

DINAMIČNI EKONOMETRIČNI MODEL GIBANJA MAKROEKONOMSKIH DEJAVNIKOV SLOVENSKEGA GOSPODARSTVA

Damjan Kozamernik^{*}

Povzetek

V tem prispevku smo zgradili model z zasnovo strukturne vektorske avtoregresije in ga uporabili pri analizi slovenskega gospodarstva. Model sloni na domnevi, da gibanja modeliranih ekonomskih dejavnikov izvirajo iz sedmih različnih tipov makroekonomskih šokov, ki so opredeljeni glede na ekonomsko teorijo. S pomočjo večvrstnih ekonometričnih simulacijskih tehnik smo želeli odkriti vpliv teh šokov na gospodarstvo in oceniti njihov sorazmerni delež pri ugotavljanju vzročnosti gibanja v makroekonomskih časovnih vrstah. Posebej zanimivo se nam je zdelo ovrednotiti kratkoročne in dolgoročne učinke in posledice različnih vrst intervencij denarne politike. Rezultati so pokazali veliko skladnost dinamike slovenskega gospodarstva v devetdesetih letih z napovedmi standardne makroekonomske teorije in podobnimi empiričnimi raziskavami.

Ključne besede: strukturna vektorska avtoregresija, dinamično simuliranje, transmisijski mehanizem.

Abstract

In this paper, a structural vector autoregression model is constructed and applied to the analysis of the Slovenian economy. Seven types of macroeconomic shocks, chosen in regard to the economic theory, are hypothesized to represent the driving force of the dynamics of the modeled economic variables. Several econometric simulating techniques are used with the goal to uncover the impacts of these shocks on the economy and to evaluate their relative importance in explaining the observed movements in macroeconomic time series. We also found of particular interest to assess the short-run and long-run effects of various monetary policy interventions. It is found that the Slovenian economy in the nineties displays a very similar dynamics to the predictions of the standard macroeconomic theory and empirical evidence.

Keywords: structural vector autoregression, dynamic simulations, transmission mechanism.

Odkrivanje značilnosti dinamike ekonomskih dejavnikov omogoča boljše napovedovanje njihovih vrednosti, saj lahko ekstrapoliramo predvidljivi del njihovih časovnih vrst v prihodnost. Opis gibanja pomembnih makroekonomskih spremenljivk je tudi izrednega pomena pri vodenju ekonomske politike in pri ocenjevanju njenega vpliva na gospodarstvo.

^{*} Mag. Damjan Kozamernik je asistent pri Departement d'Econometrie et d'Economie Politique na Lausanne University, 1015 Lausanne-Dorigny, Switzerland. E-mail: Damjan.Kozamernik@hec.unil.ch.

Prispevek je bil napisan v okviru prakse, opravljene v Banki Slovenije od oktobra do decembra 1999. Avtor se iskreno zahvaljuje za pomoč in sodelovanje pri delu in za prijateljski sprejem v Analitsko raziskovalnem centru Banke Slovenije. Vse morebitne napake v tem prispevku so avtorjeve.

V tem prispevku je predstavljen dinamični ekonometrični model, s katerim si prizadevamo ustvariti grobo, a pregledno sliko gibanj in medsebojnega vplivanja nekaterih makroekonomskih dejavnikov slovenskega gospodarstva. Model je zastavljen tako, da z omejenim številom enačb predstavimo dinamične lastnosti pomembnejših makroekonomskih spremenljivk in da z raznovrstnimi simulacijami opišemo odzive slednjih na različne vrste ekonomskih šokov oziroma sprememb v makroekonomskem okolju. Od modela s precej standardno zasnovo se želimo veliko naučiti tudi o določanju prednostnih smeri nadaljnjega razvoja in izgradnje modelov, teoretičnih in ekonometričnih, ki bi jih v prihodnje lahko uporabili pri makroekonomski politiki ali analizi v Sloveniji.

V prvem delu prispevka predstavljamo uporabljeno metodo modeliranja in opišemo izbrano verzijo modela. V drugem poglavju je prikazana ekonometrična metoda, ki služi pri oceni numeričnih vrednosti parametrov modela, opisane so časovne vrste spremenljivk in končna podoba modela. V zadnjem delu poročamo o rezultatih opravljenih simulacij in prikazujemo nekatere kvalitativne in kvantitativne lastnosti dinamike makroekonomskih dejavnikov slovenskega gospodarstva, kot so ocenjene s pomočjo modela.

1. PREDSTAVITEV IZBRANE METODE IN MODELA

1.1. Strukturna vektorska avtoregresija

Vektorska avtoregresija (*vector autoregression* ali VAR) je sistem enačb, ki opisuje dinamično medsebojno vplivanje nekaterih ekonomskih spremenljivk. Število enačb v modelu mora biti enako številu endogenih spremenljivk (*complete system*). Vsaka enačba torej predstavlja po eno endogeno spremenljivko kot funkcijo spremenljivk, ki določajo njeno gibanje skozi čas. Če je vsaka enačba sestavljena iz prvih k odmaknjenih vrednosti vsake endogene spremenljivke, govorimo o neomejenem VAR-u stopnje k (*unrestricted k^{th} -order VAR* ali VAR(k)). Mnogokrat se taki majhni in enostavni modeli izkažejo kot zelo koristen instrument za napovedovanje obravnavanih ekonomskih spremenljivk. S pomočjo manjših matematičnih transformacij modela, ki jih večina ekonometričnih paketov, prirejenih za računalnike izvaja avtomatsko, lahko odgovorimo še na dve vrsti vprašanj. Odzivne funkcije (*impulse response function*) endogenih spremenljivk prikazujejo dinamične reakcije endogenih spremenljivk, kadar se v sistemu pojavi eksogena sprememba ali šok. Kot drugo pa lahko ugotovimo, kateri strukturni šoki so najbolj pomembni pri povzročanju gibanja endogenih spremenljivk s pomočjo razčlenitve odklona spremenljivke glede na gibanje spremenljivk sistema (*variance decomposition*).

Na žalost pa tako zastavljenih modelov, ki vsebujejo kot razlagalne spremenljivke samo eksogene spremenljivke (*reduced form*), ne moremo uporabiti za bolj poglobljeno analizo. Pri tem imamo v mislih predvsem analizo alternativnih scenarijev in odziv modelirane ekonomije nanje. Za tovrstno analizo je potrebno uporabiti takoimenovani strukturni model ekonomije (*structural* ali *primitive model*). Izraz strukturni model izvira iz predpostavke, da enačbe, ki sestavljajo določen strukturni model, odražajo povezave med spremenljivkami na način, ki ga predvideva teoretično razumevanje ekonomske strukture.¹ Strukturni VAR (*structural vector autoregression* ali SVAR) je torej način specifikacije sistema simultanih enačb, ki teži k združenju teoretične zasnove strukturnih modelov in priznanih dinamičnih lastnosti neomejenih VAR-ov. Bolj konkretno, enačbe modela SVAR so sestavljene kot

¹ *Reduced form model* je le empirična zveza med endogenimi in eksogenimi (tu odmaknjenimi) spremenljivkami določenega modela. Ker se ocenjena verzija takega modela ne more razlagati z vidika predpostavljene ekonomske teorije, je neuporabna za analizo strukturnih sprememb, se pravi za analizo s teoretičnega vidika natančno zastavljenih scenarijev.

funkcije odmaknjenih vrednosti vsake od spremenljivk, to se pravi eksogenih spremenljivk v enačbi, katerim so dodane tudi istočasne vrednosti ostalih spremenljivk sistema, endogene spremenljivke. To omogoča simultani medsebojni vpliv endogenih spremenljivk v modelu.

Definirajmo A_i kot matriko elementov $n \times n$, kjer je n število endogenih spremenljivk, i pa lahko zavzame vrednosti med 0 in k in tako označuje število odmikov. Če model, razen odmaknjenih, ne vsebuje drugih eksogenih spremenljivk, ga lahko formalno zapišemo na sledeč način:

$$(1) \quad A_0 y_t = \sum_{s=1}^{s=k} A_s y_{t-s} + \varepsilon_t$$

ε_t je vektor, sestavljen iz n elementov $\varepsilon_{i,t}$, ki predstavljajo strukturne šoke na sistem enačb v času t . Kot je v navadi, šoki niso časovno povezani med seboj in imajo probabilistično strukturo $(0, \Sigma_\varepsilon)^2$. Ta predpostavka pomeni, da je morebitna serijska korelacija med endogenimi in eksogenimi³ spremenljivkami v modelu opisana s koeficienti v matrikah A_i , ki množijo odmaknjene vrednosti vektorjev endogenih spremenljivk. Predpostavka, da je povprečje distribucije $\varepsilon_{i,t}$ enako 0, ne vpliva na rezultate, saj lahko zgornji enačbi vedno dodamo še konstantni člen. y_{t-i} so vektorji n -tih vrednosti odmaknjenih spremenljivk, sestavljeni iz elementov $y_{j,t-i}$.

1.2. Problem identifikacije

Model je identificiran v smislu ekonometrične teorije, če različne kombinacije parametrov, ki ga definirajo, označujejo različne vzorce gibanj pojasnjenih spremenljivk. Z drugimi besedami, če lahko različne vrednosti parametrov določenega modela povzročijo isto obnašanje spremenljivk, potem model ni identificiran. To pomeni, da nekaterim parametrom ni mogoče določiti pojasnjevalne vrednosti, oziroma da podatki, ki jih imamo na razpolago, ne zadostujejo za nedvoumno določitev vrednosti le-teh.

Naš cilj je oceniti koeficiente v matrikah A_i in Σ_ε strukturnega sistema. Torej moramo oceniti $(k + 1) \times (n \times n)$ koeficientov matrik A_i ter $\frac{1}{2} n \times (n + 1)$ različnih koeficientov simetrične matrike Σ_ε . Da bi zadovoljili definiciji identifikacije modela, se pravi, da bi lahko za vsak parameter v sistemu izbrali po eno in eno samo vrednost, moramo poiskati takšno število omejitev pri izboru parametrov kot je število parametrov samih. Kot omejitve si lahko predstavljamo sistem linearno neodvisnih enačb, kjer so parametri, neznanke, izraženi kot funkcije poznanih elementov, to je vektorjev $y_{t(-i)}$. Kot je prikazano v sistemu (1), lahko za vsako množico izbranih vrednosti koeficientov matrik A_i nedvoumno izračunamo vrednosti šokov $\varepsilon_{i,t}$, saj poznamo vrednosti vektorjev $y_{t(-i)}$. Ko poznamo $\varepsilon_{i,t}$, pa lahko sestavimo matriko kovarianc Σ_ε , $\frac{1}{2} n \times (n + 1)$. Različni elementi te matrike torej ne morejo biti neodvisno določeni, če so znani vsi elementi matrik A_i . Velja pa jasno tudi, da ne moremo prosto izbrati vseh parametrov matrik A_i , če poznamo nekatere elemente matrike sigma. Dejansko lahko med koeficienti matrik A_i in Σ_ε , ki jih nameravamo oceniti, prosto izberemo le $(k + 1) \times (n \times n)$ koeficientov, vrednosti ostalih $\frac{1}{2} n \times (n + 1)$ pa so nato določene v sistemu (1). Preostane nam torej, da poiščemo $(k + 1) \times (n \times n)$ omejitev oziroma kriterijev za izbor parametrov, ki nam bodo omogočili identifikacijo vseh parametrov v sistemu.

Spomnimo se, da je ena od predpostavk, uporabljenih pri zastavi sistema (1) ta, da strukturni šoki $\varepsilon_{i,t}$ niso časovno povezani med seboj (*serially uncorrelated white noise*).

² To pomeni, da je povprečje šokov enako 0, Σ_ε pa je matrika kovarianc med različnimi šoki.

³ Šoki $\varepsilon_{i,t}$ so tudi eksogene spremenljivke.

Strukturni šoki tako ne smejo biti korelirani z odmaknjenimi vrednostmi vektorjev y_t , saj obstaja korelacija med slednjimi in odmaknjenimi vrednostmi strukturnih šokov.⁴ Formalno ta predpostavka velja pod pogojem, da drži relacija:

$$E(\varepsilon_{i,t} y_{j,t-h}) = 0$$

kjer i in j zavzemajo vrednosti od 1 do n , h pa od 1 do k . Operator E pomeni, da gre za pričakovano vrednost. Če preštejemo vse možne omejitve, ki izhajajo iz zgornje enačbe, dobimo pri izboru parametrov $k \times n \times n$ omejitev. Preostane nam še n^2 stopinj prostosti, ki še preprečujejo identifikacijo modela.

n novih restrikcij pridobimo s takoimenovano normalizacijo vsake od n -tih enačb v sistemu. Enostavno matematično pravilo nam dovoljuje, da parametre obeh strani enačbe pomnožimo z istim številom, ne da bi pri tem povzročili, da enačba ne bi bila več veljavna. Tako ostaja rezultat sistema (1) nespremenjen, glede na vrednosti spremenljivk, če koeficiente vsake enačbe z obeh strani pomnožimo s številom, ki ga izberemo tako, da vsi koeficienti na diagonali matrice A_0 zavzamejo vrednost 1. Pravilo normalizacije nam omogoči, da vsako pojasnjeno spremenljivko v enačbi izrazimo brez koeficienta (oziroma da ta koeficient zavzame vrednost 1) na levi strani enačbe, na desni strani enačbe pa vse pojasnjevalne spremenljivke, ki jih množijo ocenjeni koeficienti.⁵

Dodatne $n \times (n - 1)$ identifikacijske omejitve izhajajo iz predpostavk ekonomske teorije. Ponavadi določimo matriki kovarianc Σ_ε diagonalno strukturo in na ta način dosežemo, da ne obstaja nikakršna korelacija med strukturnimi šoki različnih enačb. Ta predpostavka se zdi privlačna, ker izhaja iz strategije gradnje ekonomskih modelov, kjer strukturni šoki zaznamujejo nepovezane pojave, ki se potem pretvorijo v skupno gibanje ekonomskih spremenljivk na način, opisan v danem modelu. Ker je matrika Σ_ε simetrična, se tako število stopinj prostosti pri izboru parametrov zmanjša še za $\frac{1}{2} n \times (n - 1)$. Numerične vrednosti parametrov sistema so na ta način formalno omejene tudi z enačbami:

$$E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t}) = [\Sigma_\varepsilon]_{i,j} \equiv \sigma_{ij} = 0 \quad \forall i, j \neq i$$

V klasičnih strukturnih ekonometričnih modelih je identifikacija mnogokrat dosežena z izločenjem nekaterih eksogenih spremenljivk iz enačb, oziroma z določitvijo njihovim koeficientom vrednosti 0 (*exclusion restriction*). V smislu identifikacije so eksogene spremenljivke v našem primeru vse odmaknjene spremenljivke.⁶ Toda izločitev iz modela nekaterih odmaknjenih spremenljivk s ciljem identifikacije je lahko zelo sporna z vidika ekonomske teorije. Sims (1980) poudarja, da so tovrstne omejitve nesprejemljive, ker odmaknjene spremenljivke zaznamujejo različne vplive pričakovanj, tehnoloških ali institucionalnih inercij, pritoka novih informacij itd. Preostane nam torej, da dodatne restrikcije določimo med koeficienti matrice A_0 . Če predpostavimo vrednost 0 za element $a_{ij,0}$ matrice A_0 , preprečimo, da bi šok $\varepsilon_{j,t}$ sočasno vplival tudi na endogeno spremenljivko $y_{i,t}$. Tako lahko zagotovimo še zadnjih $\frac{1}{2} n \times (n - 1)$ omejitev za popolno identifikacijo modela.

⁴ Glej sistem (1). Vektor y_t je koreliran s šokom $\varepsilon_{i,t}$, vektor y_{t-1} s šokom $\varepsilon_{i,t-1}$ in tako naprej.

⁵ $y_t = (I - A_0) y_t + \sum_{s=1}^{s=k} A_s y_{t-s} + \varepsilon_t$ je enakovreden zapis sistemu (1), če so vse vrednosti diagonale

matrike A_0 enake 1. Matriki A_0 smo odšteli njeno diagonalo, to je enotino matriko I , saj je vektor y_t ostal, kot vektor razlagalnih spremenljivk, na levi strani. Opazimo, da so endogene spremenljivke tudi med pojasnjevalnimi spremenljivkami v enačbah. Tako izražen sistem (1) je videti bolj pripraven za analizo, pa tudi za oceno koeficientov.

⁶ Eksogene spremenljivke v smislu ekonometrične teorije so vse tiste, ki niso korelirane s strukturnim šokom.

Jasno je, da različna izbira koeficientov, ki jim dodelimo vrednost 0, lahko vpliva na dinamiko modela in da je zato pomembno, da so slednji izbrani čim bolj v skladu z ekonomsko teorijo, ki podpira model. V našem primeru smo se odločili za pogosto uporabljeno rešitev, tako imenovano Woldovo vzročno verigo (*Wold causal chain*)⁷, ki določa

$$\frac{\partial y_{i,t}}{\partial \varepsilon_{j,t}} = a_{ij,0} = 0 \quad \forall i < j$$

Gre za rekurzivno strukturo vzročnosti, ki predpostavlja trikotno matriko A_0 (pravilo normalizacije določa, še enkrat, da je diagonala te matrike sestavljena iz enk), to je $\frac{1}{2} n \times (n-1)$ elementov pod diagonalo enako 0. Vzročno zaporedje smo izbrali glede na relativno gibljivost in odzivnost različnih endogenih spremenljivk v modelu. Navkljub temu, da smo se zato ozirali po nekaterih teoretičnih predpostavkah pa je treba priznati, da se tovrstna izbira ne more vedno ponašati z najbolj objektivnimi kriteriji. Toda ker smo ocenili model z relativno visoko frekvenco podatkov, mesečne časovne vrste namesto četrletnih, lahko upamo, da drugačno zaporedje endogenih spremenljivk v vektorju y_t ne bo pomembno vplivalo na rezultate.

