

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

ČRT LENARČIČ

POJASNJEVANJE DEJAVNIKOV INFLACIJE Z
DINAMIČNIM STOHAŠTIČNIM MODELOM SPLOŠNEGA
RAVNOTEŽJA

DOKTORSKA DISERTACIJA

Ljubljana, 2020

IZJAVA O AVTORSTVU

Podpisani Črt Lenarčič, študent Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, avtor predloženega dela z naslovom Pojašnjevanje dejavnikov inflacije z dinamičnim stohastičnim modelom splošnega ravnotežja, pripravljenega v sodelovanju s svetovalcem prof. dr. Igorjem Mastenom.

IZJAVLJAM

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

V Ljubljani, _____

Podpis študenta: _____

ZAHVALE

Ob tej priložnosti bi se rad zahvalil mentorju red. prof. dr. Igorju Mastenu za nasvete in pomoč pri pisanju doktorske disertacije. *Doktorski študij je delno financirala Evropska unija, in sicer iz Evropskega socialnega sklada. Sofinanciranje se je izvajalo v okviru Operativnega programa razvoja človeških virov za obdobje 2007-2013, 1. razvojne prioritete Spodbujanje podjetništva in prilagodljivosti; prednostne usmeritve 1. 3: Štipendijske sheme.*

Največja zahvala pa gre moji družini. Doktorsko disertacijo posvečam vam!

POJASNJEVANJE DEJAVNIKOV INFLACIJE Z DINAMIČNIM STOHAISTIČNIM MODELOM SPLOŠNEGA RAVNOTEŽJA

POVZETEK

Inflacija sodi med najpomembnejše ekonomske pojme v ekonomski znanosti. Predstavlja namreč dinamiko gibanja cen proizvodov in storitev v nekem gospodarstvu, hkrati pa odraža stabilnost le-tega. S tega vidika je za ekonomske agente izredno pomembno, da poznajo vzroke inflacije, ki so lahko endogene ali eksogene narave, ali pa tudi strukturne narave. Z razvojem ekonomske teorije in ekonometrije so se vzporedno razvijali kompleksnejši makroekonomski modeli, ki bolj strukturno predstavijo povezave med makroekonomskimi agregati.

Vsako gospodarstvo predstavlja skupek dinamičnih procesov ponudbene in povpraševalne strani ter njihovih interakcij. Kljub temu lahko k inflaciji prispevajo tudi drugi viri, ki niso neposredno izvor medsebojnega vpliva ponudbene in povpraševalne strani znotraj neke države. Pojem strukturna inflacija lahko izhaja iz posameznih strukturnih značilnosti nekega gospodarstva. Razlike med gospodarskimi sektorji se odražajo v različnih deležih porabe produkcijskih faktorjev, ob tem pa lahko pride do različnih stopenj rasti sektorskih produktivnosti. V skladu s tem se je razvila ideja produktivnostne teorije, ki pravi, da se spremembe v stopnjah rasti produktivnosti nekega sektorja prepletajo in lahko povzročajo splošni porast stopnje inflacije in ne le sektorsko povečanje stopnje inflacije. Opisani produktivnostni mehanizem, ki poganja inflacijo, je poznan kot Harrod-Balassa-Samuelsonov učinek. Po drugi strani pa so lahko predvsem mala in tujini odprta gospodarstva podvržena zunanjim vplivom, ki prav tako lahko vplivajo na stopnjo inflacije. Večinoma se gospodarstva soočajo z nestanovitno dinamiko globalnih cen surovin, ki jih gospodarstva uvozijo, saj nimajo lastnih domačih virov. Dinamika gibanja globalnih cen surovin lahko bistveno vpliva na domače gospodarstvo preko spremembe realne kupne moči gospodinjstev in podjetij. Oba navedena primera sta z vidika ekonomskih politik težje opazovana in kontrolirana, zato je za državne institucije nekega gospodarstva pomembno, da v svojem operativnem okviru vzamejo v obzir tudi netipične dejavnike inflacije.

Doktorska disertacija je razdeljena v tri sklope. Prvi sklop pokriva raziskovalno vprašanje enega izmed ključnih virov inflacije, opredeljenega kot dinamično razmerje med stopnjo rasti produktivnosti in stopnjo inflacije med dvema sektorjema, bolje poznano kot Harrod-Balassa-Samuelsonov učinek. Velik poudarek sloni na teoretični delitvi sektorjev v gospodarstvu, in sicer na trgovalni in netrgovalni sektor. Za potrebe robustne analize smo se osredotočili na dinamično panelno regresijo, ki sloni na makroekonomskih podatkih 28 evropskih držav.

V drugem sklopu smo razvili dvodržavni in dvosektorski dinamični stohastični model

splošnega ravnotežja, s katerim smo Harrod-Balassa-Samuelsonov učinek tudi modelsko opredelili v kalibrirani verziji modela ter testirali s pomočjo ocenjevanja z bayesijsko metodologijo na slovenskih podatkih.

V tretjem sklopu smo se osredotočili na raziskovalno vprašanje negativnih vplivov šokov v cenah nafte na gospodarstvo in inflacijo. Cene nafte ter posledično cene energentov so v doktorski disertaciji opredeljene kot zunanji dejavniki inflacije, saj predstavlja surova nafta za Slovenijo izključno uvozno surovino. Višanje cen nafte in energentov povzročata padanje kupne moči gospodinjestev, posledično se spremenijo tudi njihove potrošne navade. Poslabša se tudi stroškovna struktura podjetij. Dodatno, podjetja prevajajo višje stroške lahko na potrošnike z višjimi cenami produktov, katerih proizvodnja ne temelji neposredno na naftnih derivatih, s tem pa je negativni vpliv šokov v cenah nafte na gospodarstvo lahko še toliko večji. Država lahko omeji negativne vplive rasti cen nafte s pomočjo prilagajanja trošarinskega davka.

Prispevek disertacije k ekonomski znanosti je tako na področju razvoja teoretičnih modelov kot tudi empirične analize dejavnikov inflacije. Literatura, ki obravnava modeliranje dinamičnih stohastičnih modelov splošnega ravnotežja na osnovi slovenskih makroekonomskih podatkov, je relativno skromna. Slovenski ekonomski znanosti primanjkuje ustreznih in robustnih modelov napovedovanja, ki bi omogočali optimalno odločanje v ekonomski politiki. S predlaganimi deli smo skušali prispevati k zapolnitvi te vrzeli. Namen doktorske naloge je torej teoretična izgradnja dinamičnih stohastičnih modelov splošnega ravnotežja in njihovo ocenjevanje na podlagi časovnih serij makroekonomskih podatkov. S tem smo želeli pridobiti ocene ključnih parametrov modeliranega slovenskega gospodarstva, tako v modelu šokov v cenah nafte kot tudi v dvosektorskem Harrod-Balassa-Samuelsonovem modelu. Dodatno smo želeli raziskati empirične značilnosti izdelanih modelov in preveriti robustnost njihovih rezultatov.

Ključne besede: inflacija, produktivnost, dinamični stohastični model splošnega ravnotežja, dinamična panelna regresija, Harrod-Balassa-Samuelsonov učinek, šoki v cenah nafte

EXPLAINING INFLATION FACTORS WITH A DYNAMIC STOCHASTIC GENERAL EQUILIBRIUM MODEL

SUMMARY

Inflation is one of the most important economic concepts in the sphere of economic science. It represents the dynamics of prices of goods and services in a particular economy. At the same time the inflation illustrates the soundness and stability of that economy. From this perspective it is important for economic agents to recognize the inflation factors, whether they are endogenous or external, or they are structural in nature. Alongside the development of economic theory and econometrics more complex macro-models were developed with which more structural relationships between key macroeconomic aggregates could be addressed.

Each economy is an intertwine of dynamic processes of a supply and demand side and their interactions that determine prices of products and services. Despite that an inflation could be affected also by other factors that are not necessarily a consequence of the supply and demand interaction within the economy. The term structural inflation could arise from unique structural characteristics of a particular economy. Heterogeneity of different sectors of an economy can reflect different usages, shares and productivities of production factors in a production process. Based on this, a productivity theory developed that states that increases in the sectoral productivity growth rates can affect the overall inflation rate, not just the sectoral inflation rate. This productivity mechanism is better known as the Harrod-Balassa-Samuelson effect. On the other hand the economies (especially small open ones) can be affected by external factors that can drive the inflation as well. In most cases the economies are facing with a volatile global commodity price dynamic as they do not have their own domestic commodity resources. As a consequence the global commodity price dynamic can influence a particular economy through households' and firms' purchasing power. Both type of (extraordinary) inflation factors are from the economic policy setting harder to monitor and control. It is therefore necessary for economic policy makers to take these atypical factors into account in their operational framework.

The dissertation is divided into three chapters. The first chapter of the dissertation covers the research question of key sources of inflation - the Harrod-Balassa-Samuelson effect. It is defined as a dynamic relationship between the productivity and price level between two different sectors. A lot of stress is put on a theoretical division of sectors in an economy - the tradable and non-tradable sector. For the purpose of providing robust results a dynamic panel regression exercise is done on 28 European countries, not just Slovenia.

Based on the obtained empirical results, in the second chapter a two-country two-sector

dynamic stochastic general equilibrium model is developed with which the Harrod-Balassa-Samuelson effect is defined and estimated in a theoretical and structural manner.

The third chapter is dedicated to the research question of negative oil shocks and their effects on a particular economy and inflation. Global oil prices and consequently energy prices are in the dissertation defined as external inflation factors since oil represents exclusively a imported commodity for Slovenia. Rising oil prices and broadly energy prices cause that purchasing power of households decrease and at the same time change their consumption habits. Firms are affected as well. Their cost structure changes and typically higher costs result in higher final product prices. Households are then affected through second round effects, which makes the oil price shocks affecting a particular economy even more. The government could offset the negative effect of oil price increase by adjusting the excise duty tax on oil products.

The key contribution of the dissertation to economic science is the analysis of the inflation factors through empirical and theoretical perspective. Literature based on dynamic stochastic general equilibrium modelling with Slovene macroeconomic data is still modest. The dissertation adds to the relative shortfall of Slovene modelling sphere and makes it possible to provide a basic tool in economic policy making. Goal of the dissertation is therefore the construction and estimation of dynamic stochastic general equilibrium models based on Slovene macroeconomic dataset. Doing that the estimation provides values of parameters of our interest that could explain the characteristics of the Slovene economy and inflation.

Keywords: inflation, productivity, dynamic stochastic general equilibrium model, dynamic panel data regression, Harrod-Balassa-Samuelson effect, oil shocks

KAZALO

UVOD	1
1 OCENJEVANJE UČINKA HBS Z DINAMIČNO PANELNO REGRESIJO	10
1.1 Uvod	10
1.2 Teoretično ozadje učinka HBS	11
1.3 Empirične metode in analiza podatkov	13
1.3.1 Dinamični panelni regresijski model in modelske spremenljivke	16
1.3.2 Trgovalnost in netrgovalnost sektorjev	18
1.3.3 Inflacija in produktivnost dela trgovalnega in netrgovalnega sektorja .	20
1.3.4 Transformacije spremenljivk in opisna statistika	21
1.4 Rezultati dinamičnega panelnega regresijskega modela	25
1.5 Inflacijske simulacije in implikacije za ekonomske politike	30
1.6 Zaključek	36
2 MODELIRANJE IN OCENJEVANJE UČINKA HBS Z MODELOM DSGE	37
2.1 Uvod	37
2.2 Teorija in pregled literature	40
2.3 Model DSGE s produktivnostnimi šoki	42
2.3.1 Gospodinjstva	43
2.3.2 Podjetja	46
2.3.3 Denarna politika	51
2.3.4 Tržno ravnovesje	51
2.4 Opredelitev trgovalnosti sektorjev in podatki	52
2.5 Kalibracija modela DSGE s produktivnostnimi šoki	53
2.6 Ocena modela DSGE s produktivnostnimi šoki z bayesiansko metodo	55
2.6.1 Dekompozicije šokov in funkcije impulznih odzivov modela DSGE s produktivnostnimi šoki	57
2.7 Zaključek	66
3 MODELIRANJE IN OCENJEVANJE ŠOKOV V CENAH NAFTE Z MODELOM DSGE	67
3.1 Uvod	67
3.2 Teorija in pregled literature	73
3.3 Model DSGE s šoki v cenah nafte	75
3.3.1 Gospodinjstva	75
3.3.2 Podjetja	79
3.3.3 Sektor tujine	81
3.3.4 Država	82
3.3.5 Denarna politika	83
3.3.6 Tržno ravnovesje	84
3.4 Kalibracija modela DSGE s šoki v cenah nafte	85

3.5	Ocena modela DSGE s šoki v cenah nafte z bayesiansko metodo	85
3.6	Funkcije impulznih odzivov ter dekompozicija šokov modela DSGE s šoki v cenah nafte	87
3.7	Zaključek	94
	SKLEP	95
	LITERATURA IN VIRI	100
	PRILOGE	115

KAZALO TABEL

Tabela 1:	10-sektorska klasifikacija gospodarskih dejavnosti SKD 2008	19
Tabela 2:	Korelacije med stopnjami rasti odvisne spremenljivke z neodvisnimi spremenljivkami po posameznih državah	23
Tabela 3:	Korelacijska matrika modelskih spremenljivk diferenčnega dinamičnega panelnega regresijskega modela	24
Tabela 4:	Opisna statistika diferenciranih logaritmiranih spremenljivk	25
Tabela 5:	Rezultati diferenčnega dinamičnega panelnega regresijskega modela	27
Tabela 6:	Povprečne rasti inflacije HICŽP, agregatnega deflatorja bruto dodane vrednosti, simulirane inflacije (v %) ter povprečna jakost učinka HBS po državah (v o. t.)	32
Tabela 7:	Opisna statistika opazovanih spremenljivk (odkloni od ustaljenega stanja v o. t.)	53
Tabela 8:	Priorna in posteriorna porazdelitev parametrov in šokov modela DSGE z učinkom HBS	57
Tabela 9:	Priorna in posteriorna porazdelitev parametrov in šokov modela DSGE s šoki v cenah nafte	87
Tabela 5.1:	Opisna statistika diferenciranih logaritmiranih spremenljivk modela s šibkejšimi definicijami trgovernosti sektorjev	30
Tabela 5.2:	Rezultati diferenčnega dinamičnega panelnega regresijskega modela s šibkejšimi definicijami trgovernosti sektorjev	31
Tabela 5.3:	Opisna statistika diferenciranih logaritmiranih spremenljivk na četrtletni frekvenci	31
Tabela 7.1:	Test stacionarnosti originalnih ter transformiranih opazovanih spremenljivk - test ADF	35

KAZALO SLIK

Slika 1:	Indeksa simulirane inflacije in simulirane inflacije brez učinka HBS po izbranih državah z največjo jakostjo učinka HBS (100 = začetek obdobja opazovanja - po državah različno)	33
----------	--	----

Slika 2:	Indeksa simulirane inflacije in simulirane inflacije brez učinka HBS po izbranih državah z najmanjšo jakostjo učinka HBS (100 = začetek obdobja opazovanja - po državah različno)	34
Slika 3:	Jakost učinka HBS po državah skozi opazovano obdobje (v o. t.)	35
Slika 4:	Prispevki trgovalnega in netrgovalnega sektorja k razliki v rasti inflacije med obema sektorjema v Sloveniji v medletnih stopnjah (v %)*	39
Slika 5:	Impulzni odziv glavnih makroekonomskih spremenljivk kalibriranega modela na produktivnostni šok v domačem trgovalnem sektorju za 1 o. t. (odklon od ustaljenega stanja v o. t.)	55
Slika 6:	Dekompozicija šokov v relativni inflaciji skozi čas (v %)	59
Slika 7:	Impulzni odziv makroekonomskih spremenljivk na produktivnostni šok za eno odstotno točko v domačem trgovalnem sektorju (odklon od ustaljenega stanja - v o. t.)	60
Slika 8:	Impulzni odziv makroekonomskih spremenljivk na produktivnostni šok za eno odstotno točko v domačem trgovalnem sektorju (odklon od ustaljenega stanja - v o. t. - ocenjeno le na predkriznih podatkih)	61
Slika 9:	Odziv sektorskih stopenj inflacij na produktivnostni šok za eno odstotno točko v domačem trgovalnem sektorju upoštevajoč različni obdobja ocenjevanja (odklon od ustaljenega stanja - v o. t.)	62
Slika 10:	Impulzni odziv makroekonomskih spremenljivk na skupni produktivnostni šok za eno odstotno točko (odklon od ustaljenega stanja - v o. t.)	63
Slika 11:	Impulzni odziv makroekonomskih spremenljivk na produktivnostni šok za eno odstotno točko v tujem trgovalnem sektorju (odklon od ustaljenega stanja - v o. t.)	64
Slika 12:	Impulzni odziv makroekonomskih spremenljivk na produktivnostni šok za eno odstotno točko v domačem netrgovalnem sektorju (odklon od ustaljenega stanja - v o. t.)	65
Slika 13:	Prispevki posameznih podkomponent energentov na skupno inflacijo energentov v Sloveniji v medletnih stopnjah (v o. t.)*	70
Slika 14:	Dinamika globalne cene nafte Brent ter dinamiki cen naftnih derivatov in stopnje trošarin na naftne derivate v Sloveniji v medletnih stopnjah (v %)*	71
Slika 15:	Maloprodajna cena naftnih derivatov in višina trošarin na naftne derivate (v EUR/liter) ter stopnja trošarin na naftne derivate v Sloveniji	72
Slika 16:	Historična dekompozicija šokov v inflaciji HICŽP skozi čas (v %)	88
Slika 17:	Impulzni odziv makroekonomskih spremenljivk na šok v ceni nafte za eno odstotno točko (odklon od ustaljenega stanja v o. t.)	90
Slika 18:	Impulzni odziv makroekonomskih spremenljivk na šok v trošarini na naftne derivate za eno odstotno točko (odklon od ustaljenega stanja v o. t.)	91
Slika 19:	Impulzni odziv makroekonomskih spremenljivk na šok v ceni nafte za eno odstotno točko z različnimi vrednostmi parametra odzivnosti γ_O (odklon od ustaljenega stanja v o. t.)	93

KAZALO PRILOG

Priloga 1:	Metodologija dinamičnega panelnega modela	1
Priloga 2:	Metodologija dinamičnih stohastičnih modelov splošnega ravnotežja	6
Priloga 3:	Tabele in indeksi skupne faktorske produktivnosti in produktivnosti dela .	21
Priloga 4:	Indeksi inflacij, produktivnosti, kontrolnih spremenljivk ter simulacij . . .	24
Priloga 5:	Robustnost rezultatov dinamičnega panelnega modela z učinkom HBS . .	30
Priloga 6:	Diagnostika modela DSGE z učinkom HBS	33
Priloga 7:	Diagnostika modela DSGE s šoki v cenah nafte	35

UVOD

Inflacija je v ekonomski znanosti eden najbolj raziskanih ter hkrati tudi eden izmed najpomembnejših ekonomskih pojmov. V splošnem predstavlja dinamiko gibanja cen izdelkov in storitev v gospodarstvu in posredno ponazarja gospodarsko stabilnost neke države. Pojem inflacija je predmet zanimanja vseh ekonomskih agentov v gospodarstvu. Za gospodinjstva in podjetniški sektor je pomembno, po kateri stopnji se cene izdelkov in storitev povečujejo, saj ob višji stopnji inflacije kupna moč denarja hitreje upada. Denar ima zaradi pojava inflacije svojo časovno vrednost oziroma povedano z drugimi besedami, čez čas se zaradi rasti cen blaga in storitev vrednost denarja zmanjšuje. Da pretirana izguba kupne moči le ne bi vplivala na obnašanje gospodinjstev in podjetij, imajo v državi pomembno vlogo nadzornika inflacije institucije, predvsem centralna banka, ki s svojo denarno politiko poskuša ohraniti inflacijo v višini blizu oziroma malo pod ciljnih 2 %.¹ Doseganje ciljne inflacije predstavlja glavni cilj praktično vsake centralne banke, saj na ta način ohranja cenovno stabilnost v dotični državi.

Denarna politika z uravnavanjem ključne obrestne mere preko transmisijskega mehanizma vpliva na inflacijo. V primeru Evropske centralne banke (ECB) se denarna politika izvaja s pomočjo instrumentov denarne politike.² V kolikšni meri pa ECB dozira količino likvidnosti z instrumenti denarne politike poslovnim bankam, pa je odvisno od dobrega poznavanja inflacijskih dejavnikov, ki vplivajo na višino inflacije. Centralne banke zato veliko pozornosti namenjajo analizi in raziskovanju teh dejavnikov, saj njihovo razumevanje pomaga pri učinkovitem odločanju glede prihodnje naravnosti denarne politike.

Čeprav država ne spada med institucije z mandatom ciljanja inflacije, kot so to na primer centralne banke, pa lahko država z izvajanjem instrumentov fiskalne politike

¹Višina agregatne ciljne inflacije HICŽP blizu oziroma malo pod ciljnih 2 % je uradni cilj Evropske centralne banke.

²V evrskem območju, katerega del je tudi Banka Slovenije, se najpomembnejše odločitve običajno nanašajo na višino ključne obrestne mere glavnega refinanciranja ECB. Njena višina vpliva na medbančne obrestne mere, te pa na obrestne mere poslovnih bank, ki jih zaračunavajo svojim strankam za izposojeni denar oziroma pri varčevanju. Mehanizem, preko katerega denarna politika s svojimi odločitvami glede ključne obrestne mere vpliva na končno potrošnjo, varčevanje in investiranje v gospodarstvu ter na splošno raven cen, imenujemo transmisijski mehanizem. ECB izvaja denarno politiko s pomočjo instrumentov denarne politike. Ti instrumenti obsegajo različne operacije, ki se uporabljajo za uravnavanje likvidnosti bančnega sistema. Običajno gre za standardne kratkoročnejše licitacijske operacije ponujanja oziroma odvzemanja likvidnosti. ECB preko standardnih operacij cilja nevtralno likvidnost v celotnem evrskem območju. To pomeni, da ECB zagotavlja poslovnim bankam zadostno likvidnost, ki je potrebna za tekoče potrebe. Zadnja finančna kriza se je izkazala za velik izziv pri ohranjanju ravnovesja transmisijskega mehanizma in zadostne likvidnosti v sistemu, zato je ECB posegla tudi po nestandardnih ukrepih in instrumentih denarne politike. Ti so običajno dolgoročnejše narave, in sicer gre za dolgoročnejše likvidnostne operacije in nakupe vrednostnih papirjev. Preko nestandardnih operacij skuša ECB doseči morebitne dodatne cilje, kot so zmanjšanje negotovosti v gospodarstvu, dodatno znižanje nivoja dolgoročnih obrestnih mer in spodbujanje posojanja v gospodarstvu (Bank of Slovenia, 2017b).

neposredno vpliva na inflacijo preko reguliranja višine davčnih stopenj, v manjši meri pa posredno vpliva s prilagajanjem državnih izdatkov in investicij. Regulacija višine davčne stopnje je z vidika ekonomske politike zelo pomembna, saj omogoča državi proračunski priliv, hkrati pa lahko s ciljnim davki (kot so na primer trošarine in carine) vpliva na ceno ciljnih proizvodov. Med razloge za manjši odziv glavnih makroekonomskih komponent na velike spremembe v globalnih cenah nafte lahko tako prištevamo vpliv države z uvedbo in prilagajanjem trošarinske davčne stopnje. To pomeni, da država z nižanjem stopnje trošarin skuša ublažiti pritisk na inflacijo, ko se globalne cene naftnih derivatov povečujejo. Po drugi strani država z zvišanjem stopnje trošarin v primeru padanja globalnih cen naftnih derivatov nadomešča izpad davčnih prilivov iz obdobja visokih cen nafte in nizkih stopenj trošarin. Razlog za uvedbo trošarin na naftne derivate je tudi, da skuša Slovenija preusmeriti energetske porabe k čistejšim in obnovljivim energetskim virom.

Izrednega pomena je torej ugotavljati vzroke inflacije. Le-te treba poiskati glede na njihov izvor. Vsako gospodarstvo je namreč skupek dinamičnih procesov ponudbene in povpraševalne strani ter njihovih interakcij. K inflaciji lahko prispevajo tudi drugi viri, ki niso neposredno izvor prepletanja ponudbene in povpraševalne strani znotraj neke države. Pojem strukturna inflacija izhaja iz same strukturne karakteristike nekega gospodarstva. Različnost sektorjev se odraža v različni intenziteti porabe produkcijskih faktorjev, pri tem pa prihaja do različnih stopenj rasti sektorskih produktivnosti. Ideja produktivnostne teorije, kot strukturnega izvora inflacije, pravi, da se spremembe v stopnjah rasti produktivnosti nekega sektorja prepletajo in povzročajo splošni porast stopnje inflacije in ne le sektorsko povečanje stopnje inflacije. O tem mehanizmu so neodvisno pisali že Harrod (1933), Balassa (1964) in Samuelson (1964), kasneje pa je bil poimenovan kot Harrod-Balassa-Samuelsonov učinek. Po drugi strani so predvsem mala in tujini odprta gospodarstva podvržena zunanjim vplivom, kot so na primer globalne cene surovin in jih mora neko gospodarstvo uvoziti, saj nima lastnih domačih virov. Odvisnost od tujine pomeni, da lahko dinamika gibanja globalnih cen surovin bistveno vpliva na domače gospodarstvo preko spremembe realne kupne moči gospodinjstev in podjetij. Oba navedena primera sta težje opazovana in kontrolirana, zato je za centralno banko in druge državne institucije nekega gospodarstva pomembno, da pri svojem operativnem okviru vzame v obzir tudi netipične dejavnike inflacije.

Namen doktorske disertacije

Namen doktorske disertacije je oceniti strukturne in zunanje dejavnike inflacije v Sloveniji s pomočjo empirične raziskave in izgradnje dveh teoretičnih dinamičnih stohastičnih modelov splošnega ravnotežja oziroma krajše modelov DSGE (angl. *Dynamic Stochastic General Equilibrium Models*). Doktorska disertacija se osredotoča na izzive, s katerimi se v globalnem in lokalnem gospodarskem okolju srečujejo slovenske državne institucije in njeni oblikovalci ekonomskih politik. Rezultati bi tako lahko predstavljali osnovo za učinkovito odločanje v ekonomski politiki. V skladu z uvodom in motivacijo doktorske disertacije nas zanimajo naslednja raziskovalna vprašanja:

- *Raziskovalno vprašanje 1:* Kateri so dejavniki inflacije in kakšna je njena vloga v slovenskem gospodarstvu?
- *Raziskovalno vprašanje 2:* Ali različnost v stopnjah rasti produktivnosti posameznih sektorjev v gospodarstvu lahko privede do strukturnega izvora inflacije, poznanega kot Harrod-Balassa-Samuelsonov učinek?
- *Raziskovalno vprašanje 3:* Kako lahko ocenimo izvor inflacije v obliki Harrod-Balassa-Samuelsonovega učinka s kompleksnejšimi ekonometričnimi metodami in makroekonomskimi modeli?
- *Raziskovalno vprašanje 4:* Kako lahko s teoretičnim modelom ocenimo občutljivost slovenskega gospodarstva na negativne vplive zunanjih dejavnikov na inflacijo, kot so to na primer negativni šoki v cenah nafte?
- *Raziskovalno vprašanje 5:* Kaj lahko centralna banka in druge državne institucije storijo pri obvladovanju inflacije in njenih vzrokov?
- *Raziskovalno vprašanje 6:* Kakšni so lahko odzivi ekonomske politike na strukturno inflacijo in inflacijo zunanjega izvora?

