rezultati opozarjajo, da je slovensko gospodarstvo na šoke v deviznem tečaju postalo čez čas bolj odporno. Naraščajoča odpornost gospodarstva na devizni šok se kaže v splošnem zmanjševanju odziva obrestne mere, industrijske proizvodnje in osnovne inflacije.

Depreciacija deviznega tečaja se – skladno z identifikacijo – skozi celotno obdobje odraža v porastu kratkoročne obrestne mere, kar uteleša idejo restriktivne monetarne politike kot akomodacijske politike šoka v deviznem tečaju. Odzivnost obrestne mere skozi čas upada; če nastanek šoka do leta 1998 povzroči sočasni porast obrestne mere za par odstotnih točk, je v letu 2016 ta odziv znatno manjši in znaša 0,4 odstotne točke. Podobno dinamiko skozi čas beležijo tudi impulzni odzivi industrijske proizvodnje na enoodstotno depreciacijo. Odziv realne komponente ekonomije je neodvisno od časa nastanka šoka pozitiven, kar priča o nadvladi transmisijskega kanala prerazporejanja potrošnje iz tujih na domače dobrine nad kanalom obrestne mere. Nasprotno je z mesecem nastanka šoka determinirana intenzivnost porasta industrijske proizvodnje. V prvih nekaj letih preučevanja je njegova odzivnost zelo visoka, proti koncu 90-ih let pa se zmanjša in tako po enem letu od nastanka šoka industrijska proizvodnja reagira z le še nekaj manj kot 0,2 odstotnim povišanjem. Negativen trend se nadaljuje in konec preučevanega obdobja se industrijska proizvodnja po enem letu zviša le še za približno 0,02 odstotka. Zniževanje odzivnosti je mogoče povezati s prehajanjem fleksibilnega režima tečajne politike k bolj fiksnemu sistemu, ki ne omogoča več tolikšnega učinka prerazporejanja potrošnje.

Precejšnja časovna variabilnost je zaznana tudi v odzivnosti osnovne inflacije, pri čemer lahko dinamiko prenosa sprememb deviznega tečaja v inflacijo opišem s tremi ključnimi ugotovitvami. Prvič, impulzni odziv je odvisen od časa nastanka šoka, saj se inflacija na šok v deviznem tečaju intenzivneje odziva v začetku preučevanega obdobja, ko odziv na enoodstotno depreciacijo znaša po enem letu približno 0,2 odstotka. Odziv se kmalu razpolovi in tako se na šok nastal po letu 2000 inflacija po enem letu odziva z manj kot 0,1 odstotnim povišanjem. Drugič, vztrajnost šoka v deviznem tečaju, merjena z odzivom v CPI, se je skozi čas 1994-2016 povečala, in tretjič, prehajanje učinka deviznega tečaja v inflacijo je skozi celotno obdobje postopno. Poleg tega merjenje vpliva deviznega tečaja na cene v obliki kumulativne ERPT elastičnosti razkrije še, da se je skozi preučevano obdobje močno znižala količina dolgoročno prenesene spremembe deviznega tečaja v inflacijo – šok v letu 1994 je dolgoročno povzročil skoraj popoln prenos spremembe v inflacijo, medtem ko se od

leta 2013 naprej v inflacijo dolgoročno prenese manj kot 15 odstotkov spremembe v deviznem tečaju.

Dinamiko odzivnosti vseh treh spremenljivk na depreciacijo skozi obdobje 1994-2016 lahko povzamem z negativnim trendom, v katerem je mogoče opaziti nekatere strukturne prelome, ki se ujemajo s spremembami v tečajni in monetarni politiki Slovenije ter z začetkom krize konec leta 2008. Prelomi v odzivih v letu 2002 sovpadajo z uvedbo ciljanja inflacije v okviru stabilizacijske strategije monetarne politike Banke Slovenije in spremembo režima deviznega tečaja v režim deviznega tečaja v plazečem pasu, tisti v letu 2004 pa z vstopom Slovenije v EU in ERM II sistem; obe spremembi v politiki sta očitno pospešili zniževanje odzivnosti makroekonomskih spremenljivk. Edino opazno zvišanje v impulznih odzivih na depreciacijo je nastopilo v obdobju začetka krize. Zvišanje inflacijske odzivnosti lahko pojasnem s spremembo v cenovnem vedenju tujih izvoznih podjetij, ki se zaradi makroekonomske nestabilnosti države uvoznice pogosteje odločajo za oblikovanje cen v lastni valuti, zaradi česar ERPT v inflacijo države uvoznice poraste.

Analizo učinka prehajanja deviznega tečaja v cene sem dopolnila še s preučevanjem korelacije med odzivnostjo cen na depreciacijo in dejavniki, ki naj bi vplivali na obseg prehajanja deviznega tečaja. S koeficienti korelacije sem izpostavila pozitivno linearno povezavo med ERPT stopnjo in makroekonomskimi determinantami (volatilnost deviznega tečaja, volatilnost agregatnega povpraševanja in inflacija), medtem ko se je izkazalo, da med ERPT-jem in mikroekonomskimi determinantami (odprtost gospodarstva in delež uvoza iz držav, ki ne sodelujejo v evroobmočju) obstaja negativna povezava.

Z obzirom na trenutno gospodarsko stanje so mi rezultati analize ERPT stopnje v inflacijo navsezadnje služili tudi kot podlaga za kritično presojo aktualne politike kvantitativnega sproščanja. Glede na to, da so rezultati modela izkazali precej skromno odzivnost osnovne inflacije na spremembo v deviznem tečaju v zadnjih letih in da trend nakazuje tudi na nadaljevanje zniževanja odzivnosti, je potencialna uspešnost kvantitativnega sproščanja vprašljiva. Preko transmisijskega kanala oslabitve deviznega tečaja namreč takšna politika ne more dosegati znatnih rezultatov, saj je depreciacija v zmanjševanju deflacijskih pritiskov zelo omejena.

LITERATURA IN VIRI

1. Amato, J., Filardo, A., Galati, G., von Peter, G., & Zhu, F. (Junij 2005). Research on exchange rates and monetary policy: an overview. *BIS Working Paper No. 178*.
2. Amir-Ahmadi, P., Matthes, C., & Wang, M.-C. (13. avgust 2016). Choosing Prior Hyperparameters. *The Federal Reserve Bank of Richmond Working Paper No. 16-09*.
3. Arratibel, O., & Michaelis, H. (Februar 2014). The impact of monetary policy and exchange rate shocks in Poland: evidence from a time-varying VAR. *ECB Working Paper No. 1636*.
4. Ascione, A. (2003). Local Currency Pricing and Pass-Through: An Empirical and Theoretical Analysis. *Rivista di Politica Economica*, 93(6), 131-166.
5. Auer, R. A., & Schoenle, R. S. (2016). Market structure and exchange rate pass-through. *Journal of International Economics*, 98, 60-77.
6. Bacchetta, P., & van Wincoop, E. (November 2002). Why Do Consumer Prices React less than Import Prices to Exchange Rates? *NBER Working Paper No. 9352*.
7. Baldwin, R. E., & Wyplosz, C. (2012). *The Economics of European Integration* (Izv. 4). London: McGraw-Hill Education.
8. Banka Slovenije. (Marec 2015). *Poročilo Banke Slovenije za Državni zbor*. Ljubljana: Banka Slovenije.
9. Banka Slovenije. (Julij 2016). *Gospodarska in finančna gibanja*. Ljubljana: Banka Slovenije.
10. Bassett, S., Feyzioglu, T., Ross, K., & Wagner, N. (Marec 1998). Republic of Slovenia: Selected Issues. *IMF Staff Country Report No. 98/20*.
11. Beirne, J., & Bijsterbosch, M. (December 2009). Exchange Rate Pass-through in Central and Eastern European Member States. *ECB Working Paper No. 1120*.
12. Belaisch, A., Feyziofilu, N. T., & Rother, P. C. (April 2000). Republic of Slovenia: Selected Issues. *IMF Staff Country Report No. 00/56*.
13. Bitâns, M. (2005). Pass-Through of Exchange Rates to Domestic Prices in East European Countries and the Role of Economic Enviroment. *Latvijas Banka Working Paper No. 4/2004*.
14. Bitto, A., & Frühwirth-Schnatter, S. (Junij 2013). Time-Varying Parameter Models – Achieving Shrinkage and Variable Selection. *Bayesian Young Statisticians Meeting Paper No. 4*.
15. Blake, A., & Mumtaz, H. (2012). *CCBS Technical Handbook No. 4: Applied Bayesian econometrics for central bankers*. London: Bank of England.
16. Blanchard, O., Amighini, A., & Giavazzi, F. (2010). *Macroeconomics a European Perspective*. Edinburgh Gate: Pearson Education Limited.
17. Burstein, A. T., Neves, J. C., & Rebelo, S. (Avgust 2000). Distribution Costs and Real Exchange Rate Dynamics During Exchange-Rate-Based-Stabilizations. *NBER Working Paper No. 7862*.
18. Burstein, A., Eichenbaum, M., & Rebelo, S. (Februar 2002). Why Are Rates of Inflation So Low After Large Devaluations? *NBER Working Paper No. 8748*.

19. Bussière, M., & Peltonen, T. (Oktober 2008). Exchange Rate Pass-Through in the Global Economy: The Role of Emerging Market Economies. *ECB Working Paper No. 951*.
20. Ca'Zorzi, M., Hahn, E., & Sánchez, M. (Marec 2007). Exchange Rate Pass-Through in Emerging Markets. *ECB Working Paper No. 739*.
21. Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (Maj 2002). Exchange Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon? *NBER Working Paper No. 8934*.
22. Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (April 2006a). Distribution Margins, Imported Inputs, and the Sensitivity of the CPI to Exchange Rates. *Federal Reserve Bank of New York Staff Report No. 247*.
23. Campa, J. M., & Goldberg, L. S. (Oktober 2006b). Pass Through of Exchange Rates to Consumption Prices: What has Changed and Why? *NBER Working Paper No. 12547*.
24. Campa, J. M., Goldberg, L. S., & González-Mínguez, J. M. (September 2005). Exchange Rate Pass-Through into Import Prices in the Euro Area. *NBER Working Paper No. 11632*.
25. Canova, F., & Ciccarelli, M. (April 2006). Estimating multi-country VAR models. *ECB Working Paper No. 603*.
26. Carrière-Swallow, Y., Gruss, B., Magud, N. E., & Valencia, F. (December 2016). Monetary Policy Credibility and Exchange Rate Pass-Through. *IMF Working Paper No. 16/240*.
27. Casas, C., D'íez, F., Gopinath, G., & Gourinchas, P.-O. (10. august 2016). *Dollar Pricing Redux*. Najdeno 23. februarja 2017 na spletni strani http://www.bis.org/events/conf160624/gopinath_paper.pdf
28. Cecchetti, S. G. (2008). *Money, Banking, and Financial Markets* (Izv. 2). Singapur: McGraw-Hill/Irwin.
29. Charleroy, R. (20. februar 2013). *Good Luck or Good Policy: A Time-Varying Parameters VAR Analysis in the BRICS*. Najdeno 20. marca 2017 na spletni strani <http://gdre2013.conference.univ-poitiers.fr/wp-content/uploads/sites/21/2014/05/Charleroy.pdf>
30. Cheikh, N. B., & Rault, C. (2015a). Recent Estimates of Exchange Rate Pass-Through to Import Prices in the Euro Area. *CESifo Working Paper No. 5341*.
31. Cheikh, N. B., & Rault, C. (2015b). The Pass-Through of Exchange Rate in the Context of the European Sovereign Debt Crisis. *ZA Discussion Paper No. 9467*.
32. Choudhri, E. U., & Hakura, D. S. (December 2001). Exchange rate pass-through to domestic prices: Does the inflationary environment matter? *IMF Working Paper 01/194*.
33. Choudhri, E. U., & Hakura, D. S. (September 2012). The Exchange Rate Pass-Through to Import and Export Prices: The Role of Nominal Rigidities and Currency Choice. *IMF Working Paper No. 12/226*.
34. *Consumer Prices*. (2016). V *OECD.Stat*. Najdeno 18. novembra 2016 na spletni strani http://stats.oecd.org/viewhtml.aspx?datasetcode=MEI_PRICES&lang=en#
35. Coricelli, F., Jazbec, B., & Masten, I. (Marec 2004). Exchange rate pass-through in acceding countries: the role of exchange rate regimes. *EUI Working Paper No. 2004/16*.