1.3. Izbrana verzija modela

Model sloni na predpostavki, da je možno analizirati dinamiko ekonomije, z makroekonomskega vidika, z opisom omejenega števila strukturnih šokov. Kot strukturne šoke razumemo spremembe v ekonomskem okolju, ki vplivajo pozitivno ali negativno na dinamiko makroekonomskih agregatov. Našteli smo sedem različnih tovrstnih šokov in njihov vpliv orisali s pomočjo sedmih enačb v obliki sistema (1). Sedem enačb je sicer kar veliko, ko gre za dinamične modele tipa VAR, zdi pa se vseeno malo za splošni model ekonomije v primerjavi z velikimi makroekonomskimi modeli. Ti vsebujejo več deset enačb in tako tudi mnogo večje število možnih šokov.⁸ Če pa pogledamo bolj od blizu, lahko to omejitev premostimo, če se nam zdi zadosti verodostojna naslednja predpostavka: vsako dodatno motnjo ali šok je mogoče izraziti z elementi, ki so že prisotni v tem prvem bloku enačb. Bolj formalno rečeno to pomeni, da se vpliv vseh možnih šokov ali sprememb na dinamiko ekonomije, izrazi kot funkcija izbranih sedmih strukturnih šokov.⁹ Očitna prednost tako zastavljenega modela je veliko večja analitična preglednost enačb.

Predlaganih sedem enačb prvega bloka modela opisuje sedem pomembnih makroekonomskih spremenljivk: bruto domači proizvod Y , inflacijo DLP , denarna agregata $M0^{10}$ ter $M3$, nominalno povprečno plačo W , nominalni tečaj tolarja na deviznem trgu E in končno uvoz osmih največjih tržnih partneric Slovenije WI . Enačbe smo skušali zastaviti tako, da jim je moč pripisati interpretativno vrednost z vidika makroekonomske analize. Enačba Y predstavlja agregatno domače povpraševanje. DLP je zastavljena kot agregatna ponudba domačega gospodarstva, tako imenovana Philipsova krivulja, kjer se spremenljivka, ki označuje brezposelnost izrazi kot funkcija Y .¹¹ Tudi denarni trg orisujeta

⁷ Woldova vzročna veriga je uporabljena tudi vsakič, ko bi radi z modeli tipa VAR izračunali odzivne funkcije endogenih spremenljivk.

⁸ Pod naslovom "Kvartalni ekonometrični model slovenskega gospodarstva" je Urad RS za makroekonomske analize in razvoj leta 1996 predstavil tovrsten model.

⁹ Zanimivo razširjenje tega projekta bi bila razčlenitev ocenjenih strukturnih šokov na vplive manjših motenj, na primer tistih, ki jih vsebujejo tudi večji modeli. S tem bi si lahko ustvarili zelo nadrobno sliko dejavnikov, pomembnih pri analizi dinamike ekonomije, čeprav v okviru samo sedmih enačb.

¹⁰ Z $M0$ razumemo najožji denarni agregat, to je primarni denar (*monetary base* ali *base money*). To je edini denarni agregat pod direktnim nadzorom centralne banke.

¹¹ Takoimenovani Okunov zakon (*Okun's law*).

funkciji povpraševanja in ponudbe: enačba M3 se razlaga kot povpraševanje po denarni likvidnosti, enačbi M0 pa pripisujemo lastnosti denarne ponudbe. Enačbo ponudbe M0 tako razlagamo kot ciljno funkcijo centralne banke. Če menimo, da imajo oblikovalci makroekonomske (tu denarne) politike pregledno mnenje o pravilnem ravnanju v različnih ekonomskih okoliščinah in tako politiko tudi sistematično izbirajo, potem spremenljivke, ki odražajo tako ekonomsko politiko v ekonometričnem modelu, ne morejo biti obravnavane kot eksogene.

Ker je slovensko gospodarstvo majhno in odprto, je zelo odvisno od dogajanja na tujih trgih. Za tovrstne vplive poskrbimo z vključitvijo E, vsaj kratkoročno pomembnega dejavnika konkurenčnosti. Tudi enačba WI, kot približek potencialnega tujega povpraševanja po slovenskem blagu, odraža predvideno odvisnost slovenske ekonomije od dogajanj na tujih trgih. V model smo vstavili še enačbo plač W, kot domnevno pomembnega elementa pri dinamiki inflacije, stroškov proizvodnje, trga dela itd. Kot že rečeno, pa na vsako od opisanih makroekonomskih spremenljivk vplivajo tudi eksogeni šoki $\varepsilon_{i,t}$, ki so vstavljeni v vsako enačbo i . Le-ti imajo v tako zastavljenem, strukturnem modelu močno pojasnjevalno vrednost. V tem smislu lahko na primer interpretiramo šoke v enačbi M0 kot ekspanzivne ali restriktivne intervencije centralne banke, glede na pričakovano denarno politiko. Na enak način označuje šok $\varepsilon_{y,t}$ spremembe v domačem povpraševanju, $\varepsilon_{m3,t}$ pa šoke na povpraševanje po denarju, $\varepsilon_{wi,t}$ šoke na tujih trgih in tako naprej. Strukturni šok kaže torej eksogene spremembe v ekonomskem okolju na omejenem področju, ki ga označuje enačba, kateri pripada. Celotni model simultanih enačb pa vpliv tega šoka nato prevede z odzivom v vseh makroekonomskih agregatih.

Poglejmo še malo bolj podrobno v strukturo posameznih enačb. Tu zopet uporabimo metodologijo VAR tako kot na primer v Simsu (1980). Spomnimo se, da odmaknjene spremenljivke štejejo za najrazličnejše vplive pričakovanj, tehnoloških in institucionalnih inercij, pretakanja informacij itd. Če sprejmemo predpostavko, da izhaja ves potreben vir informacij iz dinamike spremenljivk prvega bloka, mora imeti vsaka enačba na svoji levi strani kot pojasnjevalne vseh sedem opisanih spremenljivk, in to v obliki vseh relevantnih simultanih in odmaknjenih vrednosti. S tem smo še enkrat pokazali na smotrnost zastave modela, kot je formalno izražena v sistemu (1). Izbrana verzija modela torej predvideva, da ima vsaka enačba kot pojasnjevalne spremenljivke nekatere simultane vrednosti spremenljivk, določene odmaknjene vrednosti vseh sedmih spremenljivk sistema (1) ter eksogen strukturni šok. Izjema je le enačba WI. Ker lahko z gotovostjo menimo, da slovensko makroekonomsko dogajanje nima omembe vrednega vpliva na velikost celotnega uvoza naših glavnih trgovinskih partneric, je enačba sestavljena kot navadna avtoregresija, se pravi da so pojasnjevalne spremenljivke le odmaknjene vrednosti pojasnjene spremenljivke same.¹² Kot že rečeno, so v enačbah prisotne spremenljivke s časovnim indeksom t , določene z Woldovim vzročnim zaporedjem. To zaporedje je ponavadi stvar avtorjevega, torej subjektivnega pogleda na ekonomsko teorijo in natančnih pravil o izboru ni. Tukaj smo zaporedje sestavili tako, da se spremenljivke, ki naj bi se po teoriji na spremembe v makroekonomskem okolju prilagajale počasi ali v časovnih intervalih nižjih frekvenc, pojavljajo v zaporedju prednostno. Tem bolj je spremenljivka, oziroma ekonomski subjekt, ki ga enačba označuje, odziven glede na ekonomsko dogajanje, tem več simultanih vrednosti drugih elementov modela je potrebno vstaviti v množico pojasnjevalnih spremenljivk. Take predpostavke nas pripeljejo do naslednjega Woldovega vzročnega zaporedja: IW, W, P, Y, M3, M0 in končno E. Enačba IW ne vsebuje torej nobene simultane pojasnjevalne spremenljivke, W samo IW, P IW ter W, in tako dalje do E, ki vsebuje med pojasnjevalnimi prav vse simultane vrednosti spremenljivk v sistemu (1).

¹² Namesto z AR(p) bi bilo mogoče enačbo izraziti tudi s kakšnim bolj zapletenim stohastičnim procesom, kot so ARMA, (G)ARCH ali podobni. Želeli smo, da je prva verzija modela kar se da enostavna.

K enačbam, ki s SVAR zasnovijo opisujejo dinamiko širjenja strukturnih šokov med različnimi makroekonomskimi spremenljivkami, smo dodali še dodaten blok enačb. Le-tega tvorijo enačbe nekaterih dodatnih ekonomskih spremenljivk ter pomožne identitete, ki so uporabljene kot pomoč pri sestavi nekaterih dodatnih, za analizo zanimivih spremenljivk. Pri sestavi dodatnih enačb smo upoštevali predpostavko, da so edini možni strukturni šoki v modelirani ekonomiji šoki, povezani s sedmimi endogenimi spremenljivkami, predstavljenimi v prvem bloku modela. V tem smislu je vsa koristna informacija o stanju, v katerem se trenutno nahaja ekonomija, prisotna v vrednostih spremenljivk v enačbah prvega bloka. Tako si predstavljamo te enačbe in identitete kot funkcije, ki povezujejo stanje ekonomije s spremenljivkami, ki jih nismo vključili v prvi blok modela pod domnevo, da ne prinašajo *dodatne* koristne informacije.¹³

Označimo te dodatne spremenljivke z $x_{i,t}$ in iz njih sestavimo vektor x_t . Ta vektor sedaj izrazimo s pomočjo vseh razpoložljivih informacij¹⁴ o stanju ekonomije, v makroekonomskem smislu, z naslednjim sistemom:

$$(2) \quad x_t = \sum_{s=0}^k B_s y_{t-s} \quad \vdots + \xi_t$$

Sistem (2) je navaden sistem enačb, kjer so znane vse pojasnjevalne spremenljivke in se pojasnjene spremenljivke nikoli ne pojavljajo v drugih enačbah kot pojasnjevalne. Pri tej zasnovi se problemi pri identifikaciji parametrov ne pojavljajo. Ker je jasno, da je model samo poenostavljena vizija ekonomije njegovega avtorja (in četudi bi bila le-ta pravilna!), ocenjene enačbe drugega bloka niso in ne morejo biti matematične identitete. Da bi zgornji sistem le lahko zapisali in ocenili kot sistem enačb, mu moramo dodati motnjo ξ_t .¹⁵ Spremenljivke x_i so lahko, v skladu s zasnovo modela, prav vse (preostale) makroekonomske spremenljivke, ki bi jih radi analizirali. V prvi verziji tega modela smo želeli na primer opisati dinamiko nominalnih obrestnih mer ter zunanjetrgovinsko bilanco.

Pomožne identitete povezujejo med seboj vrednosti spremenljivk y_t in/ali x_t v nove spremenljivke, koristne za interpretacijo v prejšnjih fazah pridobljenih rezultatov. Gre predvsem za preprost izračun realnih vrednosti nominalnih spremenljivk, za denarni

¹³ To seveda ne pomeni, da te spremenljivke niso informativne! Ker smo določili, da lahko na stanje ekonomije vpliva samo sedem različnih strukturnih šokov, potrebujemo sedem endogenih spremenljivk (enačb). Ker je vse ostale možno izraziti kot (tukaj linearne) funkcije sledjih, bi lahko, z nekaterimi omejitvami izhajajoč iz ekonomske teorije, uporabili drugo podmnožico sedmih endogenih spremenljivk.

Na primer, mnogokrat izrazimo ciljno funkcijo centralne banke kot enačbo nominalnih obrestnih mer in ne M0. Teoretično potrebujemo za definicijo ravnotežja na denarnem trgu funkcijo povpraševanja (tukaj M3) in funkcijo ponudbe, ki označuje obnašanje centralne banke. Slednjo lahko izrazimo kot enačbo nominalnih obrestnih mer NI ali (na primer) M0. Toda jasno je, da ne potrebujemo dveh enačb, kajti ko definiramo eno od spremenljivk, ekonomsko ravnotežje določi tudi drugo. To pomeni, da nam za iskano ravnotežje zadostuje poznavanje gibanja spremenljivk M0 ali NI, obe pa med seboj povezuje funkcija, ki je z ravnotežjem definirana in torej nanj ne vpliva. Za nekatere spremenljivke te funkcije predstavljajo enačbe in identitete v drugem bloku modela.

Vprašanje, ki se samo po sebi zastavlja ob takšni viziji modela pa je sledeče: na kakšni podlagi so izbrane spremenljivke, ki so vključene v prvi blok modela, saj je mogoče enakovredno izraziti stanje ekonomije z različnimi, alternativnimi podmnožicami endogenih spremenljivk? Izbrali smo spremenljivke, ki, glede na poznano makroekonomsko teorijo, omogočajo logično interpretacijo strukturnih šokov, se pravi šokov na strukturne enačbe, ki sestavljajo prvi blok modela.

¹⁴ Hipoteza modela!

¹⁵ Ta motnja se lahko interpretira kot merilo točnosti specifikacije modela, toda v nobenem primeru kot strukturni šoki v prvem bloku enačb modela, čeprav je njen izvor z ekonometričnega vidika enak.

multiplikator¹⁶ ter za ponovno sestavo prvotnih časovnih vrst, kadar v modelu uporabljamo njihove difference ali odmik od trenda.

Poudarimo še zanimivo prednost strukture, ki sloni na tako definiranih dveh blokih, to je možnost neomejenega dopolnjevanja drugega bloka z dodatnimi enačbami, ki vključujejo nove, zanimanja vredne spremenljivke, ne da bi se struktura (se pravi prisotne spremenljivke ali vrednosti parametrov) v katerikoli od ostalih enačb spremenila in bi bila potrebna ponovna ocena. V prihodnje se zdijo najbolj zanimive za nadgradnjo modela spremenljivke kot so javna in zasebna potrošnja, naložbe, brezposelnost in zaposlenost, primanjkljaj javnih financ itd.

2. EKONOMETRIČNA OCENA MODELA

2.1. Uporabljena metoda: general method of moments (GMM)

Tukaj predstavljamo povzetek nekaterih pomembnih značilnosti uporabljene metode ocenjevanja parametrov in prikazujemo njeno izredno pripravnost za ocenjevanje modelov, kakršen je ta, ki smo ga pravkar predstavili. Glavna zamisel pri GMM je, da mora estimator zadovoljiti zastavljenim teoretičnim povezavam med spremenljivkami, ali momentnim funkcijam (*moment conditions*), ki opisujejo določen model. Te teoretične zveze odražajo nično korelacijo med nekaterimi spremenljivkami, imenovanimi instrumenti, in reziduali, oziroma ocenjenimi šoki regresijskih enačb. Tako *a priori* zastavljene zveze so izražene v okviru vzorca vrednosti spremenljivk, ki nam je na razpolago. Parametri so nato izbrani s pomočjo numeričnih optimizacijskih algoritmov tako, da se karseda približamo zastavljenim teoretičnim zvezam. Konkretno lahko slednje zapišemo kot:

$$E [f(\theta)' Z] = 0,$$

kjer označuje θ vektor ocenjevanih vrednosti parametrov, Z pa vektor instrumentalnih spremenljivk. Kot smo že omenili, so instrumentalne spremenljivke $z_{i,t}$, oziroma instrumenti definirane tako, da je njihova korelacija s šoki v času t nična. Posamezne momentne funkcije prevedemo znotraj vzorca na primer na sledeč način:

$$\frac{1}{T} \sum_t f_t(\theta) z_{i,t} \equiv m_i(\theta) = 0 \quad \forall i^{17}$$

Tako izražene teoretične zveze nato sestavimo v merilno funkcijo

$$J(\theta) = T m(\theta)' W m(\theta),$$

ki predstavlja razdaljo med vrednostmi elementov $m_i(\theta)$ vektorja $m(\theta)$ in 0. Faktor T jamči asimptotično normalno distribucijo estimatorjev parametrov θ , W pa je matrika uteži posameznih momentnih funkcij oziroma elementov $m_i(\theta)$. Estimator vektorja θ je torej minimum funkcije $J(\theta)$. S katerikoli simetrično in pozitivno določeno matriko W tako dobimo

¹⁶ Multiplikator MULT je tukaj definiran kot razlika med logaritmom denarnega agregata M3 in logaritmom agregata M0.

¹⁷ Nična korelacija dveh časovnih vrst se matematično ekvivalentno zapiše tako, da je skalarni produkt dveh vektorjev, ki ju opisujeta enak nič. To pomeni, da sta vektorja pravokotna, zato pogosto momentne funkcije imenujemo tudi pogoji pravokotnosti, *orthogonality conditions*. Za podrobnejši opis in asimptotične lastnosti estimatorjev GMM, glej Hansen (1982).

asimptotično pravo vrednost parametrov, ki smo jih želeli oceniti. Lahko je dokazati, da je optimalna matrika W , se pravi matrika, s katero dosežemo estimator z najmanjšim standardnim odklonom inverzna matrika varianc kovarianc momentnih funkcij.¹⁸

Kako izgledajo momentne funkcije, uporabljene v našem modelu? Spomnimo se, da smo v procesu identifikacije že določili zadostno število funkcijskih omejitev med parametri in časovnimi vrstami spremenljivk s katerimi razpolagamo, da lahko vsak parameter identificiramo, se pravi da mu lahko določimo eno in edino možno vrednost glede na specifikacijo modela. Teoretične povezave med spremenljivkami, ki izvirajo iz problema identifikacije preoblikujemo tako, da so izražene s poznanimi elementi. Omejitvena enačba

$$E(\varepsilon_{i,t} y_{j,t-h}) \quad \forall i, j$$

je sorodna enačbi, izraženi z elementi uporabljenega vzorca:

$$\frac{1}{T} \sum_t \varepsilon_{i,t} y_{j,t-h} = 0 \quad \forall i, j$$

oziroma

$$\frac{1}{T} \sum_t \left(\underbrace{y_{i,t} - \sum_{k \neq i} a_{ik,0} y_{k,t-h} - \sum_k \sum_h a_{ik,h} y_{k,t-h}}_{f_i(\theta)} \right) \underbrace{y_{j,t-h}}_{z_{j,t}} = 0 \quad \forall i, j$$

Zadnja enačba odraža pravokotnost med vektorjem šokov, izraženim s poznanimi spremenljivkami, ter vektorjem odmaknjene spremenljivke. Če je ta vrednost enaka nič, je korelacija med tema dvema elementoma enaka nič, se pravi, da smo še enkrat formalno izrazili enega od pogojev identifikacije. Vse odmaknjene spremenljivke torej ustrezajo definiciji instrumentalne spremenljivke, zato jih lahko uporabimo pri ocenjevanju z GMM. Ta enačba tako prikazuje množico momentnih funkcij, uporabnih (saj so nam pozane vse spremenljivke v njeni sestavi) za izračun iskanih vrednosti parametrov vsake enačbe i .¹⁹

Da bi lahko ocenili koeficiente v posamezni enačbi z GMM, mora biti število instrumentov, to je število momentnih funkcij vsaj enako številu regresorjev. Ker vsebujejo enačbe v sistemu (1) poleg odmaknjenih spremenljivk tudi nekatere spremenljivke, ki opisujejo simultane učinke med endogenimi spremenljivkami, potrebujemo še dodatne instrumente, ki jih bomo ponovno sestavili s pomočjo teoretičnih zvez, ki jih zahteva identifikacija.