Zgoraj postavljena raziskovalna vprašanja so obsežnejše narave, vendar smo jih skušali zajeti v treh hipotezah, ki smo jih glede na različno tematiko poglavij zasledovali v pričujoči doktorski disertaciji.

- *Hipoteza 1:* Harrod-Balassa-Samuelsonov učinek je konstanten fenomen in je prisoten v evropskih državah.
- *Hipoteza 2:* Za obstoj Harrod-Balassa-Samuelsonovega učinka je pomemben tehnološki in produktivnostni napredek in z njima povezano izboljšanje kakovosti proizvodov, ki zahtevajo zahtevnejše in bolj sofisticirane produkcijske faktorje, ki vplivajo na porast inflacije.
- *Hipoteza 3:* Fiskalna politika ima z vidika proticikličnega uravnavanja trošarin-

skega davka na energente pomemben vpliv na obvladovanje inflacije.

Vse tri hipoteze so ločeno raziskane v treh raziskovalnih temah, ki so podrobneje predstavljene v nadaljevanju.

Prva raziskovalna tema: Ocenjevanje učinka HBS z dinamično panelno regresijo

Fenomen Harrod-Balassa-Samuelsonovega učinka opisuje teoretično povezavo med stopnjo rasti produktivnosti in stopnjo inflacije med različnimi državami, regijami ali sektorji. Harrod (1933), Balassa (1964) in Samuelson (1964) so neodvisno razvili teorijo, s katero so poizkušali razložiti pojem kupne moči v obliki modela, znanega kot Harrod-Balassa-Samuelsonov model (model HBS). Povezava med stopnjo rasti produktivnosti in stopnjo inflacije pojasnjuje, da se zaradi višje stopnje rasti produktivnosti (po navadi) v trgovalnem sektorju preko višje stopnje rasti plač v tem sektorju prelije v višjo stopnjo inflacije drugega (po navadi) netrgovalnega sektorja, ne da bi se pri tem povečala stopnja rasti produktivnosti netrgovalnega sektorja. V primeru, da se analiza učinka HBS osredotoča na meddržavno zvezo, je treba upoštevati, da je pritisk višje stopnje rasti produktivnosti viden tudi v spremembi realnega tečaja, saj lahko pride do spremembe nominalnega deviznega tečaja med državama in ne samo do višje stopnje inflacije. Vendar Betts & Kehoe (2008) v svoji študiji, ki se je osredotočala na zvezo med realnim tečajem in relativno ceno med trgovalnim in netrgovalnim sektorjem, ugotavljata, da je med realnim tečajem in relativno ceno med trgovalnim in netrgovalnim sektorjem v bolj intenzivnem meddržavnem trgovinskem sodelovanju korelacija višja. Glede na to, da smo se v analizi osredotočili na podatke evropskih držav, ki so trgovinsko med seboj zelo dejavne, lahko predpostavljamo, da je povezava med relativnimi stopnjami rasti produktivnosti in inflacije trgovinskega in netrgovinskega sektorja precej neposredna. Ob državah članicah evrskega območja, ki imajo nespremenljiv nominalni tečaj, za ostale evropske države, ki niso članice evrskega območja, pa predpostavljamo stabilen nominalni tečaj v primerjavi z evrskim območjem. Že sam proces evropske ekonomske integracije namreč zmanjšuje sposobnost ter tudi voljo evropskih gospodarstev, ki so izven evrskega območja, da prilagajajo svoj realni tečaj skozi kanal nominalnega tečaja, kar posledično povečuje takojšnji inflacijski pritisk.

Hipoteza učinka HBS je lahko testirana na različnih entitetah, bodisi na državah ali regijah, bodisi na posameznih gospodarskih sektorjih. Z namenom delitve sektorjev na trgovalni in netrgovalni sektor uporabimo podobno razvrščanje kot De Gregorio, Giovannini & Wolf (1994), ki uporabijo metodologijo deleža vrednosti izvoza v skupni proizvodnji. Pri tem smo vključili in kombinirali podatke iz deset-sektorske standardne klasifikacije gospodarskih dejavnosti SKD 2008.³ Ustvarjena podatkovna baza vsebuje

³Statistični okvir SKD 2008 sledi evropski klasifikaciji gospodarskih dejavnosti (NACE) ter predstavlja evropski referenčni okvir za pripravo in diseminacijo statističnih podatkov, povezanih z go-

povprečno produktivnost dela in inflacijo v obeh sektorjih, razmerje v vrednosti izvoza v skupni proizvodnji pa je pridobljeno s pomočjo tabel input-output, ki so dostopne v podatkovni bazi WIOD (angl. *World Input-Output Database*).

Z razdelitvijo makroekonomskih podatkov na trgovalni in netrgovalni sektor smo za nadaljnjo analizo uporabili dinamično panelno regresijo s stalnimi učinki, s katero je empirično testirana prisotnost učinka HBS na ravni 28 evropskih držav v obdobju od leta 1990 do vključno leta 2017. Rezultati dinamične panelne regresije uniformno potrjujejo obstoj učinka HBS.

Druga raziskovalna tema: Modeliranje in ocenjevanje učinka HBS z modelom DSGE

V primerjavi s prvo raziskovalno temo, ki je zastavljena empirično in pojasnjuje učinek HBS z dinamičnim panelnim regresijskim modelom, je druga tema osredotočena na teoretični vidik pojasnjevanja inflacije v obliki učinka HBS preko modelsko sproženih produktivnostnih šokov.

Z vpeljavo povpraševalne strani ekonomije v okviru modela HBS je bil Rogoff (1992) prvi, ki je opredelil originalni model HBS v obliki splošnega ravnotežja. S tem so se raziskovalcem odprla nova področja v izgradnji kompleksnejših makroekonomskih modelov pri potrjevanju učinka HBS. Na podlagi tega smo razvili dvodržavno dvosektorsko modelsko strukturo po metodologiji dinamičnih stohastičnih modelov splošnega ravnotežja (modelov DSGE) z namenom empiričnega testiranja učinka HBS.

Značilnosti dinamičnega strukturnega modela so torej opredeljene v teoretični strukturi dvodržavnega in dvosektorskega modela DSGE. Ključna predpostavka modela je ločitev sektorjev na trgovalni in netrgovalni sektor. Trgovalni sektor je tujini odprt sektor in omogoča izvoz domačih dobrin ter uvoz tujih dobrin. Netrgovalni sektor pa je za tujino zaprt (Masten, 2008; Rabanal, 2009; Micallef & Cyrus, 2013). V modelu DSGE se predpostavlja tudi tehnološki proces, ki je dopolnjen z mehanizmom izboljšanja kakovosti produktov (Masten, 2008). To pomeni, da se s tehnološkim razvojem povečuje tudi potreba po dražji delovni sili. Zaradi ločitve modeliranega gospodarstva na različne sektorje, nestacionarne realne spremenljivke, opredeljene v modelu, ne bodo rasle po isti stopnji med obema sektorjema, kar predstavlja osnovo za obstoj učinka HBS.

Cilj je bila teoretična izgradnja dinamičnega stohastičnega modela splošnega ravnotežja. Obstoj učinka HBS smo sprva preverili in potrdili s samo kalibrirano različico teoretičnega modela. Ključne parametre dvodržavnega dvosektorskega modela smo

spodarskimi dejavnostmi. Gre za sestavni del statistične infrastrukture, ki se v okviru evropskega statističnega sistema uporablja za pripravo primerljivih statistik, trenutno pa je v veljavi referenčni okvir NACE Revision 2 iz leta 2008 (SURs, 2010).

nato ocenili s pomočjo bayesijske metode na podlagi sektorskih podatkov, pridobljenih po metodi De Gregoria, Giovanninija & Wolfa (1994). Manj relevantni parametri modela ostanejo kalibrirani na osnovi že znanih empiričnih dejstev. S pridobljenimi rezultati ocenjevanja teoretičnega modela smo le delno podprli empirične rezultate dinamične panelne regresije, saj ne moremo z gotovostjo popolnoma potrditi obstoja učinka HBS na slovenskih podatkih. Uspeli pa smo pokazati pozitivne odzive obeh sektorskih inflacij ob produktivnostnem šoku v trgovalnem sektorju.

Tretja raziskovalna tema: Modeliranje in ocenjevanje šokov v cenah nafte z modelom DSGE

Gibanje cen nafte je zaradi svojega gospodarskega vpliva od vedno bilo eno izmed ključnih ekonomskih tem med tvorci ekonomskih politi, kot tudi med samimi gospodinjstvi in podjetji. Navkljub njihovemu manjšemu deležu v košarici dobrin imajo lahko nihanja v cenah naftnih derivatov znaten vpliv na inflacijo in bruto domači proizvod gospodarstev ter njihove denarne in fiskalne politike. Obstaja kar nekaj literature, povezane z vplivom šokov v cenah nafte na gospodarstva in kakšna je bila pri tem vloga ekonomskih politik. Večina sodobnejše literature se loteva tega raziskovalnega vprašanja z modeli vektorske avtoregresije (modeli VAR), s katerimi se poskuša razčleniti neposredne vplive šokov v cenah nafte na bruto domači proizvod in druge makroekonomske agregate ter oceniti odziv denarne politike na inflacijo (Hamilton, 1983; Bernanke, Gertler & Watson, 1997; Hamilton & Herrera, 2004; Anzuini, Pagano & Pisani, 2015). A vendar imajo modeli VAR slabost, saj je z njimi težko razvozlati prispevke posameznih eksogenih šokov. Pri tem se lahko opremo na razvoj kompleksnejših makroekonomskih modelov, kot so to modeli DSGE. Pri strukturi modelov DSGE gre za kompleksen sistem ekonomskih enačb, z vpeljavo eksogenih šokov pa simuliramo razvoj nekega šoka skozi simulirano gospodarstvo. Prednost teh modelov je torej v tem, da nam omogoča večjo transparentnost pri študiji ekonomskih pojavov v primerjavi z regresivnimi modeli, kot so na primer modeli VAR.

V pričujočem delu smo sledili delu Medine & Sota (2005), Hongzhija (2010), ter Fornija, Geralija, Notarpietra & Pisanija (2012). Razlikujemo med doma in v tujini proizvedenimi potrošnimi dobrinami. Različne vrste podjetij delujejo v monopolistični konkurenci. Za podjetja namreč predpostavljamo, da proizvajajo diferencirane proizvode in da posedujejo moč, da lahko sama postavljajo ceno svojim lastnim proizvodom. Za realnejši vidik modeliranega gospodarstva predpostavljamo mehanizem prilagajanja cen, s katerim je le del podjetij zmožen prilagajanja cen svojih proizvodov v nekem časovnem obdobju. Ta mehanizem prilagajanja cen je vpeljal Calvo (1983). To pomeni, da lahko vsako podjetje spremeni ceno svojega proizvoda le, ko prejme naključni signal za spremembo. Cene se torej ne morejo popolnoma prilagoditi spremembam na trgu dobrin v istem trenutku. Velikost deleža podjetij, ki lahko prilagajajo cene, je prav

tako pomemben. Manjši kot je ta delež, večji učinek ima lahko sprememba v monetarni politiki na realne spremenljivke, kar pomeni, da cenovne frikcije povzročijo, da denarna politika v takem modelu ni več nevtralna (Galí, 2008). Dodatno, Calvovim nominalnim frikcijam v postavljanju cen sledijo tudi plače (Erceg, Henderson & Levin, 2000, Christiano, Eichenbaum & Evans, 2005), s katerimi lahko realneje modeliramo tudi trg dela.

Zaradi kompleksnosti in velikega števila parametrov je model DSGE nemogoče oceniti. Zato se (neključne) parametre pred ocenitvijo modela DSGE kalibrira. To pomeni, da se modelskim parametrom, ki nas primarno ne zanimajo, določi smiselne ekonomske vrednosti, ki po navadi izhajajo iz obstoječih raziskav in literature. S tem se model približa gospodarskim značilnostim države, ki se jo simulira. Poleg kalibracije se model tudi oceni, predvsem pa nas zanimajo ključni strukturni parametri. Eden izmed načinov ocenjevanja modela je bayesianski pristop (Adolfson, Laseén, Lindé & Villani 2005; Smets & Wouters, 2003).

Prispevek na področju ekonomske znanosti

Slovenska literatura na podlagi modeliranja modelov DSGE in tudi z njimi povezana literatura na podlagi uporabe slovenskih makroekonomskih podatkov je po našem mnenju še vedno relativno skromna. Slovenski ekonomski znanosti primanjkuje ustreznih in robustnih modelov napovedovanja, ki bi omogočali optimalno odločanje v ekonomski politiki. S predlaganimi deli smo skušali prispevati k zapolnitvi te vrzeli. Namen doktorske disertacije je bila torej teoretična izgradnja modelov DSGE in njihova ocenitev na podlagi časovnih serij makroekonomskih podatkov. S tem smo želeli pridobiti ocene ključnih parametrov modeliranega slovenskega gospodarstva (tako v modelu s šoki v cenah nafte, kot tudi v dvosektorskem modelu HBS), raziskati empirične značilnosti modelov in preveriti robustnost njihovih rezultatov.

V nadaljevanju uvoda podrobneje razložimo metodološki in teoretični pristop k celotni doktorski disertaciji glede na tematiko, ki je v grobem razdeljena na pojasnjevanje strukturnih in zunanjih dejavnikov inflacije.

Metodološki pristop

V doktorski disertaciji smo uporabili dva metodološka pristopa. Prva raziskovalna tema je empirične narave in temelji na podatkih 28 evropskih držav. Ker smo želeli ohranjati značilnosti posameznih držav, hkrati pa opredeliti dinamično povezavo med spremenljivkami, ki vstopajo v empirično analizo, smo uporabili metodo dinamične panelne regresije z Arellano-Bondovo cenilko, ki spada v družino cenilk posplošene metode momentov GMM (angl. *Generalized Method of Moments*). Taka dinamična

specifikacija empiričnega modela omogoča linearno povezavo med spremenljivkami ter ohranja individualne značilnosti posameznih skupin znotraj panela podatkov.⁴

Želja po razumevanju gospodarskih ciklov je pripeljala do razvoja kompleksnejših makroekonomskih modelov. Mednje spadajo tudi dinamični stohastični modeli splošnega ravnotežja, ki smo jih uporabili v drugi in tretji raziskovalni temi.⁵ Dinamika in povezave ključnih makroekonomskih spremenljivk je predmet zanimanja različnih ekonomskih agentov. Med poglavitnimi cilji teh agentov sta, vsaj v teoriji, izboljšanje njihovega življenjskega standarda in ekonomske pozicije v nekem gospodarstvu. Pri doseganju teh ciljev pa imajo zelo pomembno vlogo državne institucije, ki delujejo v okviru nacionalnega (ter tudi nad-nacionalnega interesa) in izvajajo različne ekonomske politike. Sem spadata denarna in fiskalna politika. Centralna banka s spremembami obrestnih mer neposredno vpliva na vrednotenje finančnih sredstev in njihovih pričakovanih donosov, hkrati pa vpliva na potrošne in investicijske odločitve gospodinjstev in podjetij (Galí, 2008). Na drugi strani pa država s fiskalno politiko dopolnjuje delovanje gospodarstva v okviru trajnega uravnoteženja in izboljšanja kakovosti javnih financ. Odločitve obeh ekonomskih politik odražajo nemotenost delovanja gospodarstva, v interesu državnih institucij pa je čim boljše razumevanje teh procesov. Zato v svojem operativnem okviru razvijajo in uporabljajo makroekonomske modele. Metodologija dinamičnih stohastičnih modelov splošnega ravnotežja je še posebej primerna, saj skuša pojasnjevati vpliv monetarnih in fiskalnih politik na podlagi mikroekonomskih načel.

Struktura disertacije

Struktura doktorske disertacije je naslednja: prvi sklop doktorske disertacije je namenjen raziskovanju vprašanja izvora inflacije iz naslova tako imenovanega Harrod-Balassa-Samuelsonovega učinka (učinek HBS), ki opisuje povezavo med produktivnostjo in ravno cen med različnimi državami ali sektorji. Intuicija učinka HBS pravi, da obstaja povezava med produktivnostjo in ravno cen tudi med različnimi sektorji. Izhajajoč iz tega dejstva, je cilj prvega sklopa izgradnja obsežne podatkovne baze, ki temelji na sektorskih podatkih različnih evropskih držav, ter empirično dokazovanje prisotnosti učinka HBS s pomočjo dinamične panelne regresije.

V drugem sklopu smo postavili teoretični okvir potrjevanja prisotnosti učinka HBS. Z opredelitvijo povpraševalne strani ekonomije v okviru modela HBS je bil Rogoff (1992) prvi, ki je opredelil originalni model HBS v obliki splošnega ravnotežja. S tem so se raziskovalcem odprla nova področja v izgradnji kompleksnejših makroekonomskih modelov pri potrjevanju učinka HBS. V nadaljevanju smo uporabili dvodržavni

⁴V prilogi 1 je podrobneje predstavljena metoda cenilke posplošene metode momentov GMM.

⁵V prilogi 2 je podrobneje pojasnjena metodologija dinamičnih stohastičnih modelov splošnega ravnotežja.

dvosektorski modelski pristop dinamičnih stohastičnih modelov splošnega ravnotežja z namenom modelskega potrjevanja učinka HBS. Ključna predpostavka modela je ločitev sektorjev na trgovalni in netrgovalni sektor. Trgovalni sektor je tujini odprt sektor in omogoča izvoz domačih dobrin ter uvoz tujih dobrin. Netrgovalni sektor pa je za tujino zaprt. Prav tako smo vpeljali mehanizem izboljšanja kakovosti proizvodov, ki ob produktivnostnih šokih povečuje sektorske stroške dela in posledično sektorsko inflacijo.

V tretjem sklopu pa smo se nekoliko oddaljili od systemskega izvora inflacije na podlagi produktivnostnih šokov in se tematsko dotaknili zunanjih virov inflacije, ki so posledica šokov v cenah nafte. Teoretični okvir dinamičnega stohastičnega modela splošnega ravnotežja stremi k negativnemu vplivu šokov v cenah nafte na gospodarstvo s tem, da je gospodarstvo (v našem primeru slovensko gospodarstvo) integrirano v enotno monetarno unijo. Navkljub zmanjšanju pomena in vpliva šokov v cenah nafte v obdobju po letu 1990 so se svetovne cene nafte v zadnjih letih precej zvišale. Nihanja v cenah nafte lahko neposredno vplivajo na raven cen gospodarstev, ki nafto uvažajo. Posledično se zaradi padanja kupne moči gospodinjstev spremenijo njihove potrošne navade (tudi medčasovne), spremeni pa se tudi stroškovna struktura podjetij. Še več, podjetja lahko višje stroške prevalijo na potrošnike z višjimi cenami drugih produktov, s tem pa je negativni vpliv šokov v cenah nafte na gospodarstvo lahko še toliko večji. Slovenija lahko vpliv šokov v cenah nafte omejuje s proticikličnim prilagajanjem trošarinske davčne stopnje na naftne proizvode. To pomeni, da lahko slovenska vlada z znižanjem stopnje trošarin zmanjša negativni vpliv šokov v cenah nafte na domačo raven cen. Izgubo davčnih prihodkov iz naslova trošarin v času višjih cen nafte lahko vlada nadomesti z zviševanjem stopnje trošarin v času nižjih cen nafte. Kljub temu se izpad/zmanjšanje davčnih prihodkov odraža v povečanem državnem primanjkljaju in dolgu. Metodološki pristop v tretjem sklopu je podoben drugemu, kjer smo prav tako uporabili metodologijo dinamičnih stohastičnih modelov splošnega ravnotežja.

1 OCENJEVANJE UČINKA HBS Z DINAMIČNO PANELNO REGRESIJO

1.1 Uvod

Harrod-Balassa-Samuelsonov učinek opisuje teoretično povezavo med stopnjo rasti produktivnosti in stopnjo inflacije med različnimi državami, regijami ali sektorji. Harrod (1933), Balassa (1964) in Samuelson (1964) so neodvisno razvili teorijo, s katero so poskušali razložiti pojem kupne moči v obliki modela, znanega kot Harrod-Balassa-Samuelsonov (HBS) model.⁶ Povezava med stopnjo rasti produktivnosti in stopnjo inflacije pojasnjuje, da se zaradi višje stopnje rasti produktivnosti (po navadi) v trgovalnem sektorju preko višje stopnje rasti plač v tem sektorju prelije v višjo stopnjo inflacije drugega (po navadi) netrgovalnega sektorja, ne da bi se pri tem povečala stopnja rasti produktivnosti netrgovalnega sektorja. V primeru, da se analizira učinek HBS v odprtem gospodarstvu, je treba upoštevati, da je pritisk višje stopnje rasti produktivnosti viden tudi v spremembi realnega tečaja, saj lahko poleg višje stopnje inflacije pride do spremembe nominalnega deviznega tečaja med državama. Na drugi strani pa Betts & Kehoe (2008) v svoji študiji, ki se je osredotočila na zvezo med realnim tečajem in relativno ceno med trgovalnim in netrgovalnim sektorjem, ugotavljata, da je korelacija med realnim tečajem in relativno ceno med trgovalnim in netrgovalnim sektorjem v bolj intenzivnem meddržavnem trgovinskem sodelovanju višja.⁷ Zato lahko predpostavljamo, da se pričujoča analiza osredotoča na makroekonomske podatke evropskih držav, ki so trgovinsko med seboj zelo dejavne, in da je povezava med relativnimi stopnjami rasti v produktivnosti in stopnjami inflacije trgovinskega in netrgovinskega sektorja precej neposredna. Sam proces evropske ekonomske integracije še dodatno zmanjšuje sposobnost ne-evrskih evropskih gospodarstev, da prilagajajo svoj realni tečaj skozi kanal nominalnega deviznega tečaja, kar posledično povečuje takojšnji inflacijski pritisk.

Z vidika ekonomske politike se je zanimanje za pojasnjevanje učinka HBS, kot vira (strukturne) inflacije, izjemno povečalo v začetku novega tisočletja, predvsem s procesom približevanja novih članic k evropski monetarni uniji. V zadnjem času so razlike med državami nespremenjene in bi v teoriji morale gospodarsko konvergirati in ne divergirati. Pojav je ponovno vzbudil interes za pojasnjevanje inflacijskih dejavnikov.

⁶Različni avtorji uporabljajo tudi krajšo različico imena modela, in sicer Balassa-Samuelsonov model. Podoben model sta razvila Baumol & Bowen (1967) in opisuje povezavo med stopnjo rasti produktivnosti in stopnjo rasti plač.

⁷Na svetovni ravni poznamo kar nekaj trgovinskih zvez, kot so na primer severnoameriška NAFTA (angl. *North Atlantic Free Trade Agreement*), prostotrgovinsko območje v Evropski uniji, ali pa azijska zveza ASEAN (angl. *Association of Southeast Asian Nations*). V zadnjem času je bila predlagana nova trgovinska zveza, in sicer med ZDA in EU z okrajšavo TTIP (angl. *Transatlantic Trade and Investment Partnership*), ki pa še ni stopila v veljavo.

Finančna kriza je tudi pokazala, da je do zaključka konvergenčnega procesa še daleč, hkrati pa so se pojavile velike gospodarske razlike tudi znotraj samega evrskega območja.

Hipotezo prisotnosti učinka HBS lahko testiramo na različnih entitetah, tako na državah ali regijah, kot tudi na posameznih gospodarskih sektorjih. Z namenom delitve sektorjev na trgovalni in netrgovalni sektor smo uporabili podobno razvrščanje kot De Gregorio, Giovannini & Wolf (1994), ki uporabijo metodologijo razmerja vrednosti izvoza v skupni proizvodnji. Pri tem smo vključili in kombinirali podatke iz deset-sektorske standardne klasifikacije gospodarskih dejavnosti SKD 2008. Oblikovana podatkovna baza vsebuje povprečno produktivnost dela in inflacijo obeh sektorjev, razmerje izvoza v skupni proizvodnji pa je pridobljeno s pomočjo tabel input-output, ki so dostopne v podatkovni bazi WIOD (angl. *World Input-Output Database*).⁸ V skladu z literaturo z začetka let 2000 je prisotnost učinka HBS v časovnem obdobju od leta 1990 do vključno leta 2017 uniformno potrjena.⁹

1.2 Teoretično ozadje učinka HBS

Balassa (1964) in Samuelson (1964) sta neodvisno specificirala teoretični model, ki na podlagi različnih stopenj rasti v produktivnosti med različnimi sektorji pojasnjuje stopnjo relativne inflacije med temi sektorji. Teoretični model opisuje dva sektorja, trgovalni in netrgovalni sektor. Podjetja, ki delujejo v obeh sektorjih, sledijo Cobb-Douglasovi produkcijski funkciji (Cobb & Douglas, 1928), opredeljenih v enačbah 1 in 2

$$y_{T,t} = A_{T,t} l_{T,t}^{\alpha_T} k_{T,t}^{1-\alpha_T} \quad (1)$$

in

$$y_{N,t} = A_{N,t} l_{N,t}^{\alpha_N} k_{N,t}^{1-\alpha_N} \quad (2)$$

kjer y označuje agregatni proizvod, l agregatni vložek dela, k agregatni vložek kapitala in A predstavlja indikator produktivnosti. Oznaki T in N predstavljata trgovalni in netrgovalni sektor, medtem ko α označuje elastičnost kapitala v agregatnem proizvodu in $(1 - \alpha)$ označuje elastičnost trga dela v agregatnem proizvodu. Ob predpostavki

⁸Pri opredelitvi trgovalnega in netrgovalnega sektorja se oddaljimo od standardne opredelitve, uporabljene v literaturi, saj v analizi izločimo tiste sektorje, ki ne spadajo v strogo trgovalni oziroma netrgovalni sektor.