36. Croux, C., & Reusens, P. (Januar 2015). *Detecting time variation in the price puzzle: An improved prior choice for time varying parameter VAR models*. Najdeno 23. marca 2017 na spletni strani https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2548960
37. Darvas, Z. (Maj 2001). Exchange rate pass-through and real exchange rate in EU candidate countries. *Deutsche Bundesbank Discussion paper 10/01*.
38. Darvas, Z. (2006). Monetary Transmission in the New EU Member States: Evidence from Time-Varying Coefficient Vector Autoregression. *Focus on European Economic Integration*, 2006(1), 140-155.
39. Del Negro, M., & Primiceri, G. (Maj 2014). Time-Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy: A Corrigendum. *Federal Reserve Bank of New York Staff Report No. 619*.
40. Devereux, M. B., & Yetman, J. (December 2002). Price Setting and Exchange Rate Pass-Through: Theory and Evidence. *HKIMR Working Paper No. 22/2002*.
41. ECB. (2011). *The monetary policy of the ECB*. Frankfurt am Main: ECB.
42. Ellis, C., Mumtaz, H., & Zabczyk, P. (April 2011). What lies beneath? A time-varying FAVAR model for the UK transmission mechanism. *ECB Working Paper No. 1320*.
43. Engel, C. (Januar 2003). Expenditure Switching and Exchange-Rate Policy. *NBER Macroeconomics Annual 2002*, 17.
44. Forbes, K., Hjortsoe, I., & Nenova, T. (November 2015). The shocks matter: improving our estimates of exchange rate pass-through. *BOE Discussion Paper No. 43*.
45. Franta, M. (Junij 2011). Identification of Monetary Policy Shocks in Japan Using Sign Restrictions within the TVP-VAR Framework. *IMES Discussion Paper No. 2011-E-13*.
46. Franta, M., Horváth, R., & Rusnák, M. (December 2011). Evaluating Changes in the Monetary Transmission Mechanism in the Czech Republic. *CNB Working Paper No. 13/2011*.
47. Frommel, M., & Schobert, F. (Januar 2003). *Nominal Anchors in EU Accession Countries - Recent Experiences*. Najdeno 25. marca 2017 na spletni strani http://diskussionspapiere.wiwi.uni-hannover.de/pdf_bib/dp-267.pdf
48. Gagnon, J. E., & Ihrig, J. (Oktober 2004). Monetary policy and exchange rate pass-through. *International Journal of Finance & Economics*, 9(4), str. 315–338.
49. Gaulier, G., Lahrèche-Révil, A., & Méjean, I. (Februar 2006). Structural Determinants of the Exchange-Rate Pass-Through. *CEPII Working Paper No. 2006-03*.
50. *GDP and main components (output, expenditure and income)*. (2017). V Eurostat. Najdeno 11. aprila 2017 na spletni strani http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=nama_10_gdp&lang=en
51. Gelman, A. (2006). Prior distributions for variance parameters in hierarchical models. *Bayesian Analysis*, 1(3), str. 515–533.
52. Goldberg, P. K., & Knetter, M. M. (September 1997). Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned? *Journal of Economic Literature*, XXXV(3), 1243-1272.
53. Gopinath, G., Itskhoki, O., & Rigobon, R. (2007). Currency Choice and Exchange Rate Pass-through. *NBER Working Paper No. 13432*.
54. Gujarati, D. N. (2003). *Basic econometrics* (Izv. 4). Boston: McGraw Hill.

55. Gust, C., Leduc, S., & Vigfusson, R. J. (Avgust 2006). Trade Integration, Competition, and the Decline in Exchange-Rate Pass-Through. *International Finance Discussion Paper No. 864*.
56. Hyndman, R. J. (23. maj 2014). *Structural breaks*. Najdeno 12. marca 2017 na spletni strani <http://robjhyndman.com/hyndsight/structural-breaks/>
57. *Interest Rates selected indicators*. (2016). V *International Monetary Fund*. Najdeno 11. novembra 2016 na spletni strani <http://data.imf.org/regular.aspx?key=60998111>
58. *Izvajanje denarne politike*. (2017). Najdeno 27. marca 2017 na spletni strani <https://www.bsi.si/ekonomska-in-monetarna-unija.asp?MapaId=934>
59. *Izvoz in uvoz po državah, Slovenija, mesečno*. (2017). V *Statistični urad Republike Slovenije*. Najdeno 11. aprila 2017 na spletni strani http://pxweb.stat.si/sistat/MainTable/tbl_2401721
60. *Izvoz in uvoz po ekonomskih skupinah držav, Slovenija, mesečno*. (2017). V *Statistični urad Republike Slovenije*. Najdeno 11. aprila 2017 na spletni strani http://pxweb.stat.si/Sistat/MainTable/tbl_2401723
61. Jarociński, M. (November 2008). Responses to monetary policy shocks in the east and the west of Europe: a comparison. *ECB Working Paper No. 970*.
62. Kahn, G. (1987). Dollar depreciation and inflation. *Economic Review, November*, 32-49.
63. *Key ECB interest rates*. (2017). Najdeno 27. marca 2017 na spletni strani http://www.ecb.europa.eu/stats/policy_and_exchange_rates/key_ecb_interest_rates/html/index.en.html
64. *Key Short-Term Economic Indicators: Industrial production*. (2017). V *OECD.Stat*. Najdeno 18. novembra 2016 na spletni strani <http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=KEI#>
65. Khundrakpam, J. K. (Februar 2007). Economic reforms and exchange rate pass-through to domestic prices in India. *BIS Working Paper No. 225*.
66. Kilian, L., & Lütkepohl, H. (2017). *Preliminary chapters of the book 'Structural Vector Autoregressive Analysis'*. Najdeno 3. aprila 2017 na spletni strani <http://www-personal.umich.edu/~lkilian/book.html>
67. Kim, S., & Roubini, N. (2000). Exchange rate anomalies in the industrial countries: A solution with a structural VAR approach. *Journal of Monetary Economics*, 45, str. 561-586.
68. Kim, S., Shephard, N., & Chib, S. (Julij 1998). Stochastic Volatility: Likelihood Inference and Comparison with ARCH Models. *Review of Economic Studies*, 65(3), str. 361-393.
69. Kolb, B. (21. oktober 2015). *A time-varying parameter VAR à la Primiceri (2005)*. Najdeno 20. marec 2017 na spletni strani <http://www.bkolb.eu/>
70. Koop, G. (2003). *Bayesian Econometrics*. Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
71. Koop, G. (2016). *Computer Code*. Najdeno 1. septembra 2016 na spletni strani <https://sites.google.com/site/garykoop/home/computer-code-2>

72. Koop, G., & Korobilis, D. (2009). Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics. *Foundations and Trends in Econometrics*, 3(4), str. 267–358.
73. Korhonen, I., & Wachtel, P. (2005). A note on exchange rate pass-through in CIS countries. *BOFIT Discussion Paper 2/2005*.
74. Laflèche, T. (1997). The impact of exchange rate movements on consumer prices. *Bank of Canada Review*, 1996-1997(Winter), 21-32.
75. Lautenschläger, S. (13. september 2016). *Monetary policy in uncertain times – the ECB and the crisis*. Najdeno 27. marca 2017 na spletni strani https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2016/html/sp160913_1.en.html
76. Lavrač, V., & Capriolo, G. (2004). *Makroekonomska tveganja ob vstopu v ERM2 in EMU ter implikacije za ekonomsko politiko*. Ljubljana: Inštitut za ekonomska raziskovanja.
77. LeSage, J. P. (Oktober 1999). *Applied Econometrics using MATLAB*. Najdeno 12. septembra 2016 na spletni strani <http://www.spatial-econometrics.com/>
78. LeSage, J. P. (Marec 2010). *Econometrics Toolbox*. Najdeno 12. septembra 2016 na spletni strani <http://www.spatial-econometrics.com/>
79. Lubik, T. A., & Matthes, C. (2015). Time-Varying Parameter Vector Autoregressions: Specification, Estimation, and an Application. *Economic Quarterly*, 101(4), str. 323–352.
80. Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin: Springer.
81. Mankiw, N. G. (1985). Small Menu Costs and Large Business Cycles: A Macroeconomic Model of Monopoly. *The Quarterly Journal of Economics*, 100(2), str. 529-538.
82. María-Dolores, R. (Oktober 2008). Exchange rate pass-through in new Member States and candidate countries of the EU. *Banco de España Working Paper No. 0822*.
83. Martin, J., & Mejean, I. (Oktober 2012). Invoicing Currency, Firm Size, and Hedging. *CEPII Working Paper No. 2012 – 28*.
84. McCarthy, J. (November 1999). Pass-Through of Exchange Rates and Import Prices to Domestic Inflation in Some Industrialized Economies. *BIS Working Paper No. 79*.
85. Menon, J. (1996). *Exchange rates and prices : the case of Australian manufactured imports*. New York: Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
86. Michaelis, H., & Watzka, S. (2014). Are there Differences in the Effectiveness of Quantitative Easing in Japan over Time? *Munich Discussion Paper No. 2014-35*.
87. Mirdala, R. (Januar 2014). Exchange Rate Pass-Through to Domestic Prices under Different Exchange Rate Regimes. *William Davidson Institute Working Paper No. 1070*.
88. Mirdala, R. (April 2016). Exchange Rate Pass-Through in the Euro Area. *FIW Working Paper No. 171*.
89. Moussa, Z. (Marec 2016). How big is the comeback? Japanese exchange rate pass-through assessed by Time-Varying FAVAR. *HAL Working Paper No. hal-01282811*.