V našem primeru smo uporabili že opisano Woldovo zaporedje, kar nam dopušča ocenitev modela na zelo enostaven način. Prvo enačbo, to je enačbo WI lahko že ocenimo, saj so v njej prisotne le odmaknjene spremenljivke, kot instrumente pa uporabimo prisotne regresorje. Naslednja enačba po izbranem zaporedju je enačba W , v kateri je regresor endogena spremenljivka WI_t in pa odmaknjene vrednosti ostalih spremenljivk. Ker lahko kot instrumente uporabimo samo odmaknjene spremenljivke, potrebujemo dodaten instrument. Kot rečeno, mora biti vsak instrument neodvisen od sočasnega šoka. Izbrani način identifikacije tako omogoča, da kot dodaten instrument uporabimo časovno vrsto ocenjenih šokov iz prejšnje enačbe. Ocena z GMM uresniči zastavljeni pogoj identifikacije, da je

¹⁸ Na primer Hamilton (1994) str. 412.

¹⁹ Normalizacijske in ekskluzivne omejitve (odsotna spremenljivka oziroma koeficient enak nič) so že upoštevane pri sestavi momentnih funkcij.

korelacija med $\varepsilon_{iw,t}$ in $\varepsilon_{w,t}$ enaka nič, kajti kot vemo, je cilj te metode izničenje korelacije med instrumentalno spremenljivko ter šokom $\varepsilon_{j,t}$ v enačbi j . Ena za drugo so na enak način ocenjene tudi ostale enačbe, ki sestavljajo prvi blok modela. Vsakič vstavimo k odmaknjenim vrednostim spremenljivk kot dodatne instrumentalne spremenljivke vse časovne vrste šokov predhodno ocenjenih enačb in tako pridobimo zadostno število instrumentov glede na število endogenih spremenljivk v posameznih enačbah. Dobimo dodatne momentne funkcije, potrebne za oceno vseh parametrov v vsaki enačbi i :

$$\frac{1}{T} \sum_t \left(y_{i,t} - \sum_{k \neq i} a_{ik,0} y_{k,t-h} - \sum_k \sum_h a_{ik,h} y_{k,t-h} \right) \varepsilon_{j,t} = 0 \quad \forall i < j$$

Ker je matrika kovarianc simetrična, ponazarja zgornji izraz v okviru vzorca izraženi pogoj identifikacije

$$E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,t}) = 0 \quad \forall i, j \neq i.$$

Drugače povedano, izbrana metoda ocenjevanja parametrov jamči tudi za neodvisnost med sočasnimi šoki, oziroma za diagonalno matriko varianc in kovarianc.²⁰

Koncept modela nam omogoča, da enačbe drugega bloka ocenimo kar z OLS, saj se opisane spremenljivke ne pojavljajo kot pojasnjevalne spremenljivke v enačbah prvega bloka modela. Spomnimo se, da bi radi interpretirali drugi blok enačb kot nekakšne prikrite ekonomske identitete, ki izvirajo izključno iz razmerij med spremenljivkami v prvem bloku modela, in nimajo na slednje nikakršnega povratnega vpliva.

2.2. Opis časovnih vrst

Za oceno modela so uporabljene časovne vrste spremenljivk iz baze podatkov Banke Slovenije. Izbrali smo mesečno frekvenco podatkov, na razpolago pa je bilo časovno obdobje od začetka leta 1992 do sredine leta 1999. Za spremenljivko WI je uporabljena vrednost celotnega uvoza osmih največjih partneric Slovenije med članicami OECD v USD. Spremenljivka W je izražena kot nominalna povprečna bruto plača. Inflacija DLP je mesečna rast cen na drobno oziroma CPI (*Consumer Price Index*). Y so mesečne ocene bruto domačega proizvoda. M0 ter M3 sta časovni vrsti denarnih agregatov po definicijah in beleženju Banke Slovenije. E smo sestavili kot tehtano spreminjanje tečaja dolarja, na mesečni ravni, glede na denarne enote držav, ki sestavljajo WI, uteži pa so določene glede na njihov delež pri uvozu v Slovenijo v letu 1995.²¹ V drugem bloku sta pojasnjevani spremenljivki XM ter NI. XM je izbrana kot razlika med celotnim izvozom in celotnim uvozom, izražena kot odstotni delež v celotnem uvozu.²² NI je nominalna obrestna mera na medbančnem denarnem trgu, v odstotkih letno. Vse časovne vrste smo popravili za sezonske vplive, ter zgladili z uporabo simetrične drseče sredine, tako da so podatki primerljivi s podatki v četrtletni frekvenci in so bolj skladni z makroekonomsko analizo.²³

²⁰ Morda je vredno opozoriti, da ocenjena matrika kovarianc ni numerično točno diagonalna. Ne pozabimo, da metoda predvideva približanje vrednosti momentnih funkcij kar se da blizu nič, točno nič pa je mogoče doseči le v določenih primerih. K temu prispeva dejstvo, da so kot instrumenti uporabljene ocenjene in ne dejanske (nam neznane) vrednosti šokov.

²¹ Nemčija 0,447, Italija 0,216, Avstrija 0,095, Francija 0,121, Nizozemska 0,021, Švica 0,013, UK 0,041 in ZDA 0,046.

²² Podatki za uvoz in izvoz so v USD.

²³ Na ta način smo tudi skušali zmanjšati morebitni šum, ki bi se lahko pojavil v nekaterih časovnih vrstah, za katere obstajajo statistike le na četrtletni ravni in ki so nato pretvorjene v mesečno frekvenco z nekaterimi

Spremenljivki Y ter IW smo nato izrazili v obliki odstopanja v odstotkih od (eksponencialnega) dolgoročnega trenda. Da smo kar najlažje dobili te vrednosti, smo izračunali rezidualne regresije logaritične vrednosti spremenljivke na konstanto in linearni trend.²⁴ Ostale spremenljivke prvega bloka, ki se pojavljajo v nominalnih vrednostih, pa smo v model vključili kot mesečne stopnje rasti, v odstotkih, tako da smo uporabili prvo diferenciacijo. Le inflacijo (pridobljeno poprej kot diferenciacijo ravni cen oziroma CPI) smo v model vključili brez nadaljnjih spreminjanj. Dodatno smo spremenljivko DLM_0 , mesečne razlike v odstotkih denarnega agregata M_0 , ločili na dve komponenti. V primeru Slovenije se nam je zdelo pomembno razdeliti rast M_0 na dolgoročni trend²⁵ DLM_0TARG in na odstopanje okrog slednjega za potrebe kratkoročne denarne politike $T DLM_0$. Tako je dejansko opisan in ocenjen le kratkoročni sestavni del denarne politike, DLM_0TARG pa je sprejeta kot eksogena. Za ta korak smo se odločili zaradi veliko večje analitične preglednosti tako zasnovane strukture, zlasti v primeru gospodarstva s pomembno protiinflacijsko komponento denarne politike.^{26 27}

2.3. Rezultati ocen in končna podoba modela

Tu so prikazane enačbe modela v njihovi končni obliki. Opaziti je, da je število odmaknjenih vrednosti pojasnjevalnih spremenljivk v enačbah različno. Obstaja več pravil za izbor optimalnega, oziroma pravega števila odmikov. Tako je eden od kriterijev, da je statistična distribucija šoka kar se da blizu belemu šumu (*white noise*).²⁸ V našem primeru smo se zanašali na pogosto uporabljena informacijska kriterija, ki sta *Schwarz Bayesian criterion* (SBC) in *Akaike information criterion* (AIC). Izračunamo ju na sledeč način:

$$SBC = T \ln(RSS) + 2n$$

$$AIC = T \ln(RSS) + n \ln(T)$$

T je število uporabnih podatkov, n število ocenjenih parametrov ter RSS vsota kvadratov rezidualov regresije. Kot je razvidno že s prvim pogledom sta oba informacijska kriterija sestavljena tako, da ponazarjata nekakšno tehtanje med pojasnjevalno močjo modela (majhna vrednost RSS pomeni majhen nepojasneni del gibanja spremenljivke) ter možnostjo popačenja ocen parametrov s pretiranim številom odmikov, oziroma pretiranim dodajanjem stopinj prostosti, in hkratnim zmanjševanjem uporabnih podatkov.²⁹ Če ne upoštevamo teh strogih kriterijev izbire, se lahko model zelo slabo izkaže pri uporabi,

statističnimi metodami. Točneje, za vsako vrednost spremenljivke v času t smo izračunali novo vrednost kot povprečje vrednosti $t-1$, t in $t+1$.

²⁴ Zaradi kratke dolžine časovnega obdobja, ki je na razpolago, uporaba različnih filtrov za odstranjevanje visokih frekvenc (Hodrick-Prescott, Band pass...) ne bi prinesla boljših rezultatov. Iz regresije je bilo razvidno, da je slovensko gospodarstvo v našem vzorcu podatkov raslo v povprečju za 0,338 odstotka na mesec, oziroma za 4,129 odstotka letno.

²⁵ Le-ta teži k stabiliziranju inflacije na nivo Evropske Unije kot glavne trgovinske partnerice Slovenije.

²⁶ Trendna komponenta, DLM_0TARG se je izkazala kot negativna eksponencialna funkcija. Oziroma, empirično se je pokazalo, da se v povprečju in na dolgi rok v Sloveniji rast M_0 znižuje za 2,804 odstotka na mesec, oziroma 28,92 odstotka letno! Ti vrednosti smo dobili z regresijo ocene filtra Hodrick-Prescott serije DLM_0 na njeno prvo odmaknjeno vrednost.

²⁷ Opravljenih je bilo več testov stacionarnosti časovnih vrst, tukaj pa jih ne navajamo. Stacionarnosti nismo mogli zavreči v statističnem smislu, v nobenem primeru pri časovnih vrstah izraženih v obliki odstopanja od trenda ali kot diferenciranih časovnih vrst. Prvotne časovne vrste se pogosto ne izkažejo stacionarne kot take (to je brez vključitve dodatnih elementov kot so trend v regresijo, s katero izpeljemo tovrstne teste). Ko bodo na razpolago daljše časovne vrste, bo vredno razmisliti o nadgradnji modela z elementi korekcije napak, če se nekatere časovne vrste izkažejo kot kointegrirane.

²⁸ To je tudi eden od pogojev identifikacije, kot smo že omenili.

²⁹ Število izgubljenih uporabnih podatkov časovnih vrst pri oceni parametrov je seveda enako največjemu odmiku med pojasnjevalnimi spremenljivkami.

predvsem kar se tiče njegovih napovedovalnih sposobnosti. Najboljši model je torej model, kjer je vrednost informacijskih kriterijev najmanjša. Iz definicij obeh kriterijev je tudi razvidno, da SBC vedno izbere manjši model, to je model z manjšim številom regresorjev. Asimptotično SBC prepozna pravi model, medtem ko AIC izbere model z odvečnimi pojasnjevalnimi spremenljivkami, je pa zato bolj koristen, če se v omejenem vzorcu podatkov bojimo, da bi izbrali pretirano omejen model. Zaradi relativno velikega števila regresorjev v naših enačbah in kratkih časovnih vrst, smo v primeru nesoglasja med obema kriterijema prednostno upoštevali SBC. Zaradi tega smo se tudi odločili za *ad hoc* metodo določitve končnega modela, oziroma števila odmaknjenih vrednosti različnih spremenljivk v posameznih enačbah. Najprej določimo najbolj ustrezno število odmikov, enako za vse regresorje v enačbi, s tako imenovanim *top-down* pristopom; začnemo z modelom z velikim številom odmikov, in mu nato postopno odvezemamo največji odmik, ter oba primerjamo na podlagi informacijskih kriterijev. Postopek ponavljamo, dokler SBC ter AIC ne dosežeta minimalnih vrednosti.³⁰ Nato vzamemo vsako spremenljivko v enačbi posebej, ter povratno prištevamo ali odštevamo po en odmik, ali pa pustimo število odmikov nespremenjeno, če tako pokažeta informacijska kriterija. Končno dobimo enačbo, ki je ne moremo več izboljšati, vsaj ne z odvzemanjem ali prištevanjem po enega odmika naenkrat katerekoli pojasnjevalne spremenljivke. S tem kar se da zmanjšamo število nepotrebnih regresorjev, oziroma stopinj prostosti pri oceni parametrov, obenem pa upoštevamo različne vplive posameznih ekonomskih dejavnikov, ki jih zaznamujejo pojasnjevalne spremenljivke.

Ocenjene enačbe prvega bloka in nekatere njihove pomembne opisne statistične vrednosti so naslednje:³¹

$$\begin{aligned} \text{TLWI} = & 1.193789 * \text{TLWI}(-1)^{***} + 0.025581 * \text{TLWI}(-2) - 0.724052 * \text{TLWI}(-3)^{***} + 0.627411 * \\ & \text{TLWI}(-4)^{**} + 0.098305 * \text{TLWI}(-5) - 0.504765 * \text{TLWI}(-6)^{***} + 0.321144 * \text{TLWI}(-7)^* - 0.008015 \\ & * \text{TLWI}(-8) - 0.028181 * \text{TLWI}(-9) - 0.002181 * \text{TLWI}(-10) - 0.101839 * \text{TLWI}(-11) \end{aligned}$$

$$R^2 : 0,978 \quad \overline{R^2} : 0,975 \quad T : 71$$

$$\begin{aligned} \text{DLW} = & 0.139392 * \text{TLWI}^{***} - 0.274225 * \text{TLWI}(-1)^{***} + 0.161891 * \text{TLWI}(-2)^{***} + 0.1089933 * \\ & \text{DLW}(-1) - 0.2455333 * \text{DLW}(-2)^{**} + 1.188095 * \text{DLP}(-1)^{***} - 0.08952101 * \text{DLP}(-2) + \\ & 0.3511870 * \text{DLP}(-3) - 0.213434 * \text{TLY}(-1)^{***} + 0.07655380 * \text{TLY}(-2) + 0.07777055 * \text{DLM3}(- \\ & 1) - 0.3534773 * \text{DLM3}(-2) + 0.4141669 * \text{DLM3}(-3)^{***} - 0.06847771 * \text{DLM0}(-1) - 0.0262064 \\ & * \text{DLM0}(-2) - 0.259017 * \text{DLE}(-1) - 0.434739 * \text{DLE}(-2) + 0.385115 * \text{DLE}(-3)^{**} \end{aligned}$$

$$R^2 : 0,803 \quad \overline{R^2} : 0,739 \quad T : 71$$

$$\begin{aligned} \text{DLP} = & 0.0104992 * \text{TLWI} + 0.2571 * \text{DLW}^{***} - 0.036459 * \text{TLWI}(-1) + 0.0798595 * \text{TLWI}(-2)^* - \\ & 0.0593580 * \text{TLWI}(-3)^{**} - 0.0107391 * \text{DLW}(-1) - 0.066865 * \text{DLW}(-2) + 0.101462 * \text{DLW}(-3)^{**} \\ & + 0.450045 * \text{DLP}(-1)^{***} + 0.358657 * \text{DLP}(-2)^{***} - 0.4976112 * \text{DLP}(-3)^{***} + 0.114785 * \text{TLY}(- \\ & 1)^{***} - 0.137650 * \text{TLY}(-2)^{***} + 0.0358357 * \text{TLY}(-3) + 0.145919 * \text{DLM3}(-1)^{**} + 0.0663650 * \end{aligned}$$

³⁰ *Bottom-up* pristop lahko izbere napačen model, tudi asimptotično. Na primer, če je število odmikov v resnici štiri, lahko uporabljeni kriteriji določijo specifikacijo modela z dvema odmikoma v primejavi s specifikacijo s tremi odmiki, saj sta obe specifikaciji modela napačni. Tako bi bil izbran model z dvema odmikoma, ki pa je napačen. Ker odvečne pojasnjevalne spremenljivke prinašajo le dodaten šum pri ocenjevanju parametrov, asimptotično edino *top-down* pristop izbere pravi model, na podlagi SBC.

³¹ ** in * so stopnje značilnosti ocenjenih parametrov. V primeru *** zavrtnemo hipotezo, da je parameter enak nič z verjetnostjo napake manjšo od 1 odstotka, pri ** in * pa z verjetnostjo napake manjšo od 5 oziroma 10 odstotkov.