⁹Sicer gre za neuravnotežen panel podatkov (angl. *unbalanced panel*), kjer se za nekatere države podatkovne serije začnejo že z letom 1990, najkrajša časovna serija pa se začne z letom 2000.

popolne konkurence na kapitalnem trgu in trgu dela bodo plače v obeh sektorjih enake mejni vrednosti dela, zato velja

$$w_{T,t} = p_{T,t} \alpha_T A_{T,t} \left(\frac{k_{T,t}}{l_{T,t}} \right)^{1-\alpha_T} \quad (3)$$

in

$$w_{N,t} = p_{N,t} \alpha_N A_{N,t} \left(\frac{k_{N,t}}{l_{N,t}} \right)^{1-\alpha_N} \quad (4)$$

Če upoštevamo predpostavko o malem in tujini odprtem gospodarstvu s popolno mobilnostjo trga delovne sile, potem si bodo nominalne plače v trgovanem in netrgovalnem sektorju enake. To pomeni, da velja $w_{T,t} = w_{N,t}$. Kombiniranje in preoblikovanje enačb 3 in 4 ter upoštevanje sektorskih Cobb-Douglasovih produkcijskih funkcij iz enačb 1 in 2 privede do oblike

$$\frac{p_{N,t}}{p_{T,t}} = \frac{\alpha_T A_{T,t} \left(\frac{k_{T,t}}{l_{T,t}} \right)^{1-\alpha_T}}{\alpha_N A_{N,t} \left(\frac{k_{N,t}}{l_{N,t}} \right)^{1-\alpha_N}} = \frac{\alpha_T \frac{y_{T,t}}{l_{T,t}}}{\alpha_N \frac{y_{N,t}}{l_{N,t}}} \quad (5)$$

Log-linearizacija enačbe 5 je podana kot

$$\hat{p}_{N,t} - \hat{p}_{T,t} = \hat{a}_{T,t} - \hat{a}_{N,t} \quad (6)$$

kjer je $\hat{a}_{T,t} = \ln(y_{T,t}/l_{T,t})$ in $\hat{a}_{N,t} = \ln(y_{N,t}/l_{N,t})$. Intuicija enačbe 6 je, da obstaja pozitivna povezava med hitrejšo stopnjo rasti produktivnosti v trgovanem sektorju v odnosu do stopnje rasti produktivnosti netrgovalnega sektorja in med hitrejšo stopnjo inflacije netrgovalnega sektorja v odnosu do stopnje inflacije trgovanega sektorja. Ta učinek je poznan kot Harrod-Balassa-Samuelsonov učinek.¹⁰

¹⁰Wagner & Hlouskova (2004) sicer trdita, da velika večina obstoječe literature, kot so De Gregorio, Giovannini & Wolf (1994), Alberola & Tyrväinen (1998), Coricelli & Jazbec (2004), Halpern & Wyplosz (2002), Sinn & Reutter (2001) ter Guo & Hall (2008) dejansko proučujejo Baumol-Bowenov učinek in ne popolnega učinka HBS. Nadaljujeta, da naj bi netočnost v razlikovanju opredelitve obeh učinkov izhajala iz predpostavke, da je relativna cena med netrgovalnim in trgovanim sektorjem pogostokrat uporabljena kot interna mera realnega deviznega tečaja in torej ne upošteva nominalnega deviznega tečaja. Baumol-Bowenov učinek se torej ukvarja le z domačimi spremenljivkami, medtem ko naj bi učinek HBS upošteval tudi nominalni devizni tečaj. Ker pa analiza zajema večinoma evropske države (večinoma iz evrskega območja), upoštevamo predpostavko (Betts & Kehoe; 2008), ki pravi, da je zveza med relativno rastjo produktivnosti obeh sektorjev in relativno rastjo cen obeh sektorjev precej močnejša v intenzivnejšem trgovinskem okolju, kot je to na primer Evropska unija. Upoštevajoč to dejstvo predstavlja Baumol-Bowenov učinek zelo pomemben vidik učinka HBS.

Od kod izvira rast produktivnosti in posledično gospodarska rast že od nekdaj zanima raziskovalce.¹¹ Jones (2016) v obsežnejšem pregledu literature izvora gospodarske rasti teoretično predstavi različne dejavnike gospodarske rasti. Izhajajoč iz osnovne Cobb-Douglasove produkcijske funkcije, Klenow & Rodríguez-Clare (1997), Hall & Jones (1999) ter Jones (2016) obe strani enačbe 1 (in/ali 2) delijo z $y_t^\alpha n_t$, kjer je n_t agregatni čas opravljenega dela. Tako dobijo Cobb-Douglasovo produkcijsko funkcijo v obliki $(y_t/n_t) = (k_t/y_t)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} (l_t/n_t) A_t$. Stopnja rasti proizvoda na opravljeno delo y_t/n_t v okviru Cobb-Douglasove produkcijske funkcije je torej odvisna od stopnje rasti razmerja med kapitalom in proizvodom k_t/y_t , stopnje rasti človeškega kapitala na opravljeno delo l_t/n_t ter stopnje rasti skupne factorske produktivnosti A_t oziroma stopnje rasti TFP (angl. *total factor productivity*). Hall & Jones (1999) pokažeta, da razlike v fizičnem kapitalu in človeškem kapitalu le delno pojasnjujejo razlike v proizvodu na opravljeno delo oziroma delavca (y_t/n_t). K rasti v proizvodu na opravljeno delo vpliva predvsem t. i. Solowov rezidual oziroma rast skupne factorske produktivnosti TFP.

1.3 Empirične metode in analiza podatkov

Tica & Družić (2006) sta v svojem delu zbrala obsežen pregled dotedanjega empiričnega dela v zvezi z učinkom HBS. Izpostavila sta, da večina literature potrjuje tezo učinka HBS. Najtehtnejši dokazi prihajajo iz del, ki temeljijo na modelskem tipu, ki ga je predstavil Balassa (1964). Največ literature ocenjuje učinek HBS v pristopnih članicah Evropske unije. Čihák & Holub (2001) s pomočjo *vis-à-vis* modela testirata prisotnost učinka HBS na čeških podatkih glede na dotedanje države Evropske unije. Jazbec (2002) testira prisotnost učinka HBS na slovenskih podatkih, medtem ko Dedu & Dumitrescu (2010) testirata prisotnost učinka HBS na primeru Romunije. Dela, kot so Cipriani (2000), Halpern & Wyplosz (2001), Arratibel, Rodríguez-Palenzuela & Thimann (2002), Breuss (2003), Coricelli & Jazbec (2004), Wagner & Hlouskova (2004), Mihaljek & Klau (2008) pa se osredotočijo na študijo panela evropskih držav. Poleg pristopnih držav Evropske unije so bile tema študije tudi druge razvijajoče se države. Jabeen, Malik & Haider (2011) testirajo učinek HBS na pakistanskih podatkih, Guo & Hall (2010) pa na kitajskih regionalnih podatkih. Navkljub v večini statistično značilnemu HBS učinku v obstoječi literaturi rezultati vseeno namigujejo, da velikost HBS učinka ne igra pretirane vloge pri pojasnjevanju inflacije (Égert, 2002; Podkaminer, 2003; Subasat, 2010). Je pa še kako pomembno dejstvo, da je spremljanje strukturne inflacije izjemnega pomena z vidika ekonomske politike.

Asea & Mendoza (1994) ter Bergin, Glick & Taylor (2004) so ugotovili, da je uči-

¹¹Omenimo le nekatere: Solow (1956), Solow (1957), Kaldor (1961), Maddison (1979), Romer (1986), Lee (1988), Lucas (1988), Romer (1990), Aghion and Howitt (1992), Kremer (1993), Maddison (1995), Pritchett (1997), Galor & Weil (2000), Clark (2001), Hansen & Prescott (2002), Jones & Romer (2010), itn.

nek HBS znotraj teorije splošnega ravnotežja težko dokazljiv zaradi prevelike oscilacije med spremenljivkami bruto domačega proizvoda in cenami v okviru meddržavne analize. Predlagali so, da bi se učinek HBS moral testirati na sektorskih podatkih. V tem oziru je študija učinka HBS bolj primerna v Baumol-Bowenovem tipu modela. Omenjeni zaključki so na široko odprli vrata novim raziskovalnim izzivom, hkrati pa so se nanašali na področje, kjer je bila dostopnost podatkov precej omejena. Šele z nastankom Evropske unije so se statistične podatkovne baze poenotile ter dopolnile, s tem pa se je omogočil dostop do sektorskih podatkov, ki so potrebni za učinkovitejše ocenjevanje učinka HBS. Ker je v realnem svetu težko ločiti med trgovalnimi in netrgovalnimi dobrinami, se je večina zgodnejših raziskav lotevala vprašanja delitve le-teh. Officer (1976) je predlagal enostavno rešitev, da se predelovalne dejavnosti oziroma industrijo obravnava kot trgovalni sektor, medtem ko spadajo storitvene dejavnosti v netrgovalni sektor. De Gregorio, Giovannini & Wolf (1994) pa so se vprašanja trgovernosti sektorjev lotili bolj sistematično s tem, ko so za opredelitev trgovernosti posameznega sektorja uporabili ločnico z deležem vrednosti izvoza v skupni proizvodnji.

Največji manko večine empiričnih študij prisotnosti učinka HBS je bila torej pomanjkljivost ustreznih podatkov, naj bo to dolžina časovne serije ali pa dejanska ustreznost spremenljivk. Raziskovalci so ta manko skušali nadoknaditi z združevanjem podatkov različnih držav (kot na primer De Broeck & Slok, 2006). Drugi avtorji, Lojschová (2003) in Fischer (2004), so uporabili panelne regresije s stalnimi učinki. Égert (2002) ter Sonora & Tica (2014) pa so uporabili kointegracijske modele.

Dodatna težava se pojavi pri opredelitvi produktivnosti oziroma njenega približka. V literaturi sta najbolj pogosti spremenljivki skupne faktorske produktivnosti TFP in povprečna produktivnost dela. Marston (1987), De Gregorio, Giovannini & Wolf (1994), De Gregorio in Wolf (1994), Chinn & Johnston, (1997), Halikias, Swagel & Allan (1999), Kakkar (2002) ter Lojschová (2003) uporabijo skupno faktorsko produktivnost TFP kot indikator produktivnosti. Mnogi drugi zaradi problema pomanjkanja zadovoljive časovne serije uporabijo povprečno produktivnost dela, kot na primer Žumer (2002), Coricelli & Jazbec (2004) ter Fischer (2004). V primerjavi s skupno faktorsko produktivnostjo TFP je argument proti uporabi povprečne produktivnosti dela ta, da ni povsem jasno, ali je dejansko povprečna produktivnost dela dober približek indikatorja produktivnosti, saj je vprašljiv njen dolgoročni vpliv na gospodarstvo v obliki vztrajne in vzdržne stopnje rasti produktivnosti (De Gregorio & Wolf, 1994). Canzoneri, Cumby & Diba (1999) pa po drugi strani argumentirajo, da pri skupni faktorski produktivnosti TFP obstaja večja nevarnost napake pri nenatančnem zbiranju podatkov v primerjavi z metodologijo, ki se uporablja pri povprečni produktivnosti dela na sektorski ravni. Sargent & Rodriguez (2000) dodata še, da če cilj analize temelji na časovni seriji, ki ni daljša od desetih let, potem je za raziskovanje učinka HBS

celo bolj priporočljivo uporabiti povprečno produktivnost dela kot indikator produktivnosti. Kovács (2002) je prišel do ugotovitve, da je dodatna slabost skupne faktorske produktivnosti TFP tudi ta, da je v razvijajočih se državah v obdobju dohitevanja gospodarske razvitosti akumulacija kapitala bolj intenzivna kot pri razvitih državah, kar posledično povzroči, da lahko precenimo učinek HBS. Hall & Jones (1999) ter Jones (2016) teoretično rast proizvoda na opravljeno delo pripisujejo rasti v razmerju med kapitalom in proizvodom, rasti človeškega kapitala na opravljeno delo ter rasti skupne faktorske produktivnosti TFP. Empirično na ameriških podatkih ugotavljajo tudi, da je bilo razmerje med kapitalom in proizvodom ter vložkom človeškega kapitala na opravljeno delo skozi čas stabilno, kar pomeni, da je glavni prispevek k rasti proizvoda na opravljeno delo y_t/n_t rast skupne faktorske produktivnosti TFP.¹² Če predpostavimo stabilnost razmerja med kapitalom in proizvodom ter vložka človeškega kapitala na opravljeno delo, potem bi dinamiki skupne faktorske produktivnosti TFP ter proizvoda na opravljeno delo (povprečno produktivnost dela) lahko enačili.¹³ Glede na dostopnost podatkov, obdobje analize in drugih argumentov smo uporabili povprečno produktivnost dela kot najboljši približek indikatorja produktivnosti. Povprečna produktivnost dela je opredeljena podobno kot proizvod na opravljeno delo y_t/n_t . Opredelitev izgradnje produktivnostnega indikatorja je bolj podrobno obdelana v naslednjih podglavjih.

Prisotnost učinka HBS je bila testirana tudi z drugimi ekonometričnimi metodami. Veliko literature se nanaša na študijo le ene države. Avtorji Bahmani-Oskooee (1992), Bahmani-Oskooee & Rhee (1996), Chinn (1997), Halikias, Swagel & Allan (1999), Deloach (2001), Taylor & Sarno (2001), Égert (2002) ocenijo učinek HBS s pomočjo kointegracijskih metod, kot je metoda E/G (Engle & Granger, 1987) ali metoda, ki sta jo razvila Johansen & Juselius (1990). Druga dela so se osredotočila na podatke večjega števila držav. Halpern & Wyplosz (1998) sta uporabila posplošeno metodo momentov GMM (angl. *Generalized Method of Moments*), Arratibel, Rodríguez-Palenzuela & Thimann (2002), Hsieh (1982) pa so uporabili metodo instrumentalne spremenljivke. Fischer (2004), De Broeck & Slok (2006) so testirali prisotnost učinka HBS z avtoregresivnimi modeli z zamikom. Navkljub različnosti uporabljenih metodologij sta med najbolj popularnimi še vedno metodi navadnih najmanjših kvadratov OLS (angl. *Ordinary Least Squares*) in posplošenih najmanjših kvadratov GLS (angl. *General Least Squares*) (Canzoneri, Cumby & Diba, 1999; Coricelli & Jazbec, 2004; Halpern & Wyplosz, 2001;

¹²Korelacijsko razmerje med skupno faktorsko produktivnostjo TFP in proizvodom na opravljeno delo, ki je opredeljen kot povprečna produktivnost dela, znaša 89 % (Hall & Jones, 1999). Njuna analiza zajema 127 držav.

¹³Da bi podprli zadnjo predpostavko, v prilogi 3 podamo grafični prikaz indeksov skupne faktorske produktivnosti TFP, povprečne produktivnosti dela ter rezultate korelacije med skupno faktorsko produktivnostjo TFP in povprečno produktivnostjo dela za celotno gospodarstvo po posameznih državah. Z izjemo dveh držav so vrednosti korelacijskih koeficientov visoke, kar kaže na precejšnjo skupno dinamiko skupne faktorske produktivnosti TFP in povprečne produktivnosti dela.

Égert, Drine, Lommatzsch & Rault, 2003). Panelne regresije pa so postale popularne z dostopnostjo sektorskih podatkov (Lojschová, 2003; Fischer, 2004).

1.3.1 Dinamični panelni regresijski model in modelske spremenljivke

Precej pozornosti je namenjeno obdelavi podatkov in opredelitvi sektorjev. Letni podatki so pridobljeni iz podatkovne baze Evropske komisije Eurostat.¹⁴ Podatki temeljijo na 28 evropskih državah.¹⁵ Podatkovna baza zajema podatke iz obdobja od leta 1990 do vključno leta 2017 in vsebuje sektorske bruto dodane vrednosti, cenovne indekse ter podatke o številu zaposlenih in številu opravljenih ur na podlagi desetih sektorjev po standardni klasifikaciji gospodarskih dejavnosti SKD 2008.

Glede na to, da razpolagamo s podatki 28 evropskih držav (tudi Slovenije), je razlog za izbor modela diferenčne dinamične panelne regresije s stalnimi učinki jasen, saj nam zagotavlja kontrolo nad neopazovanimi spremenljivkami, v našem primeru nad različnostjo oziroma specifičnostjo posameznih držav. Z drugimi besedami, v modelu dovolimo čezmejno heterogenost. Sama struktura diferenčnega dinamičnega modela sloni na strukturi modela od De Gregoria, Giovanninija & Wolfa (1994). Spremenljivke so v nasprotju z nivojnimi spremenljivkami v De Gregoriju, Giovanniniju & Wolfu (1994) izražene v stopnjah rasti, in sicer kot diferencirani logaritmi.¹⁶ Diferenčni dinamični panelni regresijski model je torej zapisan kot

$$\begin{aligned} \Delta p_{i,t}^{NT} = & \beta_1 \Delta p_{i,t-1}^{NT} + \beta_2 \Delta A_{i,t}^{TN} + \beta_3 \Delta A_{i,t-1}^{TN} \\ & + \beta_4 \Delta bdp_{i,t} + \beta_5 \Delta izv_{i,t} + \beta_6 \Delta drz_{i,t} + \sum_{k=1}^K \beta_{k+6} D_{k,i,t} + v_{i,t} \quad (7) \end{aligned}$$

kjer velja, da je spremenljivka $\Delta p_{i,t}^{NT} = \Delta (p_{i,t}^N / p_{i,t}^T)$ stopnja relativne inflacije med netrgovalnimi in trgovalnimi dobrinami. Koefficienti, ki jih označujemo z grško črko β , merijo vpliv odložene odvisne spremenljivke in ostalih neodvisnih spremenljivk, medtem ko z i označimo število držav, ki vstopajo v proces ocenjevanja. Ključna pojasnjevalna

¹⁴Dostopno na spletni strani <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home/>. Omenjena podatkovna baza vsebuje tudi četrletne časovne serije podatkov, ki jih uporabimo za preverjanje robustnosti panelnega modela. Rezultati modela na četrletnih podatkih so predstavljeni v prilogi 5, tabela 4.

¹⁵Avstrija, Belgija, Bolgarija, Ciper, Češka, Danska, Estonija, Finska, Francija, Grčija, Hrvaška, Irska, Italija, Latvija, Litva, Luksemburg, Madžarska, Nemčija, Nizozemska, Norveška, Poljska, Portugalska, Romunija, Slovaška, Slovenija, Španija, Švedska in Velika Britanija.

¹⁶Stopnjo rasti lahko zapišemo kot $y_{t+n} = y_t(1+g)^n$. Če izraz za stopnjo rasti logaritmiramo, dobimo $\ln y_{t+n} = \ln y_t + n \ln(1+g)$, kjer za naravni logaritem velja $\ln(e^x) = x$. Pri nižjih vrednosti stopenj rasti lahko stopnjo rasti g izrazimo kot $g \approx \ln(1+g)$. V tem primeru lahko stopnjo rasti g zapišemo tudi kot $g \approx (\ln y_{t+n} - \ln y_t) / n$.

spremenljivka $\Delta A_{i,t}^{TN}$ predstavlja stopnjo rasti relativne povprečne produktivnosti dela med trgovalnim in netrgovalnim sektorjem $\Delta (a_{i,t}^T/a_{i,t}^N)$. Koeficienti β_{k+6} pripadajo slamnatom spremenljivkam $D_{k,i,t}$, kjer je K število slamatih spremenljivk. Za izraz $v_{i,t}$ velja $v_{i,t} = u_i + \varepsilon_{i,t}$, kjer izraz u_i ulovi neopazovane individualne učinke, $\varepsilon_{i,t}$ pa je slučajna spremenljivka z normalno porazdelitvijo ($\varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$).

V enačbo 7 vstopajo tudi logaritmirane in diferencirane kontrolne spremenljivke $\Delta bdp_{i,t}$, $\Delta izv_{i,t}$ in $\Delta drz_{i,t}$, ki predstavljajo stopnje rasti bruto domačega proizvoda, izvoza in državnih izdatkov za vseh 28 držav. Le-te bomo tudi uporabili kot eksogene instrumente pri ocenjevanju dinamičnega panelnega modela. Stopnja rasti bruto domačega proizvoda $\Delta bdp_{i,t}$ pojasnjuje splošne spremembe nekega gospodarstva in so povezane s poslovnimi cikli. Ob predpostavki, da je spremenljivka bruto domačega proizvoda splošni pokazatelj dinamike nekega gospodarstva, pričakujemo, da bo vrednost koeficienta stopnje rasti bruto domačega proizvoda, β_4 , statistično neznačilna v enačbi 7. Stopnja rasti bruto domačega proizvoda ima torej podobno visok učinek na obe sektorski stopnji inflacije. Pozitivna statistično značilna vrednost koeficienta bruto domačega proizvoda bi potemtakem predstavljala morebitno pristranskost gospodarstva (tj. bruto domačega proizvoda) k potrošnji (določanju cen) netrgovalnih dobrin, medtem ko bi negativna statistično značilna vrednost koeficienta bruto domačega proizvoda predstavljala morebitno pristranskost gospodarstva k potrošnji trgovalnih dobrin (Halpern & Wyplosz, 2001). Spremenljivka stopnje rasti izvoza $\Delta izv_{i,t}$ opisuje spremembe v izvoznem obnašanju nekega gospodarstva, zato ima neposredni vpliv na inflacijo trgovalnega sektorja, nima pa vpliva na inflacijo netrgovalnega sektorja (Halpern & Wyplosz, 2001). Po drugi strani pa stopnja rasti državne potrošnje $\Delta drz_{i,t}$ vpliva na stopnjo inflacije v netrgovalnem sektorju, saj je večina državne potrošnje storitvene narave, ki je večinoma opredeljena v netrgovalnem sektorju (Fischer, 2004). V osnovi je namen uporabe kontrolnih spremenljivk nadzirati neželene učinke in odklone v stopnji relativne inflacije netrgovalnih dobrin v primerjavi s trgovalnimi dobrinami in so nekorelirane s spremenljivko stopnje rasti relativne produktivnosti $\Delta A_{i,t}^{TN}$. Kontrolne spremenljivke obsegajo tržne nepravilnosti in rigidnosti, institucionalne značilnosti gospodarstev, povpraševalne šoke in zunanje šoke, kot so šoki v tujem povpraševanju, odprtost gospodarstev ter cenovni šoki v surovinah in nafti.

V literaturi se v zvezi s proučevanjem učinka HBS prav tako pojavljajo dodatne pojasnjevalne oziroma kontrolne spremenljivke. V splošnem lahko dodatne pojasnjevalne spremenljivke razdelimo v več skupin. V prvo skupino uvrstimo spremenljivke prihodkovnega tipa, kot sta bruto domači proizvod in zasebna potrošnja (De Gregorio, Giovannini & Wolf, 1994; Halpern & Wyplosz, 2001; Frensch, 2006; Gubler & Sax, 2019), ki v modelu pojasnjujejo tipična gospodarska nihanja. V drugi skupini so spremenljivke, povezane z državnimi izdatki in drugimi aktivnostmi javnega značaja, kot so državna

potrošnja (De Gregorio, Giovannini & Wolf, 1994; Fischer, 2004; Sonora & Tica, 2014; Gubler & Sax, 2019), plače javnega sektorja (Halikias, Swagel & Allan, 1999; Mihaljek & Klau, 2008), proračunski primanjkljaj (Arratibel, Rodríguez-Palenzuela & Thimann, 2002) ter javni dolg (Rogoff, 1992), ki večinoma vplivajo na odklone v netrgovalnem sektorju v nekem gospodarstvu. V tretjo skupino uvrstimo spremenljivke, ki so povezane z odprtostjo gospodarstva in pojasnjujejo odklone trgovalnega sektorja, kot so izvoz blaga in storitev (Halpern & Wyplosz, 2001), tekoči račun (Gubler & Sax, 2019), razmerje med izvozom in bruto domačim proizvodom ter preostali indikatorji odprtosti gospodarstva. V zadnjo skupino spadajo različne vrste pojasnjevalnih spremenljivk, in sicer umetne spremenljivke sprememb režima nominalnega deviznega tečaja (Arratibel, Rodríguez-Palenzuela & Thimann, 2002), spremembe v akumulaciji kapitala in spremembe v cenah nafte (Chinn, 1997; Chinn & Johnston, 1997; De Broeck & Slok, 2006). A še preden se osredotočimo na empirične rezultate, je treba natančneje opredeliti trgovalnost sektorjev.

1.3.2 Trgovalnost in netrgovalnost sektorjev

Najprej je treba določiti trgovalnost oziroma netrgovalnost sektorjev. Officer (1976) je predlagal, da predelovalne dejavnosti in industrija tvorijo trgovalni sektor, medtem ko storitveni sektor predstavlja netrgovalni sektor. Korak dlje so naredili De Gregorio, Giovannini & Wolf (1994), ki so pri opredelitvi trgovalnosti/netrgovalnosti sektorjev uporabili ločnico v obliki razmerja med izvozom in skupne proizvodnje nekega sektorja. Prag so postavili na 10 %. Sektor, ki preseže prag 10 %, spada v trgovalni sektor, sektor, katerega razmerje pa ne preseže 10 %, se uvrsti v netrgovalni sektor. Morebitna slabost makroekonomskih podatkov, ki jih v pričujoči analizi obravnavamo le na ravni 10 sektorjev po standardni klasifikaciji gospodarskih dejavnosti SKD 2008, je ta, da ločnica v obliki razmerja med izvozom in skupne proizvodnje ne upošteva, da je lahko del izvoženih dobrin tudi predhodno uvožen, kot to ugotovijo Damijan, Konings & Polanec (2014) na mikro podatkih slovenskih podjetij v obdobju med letoma 1994 in 2008 oziroma Bernard, Van Beveren & Vandenbusche (2010) na belgijskih mikro podatkih. Omenjeni avtorji dodajo še, da t. i. predhodna trgovina (angl. *pass-on-trade* oziroma *carry-along-trade*) lahko vpliva na produktivnost, porabo in razporeditev proizvodnih faktorjev v proizvodnem procesu ter s tem posredno na morebitno večjo izvozno naravnost podjetja.

Opredelitev trgovalnega in netrgovalnega sektorja sloni na pristopu De Gregoria, Giovanninija & Wolfa (1994). Za razliko od pristopa De Gregoria, Giovanninija & Wolfa (1994), ki so zajemali vse sektorje, se naš pristop osredotoči le na tiste sektorje po standardni klasifikaciji gospodarskih dejavnosti SKD 2008, ki so strogo trgovalni oziroma strogo netrgovalni. To pomeni, da so iz analize izključeni tisti sektorji, katerih razmerje med izvozom in skupno proizvodnjo preveč niha okrog praga 10 %, določenega v delu

De Gregoria, Giovanninija & Wolfa (1994). Za sektor velja, da je trgoven, če njegov delež izvoza v skupni proizvodnji znaša nad 10 % najmanj v 75 % primerov. In obratno, za sektor velja, da je netrgoven, če njegov delež izvoza v skupni proizvodnji znaša pod 10 % najmanj v 75 % primerov. Pri tem smo uporabili podatke iz podatkovne baze WIOD (angl. *World Input-Output Database*), ki vsebujejo tabele input-output za vseh 28 evropskih držav. Podatke smo zajeli za obdobje med letoma 2000 in 2011. Za klasifikacijo sektorjev smo uporabili standardno klasifikacijo gospodarskih dejavnosti SKD 2008, ki se uporablja pri poročanju podatkov za sistem nacionalnih računov SNA (angl. *System of National Accounts*). 10-sektorska klasifikacija je predstavljena v tabeli 1.