90. Mrak, M., Rojec, M., & Silva-Jáuregui, C. (Ured.). (2004). *Slovenia: From Yugoslavia to the European Union*. Washington, D.C.: TheWorld Bank.
91. Mumtaz, H. (2016). *Example code*. Najdeno 1. septembra 2016 na spletni strani <https://sites.google.com/site/hmumtaz77/code>
92. Nakajima, J. (Marec 2011). Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications. *IMES Discussion Paper Series No. 11-E-09*.
93. Nydick, S. W. (25. maj 2012). *The Wishart and Inverse Wishart Distributions*. Najdeno 22. marca 2017 na spletni strani <https://pdfs.semanticscholar.org/ac51/ee74af59c432d493da98bd950cc6f856a0ca.pdf>
94. Ocran, M. K. (2010). Exchange Rate Pass-Through To Domestic Prices: The Case of South Africa. *Prague Economic Papers*, 2010(4), str. 291-306.
95. Özyurt, S. (September 2016). Has the exchange rate pass through recently declined in the euro area? *ECB Working Paper No. 1995*.
96. Pollard, P. S., & Coughlin, C. C. (Julij 2004). Size matters: asymmetric exchange rate pass-through at the industry level. *Federal Reserve Bank of St. Louis Working Paper No. 2003-029C*.
97. *Price and Cost Competitiveness - Data Section 2016*. (6. oktober 2016). V *European Commission*. Najdeno 18. novembra 2016 na spletni strani http://ec.europa.eu/economy_finance/db_indicators/competitiveness/data_section_en.htm
98. Primiceri, G. E. (2005). Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy. *Review of Economic Studies*, 72, 821–852.
99. Ramón, M. D. (Oktober 2008). Exchange rate pass-through in new Member States and candidate countries of the EU. *Banco de España Working Paper No. 0822*.
100. Razafimahefa, I. F. (Junij 2012). Exchange Rate Pass-Through in Sub-Saharan African Economies and its Determinants. *IMF Working Paper No. 12/141*.
101. Rogoff, K. (Junij 1996). The Purchasing Power Parity Puzzle. *Journal of Economic Literature*, 34(2), 647-668.
102. *Rolling Regression*. (12. februar 2016). Najdeno 12. marca 2017 na spletni strani <http://blog.eviews.com/2016/02/rolling-regression.html>
103. Ross, K. (Marec 1998). Post Stabilization Inflation Dynamics in Slovenia. *IMF Working Paper No. 98/27*.
104. Sekine, T. (Marec 2006). Time-varying exchange rate pass-through: experiences of some industrial countries. *BIS Working Paper No. 202*.
105. Shioji, E. (1. junij 2012). The Evolution of the Exchange Rate Pass-Through in Japan: A Re-evaluation Based on Time-Varying Parameter VARs. *Public Policy Review*, str. 67-92.
106. Shioji, E. (Januar 2014). A Pass-Through Revival. *Asian Economic Policy Review*, 9(1), 120-138.
107. Soikkeli, J., & Sommer, M. (21. april 2004). Republic of Slovenia: Selected Issues and Statistical Appendix. *IMF Country Report No. 04/149*.

108. Stoian, A., & Murarășu, B. (September 2015). On the exchange rate pass-through in Romania. *National Bank of Romania Occasional Paper No. 18*.
109. Stražišar, N., Strnad, B., & Štemberger, P. (2015). *Nacionalni računi o gospodarski krizi v Sloveniji*. Ljubljana: Statistični urad Republike Slovenije.
110. Taylor, J. B. (2000). Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms. *European Economic Review*, 44(7), 1389-1408.
111. *Technical annex*. (Julij 2014). Najdeno 18. novembra 2016 na spletni strani https://ec.europa.eu/info/sites/info/files/file_import/technical_annex_en_1.pdf
112. Uhlig, H. (2005). What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure. *Journal of Monetary Economics*, 52, str. 381-419.
113. UMAR. (Januar 2010). *Ekonomsko ogledalo* (1 izd., Izv. XVI). Ljubljana: UMAR.
114. UMAR. (Januar 2013). *Ekonomsko ogledalo* (1 izd., Izv. XIX). Ljubljana: UMAR.
115. VanHoudnos, N. (2013). *Tips, tricks, and tuning advice for implementing a Metropolis-Hastings within Gibbs sampler for a 2PL IRT model with R. Web supplement for B. Junker, R. Patz, and N. VanHoudnos, Markov Chain Monte Carlo for Item Response Models*. Najdeno 24. marca 2017 na spletni strani <http://edustatistics.org/mcmcirt/>
116. Vek, U. (8. april 2015). *Bo kvantitativno sproščanje ECB-ja delovalo?* Najdeno 24. februarja 2017 na spletni strani http://vzpon.vzajemci.com/novice/investicije/13136/bo_kvantitativno_sproscanje_ecb-ja_delovalo
117. Wu, J. C., & Xia, F. D. (Marec 2017). Time-Varying Lower Bound of Interest Rates in Europe. *Working paper*. Najdeno 30. marca 2017 na spletni strani <https://sites.google.com/site/jingcynthiawu/home/wu-xia-shadow-rates>

PRILOGE

KAZALO PRILOG

PRILOGA 1: Pregled ERPT študij za Slovenijo	1
PRILOGA 2: Ocenjevalni algoritem	2
PRILOGA 3: Impulzni odzivi spremenljivk na šok v deviznem tečaju z intervali zaupanja za štiri izbrana obdobja.....	9
PRILOGA 4: Izbrane ERPT determinante	10
PRILOGA 5: Konvergenčna diagnostika	12
PRILOGA 6: Robustnostni testi	17

PRILOGA 1: Pregled ERPT študij za Slovenijo

Študija	Obdobje	Metodologija ocenjevanja	Spremenljivke	ERPT stopnja
Bitáns (2005)	1993-2003 (m)	Rekurzivni VAR	PPI, CPI, NEER, GAP, INT, M, HICP(EMU)	ERPT po 3/24 m: v PPI: 32% / 77,5% v CPI: 26% / 53,5%
Bussière & Peltonen (2008)	1994-2006 (q)	Model z eno enačbo	CP, MP, XP, PPI, OIL, NOC, REER	ERPT po 3 m: v MP: 35% v XP: 0,7%
Carrière-Swallow et al. (2016)	2000-2015 (m)	Model z eno enačbo (metoda lokalnih projekcij)	CPI, NEER, OIL, FOOD, GAP, PPI	ERPT po 12/24 m: v CPI: 58% / 115%
Coricelli et al. (2004)	1993-2002 (m)	VECM	IP, Δe , π - π^* , i - i^*	Dolgoročni ERPT v CPI: 101%
Darvas (2001)	1993-2000 (q)	Model z eno enačbo (ECM z variabilnimi parametri)		ERPT v CPI na kratek/dolg rok: 20%-30% / 40%
Korhonen & Wachtel (2005)	1999-2004 (m)	VAR	CPI, ER(US), CPI(US), OIL	ERPT v CPI po 12/24 mesecih: 16%/18%
			CPI, ER(EMU), OIL	ERPT v CPI po 12/24 mesecih: 67% / 108%,
María-Dolores (2008)	2000-2006 (m)	Model z eno enačbo (z in brez ECM-ja)	IUV, NEER, FPI, odprtost	ERPT v IUV na kratek/dolg rok: 100%/76%
				ERPT v CPI pri lastni odprtosti: 4,2%, pri povp. odprtosti: 2,8%
Mirdala (2016)	2000-2014 (m)	Rekurzivni VAR	OIL, NEER, M2, IP, IMP, PPI, CPI	Impulzni odzivi*

Legenda: m = mesečni podatki, q = kvartalni podatki, PPI = indeks cen domačih proizvajalcev, CPI = indeks cen življenjskih potrebščin, NEER = nominalni efektivni devizni tečaj, GAP = BDP vrzel, INT = nominalna obrestna mera, M = širok denarni agregat, HICP(EMU) = harmoniziran indeks cen življenjskih potrebščin za celotno evroobmočje, CP = cene konkurentov izražene v domači valuti, MP = uvozne cene, XP = izvozne cene, OIL = cene nafte, NOC = cene energentov (brez nafte), REER = realni efektivni devizni tečaj, FOOD = cene hrane, IP = indeks industrijske proizvodnje, Δe = stopnja rasti nominalnega deviznega tečaja, π - π^* = razlika med slovensko in nemško CPI inflacijo, i - i^* = razlika med slovensko nominalno obrestno mero in 3-mesečnim Fibor/Euribor-om, ER(US) = povprečni mesečni bilateralni devizni tečaj glede na dolar (SIT/dolar), CPI(US) = ameriški CPI, IUV = indeks povprečnih vrednosti uvoza, FPI = tuj indeks cen, ECM = popravek napake, ki odraža odmik od dolgoročnega ravnotežja pri kointegracijski analizi, odprtost = delež uvoza v CPI, M2 = denarni agregat M2, IMP = indeks uvoznih cen, * - impulzni odzivi, kot izhajajo iz pripadajoče študije, so opisani v poglavju 3.

PRILOGA 2: Ocenjevalni algoritem

Priloga opisuje natančen algoritem uporabljen v poglavju 5, pri čimer je algoritem povzet po Del Negro in Primiceri (2014), Nakajima (2011) in Amir-Ahmadi et al. (2016). Kodo za ocenjevalni algoritem sem implementirala v programskem paketu Matlab. Pri oblikovanju sem se oprla na javno dostopno kodo, zapisano za študijo, kot jo je izvedel Primiceri (2005), dostopno na spletni strani Koop (2016), in na kodo dostopno na spletni strani Mumtaz (2016).

Ocenjevalni algoritem, pri katerem ob danih podatkih y^T vzorčimo iz skupne posteriorne porazdelitve $p(B^T, A^T, \Sigma^T, s^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S | y^T)$ tako, da zaporedno naključno vzorčimo iz pogojnih porazdelitev posameznih blokov parametrov, je opisan z naslednjimi koraki¹³:

1. korak: Iz pogojne posteriorne porazdelitve $p(B^T | y^T, A^T, \Sigma^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S)$ naključno vzorčimo B^T .
2. korak: Iz pogojne posteriorne porazdelitve $p(Q | y^T, B^T, A^T, \Sigma^T, k_Q)$ naključno vzorčimo Q .
3. korak: S pomočjo Metropolis-Hastings algoritma iz kandidatne normalne porazdelitve naključno vzorčimo k_Q .
4. korak: Iz pogojne posteriorne porazdelitve $p(A^T | y^T, B^T, \Sigma^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S)$ naključno vzorčimo A^T .
5. korak: Iz pogojne posteriorne porazdelitve $p(S | y^T, B^T, A^T, \Sigma^T, k_S)$ naključno vzorčimo S .
6. korak: S pomočjo Metropolis-Hastings algoritma iz kandidatne normalne porazdelitve naključno vzorčimo k_S .
7. korak: Iz pogojne posteriorne porazdelitve $p(s^T | y^T, B^T, A^T, \Sigma^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S)$ naključno vzorčimo s^T .
8. korak: Iz pogojne posteriorne porazdelitve $p(\Sigma^T | y^T, B^T, A^T, s^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S)$ naključno vzorčimo Σ^T .
9. korak: Iz pogojne posteriorne porazdelitve $p(W | y^T, B^T, A^T, \Sigma^T, k_W)$ naključno vzorčimo W .
10. korak: S pomočjo Metropolis-Hastings algoritma iz kandidatne normalne porazdelitve naključno vzorčimo k_W .