L pred imenom spremenljivke pomeni, da uporabljamo logaritem njenih vrednosti, D pomeni, da smo uporabili prvo diferenciacijo in T, da nas je zanimalo odstopanje spremenljivke od trenda. R pomeni realno vrednost nominalne spremenljivke, N pa nominalno vrednost sprva realno izražene spremenljivke.

$$\text{DLM3(-2)} - 0.0729622 * \text{DLM3(-3)} + 0.0473830 * \text{DLM0(-1)}^* - 0.0314626 * \text{DLM0(-2)}^* - 0.0474161 * \text{DLM0(-3)} + 0.125751 * \text{DLE(-1)} - 0.0110587 * \text{DLE(-2)}^{**} - 0.0271120 * \text{DLE(-3)}$$

$$R^2 : 0,930 \quad \overline{R^2} : 0,899 \quad T : 71$$

$$\begin{aligned} \text{TLY} = & 0.250022 * \text{TLWI}^{***} - 0.0836178 * \text{DLW} + 0.749465 * \text{DLP} - 0.431836 * \text{TLWI(-1)}^{***} + \\ & 0.162478 * \text{TLWI(-2)} + 0.0519561 * \text{TLWI(-3)} - 0.0462355 * \text{TLWI(-4)} + 0.00647731 * \text{DLW(-1)} + \\ & 0.553567 * \text{DLW(-2)}^{***} + 0.178438 * \text{DLW(-3)} - 0.326660 * \text{DLW(-4)}^{***} + 0.193040 * \\ & \text{DLP(-1)} - 0.180068 * \text{DLP(-2)} - 0.670523 * \text{DLP(-3)} - 1.08843 * \text{DLP(-4)}^{***} + 0.330735 * \text{TLY(-1)}^{***} - \\ & 0.0121657 * \text{TLY(-2)} + 0.0609608 * \text{TLY(-3)} - 0.372754 * \text{DLM3(-1)} + 0.0959828 * \\ & \text{DLM3(-2)} - 0.162254 * \text{DLM3(-3)} - 0.29091 * \text{DLM3(-4)} + 0.838665 * \text{DLM3(-5)}^{**} - 0.0870555 \\ & * \text{DLM0(-1)} + 0.375186 * \text{DLM0(-2)}^{**} - 0.0278328 * \text{DLM0(-3)} - 0.591255 * \text{DLE(-1)}^* + \\ & 1.06848 * \text{DLE(-2)}^{***} - 0.907648 * \text{DLE(-3)}^{***} \end{aligned}$$

$$R^2 : 0,797 \quad \overline{R^2} : 0,661 \quad T : 71$$

$$\begin{aligned} \text{DLM3} = & -0.0166024 * \text{TLWI} - 0.132433 * \text{DLW}^* - 0.0147951 * \text{DLP} + 0.0118073 * \text{TLY} - \\ & 0.0567289 * \text{TLWI(-1)} + 0.0533807 * \text{TLWI(-2)} + 0.00712872 * \text{TLWI(-3)} - 0.048746 * \text{DLW(-1)} - \\ & 0.014509 * \text{DLW(-2)} - 0.0453733 * \text{DLW(-3)} + 0.237259 * \text{DLP(-1)}^{***} + 0.112470 * \text{DLP(-2)} - \\ & 0.0341270 * \text{DLP(-3)} + 0.033316 * \text{TLY(-1)} - 0.0223433 * \text{TLY(-2)} + 0.0491463 * \text{TLY(-3)} + \\ & 0.0353694 * \text{TLY(-4)} + 0.0581956 * \text{TLY(-5)}^{**} + 0.76476 * \text{DLM3(-1)}^{***} - 0.118350 * \text{DLM3(-2)} - \\ & 0.360556 * \text{DLM3(-3)}^{***} + 0.567477 * \text{DLM3(-4)}^{***} + 0.0614956 * \text{DLM0(-1)} - 0.0490838 * \\ & \text{DLM0(-2)} + 0.119000 * \text{DLM0(-3)}^{**} - 0.048597 * \text{DLM0(-4)} + 0.179444 * \text{DLE(-1)}^{**} - 0.368237 \\ & * \text{DLE(-2)}^{***} + 0.298181 * \text{DLE(-3)}^{***} \end{aligned}$$

$$R^2 : 0,978 \quad \overline{R^2} : 0,963 \quad T : 71$$

$$\begin{aligned} \text{TDLM0} = & 0.0539489 * \text{TLWI} - 0.340823 * \text{DLW}^* + 0.744964 * \text{DLP}^* - 0.0120451 * \text{TLY} + \\ & 0.661191 * \text{DLM3}^* + 0.0148636 * \text{TLWI(-1)} - 0.0565228 * \text{TLWI(-2)} - 0.0359230 * \text{DLW(-1)} - \\ & 0.204638 * \text{DLW(-2)} - 0.267912 * \text{DLP(-1)} - 0.122602 * \text{DLP(-2)} + 1.30798 * \text{DLP(-3)}^{***} - \\ & 0.177653 * \text{TLY(-1)} + 0.171384 * \text{TLY(-2)} - 0.687392 * \text{DLM3(-1)} - 0.140761 * \text{DLM3(-2)} + \\ & 0.501451 * \text{TDLM0(-1)}^{**} - 0.003283 * \text{TDLM0(-2)} - 0.170528 * \text{TDLM0(-3)} - 0.505677 * \text{DLE(-1)}^{***} - \\ & 0.420004 * \text{DLE(-2)} \end{aligned}$$

$$R^2 : 0,796 \quad \overline{R^2} : 0,715 \quad T : 71$$

$$\begin{aligned} \text{DLE} = & 0.0439516 * \text{TLWI} - 0.266224 * \text{DLW}^{***} + 0.172721 * \text{DLP} - 0.0399112 * \text{TLY} + \\ & 0.0140935 * \text{DLM3} - 0.173307 * \text{DLM0}^{***} - 0.0295416 * \text{TLWI(-1)} - 0.119662 * \text{TLWI(-2)}^{**} + \\ & 0.109580 * \text{TLWI(-3)}^{***} + 0.302644 * \text{DLW(-1)}^{***} + 0.0690253 * \text{DLW(-2)} - 0.0382043 * \text{DLW(-3)} - \\ & 0.181003 * \text{DLP(-1)} - 0.242272 * \text{DLP(-2)} + 0.112510 * \text{DLP(-3)} - 0.0420804 * \text{TLY(-1)} + \\ & 0.182798 * \text{TLY(-2)}^{***} - 0.0494057 * \text{TLY(-3)} - 0.0534108 * \text{TLY(-4)} - 0.0317654 * \text{DLM3(-1)} - \\ & 0.179928 * \text{DLM3(-2)} + 0.372697 * \text{DLM3(-3)}^{**} + 0.0111507 * \text{DLM3(-4)} + 0.174820 * \text{DLM0(-1)}^{***} - \\ & 0.0471174 * \text{DLM0(-2)} - 0.0605126 * \text{DLM0(-3)} + 1.19873 * \text{DLE(-1)}^{***} - 0.678502 * \\ & \text{DLE(-2)}^{***} + 0.170230 * \text{DLE(-3)} \end{aligned}$$

$$R^2 : 0,936 \quad \overline{R^2} : 0,894 \quad T : 71$$

Drugi blok enačb vsebuje poleg ocenjenih enačb XM ter NI tudi nekatere pomožne identitete:

$$\text{XM} = 8.886422 * \text{DLE}^{***} - 0.8996678 * \text{TLWI} + 1.040576 * \text{DLW} + 0.4268455 * \text{DLP} + 0.3470126 * \text{TLY} - 3.939570 * \text{DLM3}^* + 1.242171 * \text{DLM0} - 0.458073 * \text{TLWI(-1)} + 1.55996 *$$

$$\begin{aligned} & TLWI(-2) - 1.554040 * TLWI(-3) + 1.65969 * TLWI(-4)^* + 1.050007 * TLWI(-5) - 2.438301 * \\ & TLWI(-6)^{***} - 0.1908496 * DLW(-1) + 1.859241 * DLW(-2) + 2.44666 * DLW(-3)^* - 4.314798 * \\ & DLP(-1) - 5.745813 * DLP(-2)^* + 2.095353 * DLP(-3) + 0.8867387 * TLY(-1) - 0.3364488 * \\ & TLY(-2) + 1.415058 * TLY(-3) - 4.361240 * DLM3(-1) + 2.281426 * DLM3(-2) - 1.492512 * \\ & DLM3(-3) - 0.2687955 * DLM0(-1) + 0.6575997 * DLM0(-2) + 3.08029 * DLM0(-3)^{***} - \\ & 5.220136 * DLE(-1) + 3.518312 * DLE(-2) + 8.70146 * DLE(-3)^{***} - 1.98291 * DLE(-4) + \\ & 2.530711 * DLE(-5) + 2.195866 * DLE(-6)^* \end{aligned}$$

$$R^2 : 0,944 \quad \overline{R^2} : 0,898 \quad T : 75$$

$$\begin{aligned} NI = & 1.516032 * DLE - 0.2240994 * TLWI + 2.917508 * DLW^{***} - 1.44319 * DLP - 0.2602176 \\ & * TLY - 0.219953 * DLM3 + 0.1316516 * DLM0 - 0.1486305 * TLWI(-1) + 0.1064164 * DLW(- \\ & 1) + 1.612029 * DLW(-2)^* + 2.021955 * DLW(-3)^{***} + 8.793349 * DLP(-1)^{***} + 0.1116633 * \\ & TLY(-1) - 1.108670 * TLY(-2)^* - 0.4042050 * DLM3(-1) + 0.7467828 * DLM0(-1) - 0.489809 * \\ & DLE(-1) + 2.569432 * DLE(-2) \end{aligned}$$

$$R^2 : 0,957 \quad \overline{R^2} : 0,944 \quad T : 72$$

$$DLM0 = DLM0TARG + TDLM0$$

$$LY = TLY$$

$$LWI = TLWI$$

$$LW = LW(-1) + DLW$$

$$LP = LP(-1) + DLP$$

$$LE = LE(-1) + DLE$$

$$LM3 = LM3(-1) + DLM3$$

$$LM0 = LM0(-1) + DLM0$$

$$MULT = LM3 - LM0$$

$$RLM3 = LM3 - LP$$

$$NLY = LY + LP$$

$$RLE = LE - LP$$

$$RLW = LW - LP$$

3. REZULTATI IN SIMULACIJE MODELA

V tem poglavju so opisane različne vrste simulacij, pri katerih je uporabljen predstavljeni model. S pomočjo teh simulacij želimo oceniti zmogljivosti modela pri repliciranju in napovedovanju gibanj modeliranih ekonomskih dejavnikov, in odkriti nekatere lastnosti dinamike slovenskega gospodarstva. Da bi si lahko bralec ustvaril tudi lastno interpretacijo pridobljenih rezultatov, smo želeli kar največ rezultatov simulacij upodobiti v prilogah, ki smo jih dodali na koncu prispevka.

3.1. Izračun IRF, odzivnih funkcij spremenljivk na strukturne šoke

Odzivna funkcija ali *impulse response function* (IRF) prikazuje, kako se spreminja gibanje endogenih spremenljivk kot odgovor na nov strukturni šok, ki se pojavi v sistemu. IRF imenujemo tudi dinamični multiplikator in jo lahko formalno zapišemo na sledeč način:

$$\phi_{ij}(t) = \frac{\partial y_{i,t}}{\partial \varepsilon_{j,t-k}} = \frac{\partial y_{i,t+k}}{\partial \varepsilon_{j,t}}$$

IRF je torej sprememba vrednosti spremenljivke i zaradi strukturnega šoka j , izražena kot funkcija časovnega intervala k , ki je potekel, odkar se je šok pojavil v sistemu. Zasnova modela nam omogoča zelo enostaven način izračuna numeričnih vrednosti IRF. To lahko dosežemo tako, da v enačbo sistema, ki vsebuje strukturni šok, ki nas zanima, vstavimo slepo spremenljivko, ki zavzame neko vrednost, pri nas vrednost enega standardnega odklona časovne vrste strukturnih šokov $\varepsilon_{j,t}$, oziroma σ_j , v trenutku, ko se šok pojavi in vrednost 0 povsod drugod.³² Ker lahko simuliramo obnašanje modelirane ekonomije s šokom in brez šoka, lahko izrazimo IRF kot razliko med vrednostmi spremenljivk v enem in drugem primeru.

Poglejmo sedaj, kako se odzivajo makroekonomski dejavniki slovenske ekonomije pod vplivom eksogenih in nepredvidenih strukturnih šokov. Vse odzivne funkcije smo, zaradi preglednosti in prostorskih omejitev, združili v skupine in jih prikazujemo v *Prilogi 1* na koncu prispevka. V opisu, ki sledi, želimo povzeti le nekatere najbolj zanimive ugotovitve.

Ponudba na denarnem trgu: TDLM0

Velikost agregata M0 je pod nadzorom centralne banke. Odzive funkcije kažejo, da eksogeno povečanje tega agregata kratkoročno pozitivno vpliva na TLY, in sicer za obdobje okoli enega leta in pol. Y se nato nekaj časa giblje rahlo pod svojim dolgoročnim trendom (TLY je negativen), dolgoročni vpliv monetarnega šoka pa je ničen in Y doseže svojo trendno vrednost. Vse to je skladno z makroekonomsko teorijo³³ ter z empiričnimi raziskavami v drugih državah. Ekonomije z večjo inflacijo se navadno odzivajo na monetarni šok z manjšo inercijo v Y, opaziti pa je tudi kratko vztrajnost pri sami spremenljivki M0.³⁴ Inflacija po začetnem padcu naraste, po približno treh letih pa se rahlo spusti pod svoj dolgoročni trend, verjetno zaradi zmerno restriktivne denarne politike, ki traja kar nekaj časa od približno pol leta po šoku.

Zanimivo sliko dogajanja dobimo tudi z analizo gibanja multiplikatorja in nominalnih obrestnih mer, saj ti dve spremenljivki, vsaka na svoj način, ponazarjata ravnotežje na denarnem trgu. Obrestna mera je ravnotežna cena na denarnem trgu, multiplikator pa razmerje med povpraševanjem in ponudbo, v obliki ulomka.³⁵ Če je slednja interpretacija pravilna, pričakujemo kvalitativno enako gibanje obeh spremenljivk. Visoka obrestna mera, oziroma cena denarja, odraža pomanjkanje likvidnosti in visoko povpraševanje po denarju glede na trenutno ponudbo, torej velik multiplikator. Smisel multiplikatorja kot indikatorja ravnotežja na denarnem trgu je torej v tem, da lahko bančni sistem do neke mere samostojno določi M3, glede na ponudbo M0 in povpraševanje. Za visoko ceno denarja, torej veliko povpraševanje, se bankam izplača povečati posojila, tako da M3 naraste v primerjavi z M0. Prav tako sliko pa prikazuje grafikon TDLM0 3 (oziroma vsi grafikon _____ 3, ki

³² Ocenjeni standardni odkloni rezidualov enačb so naslednji: DLE 0,00202521; TDLM0 0,00516359; DLM3 0,00152937; DLP 0,00132128; DLW 0,00387606; DLWI 0,00770031; TLY 0,00507575.

³³ Tukaj naj bo "makroekonomska teorija" pač standardna teorija, opisana v učbenikih kot Mankiw (2000), Burda & Wyplosz (1993), Abel & Bernanke (1998) ali za malo bolj poglobljeno analizo Romer (1996).

³⁴ Gali (1992) oceni za ameriško ekonomijo, s SVAR modelom štirih enačb, petletni pozitivni odklon proizvodnje ob monetarnem šoku, z najvišjo točko približno po enem letu. Opaziti pa je, da je tudi rast M1 kar eno leto nad trendno, kar je tudi trikrat več kot v primeru standardnega monetarnega šoka v slovenski ekonomiji.

³⁵ Interpretacija multiplikatorja v tem smislu je avtorjeva. Večinoma se multiplikator v ekonomski literaturi pojavlja (implicitno) kot konstanta, tu pa prikažemo, da ima pomembne informativne lastnosti glede na stanje na denarnem trgu. Seveda, če bi bil multiplikator konstanta, interpretacija ponudbe in povpraševanja na denarnem trgu, kot je zastavljena v tem modelu, ne bi imela smisla.

prikazujejo ti dve spremenljivki!): ko naraste M_0 , pade cena denarja na denarnem trgu, hkrati pa tudi multiplikator. Nato zaradi inflacije ter restriktivne denarne politike obe spremenljivki narasteta, dolgoročno pa se, v tem primeru, ustalita približno v prvotnem ravnotežju. Dolgoročno ravnotežje na denarnem trgu izgleda neodvisno od kratkoročne denarne ponudbe.

Pri gibanju tečaja LE je opaziti nominalno apreciacijo v prvih nekaj mesecih, potem pa se trend obrne in vrednost tolarja začne padati hkrati z naraščanjem inflacije. Opazno je skoraj popolnoma vzporedno gibanje logaritmov tečaja in cen, vse od prvih treh mesecev naprej. To pomeni, da je rast obeh spremenljivk popolnoma enaka, tako da realna apreciacija, ki se zgodi kratkoročno, ostane tudi dolgoročno! Izvozna bilanca malo zaniha, potem pa globoko pade. Šele dolga realna deprecijacija (od meseca 6 pa do meseca 42 je trend realnega tečaja pozitiven, to pa pomeni realno deprecijacijo) prinese pozitivno menjavo s tujino, dolgoročno pa, dolgoročni realni apreciaciji navkljub, slednja doseže ravnotežje.

Devizni trg: DLE

Povišanje nominalnega tečaja tolarja, oziroma padec njegove vrednosti, povzroči takojšnjo in veliko izboljšavo trgovinske bilance. Četudi pa je menjava pozitivna, se domača proizvodnja v prvih mesecih zniža in tudi kasneje ne naraste veliko čez svojo trendno vrednost. Na prvi pogled se zdi, da pride do takšnega razpleta zaradi restriktivne denarne politike, izrazitega padca M_0 , ki bi lahko imela kot predpostavljeni cilj stabilizacijo tečaja ali/in preprečevanje rasti inflacije. Bolj verjetna se zdi druga interpretacija. Porast nominalnega tečaja podraži tuje izdelke v domači valuti in tako prizadene dele proizvodnje, ki so vezani na uvoz iz tujine. To povzroči tudi tako imenovano uvoženo inflacijo. Odprto in s tujino povezano gospodarstvo lahko utрпи kar hude težave, preden notranja in zunanja konkurenčnost domačih proizvodov pripelje do povečanja domačega produkta.

Ta razlaga postane še bolj verodostojna, ko poskusimo prikazati odziv ekonomije na sterilizirano intervencijo centralne banke na deviznem trgu.³⁶ Izkazalo se je, da so vsi rezultati ne samo kvalitativno, temveč kvantitativno popolnoma enaki. Razlika je le v stabilnosti inflacije, kot to prikazuje grafikon "DLP z in brez sterilizacije". Ta rezultat navaja k velikim previdnostim v primeru, ko bi s podobnimi intervencijami želeli izboljšati zunanjetrgovinsko pozicijo. Čeprav se menjava kratkoročno popravi, je treba računati z nevarnostjo inflacije ter z možnostjo negativnih posledic pri domači proizvodnji, ki jih poznejše izboljšanje lahko tudi ne odtehta. Ne glede na to, da realna deprecijacija ostane tudi dolgoročno, pa se bilanca trgovinske menjave dolgoročno povrne v svoj prvotni položaj, tako kot TLY.