Tabela 1: 10-sektorska klasifikacija gospodarskih dejavnosti SKD 2008

SKD 2008	opis posameznih sektorjev SKD 2008	trgovalni ali netrgovalni
A	Kmetijstvo in lov, gozdarstvo in ribištvo	
B,C,D in E	Predelovalne dejavnosti, rudarstvo in druga industrija	T
F	Gradbeništvo	N
G, H in I	Trgovina, promet in skladiščenje, in gostinstvo	T
J	Informacijske in komunikacijske dejavnosti	
K	Finančne in zavarovalniške dejavnosti	
L	Poslovanje z nepremičninami	N
M in N	Strokovne, znanstvene, tehnične in druge poslovne dejavnosti	
O, P in Q	Dejavnost javne uprave in obrambe, dejavnost obvezne socialne varnosti	N
R, S, T in U	Druge dejavnosti	N

Vir: Evropska komisija.

Strožji kriteriji glede trgovernosti in netrgovernosti nekega sektorja privedejo do tega, da sektorji po standardni klasifikaciji gospodarskih dejavnosti SKD 2008, kot so kmetijstvo in lov, gozdarstvo in ribištvo (A), informacijske in komunikacijske dejavnosti (J), finančne in zavarovalniške dejavnosti (K), strokovne, znanstvene, tehnične in druge poslovne dejavnosti (M in N) izpadejo iz analize. Izključeni sektorji predstavljajo okoli 20 % celotne dodane vrednosti. Sektorji, kot so predelovalne dejavnosti, rudarstvo in druga industrija (B, C, D in E), trgovina, promet in skladiščenje ter gostinstvo (G, H in I) so opredeljeni kot trgovni sektor, medtem ko so gradbeništvo (F), poslovanje z nepremičninami (L), dejavnost javne uprave in obrambe, dejavnost obvezne socialne varnosti (O, P in Q) ter druge dejavnosti (R, S, T in U) opredeljeni kot netrgoven sektor.¹⁷

¹⁷Slabost sektorja trgovine, prometa in skladiščenja ter gostinstva (G, H in I) po standardni klasifikaciji gospodarskih dejavnosti SKD 2008 je, da so lahko glede na lastnosti posamezni podsektorji različno intenzivno trgovani. Kljub temu standardna klasifikacija gospodarskih dejavnosti SKD 2008

1.3.3 Inflacija in produktivnost dela trgovalnega in netrgovalnega sektorja

Z letnimi podatki, pridobljenimi iz podatkovne baze Eurostat, ter upoštevajoč klasifikacijo trgovalnega in netrgovalnega sektorja iz tabele 1, je treba oblikovati oziroma sestaviti indekse sektorskih inflacij. Glede na to, da je vsak posamezni indeks sestavljen iz več sektorjev standardne klasifikacije gospodarskih dejavnosti SKD 2008, je sektorje zato treba utežiti z ustreznimi utežmi. To smo naredili s pomočjo bruto dodane vrednosti vsakega posameznega sektorja po standardni klasifikaciji gospodarskih dejavnosti SKD 2008, ki je izražena v milijonih evrov. Indeksi inflacij trgovalnega in netrgovalnega sektorja po državah z baznim letom 2010 so prikazani v prilogi 4 na sliki 4.1. V večini držav je že na podlagi slikovnega gradiva moč opaziti, da je inflacija netrgovalnega sektorja višja od inflacije trgovalnega sektorja v opazovanem obdobju. To je predvsem razvidno iz primerov Avstrije, Cipra, Češke, Finske, Francije, Grčije, Italije, Nizozemske, Portugalske, Slovenije in Švedske. V drugih državah je višja inflacija v netrgovalnem sektorju v primerjavi s trgovalnim manj izrazita, vendar za nobeno izmed opazovanih držav ne bi mogli trditi, da je inflacija trgovalnega sektorja višja od inflacije netrgovalnega sektorja. Temu se še najbolj približa primer Irske.

Pri izgradnji produktivnostnih indeksov za trgovalni in netrgovalni sektor smo se odločili za enak princip tehtanja posameznega indeksa kot pri cenovnih indeksih. Za izgradnjo indeksa povprečne produktivnosti dela smo dodatno uporabili podatke o številu zaposlenih oziroma številu opravljenih ur ter o bruto dodani vrednosti v posameznih sektorjih po standardni klasifikaciji gospodarskih dejavnosti SKD 2008 po enačbah

$$\text{povpr. produktivnost dela sektorja} = \frac{\text{bruto dodana vrednost posam. sektorja}}{\text{št. zaposlenih v posam. sektorju}}$$

oziroma

$$\text{povpr. produktivnost dela sektorja} = \frac{\text{bruto dodana vrednost posam. sektorja}}{\text{št. opravljenih ur v posam. sektorju}} \quad (8)$$

Navkljub obširni diskusiji v literaturi, v kolikšni meri je povprečna produktivnost dela izražena s številom zaposlenih oziroma številom opravljenih ur boljši indikator produktivnosti v primerjavi s skupno faktorsko produktivnostjo TFP, smo zaradi dostopnosti in frekvence podatkov uporabili produktivnost dela.¹⁸ Indeksi produktivnosti v trgoval-

obravna sektor trgovine, prometa in skladiščenja ter gostinstva (G, H in I) zaradi omejenosti podatkovnih serij kot enotni sektor, njegov povprečen delež izvoza v proizvodnji pa znaša nekaj več kot 17 %.

¹⁸V primerjavi s povprečno produktivnostjo dela je slabost skupne faktorske produktivnosti TFP

nem in netrgovalnem sektorju so uteženi z ustreznimi utežmi, in sicer na podlagi bruto dodane vrednosti vsakega sektorja po standardni klasifikaciji gospodarskih dejavnosti SKD 2008 (podobno kot pri sektorski inflaciji). Produktivnostni indeksi trgovalnega in netrgovalnega sektorja so prikazani po posameznih državah v prilogi 4 na sliki 4.2. Rast produktivnosti dela trgovalnega sektorja je v splošnem v vseh 28 državah pričakovano hitrejša od rasti produktivnosti dela v netrgovalnem sektorju. Še več, produktivnost netrgovalnega sektorja se v marsikateri državi postopoma znižuje, medtem ko je rast produktivnosti dela v trgovalnem sektorju skozi celotno opazovano obdobje večinoma pozitivna z izjemo nekaterih držav, kot so Ciper, Grčija, Italija, Norveška in Španija.¹⁹ Glede na izrazito različno dinamiko produktivnosti dela v trgovalnem v primerjavi z netrgovalnim sektorjem lahko na podlagi vizualnega anekdotičnega dokaza iz slike 4.2 v prilogi 4 sklepamo, da bo dinamika relativnega produktivnostnega indeksa skozi čas pozitivna.

Preostala nam je le še izgradnja indeksov relativnih razmerij med obema sektorjema, to sta $p_{i,t}^{NT}$ in $A_{i,t}^{TN}$. Pri inflaciji gre torej za relativno razmerje med inflacijama netrgovalnega in trgovalnega sektorja, medtem ko gre pri produktivnosti za relativno razmerje med produktivnostjo trgovalnega in netrgovalnega sektorja, torej obratno sektorsko razmerje. Glede na intuicijo teorije HBS bi pričakovali, da imata oba relativna indeksa skupno oziroma podobno dinamiko skozi čas (glej prilogo 4, sliko 4.3). Skupna dinamika obeh indeksov je prisotna v večini od 28 držav, hkrati pa je skupna dinamika obeh relativnih indeksov dober pokazatelj pozitivnega razmerja med njima.

Ker v analizo vstopajo tudi kontrolne spremenljivke, prikažimo še njihovo dinamiko. Na sliki 4.4 v prilogi 4 so prikazane dinamike indeksov realnega bruto domačega proizvoda, izvoza blaga in storitev ter državne potrošnje z baznim letom 100 v letu 2010. Dinamika izvoza blaga in storitev je v večini držav pričakovano bolj volatilna od dinamike bruto domačega proizvoda oziroma državne potrošnje. V večini držav je moč opaziti pospeševanje dinamike vseh treh kontrolnih spremenljivk v obdobju pregrevanja gospodarstev pred letom 2008 ter upočasnitev oziroma padec rasti bruto domačega proizvoda, državne potrošnje in predvsem izvoza s pričetkom finančne krize.

1.3.4 Transformacije spremenljivk in opisna statistika

Časovne serije spremenljivk se nanašajo na časovno obdobje med letoma 1990 in 2017 ter so bile do sedaj izražene v indeksni obliki. Gre za neuravnotežen panel zgoraj

predvsem dostopnost podatkov. Poleg tega pa se pri skupni faktorski produktivnosti TFP soočamo s težavo učinkovitega merjenja ter dejanske intenzivnosti uporabe vložkov v proizvodnem procesu (Comin, 2008). Tabele input-output so v najboljšem primeru dostopne na letni frekvenci, pa še to le za krajše obdobje.

¹⁹Razen Norveške so našteje države, ki jih je globalna finančna kriza, ki se je začela v letu 2008, precej prizadela.

opisanih podatkov, kjer se za nekatere države podatkovne serije začnejo že z letom 1990, najkrajša časovna serija pa se začne z letom 2000. Naprej smo indekse časovnih serij logaritmirali ter diferencirali. S tem smo preoblikovali spremenljivke v približek stopenj rasti. Preverili smo tudi vrednosti pridobljenih korelacijskih koeficientov med stopnjami rasti relativnih inflacijskih in produktivnostnih indeksov med posameznimi državami z namenom pridobitve splošne predstave glede povezav med cenovno spremenljivko in pojasnjevalnimi spremenljivkami po posameznih državah.²⁰ Iz tabele 2 je razvidno, da je v večini primerov korelacija med stopnjami rasti relativne produktivnosti in stopnjami relativne inflacije pozitivna, z manjšimi negativnimi korelacijskimi vrednostmi odstopajo le primeri Norveške, Litve, Luksemburga in Irske. Zanimivo je tudi, da na prvi pogled ne moremo zagotovo trditi, da je višja vrednost korelacijskega koeficienta značilna le pri državah, ki niso bile ustanovne članice evrskega območja in ki so (bile) v povprečju manj razvite, saj višjo vrednost korelacijskega koeficienta dosegajo tudi bolj razvite države evrskega območja, kot so Francija, Nemčija in Nizozemska. Višje korelacijske vrednosti dosegajo tudi bolj razvite države, ki niso del evrskega območja, kot na primer Velika Britanija in Švedska. Slovenija v tem oziru v primerjavi z ostalimi evropskimi državami ne odstopa bistveno, njena korelacijska vrednost med stopnjami rasti relativnega inflacijskega in produktivnostnega indeksa pa znaša 0,3456 oziroma 0,2673 ob upoštevanju izračuna produktivnosti dela na podlagi števila opravljenih ur.

Upoštevali smo tudi, da lahko država kot monopsonistični kupec zanemarja pritisk na plače in cene ter jih lahko določa netržno. Posledično bi lahko bila dinamika cenovnega deflatorja sektorja javne uprave po standardni klasifikaciji gospodarskih dejavnosti SKD 2008 (O, P in Q) nekoliko zavajajoča. Zato smo sestavili tudi inačice indeksov relativnih inflacij $p_{i,t}^{NT}$ in produktivnosti $A_{i,t}^{TN}$ po vseh državah, ki ne vsebujejo sektorja javne uprave (O, P in Q).²¹ Kljub temu je iz tabele 2 razvidno, da vrednosti korelacijskih koeficientov spremenljivk, ki ne upoštevajo sektorja javne uprave (O, P in Q), ne odstopajo bistveno v primerjavi z vrednostmi korelacijskih koeficientov spremenljivk, ki javno upravo (O, P in Q) pri izračunu relativnih indeksov upoštevajo.

²⁰Korelacijski koeficient z označbo $\rho_{x,y}$ predstavlja velikost linearne povezanosti spremenljivk in lahko zavzame številske vrednosti med -1 in 1. Bolj kot se vrednost korelacijskega koeficienta približuje ekstremom intervala -1 in 1, večja je linearna funkcijska povezanost spremenljivk x in y .

²¹Sektor javne uprave in obrambe, dejavnost obvezne socialne varnosti (O, P in Q) je glede na tabelo 1 opredeljen kot netrgovalni sektor.

Tabela 2: Korelacije med stopnjami rasti odvisne spremenljivke z neodvisnimi spremenljivkami po posameznih državah

Korel. koef.		$\rho_{\Delta p_{i,t}^{NT},x}$					$\rho_{\Delta p_{i,t}^{NT},x}^*$			
		$x = \Delta A_{i,t}^{TN}$	$\Delta A_{i,t}^{TN**}$	$\Delta bdp_{i,t}$	$\Delta izv_{i,t}$	$\Delta drz_{i,t}$	$\Delta A_{i,t}^{TN}$	$\Delta bdp_{i,t}$	$\Delta izv_{i,t}$	$\Delta drz_{i,t}$
Št.	Drž.									
1	CZ	0,8006***	0,8069***	0,3411	0,1222	0,4000*	0,8061***	0,1947	0,0910	0,3244
2	FR	0,7182***	0,7147***	0,5980***	0,4693**	-0,0094	0,6861***	0,6355***	0,4920***	-0,0663
3	BG	0,6830***	0,6894***	0,0244	-0,4730**	0,7416***	0,7164***	0,0391	-0,4415**	0,7167***
4	UK	0,5495***	0,6489***	0,6587***	0,2967	0,4998**	0,3438	0,7003***	0,3706*	0,3175
5	SE	0,5288***	0,5190***	0,3263	0,2573	-0,0688	0,5504***	0,3007	0,2116	0,0927
6	DE	0,5238***	0,4339**	0,4409**	0,2065	-0,0406	0,5522***	0,5189***	0,2311	0,0753
7	PT	0,4725**	0,4645**	0,4950**	0,1192	0,5518***	0,4969**	0,2768	0,1897	0,3243
8	NL	0,4418**	0,4453**	0,3531	0,3057	0,0787	0,3237	0,5224**	0,4665**	0,0410
9	HR	0,4295*	0,3294	0,7191***	0,3127	0,6803***	0,3062	0,7115***	0,4223*	0,4405*
10	ES	0,4242**	0,4041*	0,7251***	0,3948*	0,6007***	0,6869***	0,6868***	0,5200**	0,4978**
11	CY	0,3751*	0,3407	0,7358***	-0,1289	0,5369***	0,3783*	0,6980***	-0,0525	0,4577**
12	PL	0,3680	0,2931	0,0502	0,2755	0,3317	0,3268	0,1474	0,2501	0,4017*
13	SI	0,3456	0,2673	0,2049	0,0695	0,6243***	0,2927	0,0627	-0,0254	0,5401***
14	HU	0,3398	0,4107*	0,5423***	0,2944	0,1125	0,2960	0,4655**	0,4706**	-0,1580
15	IT	0,3177	0,2307	0,5338**	0,4461**	0,3472	0,2825	0,4477**	0,4121*	0,3131
16	GR	0,2791	0,2581	0,5928***	0,0058	0,5404***	0,2018	0,5287**	0,0513	0,4982**
17	RO	0,2390	0,2182	-0,0335	-0,0914	0,4232**	0,3843*	-0,2232	-0,2010	0,1798
18	EE	0,2020	0,3134	0,4826**	0,2197	0,3500	0,3154	0,5502***	0,2997	0,3266
19	AT	0,1491	0,1387	-0,0109	0,0120	-0,0134	0,2542	-0,0589	0,0064	0,0594
20	LV	0,0971	0,2742	0,7705***	0,2396	0,8484***	0,1275	0,7496***	0,2217	0,8321***
21	FI	0,0546	0,1193	0,1602	-0,2159	0,6460***	0,3390*	0,3882**	-0,0402	0,7425***
22	DK	0,0513	0,1070	-0,1686	-0,2437	0,1092	0,1653	0,2465	0,1968	-0,0013
23	SK	0,0513	0,0330	-0,0377	-0,2115	0,3392	0,0836	0,0029	-0,1831	0,4178*
24	BE	0,0301	0,0900	-0,1421	-0,3466	0,3402	-0,0706	0,1781	-0,0082	0,3166
25	IE	-0,0137	0,0203	0,2000	-0,0639	0,4200*	0,1769	0,3351	0,0667	0,2877
26	LU	-0,0436	-0,0396	-0,0915	-0,2490	0,5126**	-0,0700	-0,0419	-0,1537	0,5323**
27	LT	-0,0443	0,0145	0,3645*	-0,1129	0,4928**	0,0393	0,4796**	-0,0408	0,4705**
28	NO	-0,0637	0,0245	-0,2104	-0,0131	0,3456*	-0,1643	-0,1887	0,0076	0,3555*

*** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

*Opomba pri korelacijskem koeficientu $\rho_{\Delta p_{i,t}^{NT},x}$: Brez sektorja javne uprave (O, P in Q).

**Opomba pri spremenljivki $\Delta A_{i,t}^{TN}$: Produktivnost izračunana na podlagi števila opravljenih ur.

Vir: Eurostat, lastni izračuni.

Za lažjo predstavbo je v tabeli 3 predstavljena še skupna korelacijska matrika diferenciranih logaritmiranih spremenljivk, ki vstopajo v diferenčni dinamični panelni regresijski model s spremenljivkami, izraženimi v stopnjah rasti. Vrednosti korelacijskih koeficientov v skupni korelacijski matriki sovpadajo s teorijo. Razmerje med stopnjo rasti relativne produktivnosti $\Delta A_{i,t}^{TN}$ in stopnjo relativne inflacije $\Delta p_{i,t}^{NT}$ je pozitivno (0,5069),²² kar bi lahko interpretirali kot predpogoj za obstoj učinka HBS. Kontrolne spremenljivke ($\Delta bdp_{i,t}$, $\Delta izv_{i,t}$ in $\Delta drz_{i,t}$) sicer zasedajo manjše korelacijske vrednosti v razmerju do stopnje relativne inflacije, kot je korelacijska vrednost razmerja med stopnjo rasti produktivnosti in stopnjo relativne inflacije, vendar ostajajo v skladu s teorijo. Spremenljivka stopnje rasti bruto domačega proizvoda $\Delta bdp_{i,t}$ je prav tako v rahlo pozitivnem razmerju do stopnje relativne inflacije $\Delta p_{i,t}^{NT}$, kar nakazuje na rahlo pristranskost celotnega gospodarstva pri določanju cen netrgovalnih dobrin. Pozitiven je tudi korelacijski koeficient med stopnjo rasti državne potrošnje $\Delta drz_{i,t}$ in stopnjo relativne inflacije, saj je pričakovati, da ima povečanje državne potrošnje večji pritisk na porast netrgovalnih cen ($p_{i,t}^N$) kot porast trgovalnih cen. Spomnimo, da je relativna in-

²²0,5186 ob upoštevanju inačice relativne produktivnosti, ki temelji na podlagi števila opravljenih ur, ter 0,4775 ob upoštevanju inačice relativne produktivnosti, ki ne vsebuje sektorja javne uprave (O, P in Q).

flacija opredeljena z razmerjem netrgovalne do trgovalne inflacije $\Delta p_{i,t}^{NT} = \Delta (p_{i,t}^N / p_{i,t}^T)$. Po drugi strani je predznak korelacijskega koeficienta med stopnjo rasti izvoza in stopnjo relativne inflacije negativen, saj bi povečanje izvoza po produktivnostni teoriji vplivalo na povečanje trgovalne inflacije ($p_{i,t}^T$). Kljub temu so vrednosti korelacijskih koeficientov premajhne ter med državami preveč razpršene, da bi lahko na podlagi tega zagotovo sklepali o trdnejših povezavah med posameznimi spremenljivkami.

Tabela 3: Korelacijska matrika modelskih spremenljivk diferenčnega dinamičnega panelnega regresijskega modela

$\rho_{x,y}$	$\Delta p_{i,t}^{NT}$	$\Delta p_{i,t}^{NT**}$	$\Delta A_{i,t}^{TN}$	$\Delta A_{i,t}^{TN*}$	$\Delta A_{i,t}^{TN**}$	$\Delta bdp_{i,t}$	$\Delta izv_{i,t}$	$\Delta drz_{i,t}$
$\Delta p_{i,t}^{NT}$	1,0000							
$\Delta p_{i,t}^{NT**}$	0,9592***	1,0000						
$\Delta A_{i,t}^{TN}$	0,5069***	0,4956***	1,0000					
$\Delta A_{i,t}^{TN*}$	0,5186***	0,5095***	0,9728***	1,0000				
$\Delta A_{i,t}^{TN**}$	0,4775***	0,4790***	0,9567***	0,9350***	1,0000			
$\Delta bdp_{i,t}$	0,1745***	0,2010***	0,0407	0,0320	0,0355	1,0000		
$\Delta izv_{i,t}$	-0,0704*	-0,0333	0,0776*	0,0736*	0,0590	0,6148***	1,0000	
$\Delta drz_{i,t}$	0,5494***	0,5064***	0,0813**	0,1055***	0,1223***	0,3518***	-0,0767*	1,0000

*** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

*Opomba pri spremenljivki $\Delta A_{i,t}^{TN}$: Produktivnost izračunana na podlagi števila opravljenih ur.

**Opombi pri spremenljivkah $\Delta p_{i,t}^{NT}$ in $\Delta A_{i,t}^{TN}$: Brez sektorja javne uprave (O, P in Q).

Vir: Eurostat, lastni izračuni.

Preden prikažemo empirične rezultate diferenčnega dinamičnega panelnega regresijskega modela, v tabeli 4 zajamemo osnovno statistiko diferenciranih logaritmiranih spremenljivk oziroma spremenljivk izraženih v stopnjah rasti. Glede na opisno statistiko vidimo, da je stopnja rasti relativne produktivnosti dela med trgovalnim in netrgovalnim sektorjem, $\Delta A_{i,t}^{TN}$, nekoliko bolj nestanovitna, kot je razmerje med netrgovalno in trgovalno stopnjo inflacije, $\Delta p_{i,t}^{NT}$, saj je standardni odklon spremenljivke stopnje rasti relativne produktivnosti skorajda dvakrat večji od standardnega odklona spremenljivke razmerja med stopnjami inflacij netrgovalnega in trgovalnega sektorja. Višji odkloni so povezani z visokimi nihanji v stopnjah rasti relativne produktivnosti v manj razvitih evropskih državah, predvsem v obdobju tranzicije, torej še pred nastopom globalne finančne krize. Število opazovanj med spremenljivkami niha med 616 in 642, in sicer zaradi različno dolgih časovnih serij podatkov med državami in samim tipom podatka.

Tabela 4: Opisna statistika diferenciranih logaritmiranih spremenljivk

Spremenljivka	Število opazovanj	Sredina	Standardni odklon	Minimum	Maksimum
$\Delta p_{i,t}^{NT}$	629	0,0121	0,0666	-1,1971	0,3722
$\Delta A_{i,t}^{TN}$	619	0,0191	0,1036	-1,8776	1,0895
$\Delta A_{i,t}^{TN*}$	616	0,0200	0,1039	-1,8814	1,0540
$\Delta p_{i,t}^{NT**}$	629	0,0102	0,0727	-1,2596	0,2927
$\Delta A_{i,t}^{TN**}$	619	0,0208	0,1149	-1,8745	1,0303
$\Delta bdp_{i,t}$	647	0,0244	0,0345	-0,1878	0,2234
$\Delta izv_{i,t}$	642	0,0548	0,0696	-0,2276	0,3314
$\Delta drz_{i,t}$	642	0,0166	0,0366	-0,3530	0,3644

*Opomba: Produktivnost izračunana na podlagi števila opravljenih ur.

**Opombi: Brez sektorja javne uprave (O, P in Q).

Vir: Eurostat, lastni izračuni.

1.4 Rezultati dinamičnega panelnega regresijskega modela

V tem podpoglavju podamo rezultate diferenčnega dinamičnega panelnega regresijskega modela, kot je opredeljen v enačbi 7. Za oceno diferenčne dinamične panelne regresije se uporabi Arellano-Bondovo diferenčno cenilko posplošene metode momentov GMM z dvostopenjsko robustno Windmeijerjevo korekcijo (Arellano & Bond, 1991; Arellano & Bover, 1995; Blundell & Bond, 1998; Windmeijer, 2005; Roodman, 2009a; Roodman, 2009b).²³ Standardne cenilke so v takih primerih nekonsistentne, saj so po navadi neopazovani panelni učinki korelirani z odloženimi odvisnimi spremenljivkami. Z Arellano-Bondovo diferenčno cenilko posplošene metode momentov GMM nimamo teh težav, predvsem ko je vrednost avtoregresivnega parametra odložene odvisne spremenljivke relativno velika in ko je število opazovanj relativno majhno. Omenjena cenilka uporablja pogoje momentov odloženih spremenljivk v nivojih kot instrumente za diferencirano enačbo.

V diferenčnem dinamičnem panelnem regresijskem modelu smo uporabili odvisno spremenljivko stopenjsko relativne inflacije med obema sektorjema ($\Delta p_{i,t}^{NT}$) ter spremenljivko stopenjsko rasti relativne produktivnosti med obema sektorjema ($\Delta A_{i,t}^{TN}$) kot instrumenta posplošene metode momentov GMM z možnostjo zoženega nabora instrumentov, ki omejuje število instrumentov (angl. *collapsed instruments*).²⁴ Za instrumente posplošene metode momentov uporabimo odloge med 2 in 10 časovnih obdobj. Kot eksogene instrumente pa smo uporabili spremenljivke stopnje rasti realnega bruto domačega proizvoda ($\Delta bdp_{i,t}$), izvoza ($\Delta izv_{i,t}$), državne potrošnje ($\Delta drz_{i,t}$) ter krizno slamnato spremenljivko in interakcijsko spremenljivko. Krizna slamnata spremenljivka je opre-

²³Windmeijer (2005) še ugotavlja, da uporaba dvostopenjske cenilke posplošene metode momentov GMM daje boljše rezultate z manjšo pristranskostjo in standardnimi napakami v primerjavi z enostopenjsko metodo.