Nadaljnji opis vzorčenja izhaja iz modela, zapisanega v prostoru stanj, definirane v glavnem tekstu, zato na tem mestu še enkrat podajam enačbo opazovanja (1) in tranzicijske enačbe (2), (3) in (4):

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

¹³ Nadnapis T označuje vzorec parametra oziroma pripadajoče spremenljivke za $t = 1, \dots, T$.

$$B_t = B_{t-1} + v_t, \quad v_t \sim N(0, Q) \quad (2)$$

$$a_t = a_{t-1} + \zeta_t, \quad \zeta_t \sim N(0, S) \quad (3)$$

$$h_t = h_{t-1} + \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, W) \quad (4)$$

oz. ekvivalentno: $\log \sigma_t = \log \sigma_{t-1} + \eta_t$.

Vzorčenje B^T

Prvi korak zahteva aplikacijo Carter-Kohn algoritma, ki ga uporabljamo za ocenjevanje linearnih modelov, zapisanih v prostoru stanj, pri čemer se slučajne napake enačbe opazovanja porazdeljujejo normalno. Ob danih podatkih in fiksiranju parametrov $A^T, \Sigma^T, Q, S, W, k_Q, k_W$ in k_S , je enačba (1) linearna, z normalno porazdeljeno slučajno napako. Enačba (1), skupaj z enačbo (2), torej tvori model, zapisan v prostoru stanj. Nadalje lahko pogojno porazdelitev $p(B^T | y^T, A^T, \Sigma^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S)$ razčlenimo, kot je to prikazano z enačbo (5) (Primiceri, 2005, str. 845):

$$\begin{aligned} p(B^T | y^T, A^T, \Sigma^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S) \\ = p(B_T | y^T, A^T, \Sigma^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S) \\ \cdot \prod_{t=1}^{T-1} p(B_t | B_{t+1}, y^t, A^T, \Sigma^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S), \end{aligned} \quad (5)$$

kjer:

$$\begin{aligned} B_t | B_{t+1}, y^t, A^T, \Sigma^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S &\sim N(B_{t|t+1}, P_{t|t+1}), \\ B_{t|t+1} &= E(B_t | B_{t+1}, y^t, A^T, \Sigma^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S), \\ P_{t|t+1} &= \text{Var}(B_t | B_{t+1}, y^t, A^T, \Sigma^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S). \end{aligned}$$

Da bi lahko časovno variabilne parametre B_t vzorčili iz normalne porazdelitve $N(B_{t|t+1}, P_{t|t+1})$, je naprej potrebno oceniti njen prvi in drugi moment. To je mogoče z uporabo Carter-Kohn algoritma, ki v prvem koraku implementira Kalmanov filter. Gre za rekurzivni algoritem, ki za vsak moment $t = 1, \dots, T$ poda oceno spremenljivke v tranzicijski enačbi (2), pri čemer v obzir vzame vse informacije do momenta t . Algoritem lahko opišemo z zaporedjem enačb (6) (Blake & Mumtaz, 2012, str. 72):

$$\begin{aligned} B_{t|t-1} &= \mu + F B_{t-1|t-1} \\ P_{t|t-1} &= F P_{t-1|t-1} F' + Q \\ \lambda_{t|t-1} &= Y_t - X_t' B_{t|t-1} \\ K_t &= P_{t|t-1} X_t (X_t' P_{t|t-1} X_t + \Omega_t)^{-1} \\ B_{t|t} &= B_{t|t-1} + K_t \lambda_{t|t-1} \\ P_{t|t} &= P_{t|t-1} - K_t X_t' P_{t|t-1} \end{aligned} \quad (6)$$

Vhodni elementi v zaporedje enačb so določeni s podatki (Y_t), regresorji v enačbi opazovanja (X'_t), kovariančno matriko slučajnih napak (Ω_t) iz enačbe opazovanja, kovariančno matriko slučajnih napak (Q) iz tranzicijske enačbe, začetnimi vrednostmi algoritma in identično matriko F ter $\mu = 0^{14}$. Pri tem sta začetni vrednosti algoritma ($B_{0|0}$ in $P_{0|0}$) opredeljeni s priorno porazdelitvijo začetnega stanja parametra, podano z enačbo (17) v osnovnem tekstu, tj. $B_{0|0} = \hat{B}_{OLS}$ in $P_{0|0} = \kappa_B \cdot Var(\hat{B}_{OLS})$.

Algoritem nato napreduje od $t = 1$ do $t = T$ in v zadnjem koraku poda oceno elementov $B_{T|T}$ in $P_{T|T}$, tj. momentov normalne porazdelitve za vzorčenje $B_T \sim N(B_{T|T}, P_{T|T})$. V drugem koraku Carter-Kohn algoritma preko vzvratne rekurzije za $t = T - 1, \dots, 1$ združimo ocene Kalmanovega filtra v momentu t in vzorčenje parametra v momentu $t + 1$. Za vsak t lahko momente normalne porazdelitve, oblikovane za vzorčenje parametra, izračunamo z enačbama (7) in iz dobljene porazdelitve vzorčimo B_t (Primiceri, 2005, str. 847):

$$\begin{aligned} B_{t|t+1} &= B_{t|t} + P_{t|t} F' P_{t+1|t}^{-1} (B_{t+1} - F B_{t|t}) \\ P_{t|t+1} &= P_{t|t} - P_{t|t} F' P_{t+1|t}^{-1} F V_{t|t}. \end{aligned} \quad (7)$$

Vzorčenje A^T

Da bi lahko iz pogojne porazdelitve $p(A^T | y^T, B^T, \Sigma^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S)$ vzorčili A^T , moramo enačbo opazovanja (1) zapisati na način, ki bo skupaj s tranzicijsko enačbo (3) (2) tvoril model, zapisan v prostoru stanj. Ob danem B^T je $\hat{y}_t$ opazovan in enačbo opazovanja lahko zapišemo kot enačbo (8) (Primiceri, 2005, str. 845):

$$A_t(y_t - X'_t B_t) = A_t \hat{y}_t = \Sigma_t \varepsilon_t, \quad (8)$$

oziroma ob upoštevanju vektorske oblike prostih elementov matrike A_t , kot enačbo (9):

$$\hat{y}_t = Z_t a_t + \Sigma_t \varepsilon_t, \quad (9)$$

kjer je Z_t podan z enačbo (10):

$$Z_t = \begin{bmatrix} 0 & \dots & \dots & 0 \\ -\hat{y}_{1,t} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & -\hat{y}_{[1,2],t} & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & -\hat{y}_{[1,\dots,M-1],t} \end{bmatrix} \quad (10)$$

in je $\hat{y}_{[1,\dots,i],t}$ vrstični vektor $[\hat{y}_{1,t}, \hat{y}_{2,t}, \dots, \hat{y}_{n,t}]$.

¹⁴ Vrednost matrike preslikave F in vektorja μ razberemo iz prehodne enačbe (2), ki jo lahko zapišemo tudi kot $B_t = \mu + F B_{t-1} + v_t$. Zaradi predpostavljenega naključnega sprehoda bo matrika F identična.

Ob upoštevanju dejstva, da je kovariančna matrika (S) slučajnih napak tranzicijske enačbe (3) blokovsko diagonalna in da se slučajne napake enačbe opazovanja (9) porazdeljujejo normalno, ugotovimo, da vsaka izmed ($M - 1$) enačb v sistemu enačb opazovanja (9), ob sodelovanju s tranzicijsko enačbo (3), tvori linearni model, zapisan v prostoru stanj. V taki obliki je za ocenjevanje in vzorčenje elementov matrike A_t zopet apliciran Carter-Kohn algoritem, ki rekurzivno poda porazdelitve v enačbi (11) (Primiceri, 2005, str. 845):

$$\begin{aligned} a_{i,t}|a_{i,t+1}, y^t, B^T, \Sigma^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S &\sim N(a_{i,t|t+1}, \Lambda_{i,t|t+1}), \\ a_{i,t|t+1} &= E(a_{i,t}|a_{i,t+1}, y^t, B^T, \Sigma^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S), \\ \Lambda_{i,t|t+1} &= Var(a_{i,t}|a_{i,t+1}, y^t, B^T, \Sigma^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S). \end{aligned} \quad (11)$$

Tokrat so vhodni elementi Kalmanovega filtra, definiranega s sistemom enačb (6), opredeljeni z ocenami ($\hat{y}_t$), regresorji v enačbi opazovanja (Z_t), kovariančno matriko slučajnih napak ($\Sigma_t \Sigma_t'$) iz enačbe opazovanja (9), kovariančno matriko slučajnih napak (S) iz tranzicijske enačbe (3), začetnimi vrednostmi algoritma $a_{0|0} = \hat{A}_{OLS}$ in $\Lambda_{0|0} = \kappa_A \cdot Var(\hat{A}_{OLS})$ in identično matriko F ter $\mu = 0$.

Vzorčenje H^T

Ob danem B^T in A^T in opazovanem y_t^* lahko enačbo opazovanja (1) tokrat zapišemo kot enačbo (12) (Primiceri, 2005, str. 845):

$$A_t(y_t - X_t' B_t) = y_t^* = \Sigma_t \varepsilon_t. \quad (12)$$

Da bi sistem enačb pretvorili v linearno obliko, je potrebno vsak element v enačbi kvadrirati in logaritmirati, kar rezultira v enačbi opazovanja (13), ki skupaj s tranzicijsko enačbo (4) tvori linearen model, zapisan v prostoru stanj (Primiceri, 2005, str. 846):

$$\begin{aligned} \log((y_t^*)^2 + \bar{c}) &= 2 \log \sigma_t + \log(\varepsilon_t^2) \\ \text{ozioroma} \quad y_t^{**} &= 2h_t + e_t, \end{aligned} \quad (13)$$

kjer $\bar{c}$ predstavlja konstanto v višini 0,001, potrebno zaradi logaritemske operacije na potencialno zelo nizki vrednosti za $(y_t^*)^2$.

Z enačbo (13) je zadoščeno pogoju linearne oblike enačbe opazovanja, vendar aplikacijo Carter-Kohn algoritma ovira porazdelitev slučajnih napak, ki se ne porazdeljujejo normalno, temveč kot $\chi^2(1)$. Kim, Shephard in Chib (1998) so razvili metodo aproksimacije porazdelitve e_t z mešanico sedmih normalnih porazdelitev, opisanih s Tabelo 1.

Tabela 1: Selekcija porazdelitev

ω	$q_j = \Pr(\omega = j)$	m_j	v_j^2
1	0,00730	-10,12999	5,79596
2	0,10556	-3,97281	2,61369
3	0,00002	-8,56686	5,17950
4	0,04395	2,77786	0,16735
5	0,34001	0,61942	0,64009
6	0,24566	1,79518	0,34023
7	0,25750	-1,08819	1,26261

Vir: Kim et al., *Stochastic Volatility: Likelihood Inference and Comparison with ARCH Models*, 1998, str. 371, tabela 4.