Povpraševanje po denarju: M3

Ob večjem povpraševanju po denarju centralna banka delno poveča ponudbo, nato pa postane denarna politika restriktivna, verjetno zaradi naraščajoče inflacije. Povečanje povpraševanja po denarju poveča tudi obrestne mere in prav tako tudi denarni multiplikator. Dolgoročno se obrestne mere spustijo na prvotno ravnotežje, multiplikator pa ostane na višji ravni. Sprva se domači proizvod rahlo dvigne, podobno kot realne plače, nato pa za nekaj časa upade pod svojo trendno vrednost, ko postane denarna politika restriktivna. V prvih mesecih vrednost tolarja v primerjavi z tujimi valutami rahlo naraste, zlasti realno zaradi povečanja domačih cen. Nato pa pride do realne deprecijacije, ki traja dokler se tržna bilanca

³⁶ Centralna banka dviguje (znižuje) tečaj, oziroma deprecira (aprecira) tolar s prodajanjem (kupovanjem) tolarških vrednosti na deviznem trgu, istočasno pa kupuje (prodaja) tolarške vrednosti na notranjem trgu v prizadevanju, da ostane ponudba denarja nespremenjena. To tukaj ponazorimo tako, da se spremenljivka T_{DLM0} ne odziva na dinamiko ekonomskih agregatov, povzročeno s šokom DLE, oziroma da to spremenljivko obravnavamo kot eksogeno.

ne povrne v ravnotežje; začetna apreciacija tolarja na deviznih trgih, ki je pričakovana ob večjem povpraševanju po domači likvidnosti, namreč sunkovito poslabša tržno bilanco.

Domače povpraševanje: Y

Pozitivni šok na domače povpraševanje za kratek čas povzroči občutno povečanje bruto domačega proizvoda, povpraševanje po denarju naraste, prav tako pa tudi ponudba denarja in cene. Tudi tu narasla inflacija kmalu sproži rahlo restriktivno denarno politiko, kar se negativno odrazi tudi na proizvodnji. Ko preide denarna politika v restriktivno, obrestne mere poskočijo, tako kot multiplikator. Spet je multiplikator tudi dolgoročno spremenjen, medtem ko se obrestne mere, kot vedno, povrnejo na svojo začetno vrednost. Pri mednarodni menjavi povzroči povečanje domačega povpraševanja pričakovano poslabšanje, nato pa se slika popravi ob dolgotrajni nominalni in realni deprecijaciji tolarja. Zelo verjetno se na poslabšanje pri trgovinski bilanci odzove tudi sama centralna banka, s tem da dvigne tečaj tolarja, oziroma z zmanjševanjem njegove nominalne tržne vrednosti.

Šok na ponudbeni, proizvodni strani ekonomije: P

Pri šoku na ponudbo pričakujemo, da se cene in proizvodnja gibljejo v isti smeri, *ceteris paribus*. Poskok cen je opazen, in tudi proizvodnja upade, čeprav se v prvih mesecih malo poveča. Poveča se nominalno povpraševanje po denarju (realno povpraševanje pade), letemu pa je delno zadoščeno tudi s ponudbene strani. To pomeni istočasno tudi manjše olajšanje proizvodnji, kar opazimo tudi če določimo spremenljivko TDLM0 kot eksogeno (in enačbe, ki jo opisuje ne upoštevamo), oziroma ne dovolimo nikakršnega posega s strani denarne politike. Takrat je negativni vpliv na TLY še večji, kot je razvidno v grafikonu "TLY z endogeno/eksogeno TDLM0". Porasle obrestne mere ter nominalna apreciacija tolarja v prvih mesecih pa kažejo, da je povpraševanje po nominalni likvidnosti še vedno veliko, čeprav vsebujejo nominalne obrestne mere tudi komponento pričakovane inflacije. Prvotna realna apreciacija povzroči kratek, a globok padec v blagovni menjavi s tujino.

Vpliv tujih trgov: TLWI

Grafikon "IRF TLWI in TLY" prikazuje vpliv pozitivnega šoka na tujih trgih na proizvodnjo v Sloveniji. V prvih nekaj mesecih se proizvodnja poveča in trgovinska bilanca postane krepko presežna. Nominalni tečaj močno pade, z njim pa tudi realni, povečana vrednost domače valute pa se kmalu odrazi tudi v negativnih številkah mednarodne menjave. Trgovinska bilanca se nato giblje vzporedno z realnim tečajem. Presenetljivo se zdi, da inflacija upade, čeprav je slednje skladno z veliko apreciacijo tolarja. Iz teh rezultatov bi lahko sklepali, da je vpliv tuje konjunktore na domače gibanje proizvodnje relativno majhen, čeprav pozitiven, za trgovinsko bilanco pa je mnogo bolj pomemben realni tečaj tolarja.

Plače: W

Avtonomen porast nominalnih plač za kratek čas poveča inflacijo, proizvodnja pa rahlo upeša za približno leto in pol, kar pričakujemo zaradi večjih stroškov proizvodnje. Na splošno kaže, da se dinamika ekonomije v tem primeru lahko primerja z učinkom šoka na proizvodnjo, kot je v skladu z makroekonomsko teorijo. Samo v prvih mesecih beležimo kratek poskok spremenljivke TLY, verjetno zaradi povečanega povpraševanja, saj je kratkoročno narasla kupna moč prebivalstva. Nominalni in realni padec vrednosti tolarja prepreči večje poslabšanje trgovinske bilance, kar bi morda pričakovali zaradi povečanih stroškov proizvodnje, sprva pa celo omogoči močno pozitivno poslovanje s tujino.

3.2. Razčlenitev varianc (variance decomposition) opisanih spremenljivk³⁷

Z razčlenitvijo variance v modelu prisotnih spremenljivk skušamo ugotoviti, kateri makroekonomski dejavniki so najvplivnejši pri povzročanju gibanja teh spremenljivk. Varianco spremenljivke razčlenimo tako, da izračunamo delež celotne variance napake pri napovedi gibanja spremenljivke, za katerega so odgovorne posamezne spremenljivke. To vrednost lahko izrazimo v odstotkih celotne variance spremenljivke, oziroma napake pri napovedi, za vsako projekcijo k časovnih intervalov vnaprej. Če vzamemo spremenljivko i , zapišemo njen odmik od napovedane vrednosti za k časovnih intervalov vnaprej kot:

$$y_{i,t+k} - E_t y_{i,t+k} = \sum_{j=1}^{j=n} \sum_{s=0}^{s=k-1} \phi_{ij}(s) \varepsilon_{j,s}$$

j je številka spremenljivke v sistemu n -tih spremenljivk. Če se spomnimo predpostavke, da je kovarianca med različnimi strukturnimi šoki $\varepsilon_{i,t}$ ter $\varepsilon_{j,t}$, oziroma σ_{ij} nična, lahko varianco te napake zapišemo na sledeč način:

$$\sigma_i(k)^2 = \sum_{j=1}^{j=n} \sum_{s=0}^{s=k-1} \phi_{ij}(s)^2 \sigma_{jj} = \sum_{j=1}^{j=n} \sigma_{jj} \sum_{s=0}^{s=k-1} \phi_{ij}(s)^2, \quad 38$$

kjer je $\phi_{ij}(k)$, kot poprej, odzivna funkcija spremenljivke i na inovacijo oziroma strukturni šok v spremenljivki j . Ker smo numerične vrednosti za te IRF že izračunali v prejšnjih poglavjih, varianca strukturnih šokov pa izvira iz same ekonometrične ocene parametrov modela, imamo na razpolago vse potrebne sestavne dele za izračun vzročnih deležev različnih dejavnikov j pri varianci spremenljivke i :

$$\text{Var.Dec}_{\cdot ij}(k) = \frac{\sigma_{ij}^2 \sum_{s=0}^{s=k-1} \phi_{ij}(s)^2}{\sigma_i(s)^2}$$

Le-ti so tudi funkcije k , torej časovne oddaljenosti napovedi ter imajo, po definiciji, vsoto 1 za vsak k .³⁹

Tu velja še spomniti, da če nobena druga spremenljivka v modelu ne vpliva na varianco neke spremenljivke, in to za nobeno časovno oddaljenost, potem je ta spremenljivka eksogena. Preden pregledamo izračunane rezultate v našem primeru, dodajmo še, da deleži razčlenitve variance, ki pripadajo različnim dejavnikom dolgoročno, se pravi za velika števila k , konvergirajo proti določenim fiksnim vrednostim, kot to velja tudi za odzivne funkcije stacionarnih časovnih vrst.

V grafikonih *Priloge 4* so prikazani rezultati razčlenitve varianc do odmika petih let za deset izbranih spremenljivk. Povzemimo nekatere najopaznejše ugotovitve. Kratkoročno je gibanje

³⁷ Različne strukture modela, na primer Woldovo vzročno zaporedje, pripeljejo do drugačnih IRF in VarDec. Predvsem ko gre za nestrukturne modele, avtorji pogosto primerjajo rezultate pridobljene z alternativnimi vzročnimi zaporedji.

³⁸ $\sigma_i(s)$ ne smemo zamenjati z σ_{ij} ali σ_{jj} , ki so elementi matrike kovarianc Σ_ε , ki opisuje stohastični proces vektorja strukturnih šokov!

³⁹ $\sum_{j=1}^{j=n} \text{Var.Dec}_{\cdot ij}(k) = 1 \quad \forall k$

produkcije povsem odvisno od povpraševanja po domačih proizvodih, dolgoročno pa je največji delež variance, okoli štirideset odstotkov, pripisati gibanju povpraševanja po denarju. Ostale pomembne spremenljivke pri opisu dolgoročne variance so še nominalni tečaj, agregatno povpraševanje ter plače. Kratkoročno je varianca spremenljivke TDLM0 odvisna predvsem od vztrajnosti lastnega gibanja ter približno tretjino od povpraševanja po denarju, na daljši rok pa je treba upoštevati še gibanje tečaja in inflacije. Zelo zanimiva je razčlenitev variance inflacije, kjer predstavlja kratkoročni delež lastne inercije več kot šestdeset odstotkov, skoraj ves preostali del pa pripada nominalnim plačam. Že po odmiku enega leta pa se slika obrne in so več kot tri četrtine variance odvisne od dinamike denarnega agregata M3, vsi ostali dejavniki pa imajo manj kot desetodstotni pojasnjevalni delež. Tudi tu je očitna skladnost z ekonomsko teorijo, in pomemben nauk predvsem za denarno politiko. Vpliv lastnega gibanja pri opisu variance tečaja se zmanjša z začetnih približno osemdesetih odstotkov na okoli dvajset, kjer se tudi ustali po štirih do petih letih. Po malo manj kot dveh letih odmika postane najpomembnejša pojasnjevalna spremenljivka spet rast M3.

Nominalno povpraševanje po denarju LM3 izgleda kratkoročno skoraj stodontno odvisno od lastne inercije, dolgoročno pa slednja šteje za približno tričetrtinski delež. Približno enaka slika se pokaže pri razčlenitvi variance RLM3, realnega povpraševanja po denarju (grafikon ni prikazan). Dolgoročno sta z malo več kot desetodstotnim deležem pomembni pojasnjevalni spremenljivki denarna ponudba in realni tečaj, sam M3 pa šteje za približno polovico dolgoročne variance. Seveda je pri analizi transmisijskega mehanizma denarne politike mnogo bolj zanimiva spremenljivka rasti M3, DLM3, kot pa nivo LM3. Tu postane očitno, da je rast nominalnega agregata M3, ki, kot prikazujemo, dolgoročno tudi najbolj vpliva na vse nominalne spremenljivke, odvisna predvsem od nominalne denarne ponudbe. Vpliv gibanja M0 pojasni kratkoročno devetdeset odstotkov variance DLM3, dolgoročno pa okoli štirideset odstotkov. Po odmiku nekaj mesecev se, z okoli dvajset odstotnim deležem vsaka, uveljavita tudi spremenljivki nominalni tečaj in inflacija. Tudi nominalna povprečna plača je dolgoročno najbolj odvisna od gibanja M3. Pričakovali pa smo tudi, da na kratek rok najbolj šteje lastna vztrajnost, pomembna pa je tudi inflacija. Zanimivo je opaziti veliko razliko pri razčlenitvi variance multiplikatorja MULT in nominalnih obrestnih mer NI. Pri varianci spremenljivke MULT je na kratek rok daleč najbolj pomembno gibanje denarne ponudbe M0. Po polletnem odmiku pa že prevzame največji pojasnjevalni delež spremenljivka M3, ki dolgoročno šteje za približno osemdeset odstotkov. Razen gibanja tečaja v nekajmesečnem odmiku, nima noben drug dejavnik pomembne pojasnjevalne moči. Drugače je pri varianci nominalne obrestne mere NI. Kratkoročno se kot pomembne izkažejo nominalne plače (!) ter inflacija, dolgoročno pa ne izstopa noben od prisotnih makroekonomskih dejavnikov.

Do odmika nekaj mesecev na varianco trgovinske bilance daleč najbolj vpliva, z več kot osemdesetodstotnim deležem, nominalni tečaj dolarja. Pomembno vlogo igrata tudi spremenljivki M3 in inflacija, dolgoročno pa se z okoli petinskim deležem kot pomemben dejavnik uveljavi tudi tuja konjunktura. Vseeno pa prispeva gibanje nominalnega tečaja tudi dolgoročno več kot štirideset odstotkov razčlenitve variance XM.

3.3. Statična in dinamična simulacija modela

Statična simulacija prikazuje zmožnost napovedovanja danega dinamičnega modela za en časovni odmik v prihodnost. Bolj konkretno je statična simulacija izračun vrednosti endogenih spremenljivk, ki jih opisuje model, v času $t+1$, ko so na razpolago vse koristne informacije o dani ekonomiji do in vključno s časom t . Simulirane vrednosti, ki jih pridobimo z ocenjenim modelom, so prikazane v *Prilogi 2* skupaj z dejanskimi vrednostmi, ki jih je

zabeležilo slovensko gospodarstvo. Na grafikonih, ki kažejo statične simulacije smo dodali imenu časovne vrste pripono *_ss*, kadar gre za simulirane vrednosti. Spremenljivke, katerih simuliranih vrednosti tukaj ne navajamo, pridobimo z enačbami drugega bloka modela, ki jih definirajo.

Dinamična simulacija, podobno kot odzivne funkcije, omogoča izračun napovedanih vrednosti za večje časovne odmike. Opravljenih je bilo več tovrstnih simulacij in nekatere smo navedli, kot primer, v skupini grafikonov *Priloge 3*. Ti grafikoni prikazujejo napovedi, dodali smo jim pripono *_ds*, in dejanske vrednosti spremenljivk, začetni datum simulacije pa je januar 1993. Opaziti je, da simulirane vrednosti dosežejo svoje ravnotežne vrednosti nekaj časa po šoku, oziroma ko se poležejo vplivi poznanih šokov. S tem je bilo seveda treba računati, saj dinamična simulacija predvideva, da sistem ne upošteva nobene dodatne informacije o gibanju makroekonomskih dejavnikov v časovnem obdobju, ki ga pokriva simulacija. Nekatere komponente njihove dejanske vrednosti v tem obdobju niso predvidljive, saj je pričakovana vrednost šokov (tukaj) nična. Morda pa je treba še posvariti, da se mora dejanska napovedovalna zmogljivost modela oceniti zunaj vzorca, v katerem je bil ocenjen.

3.4. Možnost uporabe modela pri analizi različnih makroekonomskih scenarijev

Strukturna zasnova modela nudi tudi možnost kvalitativnega razlaganja enačb ter stohastičnih šokov, ki vplivajo na dinamiko spremenljivk, oziroma makroekonomskih dejavnikov, ki jih predstavljajo. Ta lastnost ga uvršča med modele, primerne za napovedovanje gibanj opisanih ekonomskih subjektov, za analizo in simulacije raznovrstnih makroekonomskih scenarijev ali celo za ocenjevanje alternativnih intervencij makroekonomske politike, ki jih lahko uprizori takšna struktura modela.

Pri uporabi ekonometričnih modelov pa se moramo zavedati tudi problemov, ki lahko v nekaterih primerih resno omejijo njihovo zanesljivost. Lucas (1976) opozarja na nestabilnost ocene parametrov v sistemu v primeru sprememb (na primer) v ekonomski politiki, kar formalno pomeni sprememba ciljne funkcije (*policy rule*). Če struktura ekonometričnega modela ponazarja (optimalno) obnašanje ekonomskih subjektov, slednje pa je seveda odvisno od strategije vodenja ekonomske politike, ne moremo pričakovati, da ostane ekonometrična struktura modela nespremenjena ob spremembi ciljne funkcije ekonomske politike. Simulacije takih modelov naj torej ne bi bile smotrne, v principu, za ocenjevanje alternativnih ekonomskih politik, pa naj bodo ti modeli še tako učinkoviti znotraj vzorca, v katerem so bili ocenjeni.⁴⁰ Temu navkljub Lucas sam priznava, da se za kratkoročno napovedovanje tovrstni modeli pogosto izkažejo kot zelo primerni, in njihova uporaba ne povzroča teoretičnih pomislekov. Sims (1980) na takoimenovano "Lucasovo kritiko" odgovarja, da lahko največkrat dojamemo alternativne scenarije možnih ekonomskih politik kot isto dolgoročno strategijo ekonomske politike, se pravi isto ciljno funkcijo⁴¹. Torej, če smo pri uporabi previdni na stabilnost strukture sistema, se lahko ekonometrični modeli izkažejo kot pomemben in uporaben informativni pripomoček pri izvajanju ekonomske politike.

⁴⁰ Kot primer lahko izpostavimo pogosto, in pogosto pomembno, popraviljanje in ponovno ocenjevanje ekonometričnih modelov v uporabi. Nenehnega izboljšavanja natančnosti ekonometričnih ocen ekonomskih struktur, ki ga prevede ekonometrična teorija, ni opaziti!

⁴¹ Seveda ne moremo dojemati ciljne funkcije kot neke popolnoma deterministične relacije! Formalno gledano, naključna odstopanja od ciljne funkcije ne pomenijo tudi spreminjanja same ciljne funkcije ekonomske politike.