²⁴Zožen nabor instrumentov pomeni, da je število instrumentov zmanjšano na račun združevanja spremenljivk in odlogov (Roodman, 2009b).

deljena na način, da zavzame vrednost 1, ko je stopnja rasti realnega bruto domačega proizvoda negativna. Interakcijska slamnata spremenljivka pa je opredeljena kot zmnožek med krizno slamnato spremenljivko in spremenljivko stopnje rasti relativne produktivnosti med obema sektorjema ($\Delta A_{i,t}^{TN}$) z namenom izluščenja učinka HBS v kriznem obdobju.²⁵

Če se ponovno osredotočimo na rezultate dinamičnega panelnega regresijskega modela, nas najbolj zanimajo vrednosti koeficientov učinka HBS. V tabeli 5 so predstavljeni rezultati štirih inačic iz enačbe 7. V inačici modelov 1, 2, 5 in 6 smo uporabili produktivnost dela, izračunano na podlagi števila zaposlenih, medtem ko smo v inačici modelov 3 in 4 uporabili produktivnost dela, izračunano na podlagi števila opravljenih ur. V inačici modelov 5 in 6 pa smo uporabili spremenljivki relativnih inflacij in produktivnosti, ki ne vsebujejo sektorja javne uprave (O, P in Q). Dodatno v modelih 2, 4 in 6 kontroliramo učinek HBS še s trendno slamnato spremenljivko za čas. Kot vidimo, sta tako trenutni kot tudi odloženi koeficient učinka HBS, $\Delta A_{i,t}^{TN}$ in $\Delta A_{i,t-1}^{TN}$, statistično značilna ob predpostavki, da uporabimo pri izračunu produktivnosti dela število zaposlenih. Jakost koeficienta trenutnega učinka HBS znaša okoli 0,3, medtem ko znaša koeficient odloženega učinka HBS blizu 0,1. Ob upoštevanju produktivnosti na podlagi števila ur so rezultati nekoliko manj izraziti (inačici modelov 3 in 4). Statistično značilen je le koeficient trenutnega učinka HBS, $\Delta A_{i,t}^{TN}$, ki pa je v primerjavi z inačicama modelov 1 in 2 manjši. Po drugi strani pa je ocenjena vrednost koeficienta trenutnega učinka HBS, $\Delta A_{i,t}^{TN}$, največja v inačicah modelov 5 in 6, ki ne upoštevajo sektorja javne uprave (O, P in Q), vendar je, kot pri inačicah modelov 3 in 4, koeficient odloženega učinka HBS, $\Delta A_{i,t-1}^{TN}$, statistično neznačilen. Interakcijska slamnata spremenljivka $D_{A_i^{TN} \times kriza}$, s katero smo skušali odgovoriti na vprašanje, ali se učinek HBS v kriznem času zmanjša, sicer nakazuje, da bi lahko prisotnost finančne krize zmanjšala jakost učinka HBS, vendar je dobljeni koeficient interakcijske slamnate spremenljivke ne glede na različico modela statistično neznačilen.

Robustnost rezultatov iz tabele 5 preverimo z različnimi ekonometričnimi testi robustnosti, ki so prav tako podani v tabeli. S Hansenovim testom preverjamo veljavnost uporabljenih instrumentov, ničelna hipoteza pa predpostavlja, da so vsi instrumenti veljavni. Zavrnitev ničelne hipoteze pomeni, da izbor instrumentov ni ustrezen. V vseh šestih inačicah modelov z rezultati Hansenovega testa ne moremo zavrniti ničelne hipoteze, saj se verjetnosti testa gibljejo med 0,3 in 0,6. Na podlagi tega lahko sklenemo, da so uporabljeni instrumenti veljavni. Število vseh instrumentov se pri vseh inačicah modelov giblje med 24 in 25, njihovo število pa po pravilu palca (angl. *rule of*

²⁵V času krize predvidevamo, da se spremenljivke trgovalnega sektorja zaradi večje elastičnosti oziroma manjše rigidnosti odzovejo hitreje v primerjavi z netrgovalnim sektorjem, kar bi posledično moralo vplivati na zmanjšanje učinka HBS.

thumb) ne presega števila skupin oziroma držav v panelu (Roodman, 2009b).²⁶ V dinamičnemu panelnemu regresijskemu modelu smo za konsistentnost ocen testirali tudi prisotnost avtokorelacije z Arellano-Bondovim testom, katerega ničelna hipoteza je, da med diferenciranimi napakami (angl. *residuals*) ni avtokorelacije. Pričakovano lahko ničelno hipotezo Arellano-Bondovega testa zavrnilo pri prvem odlogu diferenciranih napak (test $AR(1)$) pri vseh šestih inačicah modelov, ne moremo pa zavrniti ničelne hipoteze prisotnosti avtokorelacije drugega reda (test $AR(2)$), kar pomeni, da ne moremo trditi, da so difference napak v drugem odlogu korelirane z $\Delta\varepsilon_{i,t}$. Posledično v vseh inačicah modelov nimamo težav s serijsko korelacijo napak.

Tabela 5: Rezultati diferenčnega dinamičnega panelnega regresijskega modela

Spremenljivka	Model 1	Model 2	Model 3*	Model 4*	Model 5**	Model 6**
$\Delta p_{i,t-1}^{NT}$	0,1094*** (0,034)	0,1048*** (0,037)	0,1039*** (0,035)	0,1025** (0,039)	0,1299*** (0,033)	0,1302*** (0,033)
$\Delta A_{i,t}^{TN}$	0,2932* (0,168)	0,3292** (0,151)	0,2246 (0,154)	0,2534* (0,146)	0,4369* (0,220)	0,4672* (0,263)
$\Delta A_{i,t-1}^{TN}$	0,0927** (0,036)	0,0860** (0,036)	0,0667 (0,047)	0,0605 (0,048)	0,0468 (0,033)	0,0403 (0,034)
$\Delta bdp_{i,t}$	-0,1333 (0,176)	-0,1309 (0,173)	-0,0431 (0,197)	-0,0430 (0,183)	-0,0430 (0,260)	-0,0333 (0,290)
$\Delta izv_{i,t}$	-0,0652 (0,044)	-0,0661 (0,048)	-0,0789 (0,053)	-0,0844 (0,059)	-0,1072 (0,066)	-0,1039 (0,069)
$\Delta drz_{i,t}$	0,5195*** (0,102)	0,5162*** (0,111)	0,5616*** (0,121)	0,5796*** (0,118)	0,3117** (0,148)	0,3270* (0,166)
D_{kriza}	-0,0179 (0,014)	-0,0152 (0,011)	-0,0128 (0,015)	-0,0113 (0,016)	-0,0234 (0,022)	-0,0193 (0,022)
$D_{A_i^{TN} \times kriza}$	-0,1393 (0,148)	-0,1938 (0,134)	-0,0984 (0,136)	-0,1310 (0,123)	-0,3805 (0,239)	-0,4135 (0,271)
<i>časovni trend</i>		-0,0004 (0,000)		-0,0002 (0,000)		-0,0001 (0,000)
<i>konstanta</i>	0,0043 (0,006)	0,7632 (0,663)	0,0029 (0,007)	0,3953 (0,691)	0,0026 (0,010)	0,1432 (0,602)
Število opazovanj	591	591	588	588	591	591
Število držav (skupin)	28	28	28	28	28	28
Število instrumentov	24	25	24	25	24	25
Test $AR(1)$ ($Pr > z$)	0,007	0,007	0,007	0,007	0,008	0,008
Test $AR(2)$ ($Pr > z$)	0,611	0,685	0,563	0,605	0,590	0,601
Hansenov test $\chi^2(15)$	12,38	12,68	15,02	16,84	16,13	15,26
Verjetnost (p) $> \chi^2$	0,650	0,627	0,450	0,328	0,374	0,433
Instrumenti	– standardni: Δbdp_i , Δizv_i , Δdrz_i , D_{kriza} , $D_{A_i^{TN} \times kriza}$, <i>konst.</i> , (<i>čas. trend</i>) – GMM: Δp_i^{NT} , ΔA_i^{TN}					

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$; standardni odkloni so v oklepaju.

*Opombi pri modelih 3 in 4: Produktivnost izračunana na podlagi števila opravljenih ur.

**Opombi pri modelih 5 in 6: Brez sektorja javne uprave (O, P in Q).

Vir: lastni izračuni.

²⁶Roodman (2009b) še navaja, da je med znamenji, ki kažejo na preveliko število instrumentov v primerjavi s številom skupin v panelu, rezultat Hansenovega testa veljavnosti instrumentov s popolno verjetnostjo 1,000.

Interpretacija rezultatov dinamičnih regresijskih modelov v primerjavi s statičnimi regresijskimi modeli na prvi pogled ni tako enostavna. Kljub temu lahko iz pridobljenih ocenjenih koeficientov izluščimo dolgoročni učinek stopnje rasti relativne produktivnosti. Na dolgi rok za spremenljivke (neodvisne in odvisne), ki se spreminjajo v času, velja $\Delta p_i^{NT} = E(\Delta p_{i,t}^{NT})$ oziroma $\Delta A_i^{TN} = E(\Delta A_{i,t}^{TN})$ za vse t . To pomeni, da imajo spremenljivke tendenco približevanja k dolgoročnemu ustaljenemu/ravnotežnemu stanju. Dinamični model (iz enačbe 7) lahko poenostavimo in zapišemo kot $\Delta p_i^{NT} = \beta_1 \Delta p_i^{NT} + \beta_2 \Delta A_i^{TN} + \beta_3 \Delta A_i^{TN}$ oziroma $\Delta p_i^{NT} = (\beta_2 + \beta_3) / (1 - \beta_1) \Delta A_i^{TN} = k(\Delta A_i^{TN})$, kjer je $k = (\beta_2 + \beta_3) / (1 - \beta_1)$ dolgoročni multiplikator relativne produktivnosti dela.²⁷ Upoštevajoč vrednosti ocenjenih koeficientov iz tabele 5, potem dolgoročni multiplikator znaša okoli 0,45.²⁸ Na dolgi rok se povečanje stopnje rasti produktivnosti v trgovalnem sektorju v primerjavi z netrgovalnim sektorjem za 1 odstotno točko odrazi v povečanju rasti cen v netrgovalnem sektorju v primerjavi s trgovalnim sektorjem za 0,45 odstotnih točk.

Ocenjene vrednosti učinka HBS so v skladu z obstoječo literaturo, in sicer v empiričnem intervalu, med 0,1 in 1,1.²⁹ Nekoliko manj statistično značilni rezultati so v primeru, da za izračun produktivnostnega indikatorja uporabimo število opravljenih ur (modela 3 in 4) oziroma če pri izračunu relativnih inflacij in produktivnosti ne upoštevamo sektorja javne uprave (O, P in Q) (modela 5 in 6). Kljub temu je rezultat jakosti učinka HBS podoben inačicam modela 1 in 2. Pri ocenjevanju vseh šestih inačic modela iz enačbe 7 smo upoštevali kontrolne spremenljivke stopenj rasti bruto domačega proizvoda, izvoza in državne potrošnje. Navkljub njihovi šibkejši statistični značilnosti (z izjemo stopnje rasti državne potrošnje) predznaki koeficientov kontrolnih spremenljivk sovpadajo s teorijo. Koeficienti rasti državne potrošnje so pozitivni in statistično značilni, kar odraža pritisk državne potrošnje predvsem na cene netrgovalnega sektorja. Statistična neznačilnost koeficienta spremenljivke stopnje rasti bruto domačega proizvoda potrjuje nepristranskost gospodarstva glede pritiska na cene trgovalnega ali netrgovalnega sektorja. Navkljub negativnemu predznaku koeficienta izvoza ne moremo z gotovostjo potrditi vpliva izvoza predvsem na cene trgovalnega sektorja. Vrednosti koeficientov odložene (inflacijske) spremenljivke $\Delta p_{i,t-1}^{NT}$ so v vseh šestih inačicah modelov konstantne in znašajo okoli 0,1. V dinamični panelni regresiji smo upoštevali tudi dodatni slamnati spremenljivki (krizna spremenljivka, interakcijska spremenljivka), ki pa nista statistično značilni v pričujoči analizi. Njuni (negativni) predznaki pa vseeno namigujejo, da bi bil lahko učinek HBS v kriznih časih manjši.

²⁷Zaradi poenostavitve smo izpustili koeficiente kontrolnih in slamnatih spremenljivk.

²⁸Primer iz inačice modela 1: $k = (\widehat{\beta}_2 + \widehat{\beta}_3) / (1 - \widehat{\beta}_1) = (0,2932 + 0,0927) / (1 - 0,1094) = 0,433$.

²⁹Za enostavnejši pregled sta Tica in Družić (2006) zajela do tedaj znano literaturo učinka HBS v skupno tabelo.

Z vidika preverjanja robustnosti dinamičnega regresijskega panelnega modela smo razmislili tudi o manj restriktivnih kriterijih trgovanosti obeh sektorjev. V prvem primeru smo sektorje predelovalnih dejavnosti, rudarstva in druge industrije (B, C, D in E), trgovine, prometa in skladiščenja, ter gostinstva (G, H in I) opredelili kot strogo trgovalni sektor, medtem ko so bili vsi preostali sektorji netrgovalni. V tem primeru rezultati dinamične panelne regresije potrjujejo prisotnost učinka HBS, jakost učinka HBS (koeficient) pa znaša okoli 0,2 za spremenljivko $\Delta A_{i,t}^{TN}$. Koeficient odložene spremenljivke $\Delta A_{i,t-1}^{TN}$ pa je statistično neznačilen (glej prilogo 5, tabelo 5.2). V drugem primeru pa smo sektorje gradbeništva (F), poslovanja z nepremičninami (L), dejavnosti javne uprave in obrambe, dejavnosti obvezne socialne varnosti (O, P in Q), ter drugih dejavnosti (R, S, T in U) opredelili kot strogo netrgovalni sektor, medtem ko so vsi preostali sektorji opredeljeni kot trgovalni sektor. V drugem primeru pa so se rezultati regresij izkazali kot manj jasni oziroma statistično neznačilni v primerjavi s strožjo delitvijo obeh sektorjev po standardni klasifikaciji gospodarskih dejavnosti SKD 2008 (glej prilogo 5, tabelo 5.2). Specifikacija alternativnega dinamičnega regresijskega panelnega modela za preverjanje robustnosti sledi specifikaciji zgornjega dinamičnega regresijskega panelnega modela, testi robustnosti pa so pokazali, da je specifikacija alternativnega modela ustrezna. Odvisna spremenljivka stopnje relativne inflacije med obema sektorjema ($\Delta p_{i,t}^{NT}$) ter spremenljivka stopenj rasti relativne produktivnosti med obema sektorjema ($\Delta A_{i,t}^{TN}$) sta z zoženim naborom uporabljeni kot instrumenta posplošene metode momentov GMM z odlogi med 2 in 10. Spremenljivke stopnje rasti realnega bruto domačega proizvoda ($\Delta bdp_{i,t}$), izvoza ($\Delta izv_{i,t}$), državne potrošnje ($\Delta drz_{i,t}$) pa skupaj s slamnatimi spremenljivkami nastopajo kot eksogeni instrumenti.

Dodatno smo preverili robustnost dinamičnega regresijskega panelnega modela še s štirimi inačicami dinamičnega panelnega modela, ki temelji na četrtletnih podatkih iz podatkovne baze Eurostat (glej prilogo 5, tabelo 5.4). Koeficienti učinka HBS so statistično značilni, jakost koeficientov učinka HBS pa je nekoliko manjša, in sicer 0,15 za spremenljivko $\Delta A_{i,t}^{TN}$, ter 0,05 za odloženo spremenljivko $\Delta A_{i,t-1}^{TN}$. Specifikacija dinamičnega panelnega modela je podobna kot pri panelnem modelu z letnimi podatki. Z zoženim naborom sta uporabljeni odvisna spremenljivka stopnje relativne inflacije med obema sektorjema ($\Delta p_{i,t}^{NT}$) ter spremenljivka stopnje rasti relativne produktivnosti med obema sektorjema ($\Delta A_{i,t}^{TN}$) kot instrumenta posplošene metode momentov GMM z odlogi med 2 in 10. Stopnje rasti realnega bruto domačega proizvoda ($\Delta bdp_{i,t}$), izvoza ($\Delta izv_{i,t}$) in državne potrošnje ($\Delta drz_{i,t}$) pa nastopajo kot eksogeni instrumenti skupaj s slamnatimi spremenljivkami. Tudi tu smo uporabili dvostopenjsko robustno Windmeijerjevo korekcijo. Težava alternativnega četrtletnega dinamičnega panelnega modela s četrtletnimi podatki se odraža le v šibkejšem rezultatu testa prisotnosti avtokorelacije drugega reda, medtem ko so rezultati preostalih specifikacijskih testov ustrezni.

1.5 Inflacijske simulacije in implikacije za ekonomske politike

V tem podpoglavju smo glede na rezultate diferenčnega dinamičnega panelnega regresijskega modela izvedli simulacije inflacije in jakosti učinka HBS po državah. Podobno so to storili Alberola & Tyrväinen (1998) in kasneje Wagner & Hlouskova (2004). Za stopnjo rasti inflacije se predpostavlja enaka opredelitev trgovalnosti sektorjev za vseh 28 držav. S kombinacijo trgovalnega in netrgovalnega sektorja ter tudi sektorjev po standardni klasifikaciji gospodarskih dejavnosti SKD 2008, ki so bili izključeni iz analize, smo poskusili simulirati inflacijo, s katero bi primerjali dinamiko HICŽP za vsako državo posebej.³⁰ Da bi dodatno povečali natančnost simulacije, dopuščamo skozi čas spreminjajoče se uteži, ki so podrobneje opredeljene spodaj.

S spremenljivko $\varphi_{t,i}$ označujemo BDP države i v celotni skupini 28 držav. Potem lahko zapišemo povprečno uteženo inflacijsko stopnjo rasti vseh 28 držav kot

$$\Delta p_t = \sum_{i=1}^{28} \varphi_{t,i} \Delta p_{t,i} \quad (9)$$

kjer je $\Delta p_{t,i}$ stopnja inflacije v i -ti državi. Stopnja inflacije je utežena vrednost stopnje inflacije v trgovalnem in netrgovalnem sektorju, $\Delta p_{t,i}^{T+N}$, ter stopnje inflacije $\Delta p_{t,i}^{ostali}$, pridobljene iz izključenih sektorjev.

Skozi čas spreminjajoče se uteži so dane na podlagi deležev bruto dodanih vrednosti posameznih sektorjev, $\omega_{t,i}^{T+N}$ in $(1 - \omega_{t,i}^{T+N})$, in se spreminjajo skozi čas

$$\Delta p_{t,i} = \omega_{t,i}^{T+N} \Delta p_{t,i}^{T+N} + (1 - \omega_{t,i}^{T+N}) \Delta p_{t,i}^{ostali} \quad (10)$$

Zadnjo enačbo lahko razširimo na

$$\begin{aligned} \Delta p_{t,i} &= \omega_{t,i}^{T+N} [(1 - \delta_{t,i}) \Delta p_{t,i}^T + \delta_{t,i} \Delta p_{t,i}^N] + (1 - \omega_{t,i}^{T+N}) \Delta p_{t,i}^{ostali} \\ &= \omega_{t,i}^{T+N} [\Delta p_{t,i}^T + \delta_{t,i} \Delta p_{t,i}^{NT}] + (1 - \omega_{t,i}^{T+N}) \Delta p_{t,i}^{ostali} \\ &= \omega_{t,i}^{T+N} [\Delta p_{t,i}^T + \delta_{t,i} (\hat{\beta}_1 \Delta p_{i,t-1}^{NT} + \hat{\beta}_2 \Delta A_{i,t}^{TN} + \hat{\beta}_3 \Delta A_{i,t-1}^{TN} \\ &\quad + \hat{\beta}_4 \Delta bdp_{i,t} + \hat{\beta}_5 \Delta izv_{i,t} + \hat{\beta}_6 \Delta drz_{i,t} + \hat{\beta}_{j+6} D_{j,i,t})] \\ &\quad + (1 - \omega_{t,i}^{T+N}) \Delta p_{t,i}^{ostali} \end{aligned} \quad (11)$$

kjer je skupna stopnja inflacije pojasnjena z uteženo stopnjo inflacije trgovalnega sek-

³⁰Kmetijstvo, gozdarstvo in ribištvo (A), Informacijska tehnologija in komunikacije (J), Finančne in zavarovalniške storitve (K), Profesionalne, znanstvene, tehnične, administrativne in podporne storitve (M in N).

torja $\Delta p_{t,i}^T$, inflacije izključenih sektorjev $\Delta p_{t,i}^{ostali}$ ter spremenljivkami in ocenjenimi vrednostmi koeficientov iz enačbe 7 oziroma bolj natančno modela 1 iz tabele 5. Koeficienti in spremenljivke iz enačbe 7 (model 1 iz tabele 5) so v enačbi 11 dodatno uteženi s parametrom $\delta_{t,i}$, ki predstavlja časovno spreminjajoče se deleže med trgovalnim in netrgovalnim sektorjem.

Na ta način smo simulirali stopnjo inflacije za vseh 28 držav. Rezultate simulacije smo nato primerjali z dejanskimi povprečnimi stopnjami inflacije HICŽP ter agregatnega deflatorja bruto dodane vrednosti, ki zajema vseh 10 sektorjev po standardni klasifikaciji gospodarskih dejavnosti SKD 2008. Rezultati povprečnih stopenj rasti skozi celotno opazovano obdobje so predstavljeni v tabeli 6, države pa so porazdeljene od tistih z največjim učinkom HBS k najmanjšim (stolpec 6). Opazimo, da simulirana stopnja inflacije v povprečju podcenjuje dejansko stopnjo inflacije HICŽP. Glede na to, da so sektorske cene izračunane na podlagi deflatorskih cen iz posameznih sektorjev, so povprečne stopnje rasti simulirane inflacije bližje stopnjam rasti skupnega deflatorja bruto dodane vrednosti, ki ga poroča statistični urad Eurostat. Nadalje, na podlagi enačbe 11, lahko izluščimo jakost učinka HBS v simulirani inflaciji, in sicer kot $\omega_{t,i}^{T+N} \delta_{t,i} (\hat{\beta}_2 \Delta A_{i,t}^{TN} + \hat{\beta}_3 \Delta A_{i,t-1}^{TN})$. Šesti stolpec v tabeli 6 prikazuje jakost učinka HBS po državah. Razvidno je, da glede na našo metodologijo lahko potrdimo prisotnost učinka HBS v večini držav. Med vsemi 28 državami znaša v povprečju jakost učinka HBS 0,31 odstotne točke (oziroma 0,26 odstotne točke v državah evrskega območja), kar v deležu povprečne stopnje inflacije v vseh državah znaša 14 % oziroma dobro šestino stopnje inflacije. V Sloveniji je (bila) prisotnost učinka HBS v primerjavi s preostalimi državami med višjimi in v deležu učinka HBS znaša skorajda tretjino simulirane inflacije.

Tabela 6: Povprečne rasti inflacije HICŽP, agregatnega deflatorja bruto dodane vrednosti, simulirane inflacije (v %) ter povprečna jakost učinka HBS po državah (v o. t.)

Št.	Država	Dejanska infl. HICŽP	Deflator dod. vredn.	Simulir. inflacija	Učinek HBS	Infl. brez učinka HBS	Delež HBS v inflaciji
1	BG	12,47	3,33	5,99	1,12	4,86	0,19
2	SI	3,78	1,79	2,30	0,66	1,65	0,29
3	HR	2,39	2,58	2,83	0,56	2,26	0,20
4	RO	16,32	5,44	5,40	0,49	4,91	0,09
5	FI	1,64	0,93	0,73	0,46	0,27	0,63
6	EE	3,94	5,40	4,69	0,42	4,26	0,09
7	SE	1,44	1,50	1,17	0,42	0,75	0,36
8	CZ	2,67	3,63	3,14	0,41	2,73	0,13
9	LT	2,83	5,53	4,72	0,38	4,35	0,08
10	IE	1,76	2,58	3,13	0,34	2,79	0,11
11	HU	5,60	3,28	3,56	0,33	3,23	0,09
12	PT	2,02	2,13	1,86	0,29	1,57	0,16
13	FR	1,44	1,48	1,29	0,27	1,02	0,21
14	UK	1,94	1,59	1,79	0,27	1,52	0,15
15	DE	1,40	1,48	1,62	0,24	1,38	0,15
16	LU	2,11	2,33	2,88	0,22	2,66	0,08
17	DK	1,64	1,83	2,25	0,21	2,04	0,09
18	BE	1,85	1,32	1,64	0,21	1,43	0,13
19	CY	1,89	1,80	1,94	0,20	1,75	0,10
20	AT	1,73	1,38	1,63	0,19	1,44	0,12
21	LV	3,76	4,52	3,79	0,17	3,62	0,05
22	GR	2,38	1,59	1,32	0,17	1,15	0,13
23	NL	1,84	1,35	1,58	0,14	1,44	0,09
24	SK	3,96	4,04	3,71	0,13	3,58	0,04
25	NO	1,97	2,67	3,66	0,11	3,71	0,03
26	PL	3,75	2,75	1,32	0,09	1,83	0,07
27	IT	1,86	1,84	1,56	0,08	1,48	0,05
28	ES	2,14	1,94	2,11	0,07	2,04	0,03
Povprečje		3,30	2,57	2,63	0,31	2,35	0,14
Povpr. EA*		2,35	2,41	2,36	0,26	2,10	0,14

*Opomba: Kratica EA pomeni evrsko območje.

Vir: lastni izračuni.

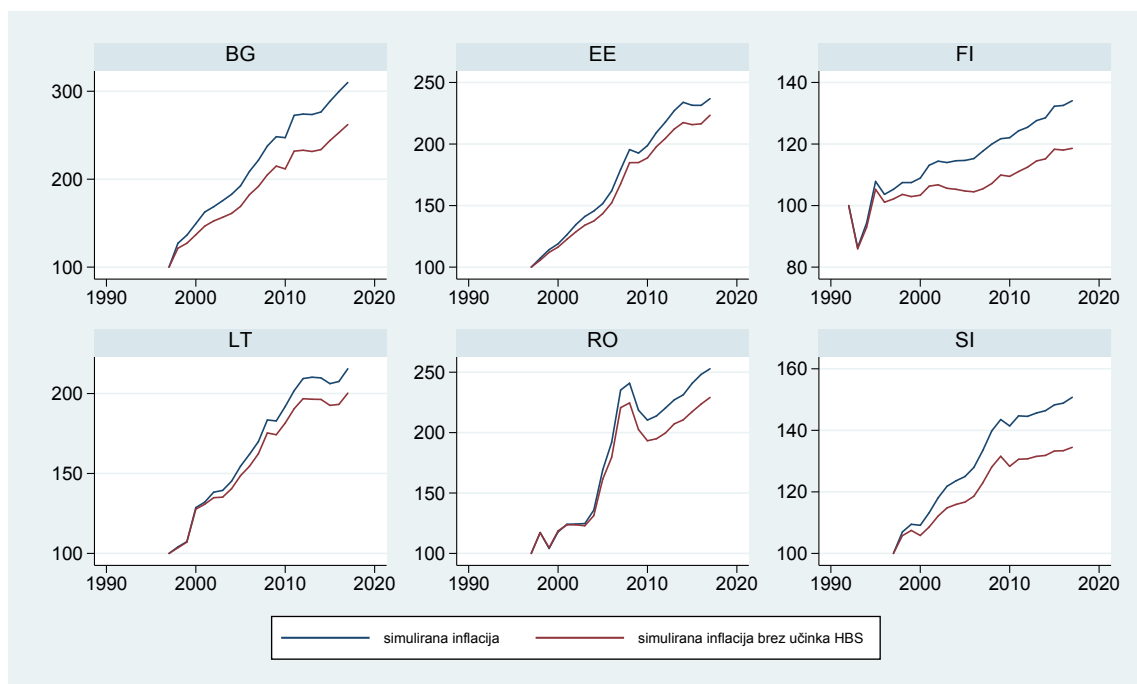
Ker so v tabeli 6 predstavljene le povprečne stopnje rasti skozi celotno opazovano obdobje, skušamo v sliki 4.5 v prilogi 4 prikazati še dinamiko simulirane inflacije skupaj z inflacijo HICŽP in agregatnim deflatorjem bruto dodane vrednosti v indeksni obliki za vseh 28 držav.³¹ Z izjemo nekaterih držav vidimo, da je simulacija inflacije s produktivnostnim pojasnjevanjem inflacije precej robustna.