Vseh sedem normalnih porazdelitev ($\omega = 1, \dots, 7$) je v Tabeli 1 opredeljenih z aritmetično sredino ($m_j - 1,2704$), varianco v_j^2 in verjetnostjo q_j za $j = 1, \dots, 7$. Porazdelitve so parametrizirane na način, ki omogoča ujemanje s $\chi^2(1)$ porazdelitvijo. Ob uporabljeni aproksimaciji lahko enačbo (13) zapišemo v obliki enačbe (14) (Kolb, 2015, str. 11):

$$y_t^{**} = 2h_t + \sum_{j=1}^7 q_j f_N(\varepsilon_t | m_j - 1,2704, v_j^2), \quad (14)$$

kjer je ε_t vzorec iz normalne porazdelitve. Kot tak je odvisen od indikatorja s_t , kar zapišemo z enačbo (15) (Kim, et al., 1998, str. 371; Kolb, 2015, str. 11):

$$\begin{aligned} \varepsilon_t | s_t = j &\sim N(m_j - 1,2704, v_j^2) \\ p(s_t = j) &= q_j. \end{aligned} \quad (15)$$

Matriko indikatorjev s^T oblikujemo tako, da vsak element $s_{i,t}$ neodvisno vzorčimo iz diskretne porazdelitve, podane z enačbo (16) (Kim et al., 1998, str. 372):

$$\begin{aligned} \Pr(s_{i,t} = j | y_t^{**}, h_{i,t}) &\propto q_j f_N(y_t^{**} | 2h_{i,t} + m_j - 1,2704, v_j^2), \\ j &= 1, \dots, 7, i = 1, \dots, M. \end{aligned} \quad (16)$$

Metoda aproksimacije $\chi^2(1)$ porazdelitve omogoča uporabo Carter-Kohn algoritma in s tem vzorčenje iz pogojne porazdelitve $p(H^T | y^T, B^T, A^T, s^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S)$, kajti enačbi (14) in (4) tvorita linearen model, zapisan v prostoru stanj, s približno normalno porazdeljeno slučajno napako enačbe opazovanja. Carter-Kohn algoritem za vzorčenje matrike H^T rekurzivno poda porazdelitve v enačbi (17) (Primiceri, 2005, str. 846):

$$\begin{aligned}
h_t | h_{t+1}, y^t, B^T, A^T, s^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S &\sim N(h_{t|t+1}, \Phi_{t|t+1}), \\
h_{t|t+1} &= E(h_t | h_{t+1}, y^t, B^T, A^T, s^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S), \\
\Phi_{t|t+1} &= Var(h_t | h_{t+1}, y^t, B^T, A^T, s^T, Q, S, W, k_Q, k_W, k_S).
\end{aligned} \tag{17}$$

V Kalmanov filter (enačba (6)) sedaj vstopajo podatki (y_t^{**}), regresorji v enačbi opazovanja (vektor $[2, 2, \dots, 2]$ dimenzij $1 \times M$), diagonalna kovariančna matrika slučajnih napak z elementi v_j^2 na diagonali, kovariančna matrika slučajnih napak (W) iz tranzicijske enačbe (4), začetni vrednosti algoritma $h_{0|0} = \log \hat{\sigma}_{OLS}$ in $\Phi_{0|0} = \kappa_H \cdot I_M$, identična matrika F ter $\mu = 0$.

Vzorčenje hiperparametrov Q, S in W

Ob danih y^T, B^T, A^T, Σ^T in parametru k_Q so slučajne napake opazovane in vzorčenje časovno invariantne matrike Q iz pogojne posteriorne porazdelitve $p(Q | y^T, B^T, A^T, \Sigma^T, k_Q)$ enostavno. Posteriorno inverzno-Wishartovo porazdelitev za vzorčenje matrike Q oblikujemo tako, da priorno porazdelitev $Q \sim IW(k_Q^2 \cdot df_Q \cdot V(\hat{B}_{OLS}), df_Q)$ oziroma njeno normativno matriko posodobimo z informacijo o variabilnosti B_t . Tako Q naključno vzorčimo iz (enačba (18)) (Blake & Mumtaz, 2012, str. 78; Kolb, 2015, str. 7):

$$Q \sim IW((\Delta B_t)' \Delta B_t + k_Q^2 \cdot df_Q \cdot V(\hat{B}_{OLS}), T - 1 + df_Q). \tag{18}$$

Analogno vzorčimo tudi W in diagonalne bloke S .

Vzorčenje hiperparametrov k_Q, k_W in k_S

Parametre normiranja k_Q, k_W in k_S vzorčimo skozi Metropolis-Hastings algoritem, ki ga implementiramo v Gibbsov vzorčnik. Pri tem po vzoru iz Amir-Ahmadi et al. (2016) uporabimo Metropolis-Hastings algoritem z verigo normalnega naključnega sprehoda in avtomatičnim prilagajanjem kandidatne variance v fazi zavrženega vzorčenja.

Pred vzorčenjem k_Q inicializiramo začetne vrednosti kandidatne porazdelitve, to sta k_Q^0 in $\sigma_{k_Q}^0$. Začetno vrednost k_Q^0 sem določila v višini 0,01, torej v višini, ki jo je preko RJMCMC algoritma določil Primiceri (2005), $\sigma_{k_Q}^0$ pa v višini 0,005. Vzorčenje k_Q nato za iteracije $r = 1, \dots, REP$ poteka skozi algoritem, opisan z naslednjimi koraki (Amir-Ahmadi, et al., 2016, str. 31):

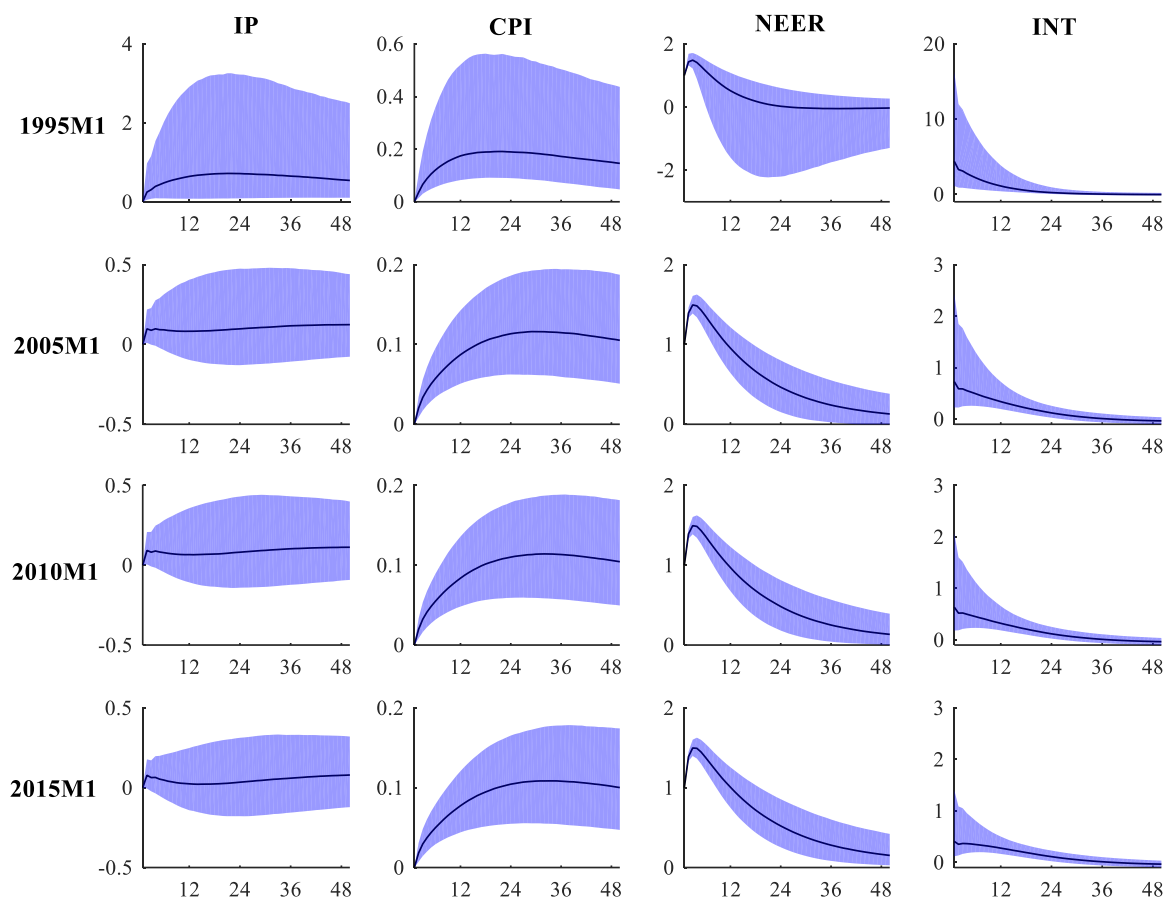
1. korak: Iz kandidatne porazdelitve $N(k_Q^{r-1}, \sigma_{k_Q}^2)$ vzorčimo kandidatni parameter normiranja k_Q^* .
2. korak: Izračunamo verjetnost sprejetja vzorca $\alpha_{k_Q}^r = \min \left[\frac{p(Q | k_Q^*) \cdot p(k_Q^*)}{p(Q | k_Q^{r-1}) \cdot p(k_Q^{r-1})}, 1 \right]$.

3. korak: Z verjetnostjo $\alpha_{k_Q}^r$ sprejmemo kandidatni parameter in definiramo $k_Q^r = k_Q^*$, oziroma ga zavrnemo in obdržimo prejšnjega, tj. $k_Q^r = k_Q^{r-1}$.
4. korak: Izračunamo povprečno stopnjo sprejetja kandidatnega parametra $\bar{\alpha}_{k_Q}$. Na vsakih x iteracij prilagodimo σ_{k_Q} po enačbi $\sigma_{k_Q}^{nov} = \sigma_{k_Q} \frac{\bar{\alpha}_{k_Q}}{\alpha^*}$, pri čemer α^* označuje ciljno stopnjo sprejetja. Korak avtomatičnega prilagajanja kandidatne variance je implementiran le dokler število iteracij ne doseže števila zavrženih vzorcev.

V ocenjevalnem algoritmu, kjer sem vzorčenje ponovila 80.000-krat, sem ciljno stopnjo sprejetja α^* določila v višini 0,5 in število iteracij x , ki so izvedene pred vsakim prilagajanjem variance, v višini 1.000-ih iteracij. Pri tem je prilagajanje variance potrebno za doseganje želene stopnje sprejetja; če je namreč povprečna stopnja sprejetja kandidatnega parametra previsoka, se bo algoritem sprehajal le po manjši regiji posteriorne distribucije, podobno neučinkovit pa bo algoritem tudi v primeru prenizke variance, saj bo večina kandidatnih parametrov k_Q^* zavrnjenih, algoritem pa bo obstal na mestu. V obeh primerih bo avtokorelacija zelo visoka (VanHoudnos, 2013, str. 33).

Analogno vzorčimo tudi k_W in k_S . V fazi inicializacije sem začetne vrednosti opredelila kot Primiceri (2005), tj. $k_W^0 = 0,01$ in $k_S^0 = 0,1$, ter $\sigma_{k_W}^0 = 0,005$ in $\sigma_{k_S}^0 = 0,05$.