4. SKLEP

Z dinamičnim ekonometričnim modelom vrste SVAR smo poskusili opisati gibanje nekaterih najpomembnejših makroekonomskih dejavnikov slovenskega gospodarstva. Rezultati so pokazali veliko stabilnost rasti domačega produkta in veliko skladnost obnašanja slovenske ekonomije s standardno makroekonomsko teorijo. Močno je prišel do izraza transmisijski mehanizem denarne politike, ki skozi vpliv na denarni agregat M3 na srednji in dolgi rok skorajda popolnoma determinira vse nominalne vrednosti spremenljivk, tudi inflacijo. Kratkoročno pa je očitno tudi vpliv na realne vrednosti ekonomskih dejavnikov. Trgovinska bilanca se je že na zelo kratki rok izkazala kot izredno odvisna od gibanja realnega tečaja, bolj kot od same ravni realnega tečaja. Kljub temu pa se zdi iz pridobljenih rezultatov razvidno, da utegne avtonomna deprecijacija tolarja na domačo proizvodnjo kratkoročno slabo vplivati, prav tako pa lahko pride tudi do povečanja inflacije. Prikazali smo še pomembno informativno vlogo multiplikatorja v analizi denarnega trga.

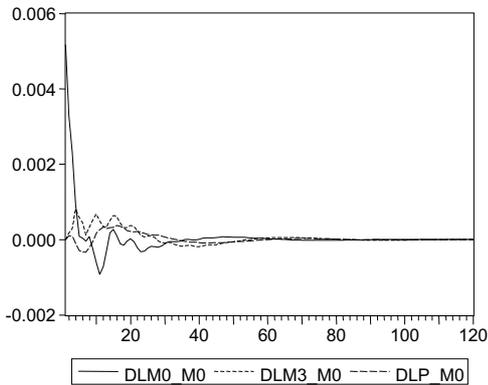
V prihodnje nam preostane, da model preizkusimo tudi v napovedovanju izven vzorca, uporabljenega pri oceni parametrov, in dodgradimo še z nekaterimi dodatnimi spremenljivkami, ki bi jih radi upoštevali pri analizi makroekonomskih gibanj v Sloveniji. Privlačno pa se zdi tudi razmisliti o uporabi preizkušene verzije tega modela, skupaj z drugimi instrumenti makroekonomske analize, za napovedovanje ekonomskih gibanj in za ocenjevanje kratkoročnih scenarijev makroekonomske politike. Spodbudni rezultati simulacij prepričljivo govorijo o njegovi sposobnosti, da pripomore pri takih nalogah.

VIRI IN REFERENCE:

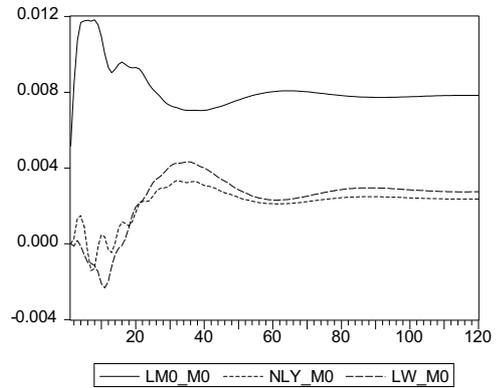
- Abel A., Bernanke B. & McNabb R. (1998), "*Macroeconomics*", Addison - Wesley
- Burda M. & Wyplosz Ch. (1993), "*Macroeconomics, A European Text*", Oxford University Press
- Enders, Walter (1995) "*Applied Econometric Time Series*", John Wiley & Sons
- Gali, Jordi (1992) "*How Well does the IS-LM Model fit Postwar U.S. Data*", The Quarterly Journal of Economics, May 1992, 709-738
- Greene, William H. (1997) "*Econometric Analysis*", third edition, Prentice Hall
- Hamilton, James D. (1994) "*Time Series Analysis*", Princeton University Press
- Hansen, Lars Peter (1982) "*Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators*", *Econometrica*, Vol. 50, No. 4
- Lucas, Robert E., Jr. (1976) "*Econometric Policy Evaluation: a Critique*", v *The Phillips Curve and Labor Markets* (K. Brunner & A. H. Metzler), Carnegie – Rochester Conference Series on Public Policy 1, Amsterdam: North Holland, 19-46
- Mankiw, Gregory N. (2000) "*Macroeconomics*", fourth edition, Worth Publishers
- Romer, David (1996) "*Advanced Macroeconomics*", McGraw-Hill
- Sims, Christopher A. (1980) "*Macroeconomics and Reality*", *Econometrica*, Vol. 48, No 1
- Urad RS za makroekonomske analize in razvoj (1996) "*Kvartalni ekonometrični model slovenskega gospodarstva*"

Priloga 1:

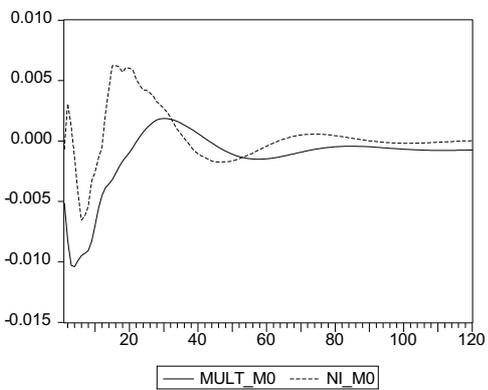
TDLM0 1



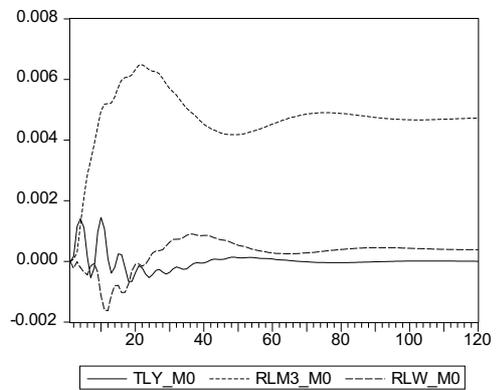
TDLM0 2



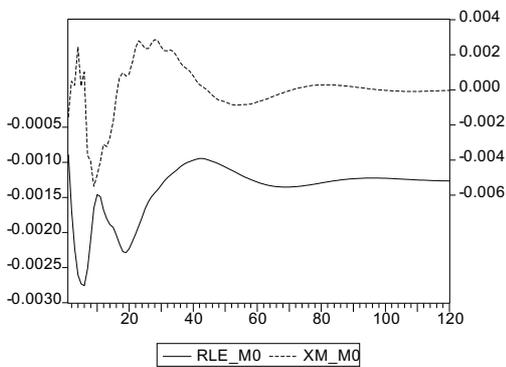
TDLM0 3



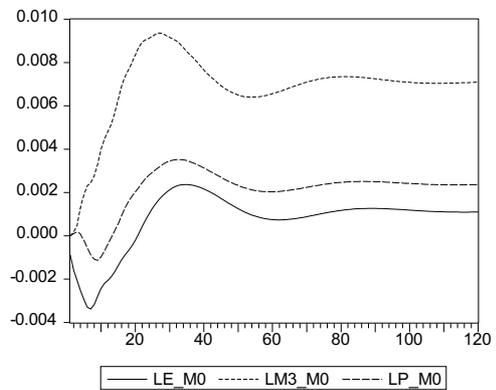
TDLM0 4



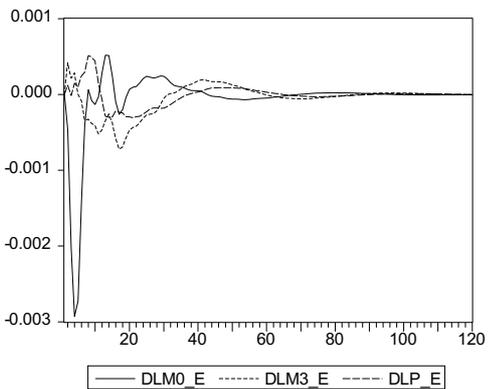
TDLM0 5



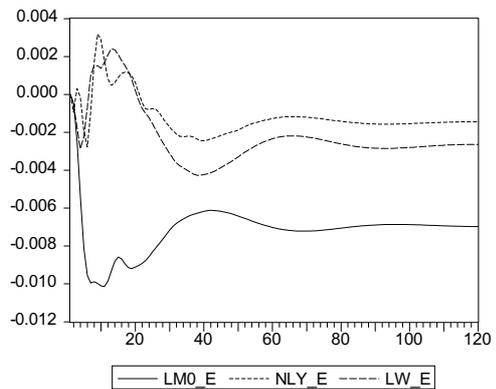
TDLM0 6

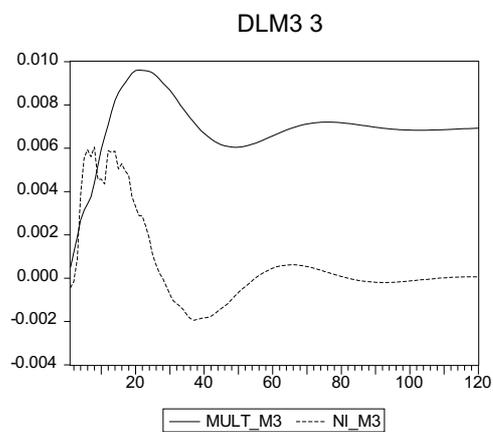
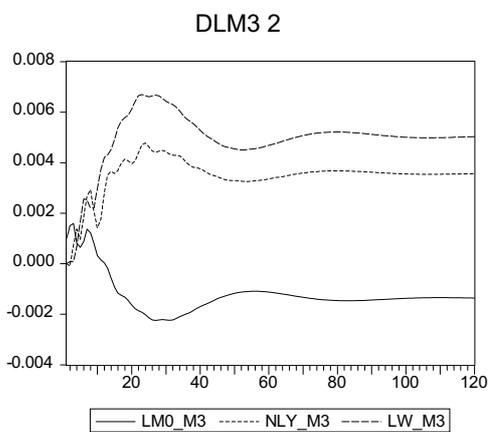
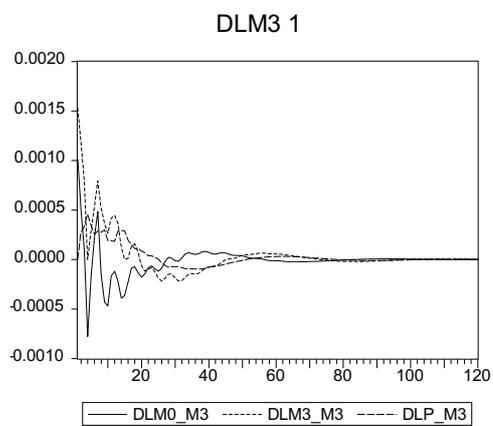
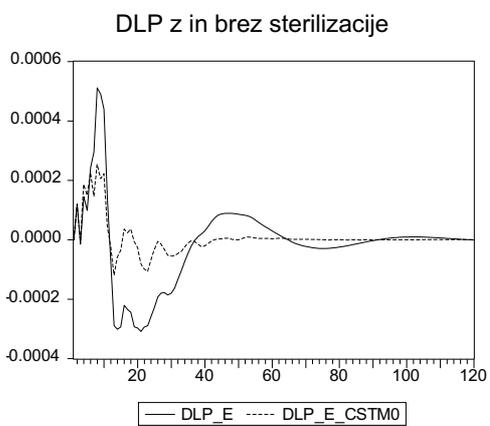
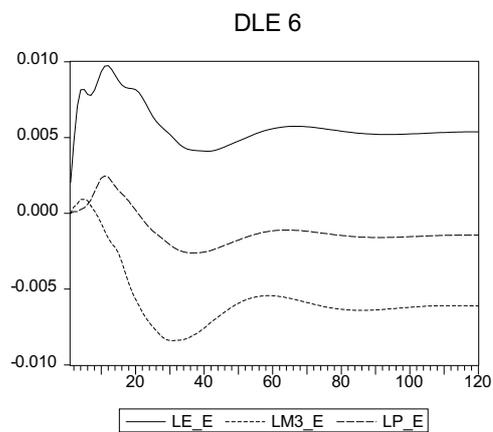
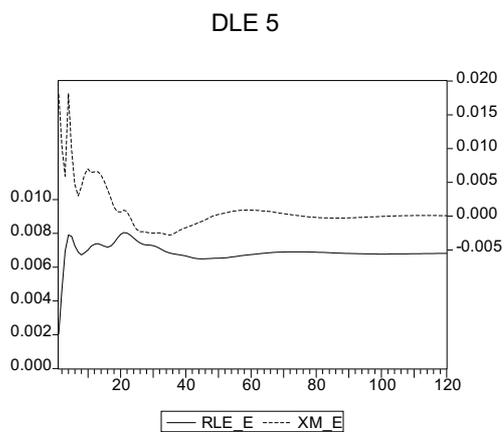
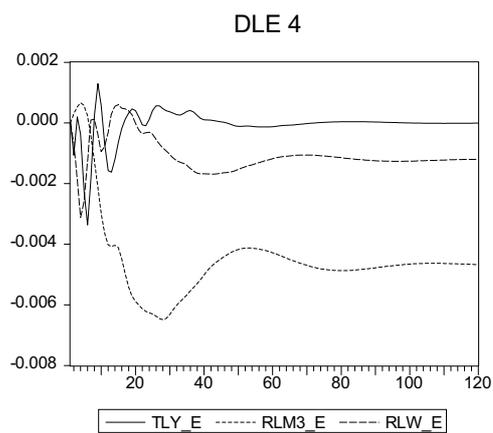
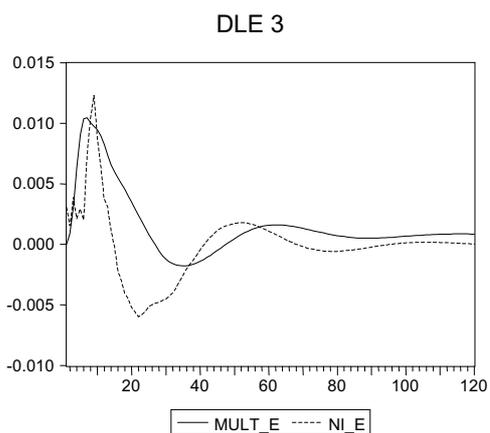