Tema pojasnjevanja inflacije preko produktivnostne teorije učinka HBS je zanimiva z vidika ekonomske politike. Večja trgovinska integriranost (Betts & Kehoe, 2008) in tudi prevzem evrske valute večine držav članic Evropske unije sta povzročila zmanjšanje pomembnosti nominalnega deviznega tečaja, hkrati pa sta povečala pritisk za nastanek inflacije v netrgovalnem sektorju preko učinka HBS. Zato je toliko bolj intuitivno predstaviti dinamiko simulirane inflacije s simulirano inflacijo, iz katere smo

³¹Po enačbi $y_{t+1} = y_t(1 + g_t)$, kjer je g_t letna stopnja rasti.

izluščili učinek HBS (priloga 4 slika 4.6). V večini izmed 28 opazovanih evropskih držav je akumulirana razlika učinka HBS od začetka opazovanja časovnih vrst precej očitna. V Sloveniji na primer akumulirana razlika na račun učinka HBS v obdobju od leta 1995 do leta 2017 znaša 16 odstotnih točk (glej sliko 1). Med državami, ki še izstopajo (sicer z različnimi obdobji), so tudi Bolgarija (47 o. t. akumul. razl.), Romunija (23 o. t. akumul. razl.), Finska (16 o. t. akumul. razl.), Litva (15 o. t. akumul. razl.) in Estonija (13 o. t. akumul. razl.).

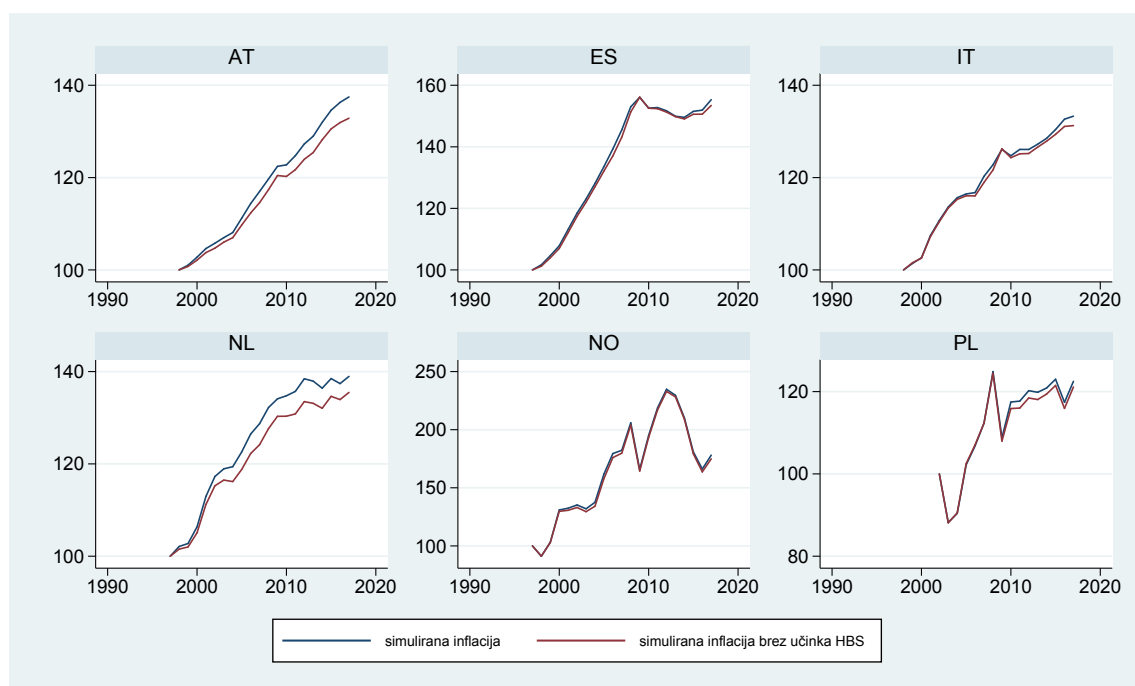
Slika 1: Indeksa simulirane inflacije in simulirane inflacije brez učinka HBS po izbranih državah z največjo jakostjo učinka HBS (100 = začetek obdobja opazovanja - po državah različno)



Vir: Eurostat, lastni izračuni.

Po drugi strani slika 2 prikazuje države, v katerih je jakost učinka HBS najmanj izstopala skozi opazovano obdobje. To so Poljska (1 o. t. akumul. razl.), Italija (2 o. t. akumul. razl.), Španija (2 o. t. akumul. razl.), Nizozemska (3 o. t. akumul. razl.), Norveška (4 o. t. akumul. razl.) ter Avstrija (5 o. t. akumul. razl.). Čeprav je akumulirana razlika v zadnjih 6 državah majhna skozi celotno opazovano obdobje, je simulacija inflacije pokazala, da je za vse države akumulirani učinek HBS pozitiven.

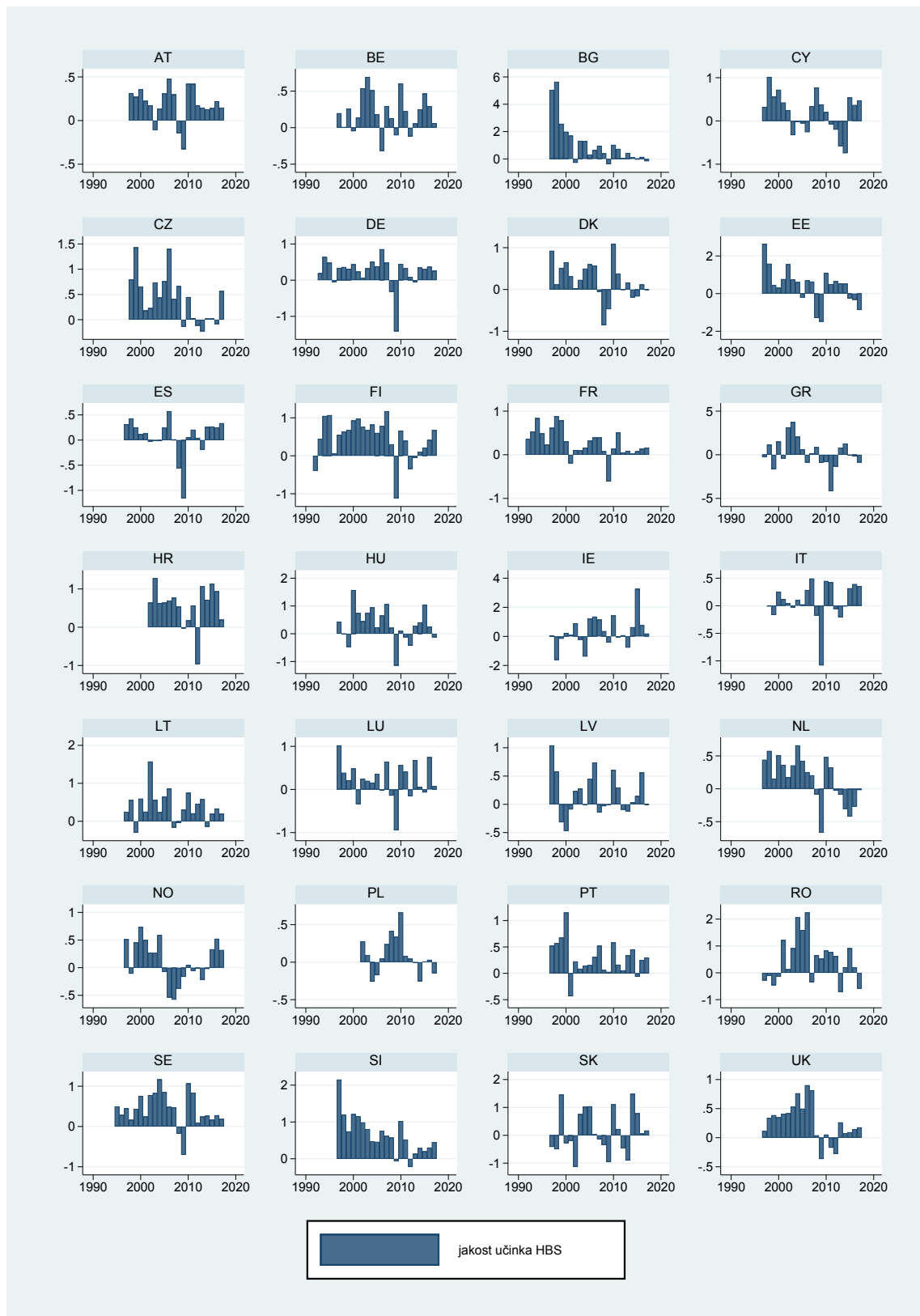
Slika 2: Indeksa simulirane inflacije in simulirane inflacije brez učinka HBS po izbranih državah z najmanjšo jakostjo učinka HBS (100 = začetek obdobja opazovanja - po državah različno)



Vir: Eurostat, lastni izračuni.

Poleg simulacije inflacije lahko prikažemo še dinamiko učinka HBS skozi čas za vseh 28 držav (slika 3). Iz slike je razviden pozitiven vpliv učinka HBS, ki pa skozi opazovano obdobje ni bil ves čas pozitiven ter konstanten. Večinoma se je pozitivni trend učinka HBS obrnil v času globalne finančne krize, saj se je v tem času stopnja rasti relativne produktivnosti med trgovalnim in netrgovalnim sektorjem znižala (glej tudi sliko 4.3 v prilogi 4). V obdobju ponovne vzpostavitve gospodarske rasti po finančni krizi so vrednosti učinka HBS znova postale pozitivne, vendar v nekoliko manjši meri kot v predkriznem obdobju. V Sloveniji je lepo razviden padajoči trend jakosti učinka HBS od začetka obdobja v 90. letih 20. stoletja. Na začetku opazovanega obdobja je učinek HBS v Sloveniji celo dosegel 2 odstotni točki. S podobnimi nivoji učinka HBS so se soočale tudi Češka, Madžarska, Romunija, Litva in Bolgarija, z nekoliko nižjimi pa še Finska, Francija, Latvija in Slovaška. Drugi val finančne krize med letoma 2011 in 2012, ki je predvsem prizadel periferne države evrskega območja in med drugim tudi Slovenijo, je v Sloveniji (ter drugje) še enkrat začasno prekinil delovanje učinka HBS. Šele s postopnim okrevanjem slovenskega gospodarstva po letu 2013 pa se je mehanizem delovanja učinka HBS znova vzpostavil, vendar, podobno kot povsod po Evropi, ne v tolikšni meri kot pred nastopom globalne finančne krize. Nižje nivoje učinka HBS gre pripisati tudi pojavi izredno nizke inflacije v evropskih državah v zadnjih letih.

Slika 3: Jakost učinka HBS po državah skozi opazovano obdobje (v o. t.)



Vir: Eurostat, lastni izračuni.

Negativni vpliv finančnih kriz na rast realnega bruto domačega proizvoda in predvsem produktivnosti v posamezni državi lahko odločujoče vpliva na odziv ekonomskih politik. Glede na dobljene rezultate iz ocenitve učinka HBS in inflacijskih simulacij lahko sklepamo, da je delovanje produktivnostne transmisije na inflacijo (učinek HBS) manj izrazit oziroma v nekaterih primerih celo negativen.

1.6 Zaključek

Čeprav je ideja o vplivu višje stopnje rasti produktivnosti v trgovalnem sektorju, ki povzroča inflacijo v netrgovalnem sektorju (Harrod, 1933; Balassa, 1964; in Samuelson, 1964) že stara, je empirično testiranje postalo popularno šele v zadnjih letih predvsem na račun napredka v ekonometričnih orodjih kot tudi razpoložljivosti sektorskih podatkov. Razpoložljivost podatkov je bila posledica ustanovitve Evropske unije, njenega kasnejšega razširitvenega procesa ter harmonizacije statističnih metodologij in zbiranja podatkov. Hkrati je bila tema pojasnjevanja strukturne inflacije zanimiva z vidika ekonomske politike. Večja trgovinska integriranost (Betts & Kehoe, 2008) in tudi prevzem evrske valute večine držav članic Evropske unije sta povzročila zmanjšanje pomembnosti nominalnega deviznega tečaja. To je povečalo pritisk na nastanek inflacije v netrgovalnem sektorju preko učinka HBS, s tem pa težnjo k razvoju dodatnih ekonomskih politik.

Z uporabo delitve sektorjev na trgovalnega in netrgovalnega smo z dinamično panelno regresijo potrdili učinek HBS na podlagi razmerja med sektorsko inflacijo ter razmerja med povprečno sektorsko produktivnostjo dela, izračunano na podlagi števila zaposlenih oziroma števila opravljenih ur za 28 evropskih držav. Glede na dobljene rezultate iz ocenitve učinka HBS in inflacijskih simulacij lahko sklepamo, da navkljub prepričanju, da so normalne povezave med glavnimi makroekonomskimi spremenljivkami v času finančnih kriz porušene, lahko ne glede na obdobje uspešno simuliramo inflacijo s produktivnostnim pristopom. Za oblikovalca ekonomskih politik je torej zelo pomembno, da upošteva take zaključke pri restrukturiranju gospodarstva in postavljanju novih ekonomskih politik, ki podpirajo robustnost gospodarske produktivnosti ter zagotavlja odpornost gospodarstva v času ekonomske krize. Neaktivnost ekonomskih politik in pritisk konkurenčnosti iz tujine lahko privede do upočasnjevanja nekega gospodarstva ter do uničevanja njenega dolgoročnega potenciala. V tem oziru je lahko denarna politika omejena, če gospodarstva delujejo v skupni denarni uniji, saj ne morejo prilagajati konkurenčnosti preko nominalnega deviznega tečaja. Zatorej je pomembno, da oblikovalci ekonomskih politik znajo razvozlati voz, ki bi ločeval kratkoročne in dolgoročne učinke strukturnih politik ter njihove potenciale oziroma nevarnosti.

2 MODELIRANJE IN OCENJEVANJE UČINKA HBS Z MODELOM DSGE

2.1 Uvod

Z namenom ugotavljanja strukturnega izvora inflacije kot značilnosti nekega gospodarstva se je razvila produktivnostna teorija učinka HBS (Harrod, 1933; Balassa, 1964; Samuelson, 1964). Le-ta zahteva, da se neko gospodarstvo deli na trgovalni in netrgovalni del, saj pravi, da višja stopnja rasti produktivnosti trgovalnega sektorja v primerjavi z netrgovalnim sektorjem povzroča višjo stopnjo inflacije netrgovalnega sektorja v primerjavi s trgovalnim sektorjem.³² V ekonomski teoriji učinek HBS predstavlja tendenco, da imajo države, ki se soočajo z višjo stopnjo rasti produktivnosti v trgovalnem sektorju v primerjavi z netrgovalnim sektorjem, višjo stopnjo inflacije (Obstfeld & Rogoff, 1996). Bolj podrobno, ideja učinka HBS je, da višja stopnja rasti produktivnosti v trgovalnem sektorju povzroči višjo stopnjo rasti plač v trgovalnem sektorju, s tem pa se ustvarja pritisk na stopnjo rasti plač v netrgovalnem sektorju in posledično na stopnjo inflacije. Betts & Kehoe (2008) ugotovita, da je odnos med dinamiko realnega tečaja in dinamiko relativne inflacije med trgovalnim in netrgovalnim sektorjem v precejšnji meri pozitivno odvisen od zunanje trgovinske vpetosti gospodarstva. Zaključita, da je za analizo jakosti učinka HBS zadostno upoštevanje relativne inflacije brez dinamike nominalnega tečaja v primeru, da je neko gospodarstvo močno vpeto v trgovinski sporazum z drugim gospodarstvom. Še več, že sam proces vstopa v evrsko območje povzroči, da se morajo države v evrskem območju odreči nadzoru nominalnega deviznega tečaja, kar pomeni, da je sprememba realnega tečaja odvisna le od spremembe relativne inflacije med gospodarstvom.

V primerjavi s prvim poglavjem, ki je zastavljen empirično in ocenjuje učinek HBS z dinamično panelno regresijo, je drugo poglavje bolj osredotočeno na teoretični vidik pojasnjevanja strukturne inflacije v obliki učinka HBS. V tem poglavju je naš cilj pri potrjevanju učinka HBS torej izgradnja in empirična ocena dvodržavnega dvosekorskega dinamičnega stohastičnega modela splošnega ravnotežja malega in tujini odprtega gospodarstva z upoštevanjem mehanizma izboljšanja kakovosti proizvodov (Masten, 2008). V tipični specifikaciji dinamičnega stohastičnega modela splošnega ravnotežja, ki ne upošteva mehanizma izboljšanja kakovosti, produktivnostni šok zniža relativno inflacijo. Vpeljava mehanizma izboljšanja kakovosti proizvodov nam omogoča povezavo med produktivnostjo in kakovostjo, posledično pa v primeru produktivnostnega šoka poveča relativno inflacijo, kar je v skladu z empiričnimi ugotovitvami, predvsem pri državah, ki so vstopale v Evropsko unijo kot nove članice. Model torej predstavlja

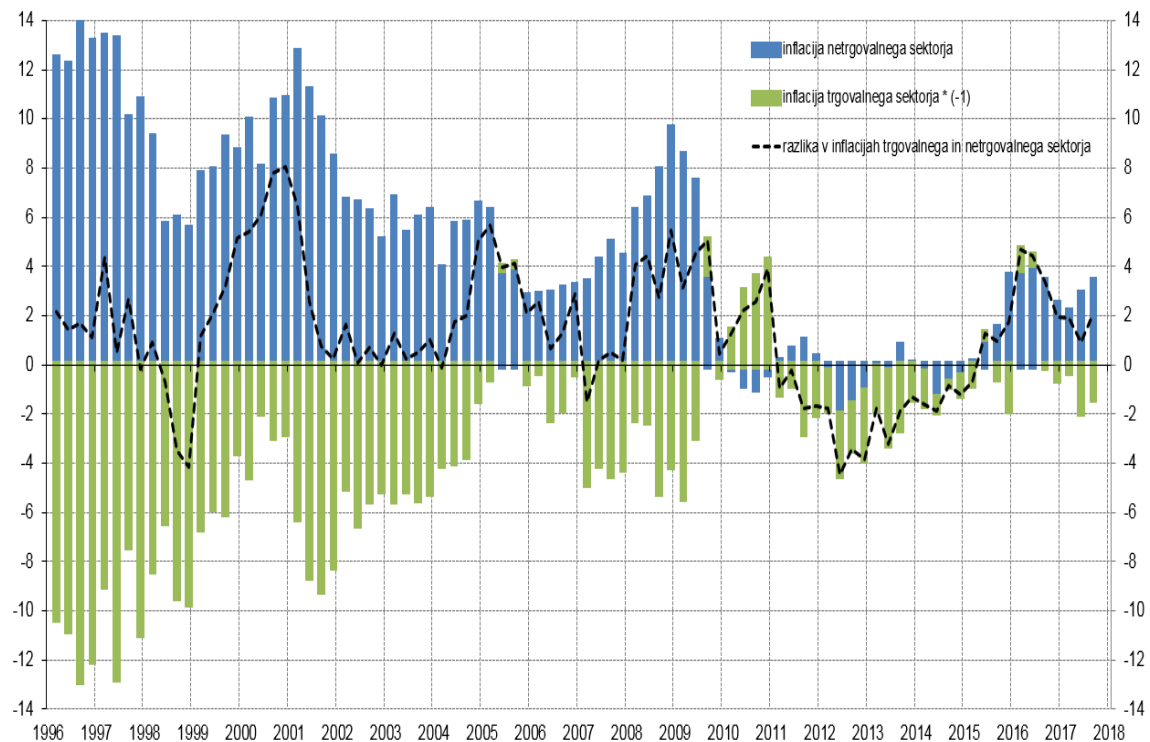
³²Baumol & Bowen (1967) sta razvila podoben model, le da ta opisuje odnos med produktivnostjo in ravno plač. Njun model prav tako pomembno prispeva k razumevanju učinka HBS glede na diskusijo, ki sta jo predstavila Wagner & Hlouskava (2004).

teoretično podlago za nastanek učinka HBS, ki opisuje odnos med stopnjo rasti produktivnosti in stopnjo inflacije. Ključni parametri dvodržavnega dvosektorskega modela so ocenjeni s pomočjo bayesijske metode na podlagi podatkov trgovalnega in netrgovalnega sektorja, pridobljenih po metodi De Gregoria, Giovanninija & Wolfa (1994), tako za Slovenijo kot tudi evrsko območje. Manj relevantni parametri modela so kalibrirani na osnovi že znanih empiričnih dejstev, ki so bili predmet preteklih raziskovalnih vprašanj in literature. Samo ocenjevanje modela poteka na podlagi podatkov, pridobljenih iz podatkovne baze iz naslova prve raziskovalne teme disertacije.

Glede na metodologijo De Gregoria, Giovanninija & Wolfa (1994) smo z združitvijo podatkov iz podatkovnih baz Eurostat in WIOD (angl. *World Input-Output Database*) opredelili sektorje, ki spadajo v trgovalni sektor oziroma v netrgovalni sektor.³³ Slika 4 prikazuje razliko v stopnjah inflacije netrgovalnega in trgovalnega sektorja. Intuitivno bi lahko rekli, da bi morala biti razlika v inflacijah obeh sektorjev ob obstoju učinka HBS pozitivna. Vidimo, da je bila ta razlika v obdobju med letoma 1996 in 2010, torej v obdobju tranzicije, pregrevanja slovenskega gospodarstva in v začetku finančne krize (s posameznimi izjemami) večinoma pozitivna. To pomeni, da je v tem času rast inflacije netrgovalnega sektorja v glavnem prehitela rast inflacije trgovalnega sektorja. Z drugim valom finančne krize in postopnim okrevanjem gospodarstva v Sloveniji je med letoma 2011 in 2014 inflacija netrgovalnega sektorja izginila oziroma postala v nekaterih primerih celo negativna. S popolnim okrevanjem slovenskega gospodarstva po letu 2014 pa se je razlika v inflaciji med obema sektorjema ponovno normalizirala in postala pozitivna.

³³Več o sami opredelitvi obeh sektorjev je podrobneje razloženo v nadaljevanju.

Slika 4: Prispevki trgovalnega in netrgovalnega sektorja k razliki v rasti inflacije med obema sektorjema v Sloveniji v medletnih stopnjah (v %)*



*Opomba: Prispevki inflacije trgovalnega sektorja so na sliki 8 pomnoženi z -1, saj je razlika v rasteh inflacije med netrgovalnim in trgovalnim sektorjem opredeljena kot $p_t^{TN} = p_t^N - p_t^T$.

Vir: Eurostat, lastni izračuni.

Z opredelitvijo povpraševalne strani ekonomije v okviru modela HBS je bil Rogoff (1992) prvi, ki je opredelil originalni model HBS v obliki splošnega ravnotežja ter tako dodal povpraševalni del v perspektivo strukturnega modela. S tem so se raziskovalcem odprla nova področja v izgradnji kompleksnejših makroekonomskih modelov pri potrjevanju učinka HBS. Glavni prispevek te teme se nanaša na izgradnjo teoretičnega modela malega in tujini odprtega gospodarstva z mehanizmom izboljšanja kakovosti proizvodov. V modelu DSGE s produktivnostnimi šoki se predpostavlja ločitev sektorjev na trgovalnega in netrgovalnega. Trgovalni sektor je tujini odprt sektor in omogoča izvoz domačih dobrin ter uvoz tujih dobrin. Netrgovalni sektor pa je za tujino zaprt (podobno kot so predpostavljali Masten, 2008; Rabanal, 2009; Micallef & Cyrus, 2013). Na ta način omogočimo, da sta oba sektorja izpostavljena različnim produktivnostnim šokom, posledično pa to pomeni, da bi lahko nestacionarne realne spremenljivke, opredeljene v modelu, rasle po različnih stopnjah rasti. S tem dobimo teoretično strukturo modela, ki lahko testira obstoj učinka HBS. Ključni prispevek poglavja je uvedba mehanizma za modeliranje izboljšanja kakovosti proizvodov, kot je to storil Masten (2008)

na kalibrirani različici modela DSGE brez plačnih rigidnosti. Tu smo storili korak naprej in modelirali sektorsko ločen trg dela z rigidnim plačnim mehanizmom po Calvovi metodi (1983). Plačne rigidnosti omogočajo dodaten in bolj realističen kanal za delovanje učinka HBS, saj povečanje produktivnosti v trgovalnem sektorju povzroči porast plač in cen v trgovalnem sektorju. Višja stopnja rasti produktivnosti v trgovalnem sektorju pa preko višje stopnje rasti plač v netrgovalnem sektorju povzroči še večjo stopnjo inflacije v netrgovalnem sektorju.

S pomočjo vpeljave mehanizma izboljšanja kakovosti proizvodov smo uspeli razviti model, ki omogoča nastanek učinka HBS, kar smo pokazali tudi s kalibrirano verzijo dinamičnega stohastičnega modela splošnega ravnotežja. Mehanizem izboljšanja kakovosti proizvodov je pri tem ključnega pomena, saj ob nastanku produktivnostnega šoka vpliva na mejne stroške. To pomeni, da so ob izboljšanju tehnologije potrebni bolj sofisticirani produkcijski faktorji, le-ti pa so povezani z višjimi stroški, kot so na primer višje plače. Z omenjenim mehanizmom smo uspeli preseči slabost tipičnih teoretičnih specifikacij dinamičnih modelov malih in tujini odprtih gospodarstev, ki predpostavljajo, da produktivnostni šoki *a priori* znižajo mejne stroške, s tem pa poslabšujejo pogoje trgovanja domače države s tujino. To tudi ni bilo v skladu z empiričnimi raziskavami, ki so nakazovale, da povečanju produktivnosti sledi tudi inflacija, predvsem inflacija netrgovalnega sektorja.