PRILOGA 3: Impulzni odzivi spremenljivk na šok v deviznem tečaju z intervali zaupanja za štiri izbrana obdobja



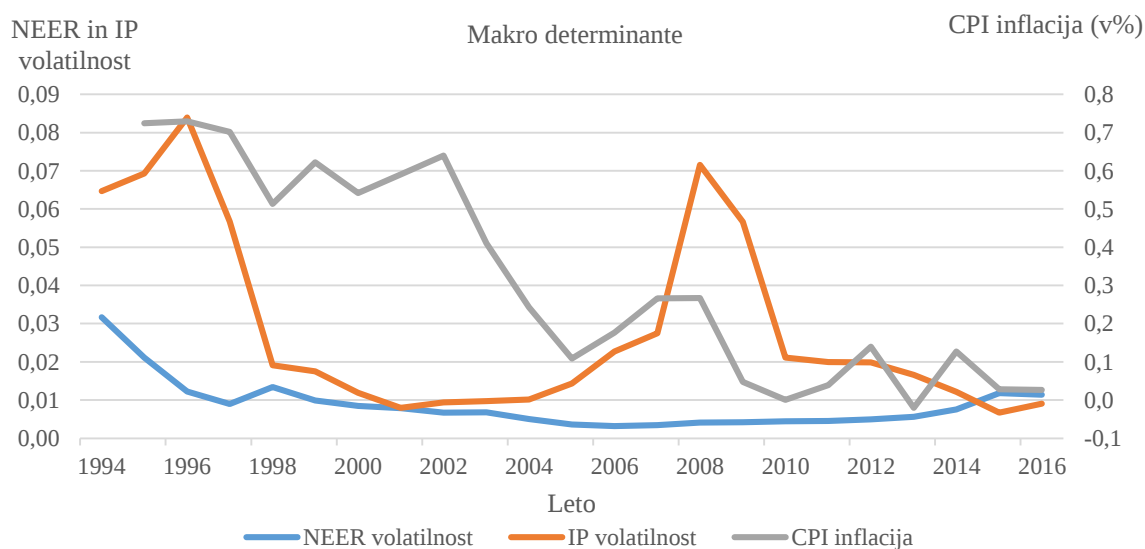
PRILOGA 4: Izbrane ERPT determinante

Viri podatkov za izbrane determinante ERPT stopnje:

- volatilitnost deviznega tečaja in volatilitnost agregatnega povpraševanja izhajata iz ocen TVP-VAR modela,
- povprečna mesečna CPI inflacija za vsako leto izhaja iz podatkov opredeljenih v poglavju 5.2,
- letni podatki o deležu uvoza v BDP izhajajo iz podatkovne baze Eurostat, in sicer se nahajajo v GDP and main components (output, expenditure and income) (2017),
- mesečni podatki o deležu uvoza iz držav izven EMU izhajajo iz podatkovne baze Statističnega urada Republike Slovenije (v nadaljevanju SURS), natančneje iz Izvoz in uvoz po ekonomskih skupinah držav, Slovenija, mesečno (2017),
- mesečna časovna serija delež uvoza iz BRIK držav je pridobljena iz Izvoz in uvoz po državah, Slovenija, mesečno (2017) v SURS-ovi spletni bazi podatkov.

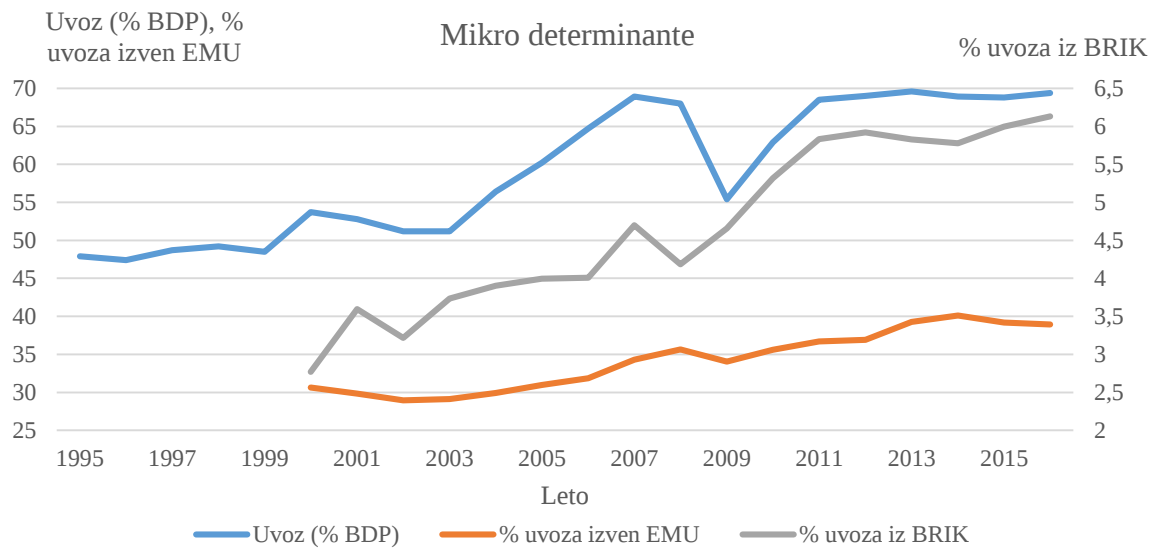
Podatkovne serije so različnih dolžin, pri čemer so krajše serije rezultat pomanjkanja dostopnih podatkovnih virov. Mesečne serije so za potrebe izračuna spearmanovih korelacijskih koeficientov z metodo aritmetičnega povprečenja transformirane v letne podatke. Vseh šest časovnih serij v letni frekvenci je grafično prikazanih v spodnjih dveh slikah, kjer so s Sliko 1 prikazani vsi trije makro dejavniki in s Sliko 2 mikro dejavniki.

Slika 1: Izbrane makro determinante



Vir: Consumer Prices, 2016.

Slika 2: Izbrane mikro determinante



Vir: GDP and main components (output, expenditure and income), 2017; Izvoz in uvoz po ekonomskih skupinah držav, Slovenija, mesečno, 2017; Izvoz in uvoz po državah, Slovenija, mesečno, 2017.

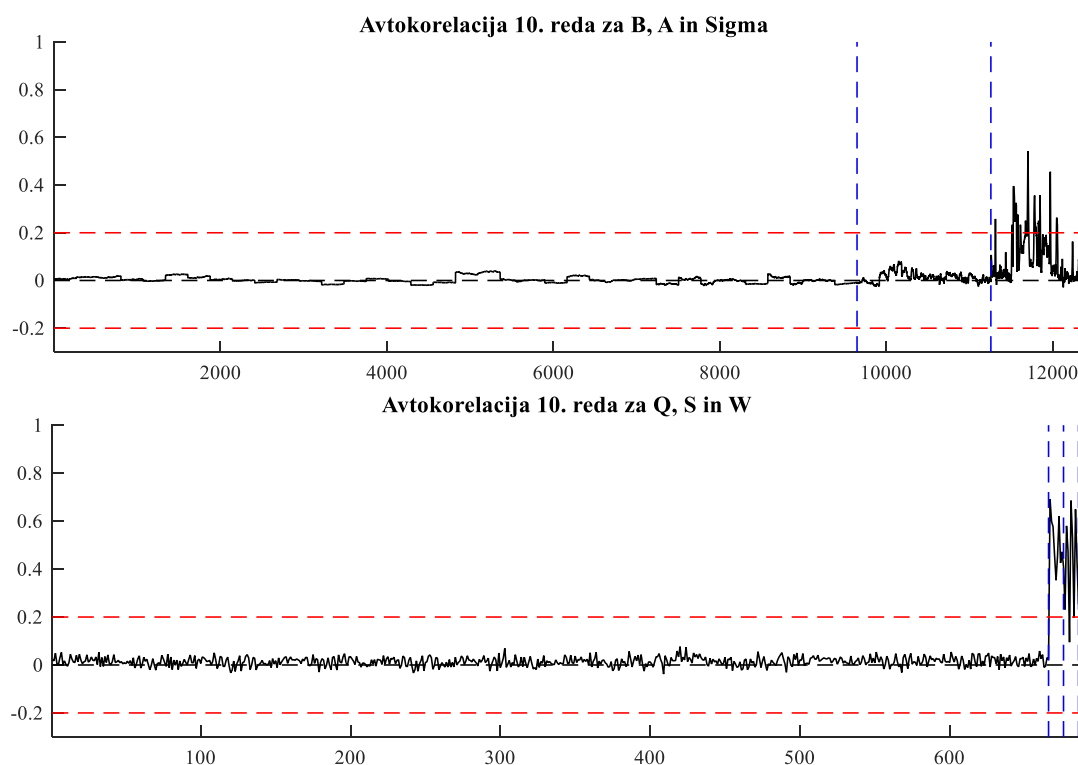
PRILOGA 5: Konvergenčna diagnostika

Konvergenco vzorčnika sem preverila s štirimi različnimi konvergenčnimi diagnostikami, to so avtokorelacija, faktorji neučinkovitosti, Raftery in Lewis diagnostika ter Geweke diagnostika. Konvergenčne diagnostike so bile izračunane za ocenjevane časovno variabilne koeficiente (B), časovno variabilne sočasne odnose (A), časovno variabilne volatilnosti (Σ) in hiperparametre Q , S in W . Vsaka izmed konvergenčnih diagnostik je v nadaljevanju vključno z rezultati grobo predstavljena, medtem ko na koncu priloge obravnavam še konvergenco hiperparametrov k_Q , k_W in k_S .

Avtokorelacija

Da bi zmanjšala odvisnost iteracij ocenjevalnega MCMC algoritma, sem za potrebe inference zadržanih 40.000 vzorcev že stanjšala in obdržala le vsak peti vzorec. Kljub temu je potrebno preveriti ali je v stanjšanem vzorcu še vedno prisotna avtokorelacija, kajti šele neodvisnost iteracij vzorčnika zagotavlja natančnost pridobljenih ocen. Skladno z literaturo sem preverila avtokorelacijo 10. reda za vsak ocenjevani parameter. Visoka ugotovljena avtokorelacija bi pomenila, da je potrebno za učinkovitejši algoritem povečati število iteracij v vzorčniku. Pri presojanju dovoljene avtokorelacije se navadno sledi pravilu, da avtokorelacija pod 0,2 predstavlja zadovoljivo konvergenco algoritma (LeSage, 1999, str. 163; Primiceri, 2005, str. 848).

Slika 1: Avtokorelacija 10. reda



Avtokorelacija 10. reda je za MCMC verigo parametrov ocenjevanja prikazana v Sliki 1. Zgornji panel prikazuje avtokorelacijo za časovno variabilne parametre A , B in Σ , pri čemer so avtokorelacije posameznih parametrov na horizontalni osi razmejene z navpičnimi modrimi črtami tako, da točke 0-9.648 pripadajo parametrom B , točke 9.649-11.256 parametrom A in točke 11.257-12.328 parametrom Σ . Skupaj ocenjujemo avtokorelacijo za 12.328 parametrov (po 36 v B , 6 v A in 4 v Σ za vsako od 268 obdobj). Podobno v spodnjem panelu točke 0-666 pripadajo hiperparametru Q , točke 667-676 hiperparametru S in točke 677-686 hiperparametru S^{15} . Dodatno je v obeh prikazih z rdečo označena meja sprejemljive avtokorelacije v višini 0,2. Kot je razvidno iz prikaza, je avtokorelacija zelo nizka za parametre matrik B , A in Q . Visoko koreliranih je le nekaj parametrov v Σ , S in W .

Faktorji neučinkovitosti

Faktorje neučinkovitosti posteriornih ocen parametrov izračunamo na podlagi ocen relativne numerične učinkovitosti (angl. *relative numerical efficiency*, v nadaljevanju RNE). Slednja pove, koliko iteracij je potrebnih, da bi zagotovili enako numerično učinkovitost, kot če bi identično in neodvisno porazdeljene iteracije izhajale direktno iz posteriorne porazdelitve. Bližje kot je RNE ena, bolj so iteracije medsebojno neodvisne (LeSage, 1999, str. 166). Faktorje neučinkovitosti nato izračunamo kot inverz RNE – kot zadovoljiv kazalnik konvergence vzorčnika služijo faktorji nižji od 20 (Primiceri, 2005, str. 848).