DLE 1

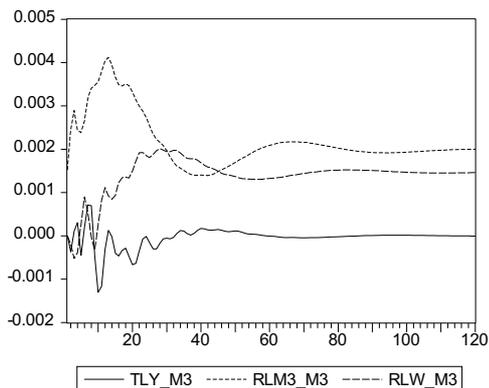


DLE 2

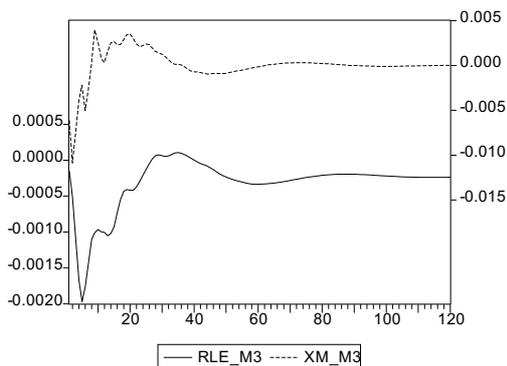




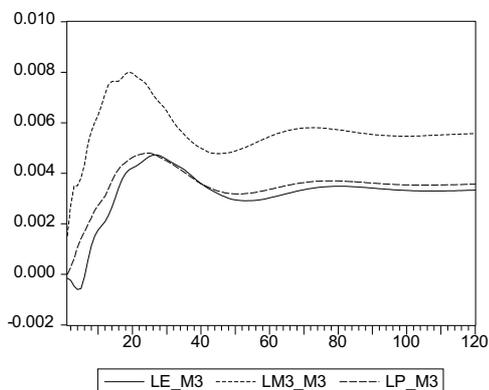
DLM3 4



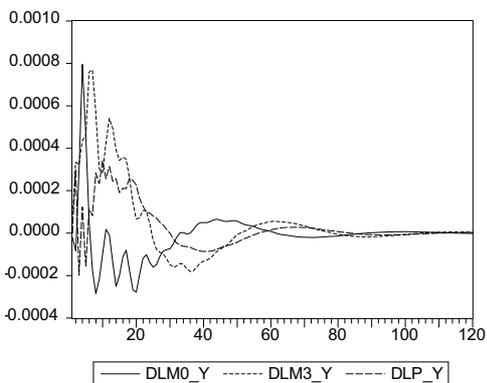
DLM3 5



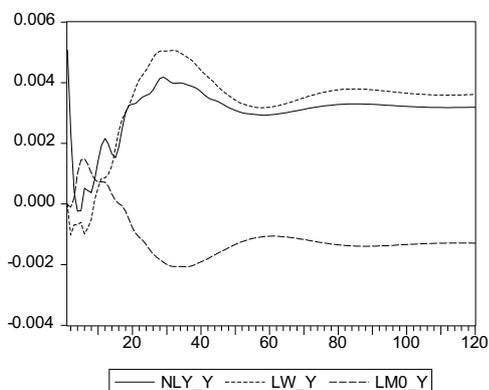
DLM3 6



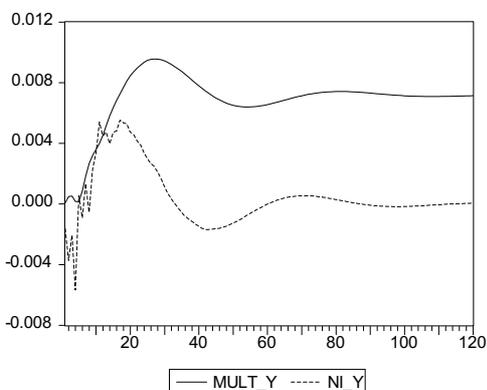
TLY 1



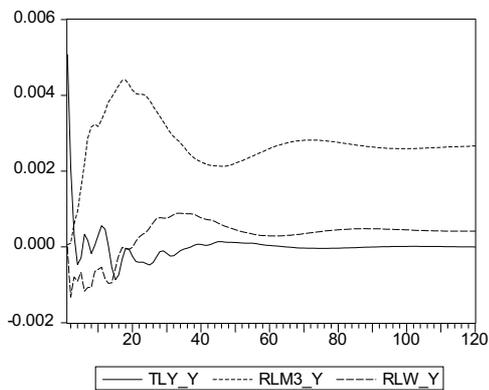
TLY 2



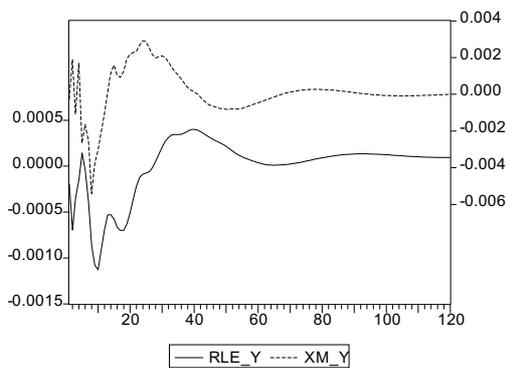
TLY 3

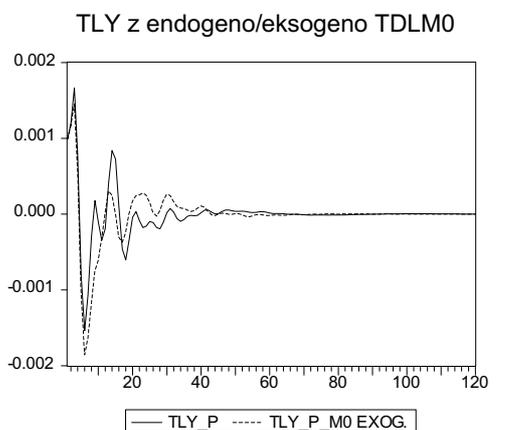
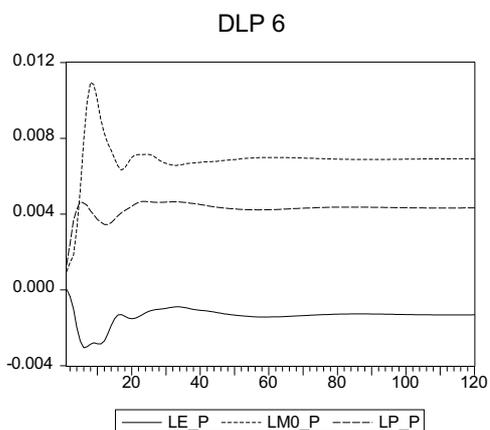
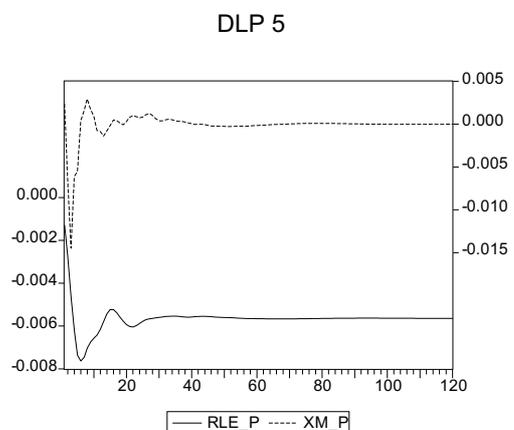
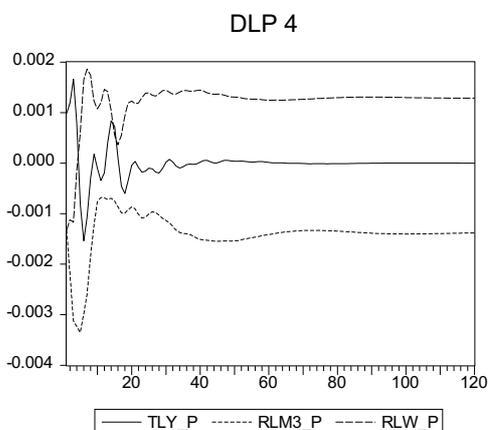
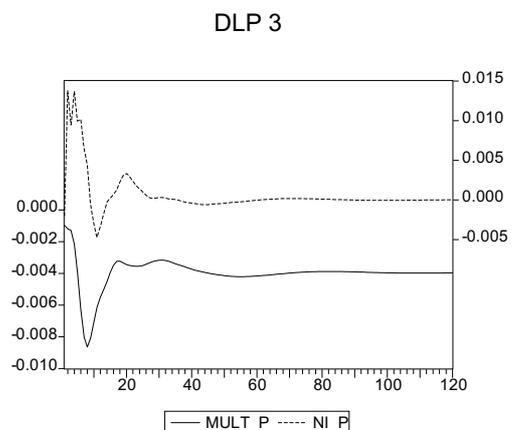
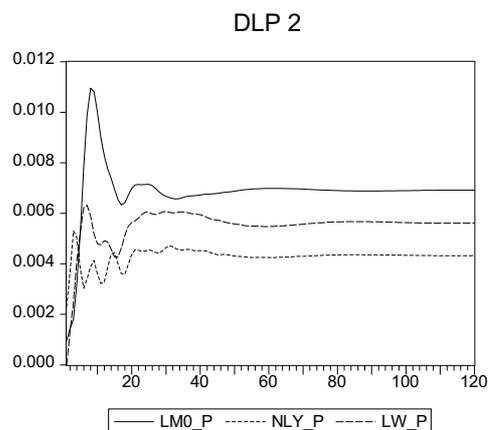
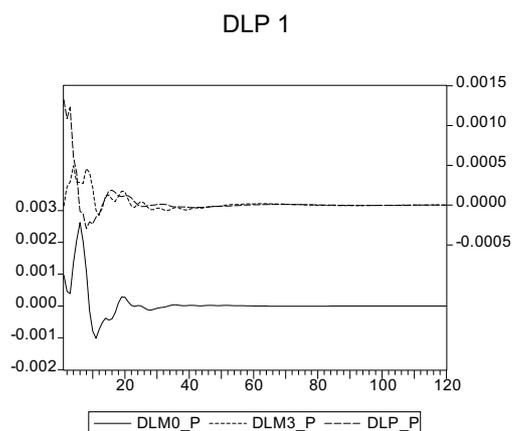
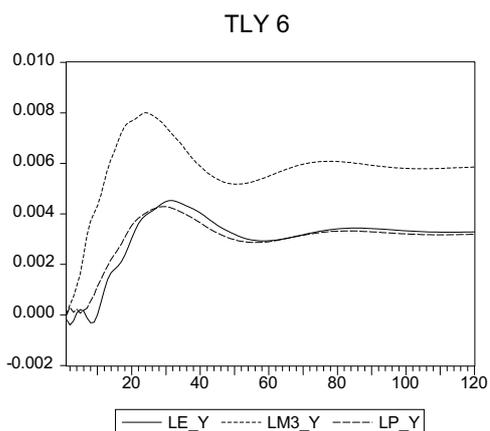


TLY 4

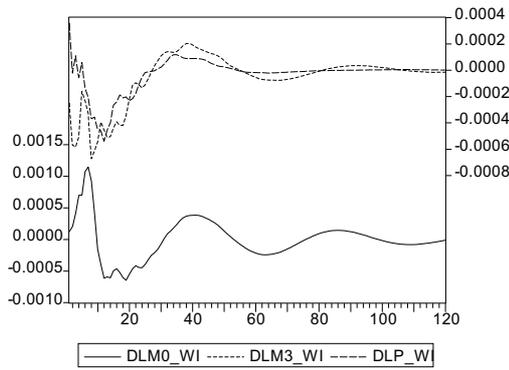


TLY 5

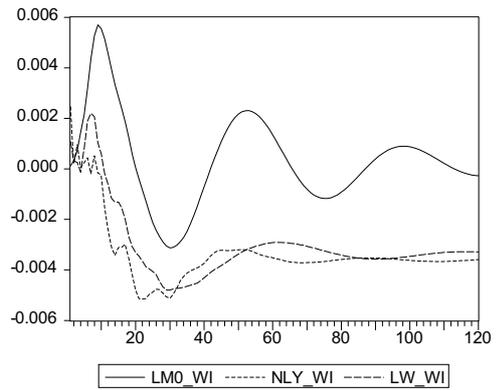




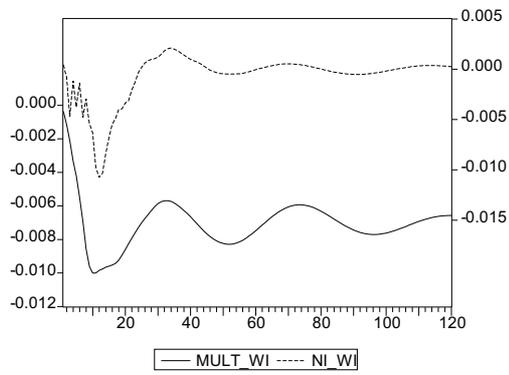
TLWI 1



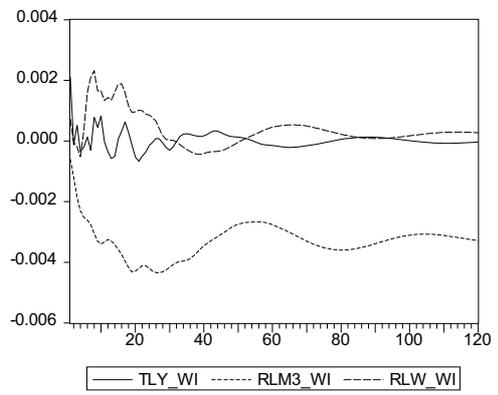
TLWI 2



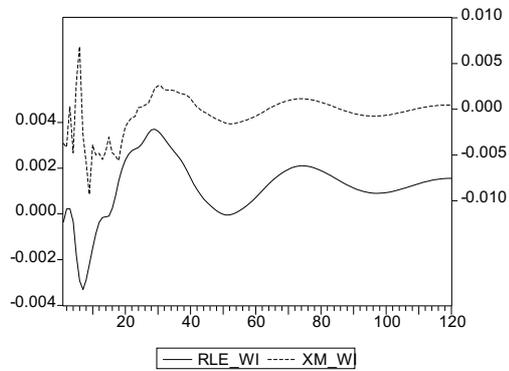
TLWI 3



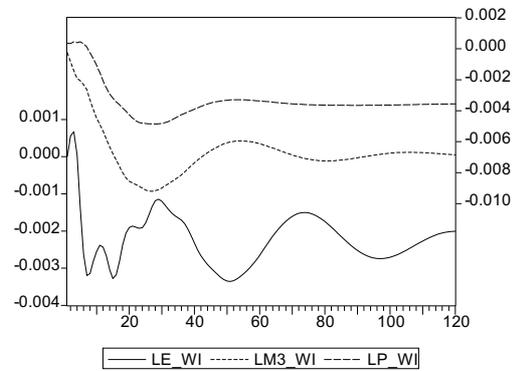
TLWI 4



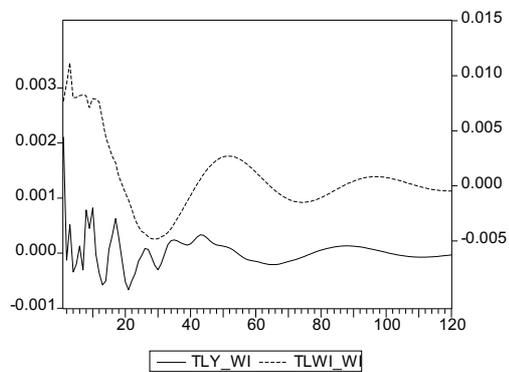
TLWI 5



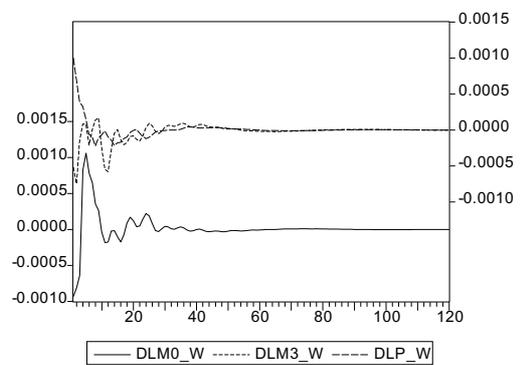
TLWI 6

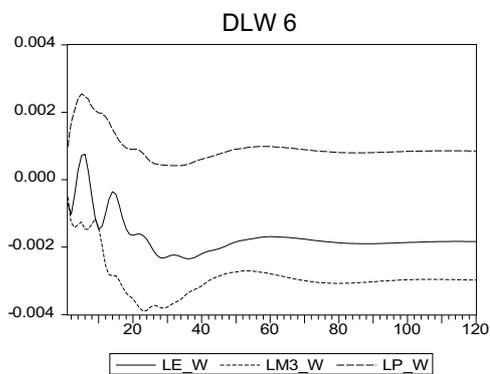
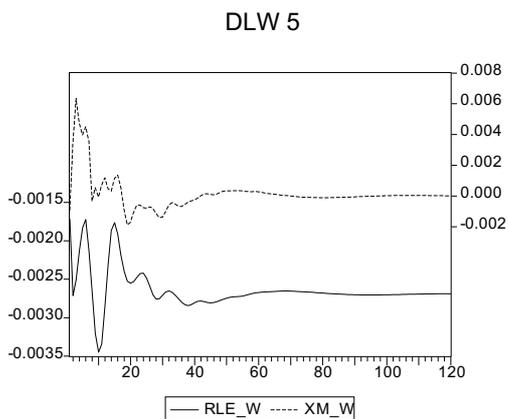
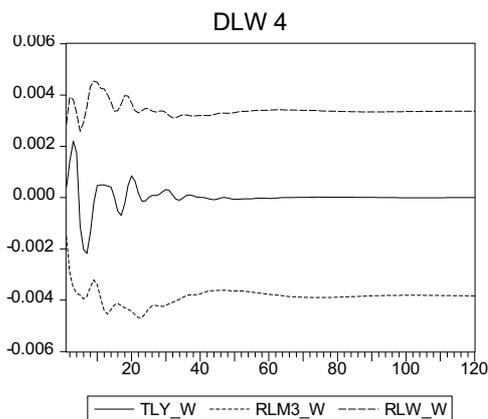
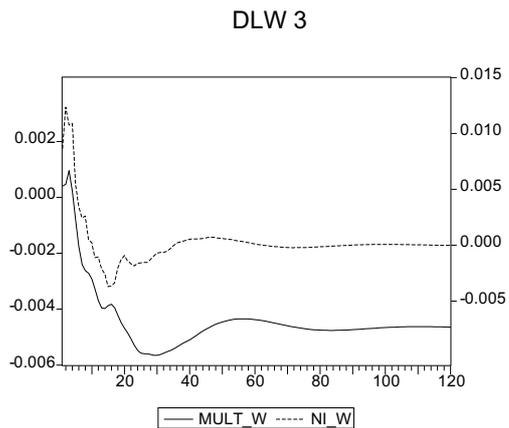
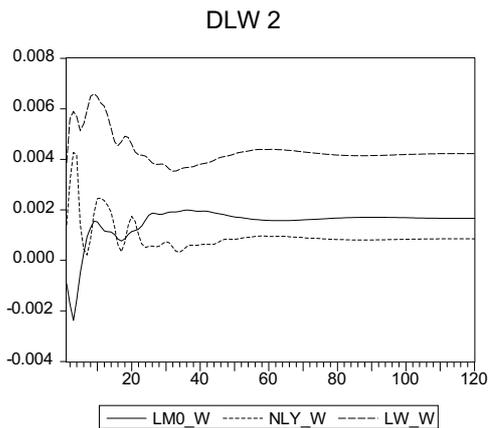


IRF TLWI in TLY



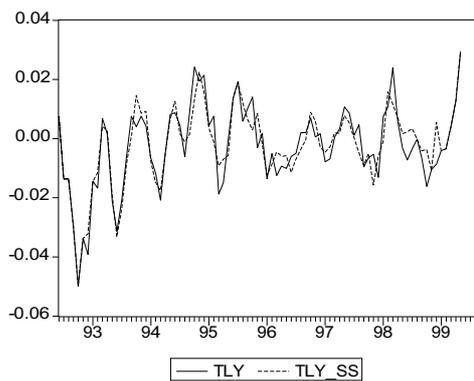
DLW 1



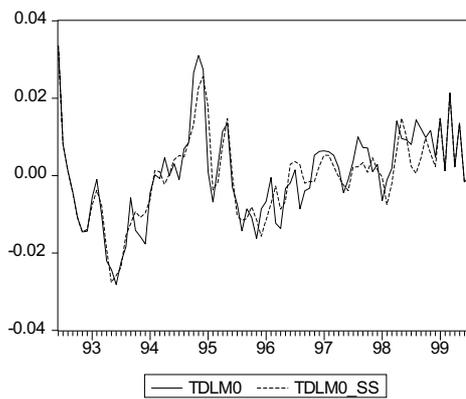


Priloga 2:

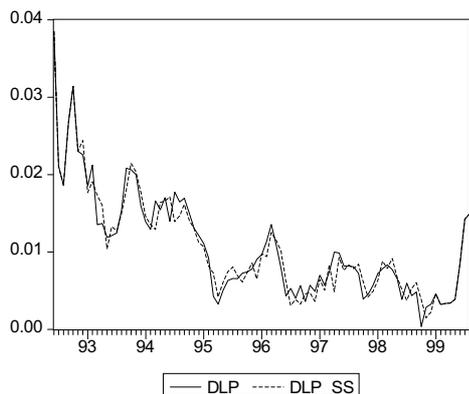
Statična Simulacija TLY



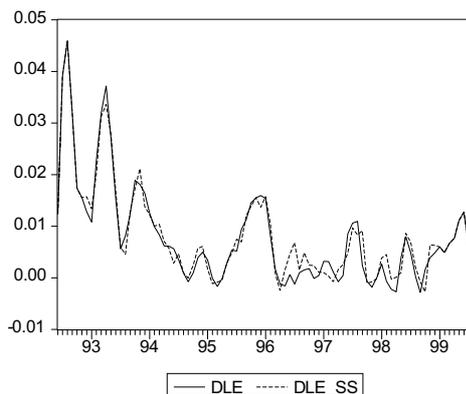
Statična Simulacija TDLM0



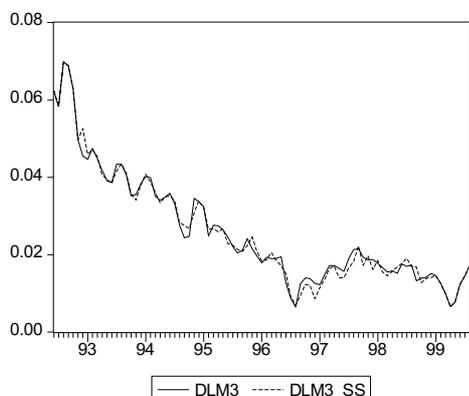
Statična Simulacija DLP



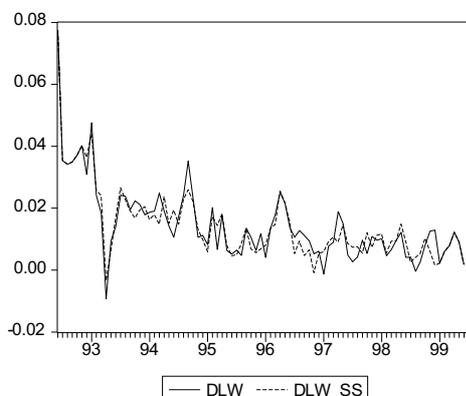
Statična Simulacija DLE



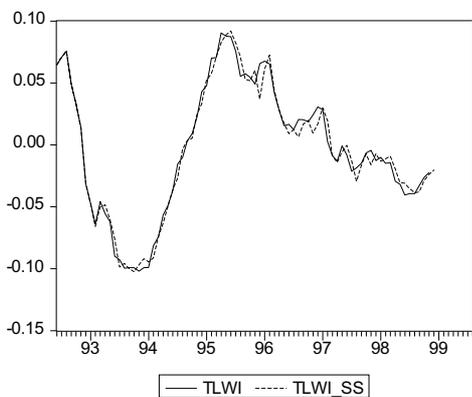
Statična Simulacija DLM3



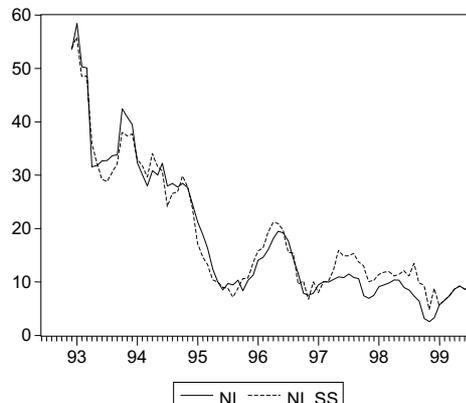
Statična Simulacija DLW



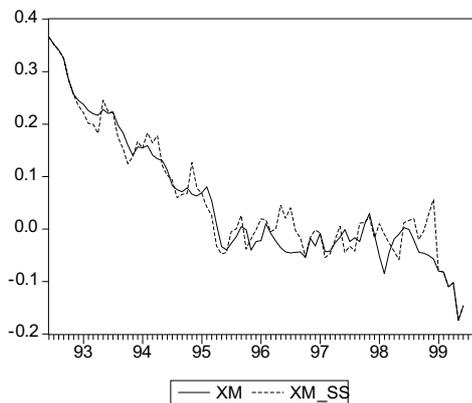
Statična Simulacija TLWI



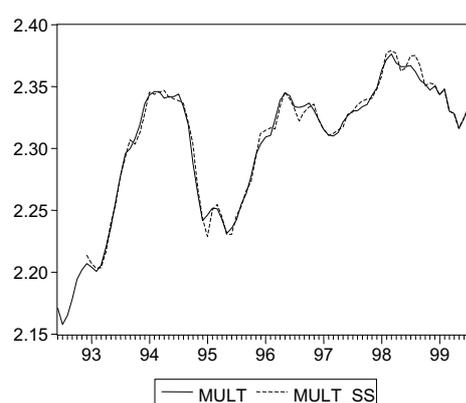
Statična Simulacija NI



Statična Simulacija XM

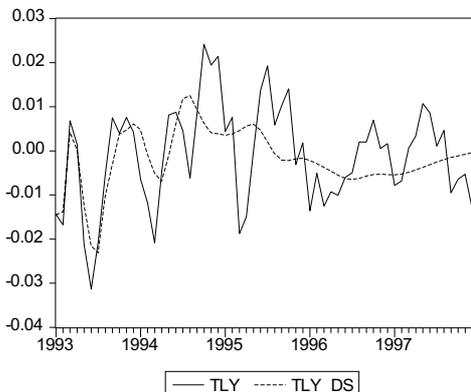


Statična Simulacija MULT

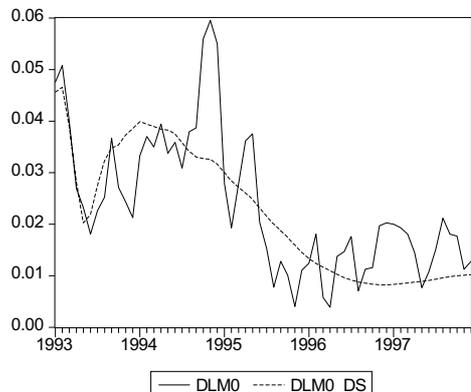


Priloga 3:

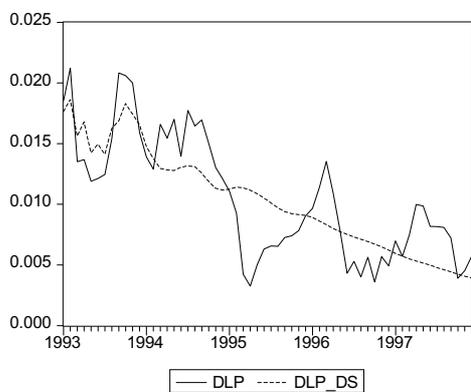
Dinamična Simulacija TLY



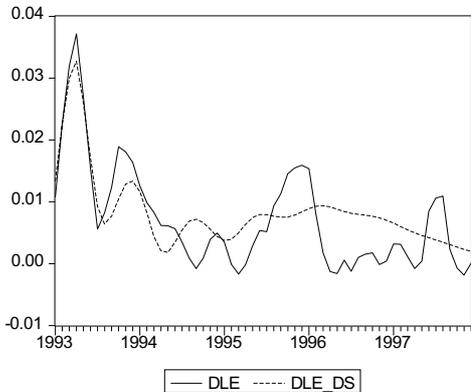
Dinamična Simulacija DLM0



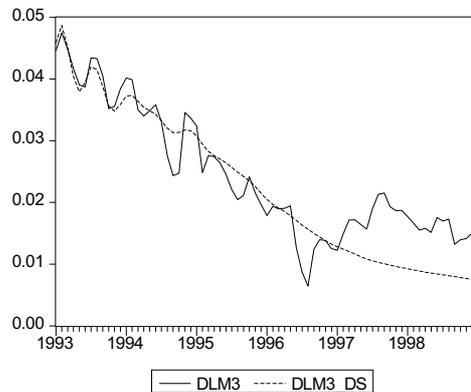
Dinamična Simulacija DLP



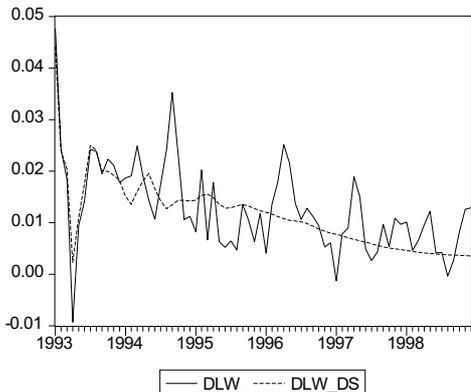
Dinamična Simulacija DLE



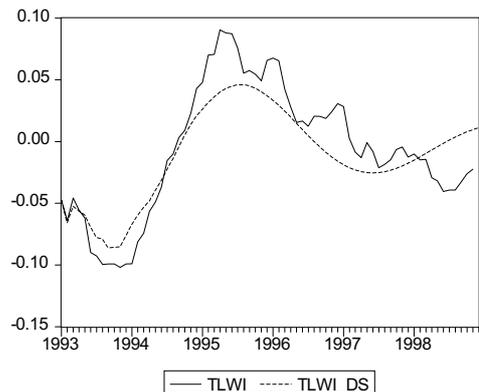
Dinamična Simulacija DLM3



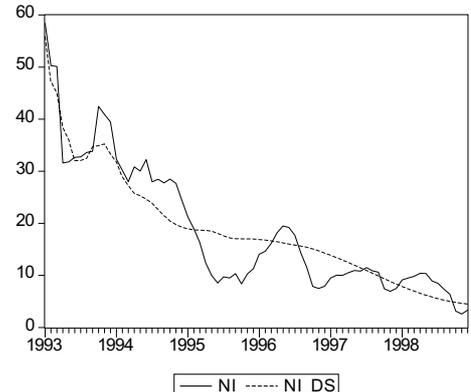
Dinamična Simulacija DLW

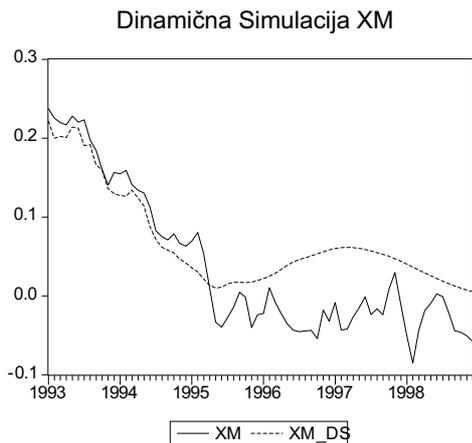


Dinamična Simulacija TLWI



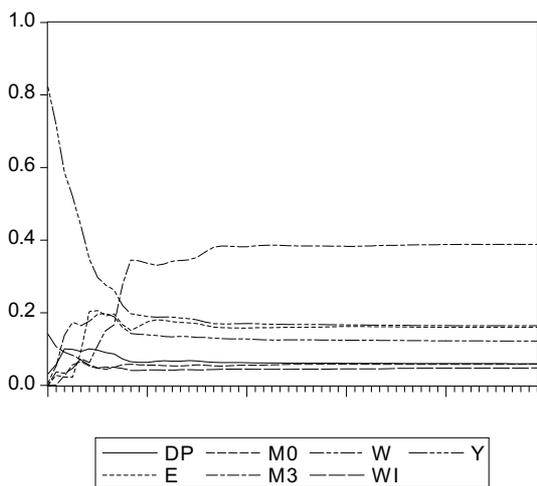
Dinamična Simulacija NI



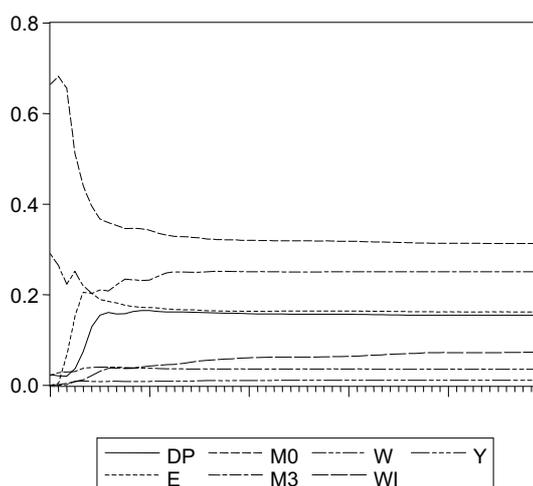


Priloga 4:

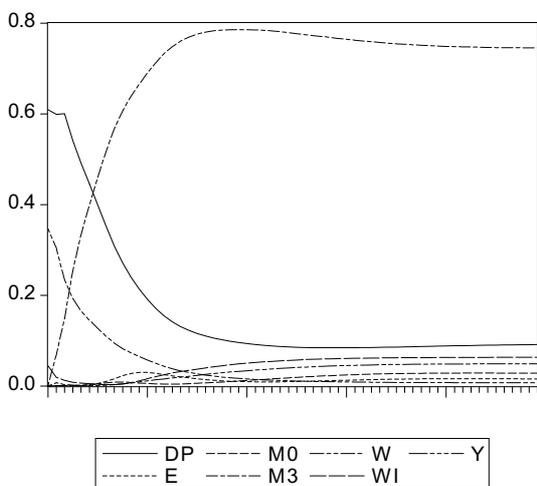
Var. Dec. TLY



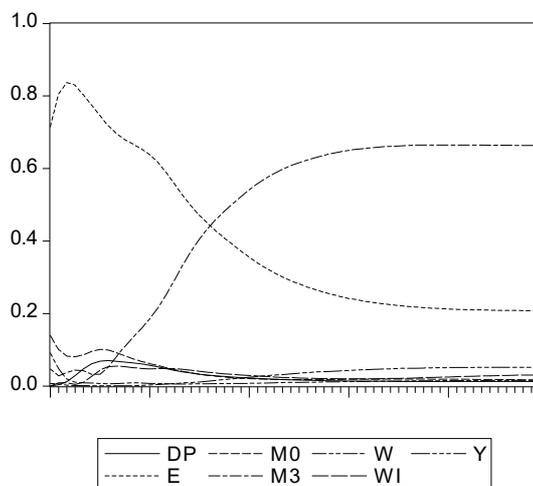
Var. Dec. TDLM0



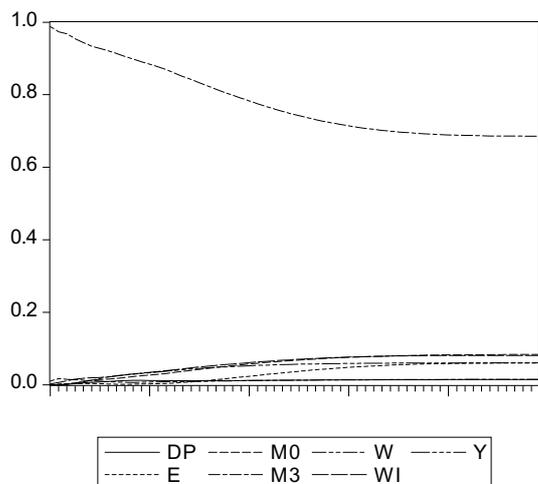
Var. Dec. DLP



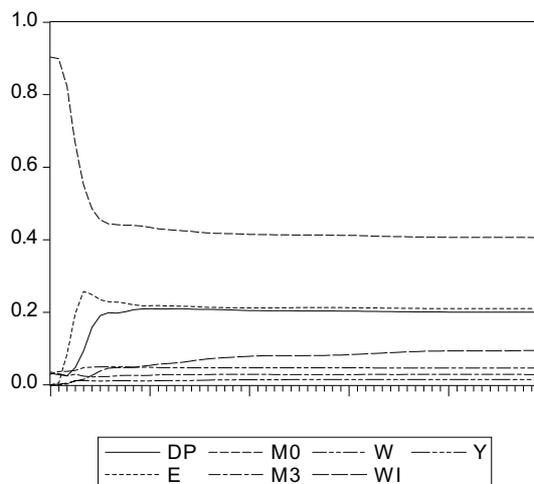
Var. Dec. DLE



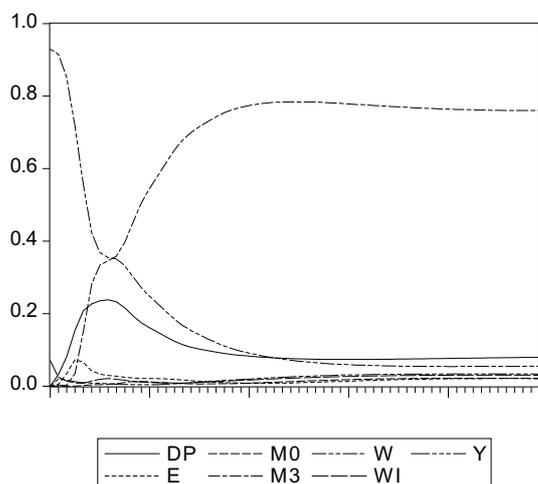
Var. Dec. LM3



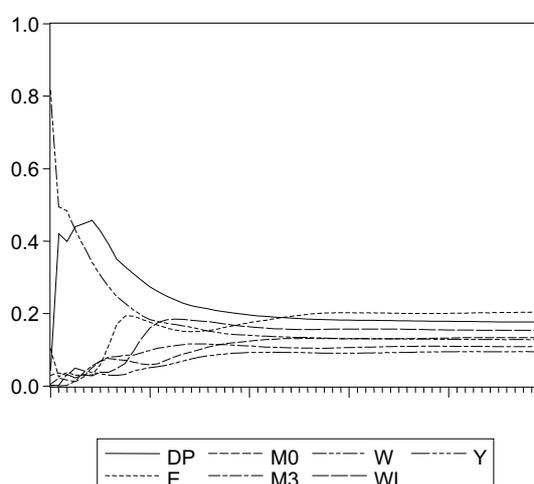
Var. Dec. DLM3



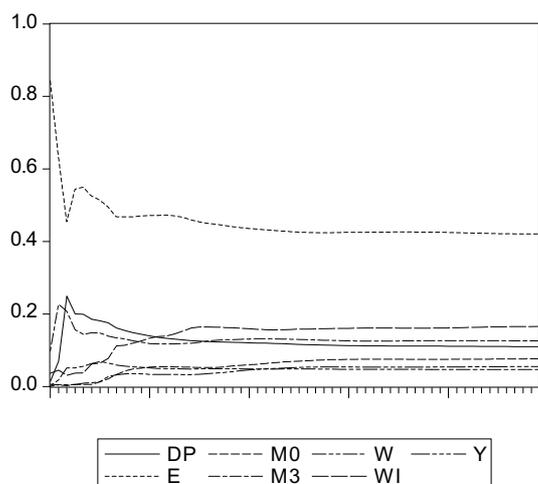
Var. Dec. DLW



Var. Dec. NI



Var. Dec. XM



Var. Dec. MULT