Nadalje smo testirali dinamični stohastični model splošnega ravnotežja na slovenskih podatkih. Obstoja učinka HBS na slovenskih podatkih v okviru ocenjevanja modela ne moremo popolnoma potrditi, saj navkljub porastu obeh sektorskih inflacij ob produktivnostnem šoku v trgovalnem sektorju in pozitivni relativni stopnji inflacije med obema sektorjema, inflacija netrgovalnega sektorja ne poraste precej več kot inflacija trgovalnega sektorja, kot je to značilno za teorijo učinka HBS.

2.2 Teorija in pregled literature

Ideja učinka HBS je, da se razliko v stopnjah rasti produktivnosti med različnimi sektorji obravnava kot enega izmed glavnih faktorjev stopnje inflacije. Harrod (1933), Balassa (1964) in Samuelson (1964) na ta način utemeljujejo hitrejšo rast inflacije v netrgovalnem sektorju, čeprav se produktivnost v netrgovalnem sektorju ne spreminja. Kot je bilo že omenjeno, pa je empirično testiranje učinka HBS šele v zadnjem času postalo popularno, predvsem na podlagi dostopnosti sektorskih podatkov, razvoja novih ekonometričnih orodij in ustanovitve EU ter evrskega območja. S tem so se pojavila nova raziskovalna vprašanja s perspektive ekonomskih politik članic in bodočih pristopnih članic. Betts & Kehoe (2008) pokažeta, da integracijski proces v okolju tesnega trgovinskega sodelovanja zmanjšuje pomembnost prilagajanja nominalnega deviznega tečaja pri določanju realnega deviznega tečaja in s tem povečuje pritisk na konkurenč-

nost držav preko sektorske inflacije, na katero ima vpliv učinek HBS.

V splošnem lahko literaturo učinka HBS razdelimo na dve smeri. V prvi smeri prevladuje empirično dokazovanje prisotnosti učinka HBS v gospodarstvih. Tica & Družić (2006) ponudita obsežen pregled dotedanjega empiričnega dela v zvezi z učinkom HBS, kjer pokažeta, da večina literature potrjuje tezo učinka HBS. Največ literature ocenjuje učinek HBS v pristopnih članicah Evropske unije, saj je bilo zaradi vstopnih pogojev v EU in kasneje v evrsko območje pomembno poznavanje dejavnikov inflacije, med drugim tudi produktivnostnih. Čihák & Holub (2001) ocenita učinek HBS na čeških podatkih, Jazbec (2002) na slovenskih podatkih, medtem ko Dedu & Dumitrescu (2010) testirata učinek HBS na primeru Romunije. Druge študije se osredotočijo na panele več držav (Cipriani, 2000; Halpern & Wyplosz, 2001; Arratibel, Rodríguez-Palenzuela & Thimann, 2002; Breuss, 2003; Coricelli & Jazbec, 2004; Wagner & Hlouskova, 2004; in Mihaljek & Klau, 2008). Poleg pristopnih držav Evropske unije so bile tema študije tudi druge razvijajoče se države. Jabeen, Malik & Haider (2011) ocenijo učinek HBS na pakistanskih podatkih, Guo & Hall (2010) pa na kitajskih regionalnih podatkih. Empirična smer ocenjevanja učinka HBS je odprla nova vprašanja, predvsem s podatkovnega vidika, saj je največ težav izhajalo namreč iz dostopnosti in zanesljivosti obstoječih podatkovnih baz. S pridružitvijo novih članic EU se je posledično razširila in poglobila podatkovna baza s sektorskimi podatki, posledično pa je ocenjevanje učinka HBS med trgovalnim in netrgovalnim sektorjem postalo enostavnejše.

V okviru druge smeri se je dokazovanje učinka HBS osredotočilo bolj na teoretično modeliranje hipoteze učinka HBS. Rogoff (1992) je bil prvi, ki je implementiral teoretični modelski okvir v modele splošnega ravnotežja, s katerim je bila prvič predstavljena povpraševalna stran ekonomije znotraj teorije fenomena HBS. S tem so se odprle možnosti za nadaljnje študije učinka HBS. Asea & Mendoza (1994) ter Bergin, Glick & Taylor (2004) so sicer zaključili, da je učinek HBS znotraj teorije splošnega ravnotežja težko dokazljiv zaradi prevelike oscilacije med spremenljivkami bruto domačega proizvoda in cenami v okviru meddržavne analize, so pa predlagali, da bi se učinek HBS moral testirati na sektorskih podatkih. Mihaljek & Klau (2003) sta, na primer, na podlagi novih modelov zaključila, da ima lahko učinek HBS pomembne implikacije za ekonomske politike novih držav pristopnic k Evropski uniji, za katere je veljal maastrichtski kriterij. Da bi dopolnil vidik Mihaljeka & Klaua (2003), je Masten (2008) razvil kalibrirano različico dvosektorskega dinamičnega stohastičnega modela splošnega ravnotežja z namenom ugotavljanja, ali lahko učinek HBS ogrozi vstop novim pristopnim članicam v Evropsko unijo zaradi neizpolnjevanja maastrichtskega kriterija. Pri tem ugotovi, da je učinek HBS razmeroma majhen. Nadalje, Natalucci & Ravenna (2002) primerjata jakost učinka HBS znotraj različnih režimov deviznega tečaja, medtem ko je Restout (2009) nadgradil njun model z različnimi modeliranimi podjetniškimi specifikacijami.

Upoštevač sektorske značilnosti v trgovalnem in netrgovalnem sektorju se Rabanal (2009) ter kasneje Micallef & Cyrus (2013) lotijo izgradnje dvodržavnega dvosektorskega modela DSGE. Njihov primarni namen ni ocenjevanje učinka HBS, ampak ugotavljanje inflacijskih razlik med domačo ekonomijo in preostalim evrskim območjem. Te je mogoče modelirati le s specifikacijo dveh različnih sektorjev, trgovalnega in netrgovalnega, hkrati pa se jih podvrže še različnim produktivnostnim šokom. Rabanal (2009) v sklopu modela DSGE ponudi tri razlage izvora inflacijske dinamike na primeru Španije. Prva razlaga se nanaša na vlogo razlik med stopnjo rasti produktivnosti v trgovalnem oziroma netrgovalnem sektorju. Rabanal (2009) sledi produktivnostni strukturi Altissima, Benigna & Rodríguez-Palenzuele (2005), vendar na primeru Španije ne uspe dokazati, da višja stopnja rasti produktivnosti v trgovalnem sektorju povzroči višjo stopnjo inflacije v netrgovalnem sektorju. Druga razlaga izvora inflacije je, da inflacijska dinamika sledi povpraševalnim šokom (López-Salido, Restoy & Vallés, 2005). V tretji razlagi pa ponudi, da strukturna različnost trgov proizvodov in trga dela omogoča nastanek različnih inflacijskih dinamik med sektorji ter tudi gospodarstvu (Angeloni & Ehrmann, 2007; Andrés, Ortega & Vallés, 2003). Rabanal (2009) še zaključi, da bo inflacijski odziv med gospodarstvu različen, če so ta gospodarstva izpostavljena enakim simetričnim zunanjim šokom, kot so globalne cene nafte, globalno povpraševanje ali pa sprememba nominalnega deviznega tečaja. Glede na zgornjo diskusijo se lotimo izgradnje dvodržavnega dvosektorskega modela DSGE, ki je predstavljen v naslednjem podpoglavju.

2.3 Model DSGE s produktivnostnimi šoki

V tem podpoglavju je predstavljen model DSGE, ki sledi Rabanalovem (2009) dvodržavnemu dvosektorskemu modelu DSGE in predstavlja osnovo za ocenjevanje učinka HBS. Da bi bil model še bolj realističen, je v primerjavi z Rabanalovim modelom nadgrajen s sektorskimi plačnimi frikcijami (Erceg, Henderson & Levin, 2000; Christiano, Eichenbaum & Evans, 2005). Dodatno se v modelu DSGE predpostavlja tehnološki proces, ki je dopolnjen z mehanizmom izboljšanja kakovosti produktov, podobno kot v Masten (2008). V splošnem so v modelu opredeljeni tudi drugi šoki, vendar je za proučevanje učinka HBS pomembno predvsem to, da so v modelu opredeljeni sektorski produktivnostni šoki, ki so lahko asimetrični med sektorji. Model je sestavljen iz dveh ekonomij (domače in tuje), ki delujeta v skupni denarni uniji. Ker predstavlja Slovenija majhno in tujini odprto gospodarstvo in ker sta obe ekonomiji različnih velikosti, jim najprej določimo njihovo velikost, in sicer na intervalu $[0, s]$ in $[s, 1]$, kjer s predstavlja delež slovenskega gospodarstva v celotnem evrskem območju. V nadaljevanju je opisana le teoretična struktura domačega gospodarstva, saj je struktura tujega gospodarstva analogna domačemu.

2.3.1 Gospodinjstva

Predpostavlja se, da reprezentativna gospodinjstva maksimizirajo svojo koristnost, pridobljene iz potrošnje in prostega časa

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\ln (C_t(i) - hC_{t-1}(i)) - \frac{L_t(i)^{1+\varpi}}{1+\varpi} \right] \quad (12)$$

kjer spremenljivki $C_t(i)$ in $L_t(i)$ predstavljata agregatno potrošnjo in količino vloženega dela nekega gospodinjstva. Parameter $0 < \beta < 1$ v funkciji koristnosti predstavlja diskontni faktor, saj gospodinjstva bolj vrednotijo sedanjo koristnost v primerjavi s prihodnjo. Parameter $0 < \varpi < \infty$ predstavlja inverzno elastičnost dela (Frischev paramater elastičnosti ponudbe dela) in nam pove, s kakšno hitrostjo se spreminja koristnost gospodinjstva glede na količino vloženega dela. Predpostavimo tudi, da so gospodinjstva podvržena navadam v potrošnji, ki jih opredelimo kot $hC_{t-1}(i)$, kjer parameter $0 < h < 1$ določa stopnjo vztrajnosti potrošniških navad.

Indeks potrošnje $C_t(i)$ je opredeljen s funkcijo konstantne elastičnosti substitucije med trgovalnimi in netrgovalnimi dobrinami ter velja za vsa gospodinjstva, tako da velja $C_t(i) = C_t$ ³⁴

$$C_t = \left[(\omega_{TN})^{\frac{1}{\nu_{TN}}} (C_t^T)^{\frac{\nu_{TN}-1}{\nu_{TN}}} + (1 - \omega_{TN})^{\frac{1}{\nu_{TN}}} (C_t^N)^{\frac{\nu_{TN}-1}{\nu_{TN}}} \right]^{\frac{\nu_{TN}}{\nu_{TN}-1}} \quad (13)$$

kjer je parameter ω_{TN} delež trgovalnih dobrin v celotni domači potrošni košari. Parameter $\nu_{TN} > 1$ predstavlja elastičnost substitucije med trgovalnimi in netrgovalnimi dobrinami.

Ker povpraševanje po trgovalni dobrini ni le odvisno od povpraševanja po domačih dobrinah, ampak tudi tujih, trgovalno dobrino C_t^T zapišemo analogno skupnemu indeksu celotne potrošnje

$$C_t^T = \left[\omega_{HF}^{\frac{1}{\nu_{HF}}} (C_t^H)^{\frac{\nu_{HF}-1}{\nu_{HF}}} + (1 - \omega_{HF})^{\frac{1}{\nu_{HF}}} (C_t^F)^{\frac{\nu_{HF}-1}{\nu_{HF}}} \right]^{\frac{\nu_{HF}}{\nu_{HF}-1}} \quad (14)$$

kjer je parameter ω_{HF} delež doma proizvedenih trgovalnih dobrin v potrošni košari trgovalnih dobrin. Parameter $\nu_{HF} > 1$ je torej elastičnost substitucije med doma proizvedenimi in tujimi trgovalnimi dobrinami.

³⁴Spremenljivke v modelu so normalizirane z $Z_t^C = (Z_t^T)^{\omega_{TN}} (Z_t^N)^{1-\omega_{TN}}$. S tem se izloči trendno komponento iz spremenljivk, saj predpostavljamo, da so spremenljivke modela odkloni okrog ustaljenega stanja, tako da velja na primer $C_t = \tilde{C}_t / Z_t^C$. Normalizacija modela s produktivnostno spremenljivko Z_t^C sledi Mastenu (2008).

Indeksi posameznih dobrin so opredeljeni z naslednjimi enačbami ter predstavljajo kontinuum diferenciranih dobrin enega tipa

$$C_t^H \equiv \left[\int_0^s c_t^H(h)^{\frac{\nu-1}{\nu}} dh \right]^{\frac{\nu}{\nu-1}} \quad (15)$$

$$C_t^F \equiv \left[\int_s^1 c_t^F(f)^{\frac{\nu-1}{\nu}} df \right]^{\frac{\nu}{\nu-1}} \quad (16)$$

ter

$$C_t^N \equiv \left[\int_0^s c_t^N(n)^{\frac{\nu-1}{\nu}} dn \right]^{\frac{\nu}{\nu-1}} \quad (17)$$

Parameter $\nu > 1$ označuje elastičnost substitucije znotraj posamezne skupine diferenciranih dobrin: $c_t^H(h)$, $c_t^F(f)$ in $c_t^N(n)$. V tem kontekstu lahko opredelimo tudi cenovne indekse teh dobrin. Skupni indeks, P_t , je tako določen z enačbo

$$P_t = \left[\omega_{TN} (P_t^T)^{1-\nu_{TN}} + (1 - \omega_{TN}) (P_t^N)^{1-\nu_{TN}} \right]^{\frac{1}{1-\nu_{TN}}} \quad (18)$$

Podobno kot zgoraj, je cenovni indeks za trgovalne dobrine opredeljen kot

$$P_t^T = \left[\omega_{HF} (P_t^H)^{1-\nu_{HF}} + (1 - \omega_{HF}) (P_t^F)^{1-\nu_{HF}} \right]^{\frac{1}{1-\nu_{HF}}} \quad (19)$$

Modelirano ekonomijo torej predstavljajo doma proizvedene dobrine s cenama, P_t^H in P_t^N , ter v tujini proizvedene dobrine s ceno P_t^F . Ker so gospodinjstva identična *ex ante*, se soočajo z enako proračunsko omejitvijo v vsakem posameznem obdobju

$$\frac{B_t^{EA}}{Z_t^C P_t R_t^{EA}} \leq \frac{B_{t-1}^{EA}}{Z_t^C P_t} + W_t L_t - C_t + \zeta_t \quad (20)$$

kjer W_t predstavlja realno plačo, tako da za nominalno plačo velja $W_t^{nom} = W_t Z_t^C P_t$, ζ_t pa preostali prihodek gospodinjstva. Kot so že pokazali Chari, Kehoe & McGrattan (2002), je realni devizni tečaj opredeljen kot

$$RER_t = \frac{P_t^*}{P_t} = \frac{\mu_t^*}{\mu_t} \quad (21)$$

kjer sta spremenljivki μ_t in μ_t^* mejne koristnosti potrošnje doma in v tujini.

Trg dela je, v primerjavi s popolnoma fleksibilnim trgom dela v Rabanalovem modelu (2009), med gospodinjstvi diferenciran (Erceg, Henderson & Levin, 2000; Christiano, Eichenbaum & Evans, 2005). Velja tudi enačba, ki pravi, da je skupna količina dela seštevek dela trgovalnega in netrgovalnega sektorja

$$L_t = L_t^T + L_t^N \quad (22)$$

Vsako posamezno gospodinjstvo, ki deluje v netrgovalnem in trgovalnem sektorju, določa svojo (optimalno) plačo. To omogoča bolj realistično perspektivo modela DSGE, saj se v sistem vpeljuje plačno rigidnost. Podjetja, ki povprašujejo po delu, transformirajo različne inačice storitev dela v homogeniziran vložek dela, L_t^j , kjer je $j \in N, T$, s pomočjo Dixit-Stiglitzovega (1977) agregatorja

$$L_t^j = \left[\int_0^1 L_t^j(i)^{\frac{\nu_{L,j}-1}{\nu_{L,j}}} di \right]^{\frac{\nu_{L,j}}{\nu_{L,j}-1}} \quad (23)$$

Parameter $\nu_{L,j}$ je opredeljen kot plačna elastičnost znotraj različnih variant storitev dela, kjer je $j \in N, T$. Podjetja torej transformirajo različice dela i -tega gospodinjstva v homogeniziran vložek dela, povpraševanje po delu pa je opredeljeno kot

$$L_t^j(i) = \left[\frac{W_t^j(i)}{W_t^j} \right]^{-\nu_{L,j}} L_t^j \quad (24)$$

kjer je agregatna plača W_t^j opredeljena kot skupek vseh plač različnih variant dela

$$W_t^j = \left[\int_0^1 W_t^j(i)^{1-\nu_{L,j}} di \right]^{\frac{1}{1-\nu_{L,j}}} \quad (25)$$

Z namenom vpeljave frikcij na trg dela, je potrebno opredeliti tudi lepljivost plač s pomočjo rigidnosti po metodi Calva (1983). Vsako posamezno gospodinjstvo ima monopolno moč nad določitvijo svoje plače, $W_t^j(i)$, kjer je $j \in N, T$. Vendar pa predpostavimo, da v danem trenutku ne morejo vsa gospodinjstva optimalno določiti svojih plač, ampak le del, $(1 - \alpha_{L,j})$. V tem primeru gospodinjstvo določi svojo novo optimalno plačo, $W_t^{j,opt}(i)$. Z verjetnostjo, $\alpha_{L,j}$, pa ostala gospodinjstva svoje plače le indeksirajo po ciljni inflaciji ter po tekoči inflaciji. Skupaj lahko to zapišemo kot

$$W_{t+k}^j(i) = \prod_{t=1}^k \left(\frac{P_{t+k-1}}{P_{t-1}} \right)^{\varphi_{L,j}} (\bar{\Pi})^{1-\varphi_{L,j}} W_t^j(i) \quad (26)$$

kjer je parameter $0 < \varphi_{L,j} < 1$ stopnja plačne indeksacije glede na stopnjo rasti inflacije in ciljne inflacije in kjer je $j \in N, T$.

Če delavec dobi signal za spremembo svoje plače v času t , potem izberejo svojo novo optimalno plačo $W_t^{T,opt}$ z namenom maksimizacije svoje funkcije koristnosti, in jo zapišemo lahko kot

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} \alpha_{L,j}^k \Lambda_{t,t+k} \left[\frac{W_t^{j,opt}(h) \left(\frac{P_{t+k-1}}{P_{t-1}} \right)^{\varphi_{L,j}} (\Pi)^{k(1-\varphi_{L,j})} - (C_{t+k} - hC_{t+k-1}) (L_{t+k}^j(i))^{\varpi}}{P_{t+k}} L_{t+k}^j(i) \right] \quad (27)$$

kjer je izraz $\Lambda_{t,t+k} = \beta^k (\lambda_{t+k}/\lambda_t)$ stohastični diskontni faktor. Dinamika plač potem takem opredeljena kot

$$W_t^j \equiv \left[\alpha_{L,j} \left(W_{t-1}^j \Pi_{t-1}^{\varphi_{L,j}} \bar{\Pi}_j^{1-\varphi_{L,j}} \right)^{1-\nu_{L,j}} + (1 - \alpha_{L,j}) (W_t^{j,opt})^{1-\nu_{L,j}} \right]^{\frac{1}{1-\nu_{L,j}}} \quad (28)$$

kjer je $j \in N, T$. Povprečna plača v ekonomiji je podana kot

$$W_t = (W_t^T)^{\omega_{TN}} (W_t^N)^{1-\omega_{TN}} \quad (29)$$

2.3.2 Podjetja

Na ponudbeni strani ekonomije obstajajo trije tipi podjetij. En tip proizvaja netrgovalne (indeksirani z N), druga dva tipa podjetij pa proizvajata trgovalne dobrine (indeksirani z H, H^*). Vsi tipi podjetij se soočajo s cenovnimi frikcijami (Calvo, 1983), kar pomeni, da lahko svoje cene prilagajajo optimalno le tista podjetja, ki za to dobijo signal s konstantno verjetnostjo $(1 - \alpha_i)$, kjer je $i = N, H, H^*$. Preostali del podjetij, torej s konstantno verjetnostjo α_i , $i = N, H, H^*$, pa prilagajajo svoje cene na podlagi indeksacije, in sicer φ_i , $i = N, T$, podjetij po tekoči inflaciji ter $(1 - \varphi_i)$, $i = N, H, H^*$, podjetij po sektorski inflaciji v ustaljenem stanju, kjer za parameter velja $0 < \varphi_i < 1$.

Vsako podjetje v sektorju trgovalnih dobrin sledi Cobb-Douglasovi produkcijski funkciji (Cobb & Douglas, 1928), v kateri je delo ob tehnologiji edini produkcijski faktor

$$y_t^H(h) = A_t^T L_t^{T,H}(h) \quad (30)$$

in

$$y_t^{H,*}(f) = A_t^T L_t^{T,H*}(f) \quad (31)$$

Spremenljivka A_t^T je sektorski tehnološki proces, ki je okarakteriziran z mehanizmom izboljšanja kakovosti produktov v trgovalnem sektorju

$$\ln A_t^T = \ln Z_t^T - \ln \chi_t \quad (32)$$

Indeks izboljšanja kakovosti označimo z $\chi_t = (Z_t^T)^{\theta_Z}$, kjer za parameter θ_Z velja, da je večji od 0. Spremenljivka χ_t predstavlja torej indeks izboljšanja kakovosti proizvodov, ki vpliva na višino plač in mejnih stroškov podjetij preko pozitivnih produktivnostnih šokov. V nasprotju s tipičnimi preferenčnimi šoki, ki vstopajo v funkcijo koristnosti gospodinjstev, je indeks izboljšanja kakovosti proizvodov endogeno pojasnjen in je odvisen tudi od proizvodnega procesa v podjetjih. Masten (2008) ugotovi, da je problem trajnega tehnološkega oziroma produktivnostnega napredka v okviru modeliranja maleda in tujini odprtega gospodarstva ta, da se ob pozitivnem produktivnostnem šoku zniža relativna cena domače trgovalne dobrine v primerjavi s tujo dobrino. To povzroči upad v realnem deviznem tečaju, kar pa ni v skladu z empiričnimi ugotovitvami, predvsem pri državah, ki so vstopale v Evropsko unijo kot nove članice. Po drugi strani implementacija mehanizma izboljšanja kakovosti proizvodov povzroči uporabo bolj naprednih produkcijskih faktorjev v proizvodnem procesu, s tem pa se povečajo mejni stroški in tudi končna cena proizvodov. Podoben mehanizem izboljšanja kakovosti uporablja tudi Sakellaris & Vijselaar (2004) s tem, ko prilagodita vrednost kapitala z enostavnim popravkom v njegovi kakovosti. Ideja prilagajanja cen z izboljšanjem kakovosti izhaja iz konca prejšnjega stoletja, ko je Gordon (1990) skušal empirično dokumentirati mehanizem izboljšanje kakovosti proizvodov. Kasnejši avtorji so se osredotočili na izgradnjo prilagoditvenih cenovnih indeksov (Hulten, 1992; Greenwood, Hercowitz & Krusell, 1997; Cummins & Violante, 2002), ocene proizvodnih procesov (Bahk & Gort, 1993) in kapitalske modele (Hobijn, 2000).

Zgoraj opisan mehanizem izboljšanja kakovosti proizvodov ob produktivnostnem šoku je enostavna oblika simulacije, kjer izboljšanje kakovosti ob povečanju produktivnosti poveča potrebo po bolj naprednih produkcijskih faktorjih. Predpostavljamo neposredno povezavo med izboljšanjem kakovosti in povečanjem produktivnosti. V praksi se izkaže, da produktivnosti ne moremo z gotovostjo enačiti s kakovostjo oziroma, da lahko izboljšanje produktivnosti vedno privede do izboljšanja kakovosti ter da izboljšanje kakovosti ni vedno povezano z dvigom stroškov. Veliko literature, ki je povezana predvsem s preučevanjem zunanje trgovine in ne toliko s poslovnimi cikli, se bolj po-

drobno ukvarja s pojasnjevanjem povezave med produktivnostjo in kakovostjo. Med pomembnejšimi avtorji na tem področju je Melitz (2003), na njegovem delu pa sloni večina kasnejše literature. Antoniadis (2015), na primer, v enostavnejšem teoretičnem modelu ponudbene strani v okviru zunanje trgovine s heterogenimi podjetji vsa podjetja in druge ekonomske agregate opiše v obliki funkcije z dvema parametroma, ki določata stopnjo diferenciacije kakovosti proizvodov ter stopnjo konkurenčnosti, ki vpliva na racionalizacijo stroškov (angl. *cost cut-off*). Stopnja diferenciacije kakovosti proizvodov ob višji agregatni proizvodnji dviguje tudi ceno proizvodom, medtem ko večja konkurenčnost zmanjšuje proizvodne stroške. Antoniadis (2015) vpelje heterogenost med podjetji in uspe ločiti med konceptoma produktivnosti in kakovosti. Johnson (2012) z ocenjevanjem modela zunanje trgovine na podlagi mikropodatkov ugotovi, da ne gre zanemariti diferenciacije kakovosti proizvodov med podjetji, doda pa še, da visoko produktivna podjetja proizvajajo proizvode višje kakovosti in pri tem zaračunavajo višje cene svojih proizvodov. Kugler & Verhoogen (2012) z empiričnim modelom pokažeta, da le stopnja konkurenčnosti ni zadostna pri določanju cen, velikosti podjetja³⁵ in plač zaposlenih v teh podjetjih. Poudarita pomembnost upoštevanja diferenciacije kakovosti pri končnih proizvodih kot tudi pri produkcijskih faktorjih. Baldwin & Harrigan (2011) pa na podlagi rezultatov treh različnih modelov zunanje trgovine podvomita v popolno zanesljivost modelov zunanje trgovine, ki hkratno povezujejo produktivnost, kakovost in ceno.

Spremenljivka Z_t^T je torej produktivnostni šok v trgovalnem sektorju

$$\ln Z_t^T = \rho_{Z,T} \ln Z_{t-1}^T + \varepsilon_t^{Z,T} \quad (33)$$

Produktivnostni proces v trgovalnem sektorju Z_t^T je podvržen dvema različnima inovacijama. Inovacija $\varepsilon_t^{Z,T}$ je specifična na državni ravni, medtem ko inovacija ε_t^Z predstavlja inovacijo oziroma šok na ravni celotnega evrskega območja. Velja tudi naslednje razmerje $L_t^T = L_t^{T,H} + L_t^{T,H*}$.