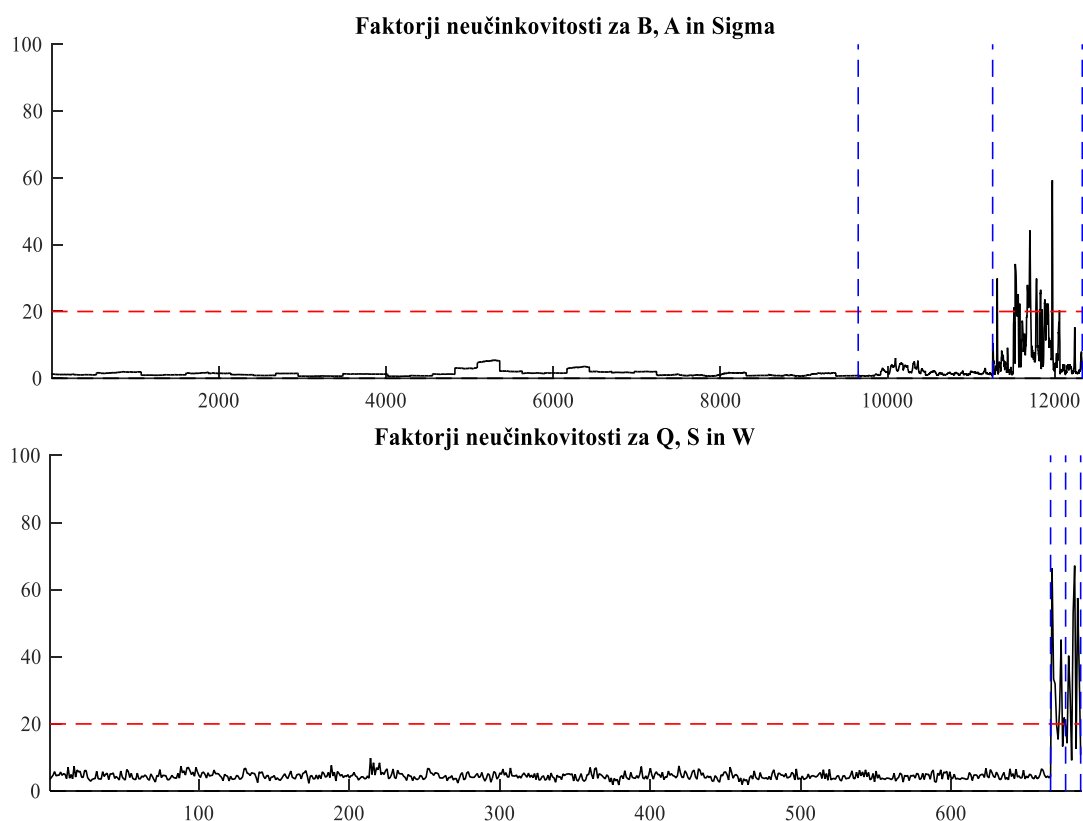
Slika 2 vsebuje faktorje neučinkovitosti, pri čemer je način prikaza identičen prikazu avtokorelacije. V obeh prikazih je tokrat z rdečo označena meja v višini 20, kar omogoča presojanje zadovoljivosti rezultatov diagnostike. Rezultati so za faktorje učinkovitosti povzeti v Tabeli 1, kjer so za vsak parameter opredeljeni mediana, aritmetična sredina, minimum, maksimum, 10-percentil in 90-percentil porazdelitve faktorjev neučinkovitosti. Statistika je za hiperparametre podana skupaj v obliki matrike V , podane z enačbo (14). Kot je razvidno iz tabele, je izbrana konvergenčna diagnostika zadovoljiva.

Tabela 1: Povzetek distribucije faktorjev neučinkovitosti

	Mediana	Aritmetična sredina	Min	Max	10-percentil	90-percentil
V	4,42	4,51	1,83	9,82	3,41	5,86
Σ	5,56	9,17	0,92	59,30	1,76	21,62
A	1,53	1,83	0,60	6,05	0,80	3,54
B	1,25	1,44	0,59	5,44	0,71	2,05

¹⁵ Za vsak hiperparameter konvergenčno diagnostiko izračunamo za vsakega od prostih elementov matrike. Ker so vse tri matrike hiperparametrov simetrične, je teh elementov $\frac{(dimX * dimX) - dimX}{2} + dimX$, pri čemer $dimX$ predstavlja dimenzijo posamezne matrike hiperparametra. Ker je S blokovsko diagonalna matrika, število prostih elementov izračunamo kot vsoto prostih elementov posameznih blokov.

Slika 2: Faktorji neučinkovitosti

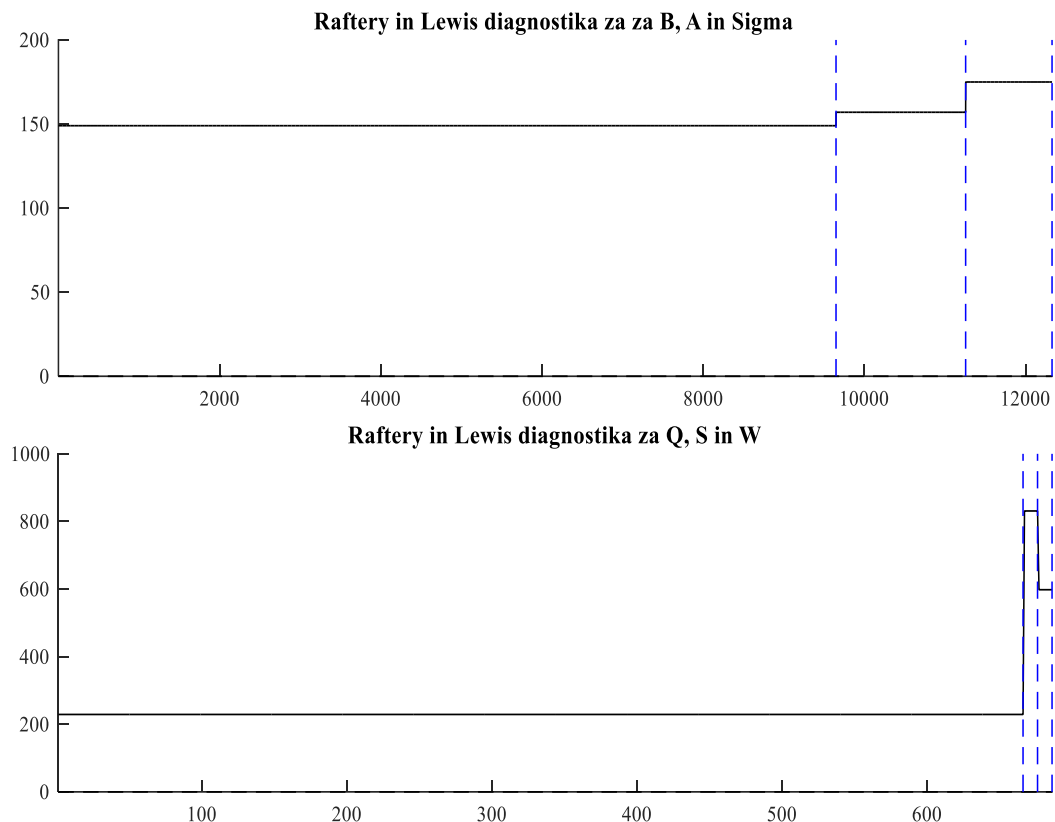


Raftery in Lewis diagnostika

Raftery in Lewis diagnostika pove, koliko iteracij je potrebnih za doseganje želene stopnje natančnosti posteriornih ocen. Za izračun diagnostike je potrebno opredeliti kvantil marginalne porazdelitve (navadno 0,025-kvantil), minimalno verjetnost za doseganje želene natančnosti (po navadi 95 odstotkov) in želeno stopnjo natančnosti v ocenjevanem kvantilu (na primer 0,025) (LeSage, 1999, str. 163-164).

Slika 3 prikazuje Raftery in Lewis diagnostiko za obravnavane parametre in hiperparametre modela. V zgornjem prikazu je zabeleženo, da je za doseganje želene stopnje natančnosti potrebnih 149 iteracij vzorčenja parametrov B, 157 iteracij vzorčenja parametrov A in 175 iteracij vzorčenja parametrov Σ . Nekoliko višje vrednosti potrebnih iteracij je zaznati v spodnjem prikazu; 229 za Q, 831 za S in 598 za W. V vsakem primeru je število potrebnih vzorčenj precej nižje od opravljenih, kar nakazuje na konvergenco algoritma.

Slika 3: Raftery in Lewis diagnostika

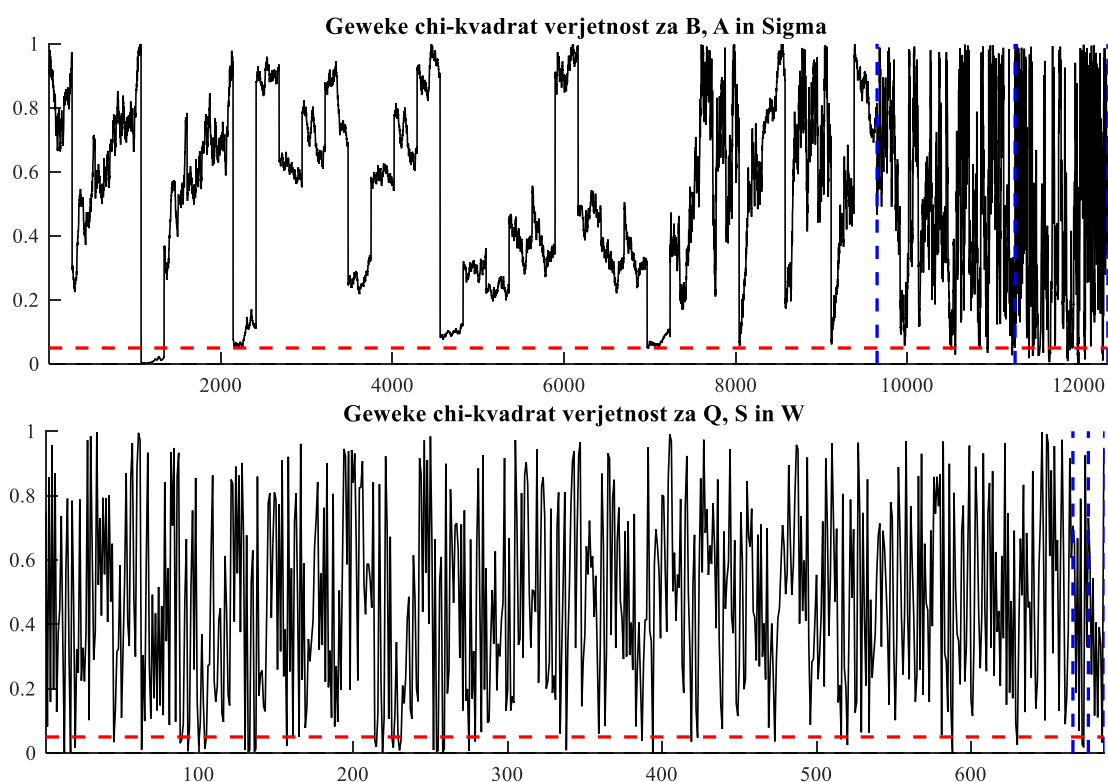


Geweke diagnostika

Geweke diagnostika konvergenco ocenjuje na podlagi primerjave povprečne vrednosti parametra v prvih 20 odstotkih zadržanih iteracij ter v zadnjih 50 odstotkih. Če sta vrednosti približno enaki, lahko sklepamo, da je vzorčnik konvergiral k ravnotežnemu stanju; hipotezo enakosti aritmetičnih sredin obeh podvzorcev preverimo z Z-testom (LeSage, 1999, str. 166-167). Visoka vrednost testne statistike opozarja na opazno razliko v povprečnih vrednostih skozi zadržane vzorce in sugerira, da je za konvergenco potrebno večje število zavrženih začetnih iteracij vzorčnika (Blake & Mumtaz, 2012, str. 25).

V Sliki 4 je prikazana Geweke diagnostika. Merjena je z χ^2 stopnjo značilnosti oziroma s p-vrednostjo testne statistike. V obeh prikazih je z rdečo označena meja v višini 0,05, kar sovпада s 5 odstotno stopnjo zaupanja α . Tako za vsak prikazan parameter, katerega Geweke diagnostika sega pod mejo (tj. p vrednost $< \alpha$), pri 95 odstotni stopnji zaupanja zavrnemo ničelno hipotezo enakih aritmetičnih sredin prvih 20 odstotkov replikacij in zadnjih 50 odstotkov replikacij. Tak sklep pripelje do zaključka o nezadostnem številu ponovitev vzorčenja. Iz slike je razvidno, da p-vrednost le redko pade pod 0,05.

Slika 4: Geweke diagnostika



Konvergenčna diagnostika hiperparametrov k_Q , k_W in k_S

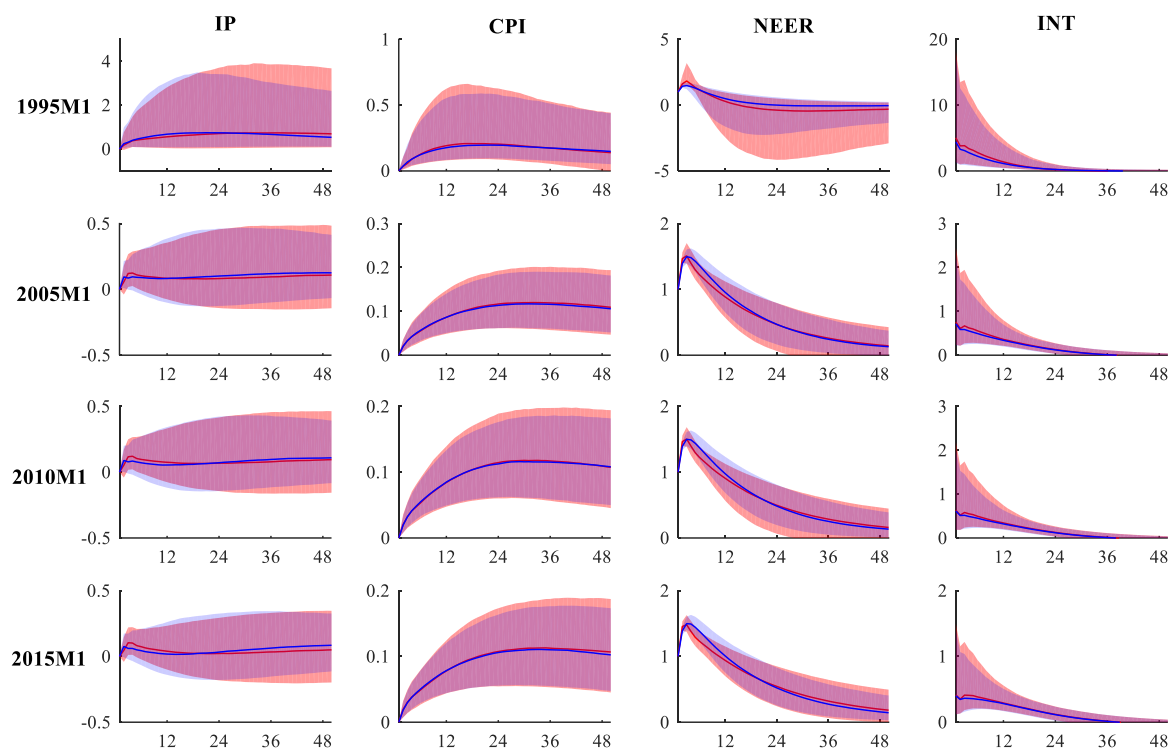
Hiperparametri k_Q , k_W in k_S predstavljajo skalarje, zato njihove konvergenčne diagnostike prikazujem le s Tabelo 2, kamor so vpisane vse štiri konvergenčne diagnostike za vsak posamezen hiperparameter. Konvergenčne diagnostike so zadovoljive, nekoliko problematičen je le k_S .

Tabela 2: Konvergenčna diagnostika hiperparametrov k_Q , k_W in k_S

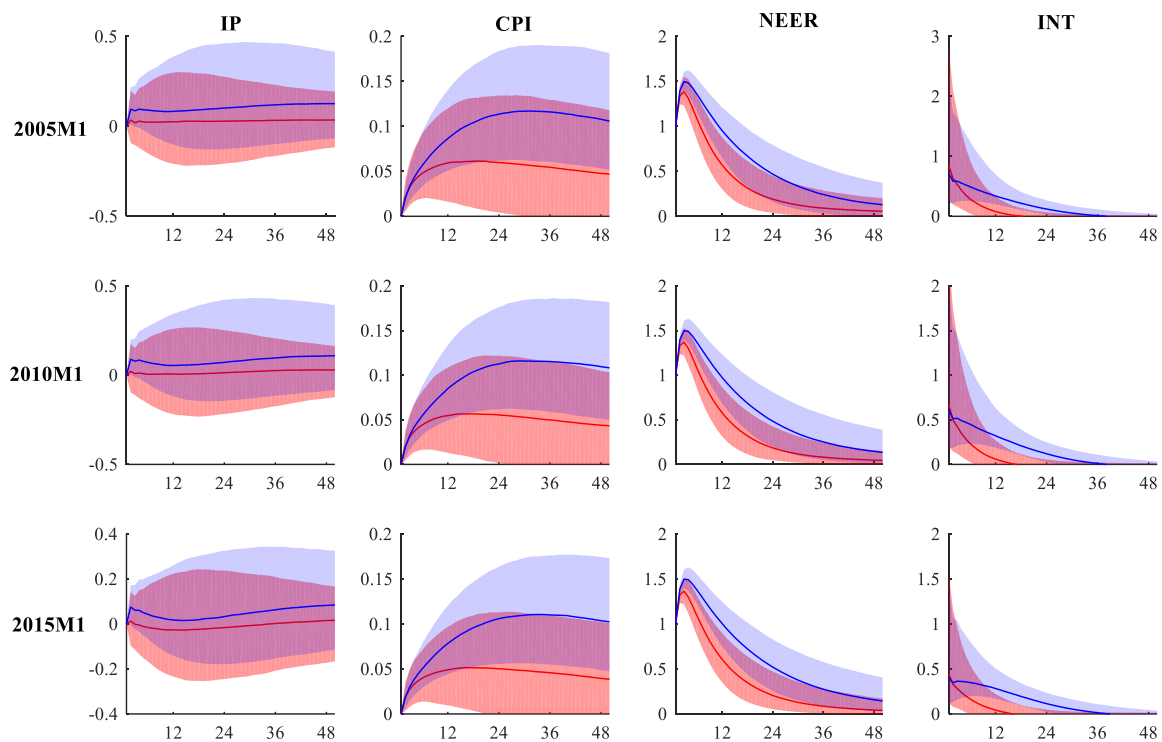
	Avtokorelacija 10. reda	Faktor neučinkovitosti	Raftery in Lewis	Geweke
k_Q	-0,01	1,89	144	0,32
k_S	0,19	38,70	196	0,01
k_W	0,22	19,68	378	0,88

PRILOGA 6: Robustnostni testi

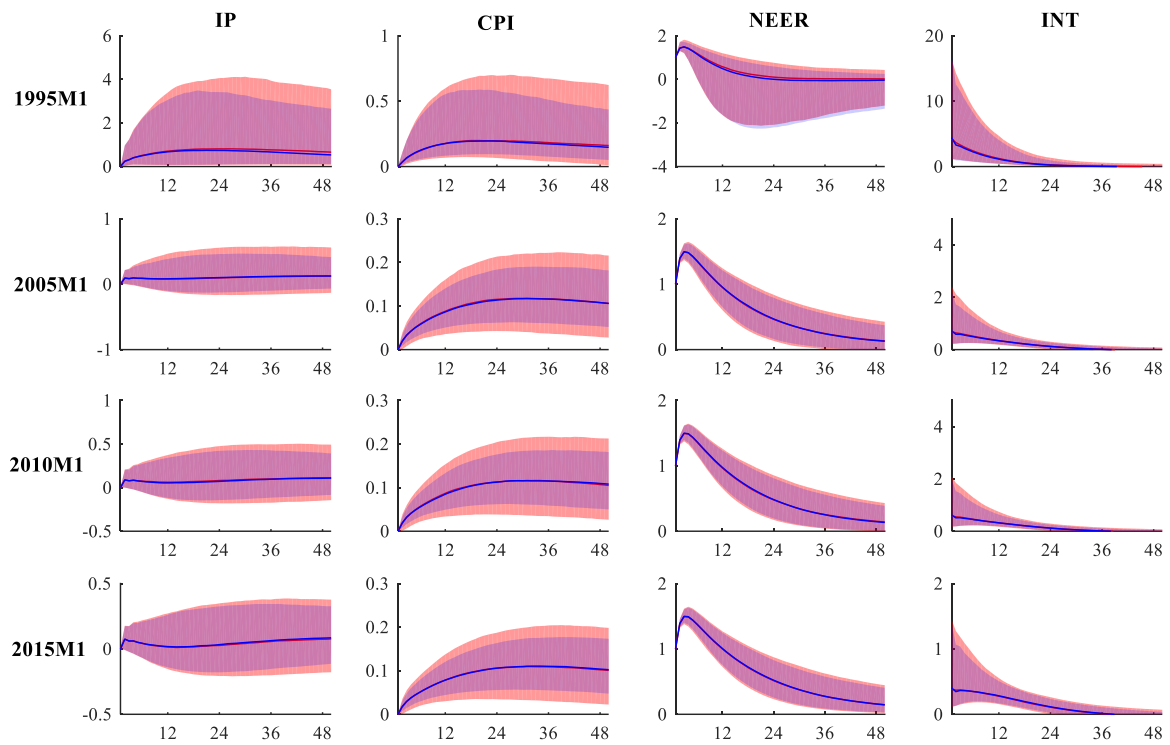
Slika 1: Alternativna specifikacija 1



Slika 2: Alternativna specifikacija 2



Slika 3: Alternativna specifikacija 3



Slika 4: Alternativna specifikacija 4