Ker obe gospodarstvi delujeta v denarni uniji, podjetja ne diskriminirajo med cenami doma in v tujini. Podjetja v trgovalnem sektorju in izdelujejo dobrine za domači trg zasledujejo naslednjo maksimizacijo dobička

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} \alpha_H^k \Lambda_{t,t+k} \left[\frac{P_t^{H,opt}(h) \left(\frac{P_{t+k-1}^H}{P_{t-1}^H} \right)^{\varphi_H} (\Pi^H)^{k(1-\varphi_H)} - MC_{t+k}^T y_{t+k}^{H,d}(h)}{P_{t+k}} \right] \quad (34)$$

s produkcijsko omejitvijo

³⁵Velikost podjetja bi lahko med drugim predstavljala tudi mero monopsonistične moči nekega podjetja (Kugler & Verhoogen, 2012).

$$y_{t+k}^{H,d}(h) = \left[\frac{P_t^{H,opt}(h)}{P_{t+k}^H} \left(\frac{P_{t+k-1}^H}{P_{t-1}^H} \right)^{\varphi_H} (\Pi_H)^{k(1-\varphi_H)} \right]^{-\nu} Y_{t+k}^H \quad (35)$$

Izraz $\Lambda_{t,t+k} = \beta^k (\lambda_{t+k}/\lambda_t)$ je stohastični diskontni faktor, $y_{t+k}^{H,d}(h)$ je povpraševanje po trgovalni dobrini v času $t+k$, Y_t^H pa je domače agregatno povpraševanje po trgovalnih dobrinah.

Podobno lahko zapišemo maksimizacijo dobička za podjetja, ki delujejo v trgovalnem sektorju, proizvajajo pa izvozne dobrine za tuji trg

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} \alpha_{H,*}^k \Lambda_{t,t+k} \left[\frac{P_t^{H,*,opt}(f) \left(\frac{P_{t+k-1}^{H,*}}{P_{t-1}^{H,*}} \right)^{\varphi_{H,*}} (\Pi_{H,*})^{k(1-\varphi_{H,*})} - MC_{t+k}^T}{P_{t+k}} y_{t+k}^{H,*,d}(f) \right] \quad (36)$$

s produkcijsko omejitvijo

$$y_{t+k}^{H,*,d}(f) = \left[\frac{P_t^{H,*,opt}(f)}{P_{t+k}^{H,*}} \left(\frac{P_{t+k-1}^{H,*}}{P_{t-1}^{H,*}} \right)^{\varphi_{H,*}} (\Pi_{H,*})^{k(1-\varphi_{H,*})} \right]^{-\nu} Y_{t+k}^{H,*} \quad (37)$$

Izraz $\Lambda_{t,t+k} = \beta^k (\lambda_{t+k}/\lambda_t)$ predstavlja stohastični diskontni faktor, $y_{t+k}^{H,*,d}(f)$ je povpraševanje po trgovalni dobrini v času $t+k$, $Y_t^{H,*}$ pa je agregatno povpraševanje po trgovalnih dobrinah iz tujine.

Realni mejni stroški so v trgovalnem sektorju označeni z MC_t^T . Z vidika optimizacije stroškov so mejni stroški opredeljeni kot realna plača popravljena za produktivnost

$$MC_t^T = \frac{W_t}{A_t^T} \quad (38)$$

Oba tipa podjetij v trgovalnem sektorju maksimizirata svoj dobiček glede na ceni $p_t^H(h)$ in $p_t^{H,*}(f)$ ter povpraševanj $y_{t+k}^{H,d}(h)$ in $y_{t+k}^{H,*,d}(f)$. Dinamika cen trgovalnih dobrin za domači trg je tako enaka

$$P_t^H \equiv \left[\alpha_H (P_{t-1}^H (\Pi_{t-1}^H)^{\varphi_H} (\Pi_H)^{1-\varphi_H})^{1-\nu} + (1 - \alpha_H) (P_t^{H,opt})^{1-\nu} \right]^{\frac{1}{1-\nu}} \quad (39)$$

kjer je $P_t^{H,opt}$ optimalna cena in $\Pi_{t-1}^H = P_{t-1}^H/P_{t-2}^H$. Po drugi strani je dinamika cen trgovalnih dobrin za tuji trg enaka

$$P_t^{H,*} \equiv \left[\alpha_{H,*} \left(P_{t-1}^{H,*} \left(\Pi_{t-1}^{H,*} \right)^{\varphi_{H,*}} \left(\Pi_{H,*} \right)^{1-\varphi_{H,*}} \right)^{1-\nu} + (1 - \alpha_{H,*}) \left(P_t^{H,*,opt} \right)^{1-\nu} \right]^{\frac{1}{1-\nu}} \quad (40)$$

kjer je $P_t^{H,*,opt}$ optimalna cena in $\Pi_{t-1}^{H,*} = P_{t-1}^{H,*}/P_{t-2}^{H,*}$.

Analogno trgovalnemu sektorju, vsako podjetje v sektorju netrgovalnih dobrin sledi Cobb-Douglasovi produkcijski funkciji, v kateri je delo edini produkcijski faktor

$$y_t^N(n) = A_t^N L_t^N(n) \quad (41)$$

Spremenljivka A_t^N je sektorski tehnološki proces, ki je okarakteriziran z mehanizmom izboljšanja kakovosti produktov $\chi_t = (Z_t^T)^{\theta_Z}$, tako da velja

$$\ln A_t^N = \ln Z_t^N - \ln \chi_t \quad (42)$$

Predpostavljamo, da je sektorski tehnološki proces A_t^N pod vplivom izboljšanja kakovosti produktov iz trgovalnega sektorja χ_t , spremenljivka Z_t^N pa predstavlja produktivnostni šok v netrgovalnem sektorju

$$\ln Z_t^N = \rho_{Z,N} \ln Z_{t-1}^N + \varepsilon_t^{Z,N} \quad (43)$$

kjer dopuščamo, da je produktivnostni proces Z_t^N pod vplivom inovacije v netrgovalnem sektorju $\varepsilon_t^{Z,N}$. Podjetja v netrgovalnem sektorju zasledujejo maksimizacijo dobička

$$E_t \sum_{k=0}^{\infty} \alpha_N^k \Lambda_{t,t+k} \left[\frac{P_t^{N,opt}(n) \left(\frac{P_{t+k-1}^N}{P_{t-1}^N} \right)^{\varphi_N} \left(\Pi_N \right)^{k(1-\varphi_N)} - MC_{t+k}^N}{P_{t+k}} y_{t+k}^{N,d}(n) \right] \quad (44)$$

s produkcijsko omejitvijo

$$y_{t+k}^{N,d}(n) = \frac{(1 - \omega_{TN})}{s} \left[\frac{P_t^{N,opt}(n)}{P_{t+k}^N} \left(\frac{P_{t+k-1}^N}{P_{t-1}^N} \right)^{\varphi_N} \left(\Pi_N \right)^{k(1-\varphi_N)} \right]^{-\nu} Y_{t+k}^N \quad (45)$$

$\Lambda_{t,t+k} = \beta^k \left(\frac{\lambda_{t+k}}{\lambda_t} \right)$ je stohastični diskontni faktor, $y_{t+k}^{N,d}(n)$ je povpraševanje po netrgovalni dobrini v času $t+k$, Y_t^N pa je agregatno povpraševanje po netrgovalnih dobrinah. Realni mejni stroški so v netrgovalnem sektorju označeni z MC_t^N . Z vidika optimizacije stroškov so mejni stroški opredeljeni kot realna plača popravljena za produktivnost

$$MC_t^N = \frac{W_t}{A_t^N} \quad (46)$$

Podjetje v netrgovalnem sektorju torej maksimizira svoj dobiček glede na ceno $p_t^N(n)$ ob funkciji povpraševanja. Dinamika cen netrgovalnih dobrin je tako enako

$$P_t^N \equiv \left[\alpha_N (P_{t-1}^N (\Pi_{t-1}^N)^{\varphi_N} (\Pi_N)^{1-\varphi_N})^{1-\nu} + (1 - \alpha_N) (P_t^{N,opt})^{1-\nu} \right]^{\frac{1}{1-\nu}} \quad (47)$$

kjer je $P_t^{N,opt}$ optimalna cena in $\Pi_{t-1}^N = P_{t-1}^N / P_{t-2}^N$.

2.3.3 Denarna politika

Denarna politika je modelirana kot Taylorjevo pravilo (Taylor, 1993) in je enaka za obe gospodarstvi v denarni uniji. Denarna politika sledi mehanizmu

$$R_t^{EA} = \bar{R}^{1-\varrho_R} (R_{t-1}^{EA})^{\varrho_R} \left(\frac{\Pi_t^{EA}}{\bar{\Pi}} \right)^{(1-\varrho_R)\gamma_\pi} \left(\frac{Y_t^{EA}}{\bar{Y}} \right)^{(1-\varrho_R)\gamma_y} \exp(\varepsilon_t^{MP}) \quad (48)$$

kjer je ε_t^{MP} šok v denarni politiki. Obrestna mera R_t^{EA} je odvisna od inflacijske in proizvodne vrzeli, parameter ϱ_R pa predstavlja odzivnost obrestne mere na svojo preteklo vrednost. Bruto domači proizvod evrskega območja je opredeljen kot $Y_t^{EA} = (Y_t)^s (Y_t^*)^{1-s}$, kjer je s velikost domače ekonomije. Inflacija v evrskem območju pa je podana kot $\Pi_t^{EA} = (\Pi_t)^s (\Pi_t^*)^{1-s}$. Parametra γ_y in γ_π Taylorjeva parametra odzivnosti obrestne mere na proizvodno in inflacijsko vrzel.

2.3.4 Tržno ravnoesje

Za zapiranje samega teoretičnega modela, morajo biti izpolnjeni pogoji za tržno ravnoesje (angl. *market clearing*). Ponudba mora izenačiti povpraševanje, tako da veljajo naslednje povezave

$$Y_t^T = C_t^H + C_t^{H*} + G_t^T \quad (49)$$

in

$$Y_t^N = C_t^N + G_t^N \quad (50)$$

kjer sta G_t^T in G_t^N okarakterizirana kot eksogena šoka v potrošnji države. V realnih kategorijah je realni bruto domači proizvod torej zapisan kot

$$Y_t = \frac{P_t^T}{P_t} Y_t^T + \frac{P_t^N}{P_t} Y_t^N \quad (51)$$

Procesi državne potrošnje pa so opredeljeni kot

$$\ln G_t^i = \rho_{G,i} \ln G_{t-1}^i + \varepsilon_t^{G,i} \quad (52)$$

za $i = N, T$. Potrošnja države v vsakem sektorju raste po enakih stopnjah, kar omogoča ravnotežno rast.

2.4 Opredelitev trgovernosti sektorjev in podatki

Opredelitev trgovernega in netrgerovernega sektorja je podrobneje opisana že v poglavju 2. Sledili smo torej De Gregoriju, Giovanniniju & Wolfu (1994), ki pri opredelitvi trgovernosti/netrgerovernosti sektorjev uporabijo ločnico v obliki razmerja med izvozom in skupne proizvodnje nekega sektorja, kjer znaša prag 10 %. Tudi tu smo upoštevali strožji kriterij glede trgovernosti in netrgerovernosti posameznega sektorja, pri katerem se iz analize izloči tiste sektorje, katerih razmerje med izvozom in skupno proizvodnjo preveč niha okrog praga 10 %. Izključenih sektorjev je okoli 20 % celotne dodane vrednosti v Sloveniji. Tako k trgovernemu sektorju prištevamo predelovalne dejavnosti, rudarstvo, drugo industrijo, trgovino, promet, skladiščenje ter gostinstvo. K netrgerovernemu sektorju pa prištevamo dejavnosti, kot so gradbeništvo, poslovanje z nepremičninami, aktivnosti javne uprave, obrambe in socialne varnosti ter drugih storitev (glej tabelo 7).

S četrtnimi podatki, pridobljenimi iz Eurostatove podatkovne baze ter upoštevajoč klasifikacijo trgovernega in netrgerovernega sektorja, opredelimo cenovna indeksa in indeksa bruto dodane vrednosti. Glede na to, da vsak posamezni indeks vsebuje podatke več sektorjev po standardni klasifikaciji gospodarskih dejavnosti SKD 2008, jih je zato treba ustrezno utežiti. To smo storili s pomočjo bruto dodane vrednosti vsakega sektorja iz standardne klasifikacije gospodarskih dejavnosti SKD 2008, ki je izražena v milijonih evrov.

Poleg sektorskih podatkov vstopajo v model tudi nekateri drugi makroekonomski podatki, ki so zajeti v tabeli 7. Skupno gre za 9 opazovanih spremenljivk s četrtno frekvenco v obdobju med 1998Q4 in 2018Q1, kar znaša 78 opazovanj.

Tabela 7: Opisna statistika opazovanih spremenljivk (odkloni od ustaljenega stanja v o. t.)

Opis	Transformacija podatkov	Država	Min.	Maks.	Stand. odklon
Indeks utežene inflacije trgovalnega sektorja	logaritmirane razlike okrog ustaljenega stanja	SI	-2,59	2,21	0,92
Indeks utežene inflacije trgovalnega sektorja	logaritmirane razlike okrog ustaljenega stanja	EA	-1,08	1,31	0,39
Indeks utežene dod. vredn. trgovalnega sektorja	logaritmirane razlike okrog ustaljenega stanja	SI	-10,17	3,02	1,64
Indeks utežene dod. vredn. trgovalnega sektorja	logaritmirane razlike okrog ustaljenega stanja	EA	-6,36	1,23	1,07
Indeks utežene inflacije netrgovalnega sektorja	logaritmirane razlike okrog ustaljenega stanja	SI	-1,22	1,84	0,69
Indeks utežene inflacije netrgovalnega sektorja	logaritmirane razlike okrog ustaljenega stanja	EA	-0,76	0,80	0,30
Indeks utežene dod. vredn. netrgovalnega sektorja	logaritmirane razlike okrog ustaljenega stanja	SI	-3,20	5,13	1,51
Indeks utežene dod. vredn. netrgovalnega sektorja	logaritmirane razlike okrog ustaljenega stanja	EA	-0,73	1,02	0,41
3-mesečni Euribor	Obrestna mera $\ln(1 + r_t/400)$, log. razlike okrog ustalj. stanja	EA	-0,55	0,78	0,42

Vir: ECB, Eurostat, lastni preračuni.

2.5 Kalibracija modela DSGE s produktivnostnimi šoki

Kalibriranim parametrom, ki niso predmet ocenjevanja, določimo vrednosti, za katere predpostavljamo, da najbolj ustrezajo empiričnim karakteristikam modelirane države, v našem primeru je to Slovenija. Diskontni faktor, β , je postavljen na vrednost 0,99, ki sledi Smetsu & Woutersu (2003). Parameter, ki meri vztrajnost navad v potrošnji za slovensko ekonomijo, h , je nastavljen na 0,80 (podobno kot v Kilponen in drugi, 2015), medtem ko je za evrsko območje nastavljen na 0,60 (podobno kot v Smets & Wouters, 2003). Velikost Slovenije v evrskem območju, ki je opredeljena s parametrom s , znaša 0,01.³⁶ Parameter inverza elastičnosti količine vloženega dela, ϖ , je postavljen na 2, kar je tipična vrednost parametra v literaturi dinamičnih stohastičnih modelov splošnega ravnotežja (Smets & Wouters, 2003; Rabanal, 2009; Rabanal & Tuesta, 2013;

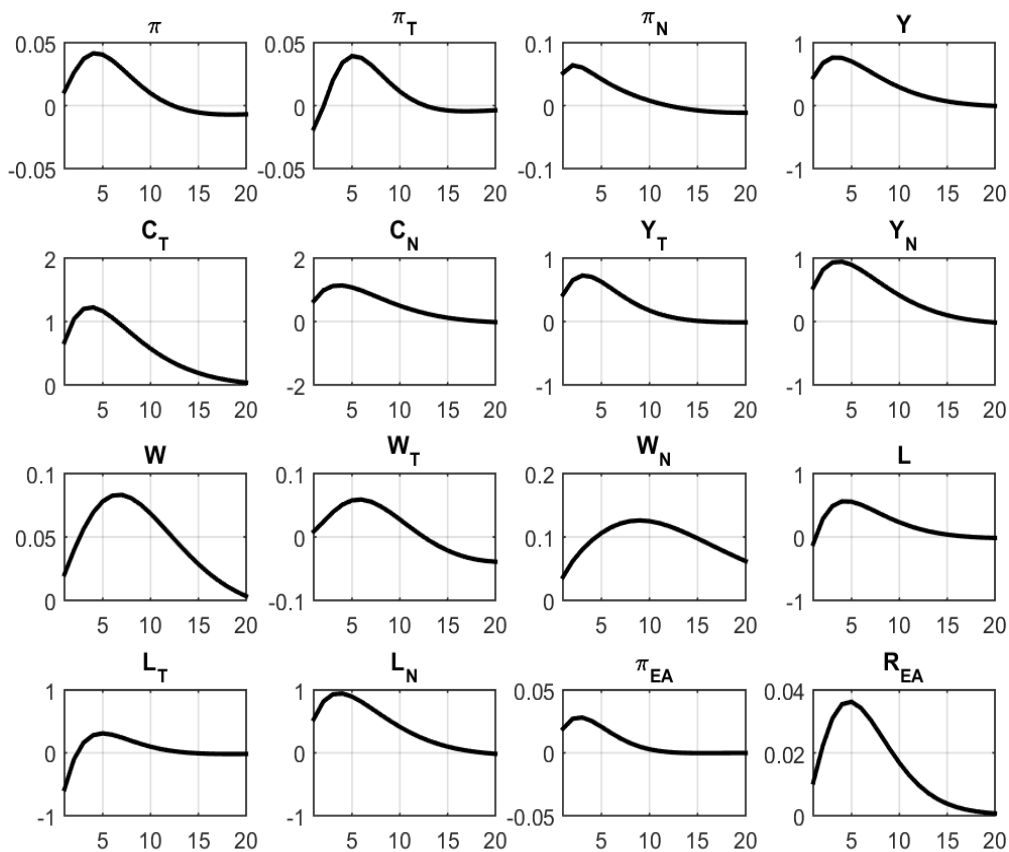
³⁶V primerjavi z evrskim območjem je velikost slovenskega gospodarstva še manjša. Razlog za malenkostno večji parameter velikosti modeliranega gospodarstva tiči v tem, da so lahko v modeliranju majhna relativna razmerja tehnično-numerična težava. Ta se pozna v zelo počasni konvergenci modela po induciranih šokih, ali pa model sploh ne zmore izračunati vpliva šokov. Navkljub temu delež slovenskega gospodarstva z vrednostjo 0,01 nima znatnega vpliva na celotni univerzum obeh držav oziroma celotnega evrskega območja, kar pa je značilno za malo in tujini odprto gospodarstvo.

Micallef & Cyrus, 2013). Parametra elastičnosti substitucije med trgovalnimi in netrgovalnimi dobrinami, tako doma (ν_{TN}) kot tudi v tujini ($\nu_{TN,*}$), zasedeta vrednost 0,44 (Stockman & Tesar, 2002). Parametra elastičnosti substitucije med doma in v tujini proizvedenimi dobrinami, tako domače gospodarstvo (ν_{HF}) kot tudi tuje gospodarstvo ($\nu_{HF,*}$), pa zasedeta vrednost 1,5 (Chari, Kehoe & McGrattan, 2002). Med pomembnejše kalibrirane parametre spadajo tudi deleži makroekonomskih agregatov v okviru bruto domačega proizvoda. Delež državne potrošnje v Sloveniji znaša 0,17, v evrskem območju pa 0,20. Povprečni delež uvoznih dobrin v košarici vseh dobrin v Sloveniji znaša 0,58, v evrskem območju pa 0,61. Parametri rigidnosti plač, označeni z α_L , so postavljeni na vrednost 0,75 oziroma 0,80, z izjemo plač v netrgovalnem sektorju, za katere predpostavljamo, da so bolj rigidne (0,90). Parametri rigidnosti cen, označena z α_H in α_F , sta postavljena na 0,70, α_N pa na 0,85. Predpostavljamo, da so cene v netrgovalnem sektorju bolj rigidne. Tudi tu sledimo podobnim vrednostim parametrov, ki so bili postavljeni za Slovenijo v Clancy, Jacquinot & Lozej (2014) ter v Kilponen in drugi (2015). Plačni indeksacijski parametri $\varphi_{L,T}$, $\varphi_{L,N}$, $\varphi_{L,T,*}$ in $\varphi_{L,N,*}$ so postavljeni na vrednost 0,75 (Rabanal & Tuesta, 2013). Parametra mehanizma izboljšanja kakovosti θ_Z in $\theta_{Z,*}$ sta postavljena na vrednost 0,25. Parametra denarne politike sta prav tako kalibrirana, $\gamma_\pi = 1,5$ in $\gamma_y = 0,1$, kar so sicer tipične vrednosti za modeliranje evrskega območja (podobno kot Rabanal, 2009; Micallef in Cyrus, 2013).³⁷

Z namenom preverbe teoretične strukture modela popolnoma kalibriran model DSGE uspe proizvesti eksogene produktivnostne šoke z lastnostmi učinka HBS. Slika 5 prikazuje funkcije impulznih odzivov glavnih makroekonomskih spremenljivk ob eksogenem produktivnostnem šoku v domačem trgovalnem sektorju za eno odstotno točko. Produktivnostni šok povzroči porast proizvodnje v obeh sektorjih, trgovalnem in netrgovalnem. S posledičnim delovanjem mehanizma izboljšanja kakovosti se od podjetij ob porastu produktivnosti v trgovalnem sektorju pričakuje dvig plač zaradi zaposlovanja bolj sofisticirane delovne sile na račun proizvodnje zahtevnejših dobrin. Porast plač posledično dvigne cene in potrošnjo gospodinjstev v obeh sektorjih, v netrgovalnem sektorju celo nekoliko bolj kot v trgovalnem.

³⁷Ker ima Evropska centralna banka za uradni cilj le inflacijo blizu oziroma malo pod 2 %, je parameter odzivnosti ključne obrestne mere na proizvodno vrzel posledično nižji. Originalno Taylorjevo pravilo (Taylor, 1993) je bilo ocenjeno na ameriških podatkih, za ameriško centralno banko Fed pa je značilno, da poleg inflacije spremlja tudi druge spremenljivke realnega gospodarstva, zato parameter γ_y zaseda vrednost 0,5.

Slika 5: Impulzni odziv glavnih makroekonomskih spremenljivk kalibriranega modela na produktivnostni šok v domačem trgovanem sektorju za 1 o. t. (odklon od ustaljenega stanja v o. t.)



Vir: lastni izračuni.

2.6 Ocena modela DSGE s produktivnostnimi šoki z bayesijsko metodo

V tem delu je ocenjen DSGE model s produktivnostnimi šoki. Ocenjuje se torej tiste parametre, ki so predmet interesa analize. Pri tem uporabimo metodologijo bayesijskega ocenjevanja. Najprej je treba določiti priorno oziroma izhodiščno porazdelitev parametrov modela. S pomočjo dejanskih statističnih podatkov se informacijski prior nadgradi v okviru Bayesovega teorema in pridobi posteriorno oziroma naknadno porazdelitev parametrov modela. V modelu se uporabi slovenske četrtletne podatke ter četrtletne podatke evrskega območja. Gre za 9 opazovanih spremenljivk, ki so predstavljene v tabeli 8. Podatkovna baza zajema obdobje od 1998Q4 do 2018Q1, torej 78 opazovanj. Priorna in posteriorna porazdelitev ocenjenih parametrov ter modelskih šokov je predstavljena v tabeli 8, grafična analiza pa v prilogi 6. Za potrebe ocenitve modela smo ponovili 700.000 iteracij z Metropolis-Hastingsovim algoritmom MCMC

in dvema sekvenčnima verigama s povprečnim deležem sprejetja okrog 27 %. V prilogi 6 so grafično predstavljene priorne in posteriorne porazdelitve ocenjenih šokov in parametrov, dinamika eksogenih šokov in rezultat konvergenčnih testov modela DSGE. Ti testi se nanašajo na analizo povprečij, varianc in tretjih momentov parametrov (Brooks & Gelman, 1998). Konvergenčni pogoj zahteva, da obe liniji v vseh treh slikah konvergirata in da sta stabilni skozi potek Metropolis-Hastingsovega algoritma MCMC.

Med najpomembnejšimi ocenjenimi parametri sta parametra izboljšanja kakovosti proizvodov, θ_Z in $\theta_{Z,*}$. Priorne vrednosti obeh parametrov sta bili postavljeni na 0,25, medtem ko sta oceni znašali 0,1750 in 0,2781. Ocenjeni vrednosti sta bili sicer manjši od kalibrirane vrednosti v Masten (2008). Ocenjene vrednosti parametrov vztrajnosti šokov (ρ) nakazujejo, da so produktivnostni šoki manj vztrajni kot šoki v povpraševanju. To velja tako za trgovalni kot tudi netrgovalni sektor. Parameter denarne politike ϱ_R , ki odraža odvisnost sedanje obrestne mere od pretekle, zasede vrednost 0,5352. Ocenjeni Calvovi parametri nakazujejo α , da so cene, glede na kalibriran model, bolj rigidne. To velja tako za Slovenijo kot tudi za evrsko območje. Da so cene precej rigidne, je na primeru Španije ugotovil tudi Rabanal (2009), Micallef & Cyrus (2013) pa na primeru Malte.

Tabela 8: Priorna in posteriorna porazdelitev parametrov in šokov modela DSGE z učinkom HBS

Parameter	vredn. param. kalibr. modela	priorna sredina	posteriorna sredina	90% HPD interval		priorna porazdelitev	priorna std. napaka
θ_Z	0,250	0,250	0,1750	0,1415	0,2083	inv. gama	0,050
$\theta_{Z,*}$	0,250	0,250	0,2781	0,1944	0,3604	inv. gama	0,050
α_H	0,700	0,810	0,6285	0,6000	0,6588	beta	0,030
α_F	0,700	0,750	0,8486	0,8147	0,8825	beta	0,050
$\alpha_{H,*}$	0,700	0,750	0,7776	0,7079	0,8476	beta	0,050
$\alpha_{F,*}$	0,700	0,750	0,8980	0,8818	0,9144	beta	0,050
α_N	0,850	0,810	0,8162	0,7974	0,8352	beta	0,030
$\alpha_{N,*}$	0,850	0,750	0,9149	0,8987	0,9313	beta	0,050
$\alpha_{L,T}$	0,800	0,750	0,7948	0,7532	0,8376	beta	0,030
$\alpha_{L,T,*}$	0,750	0,750	0,7749	0,7298	0,8211	beta	0,030
$\alpha_{L,N}$	0,900	0,850	0,8722	0,8470	0,8986	beta	0,020
$\alpha_{L,N,*}$	0,750	0,750	0,7740	0,7288	0,8214	beta	0,030
ν_{TN}	0,440	0,500	0,5489	0,1992	0,8834	gama	0,200
ν_{HF}	1,500	1,500	1,1513	0,5202	1,7417	gama	0,500
ϕ_H	0,500	0,500	0,1578	0,0284	0,2800	beta	0,200
ϕ_F	0,500	0,500	0,5310	0,2786	0,7757	beta	0,200
$\phi_{H,*}$	0,500	0,500	0,5002	0,3360	0,6634	beta	0,100
$\phi_{F,*}$	0,500	0,500	0,1249	0,0185	0,2248	beta	0,200
ϕ_N	0,500	0,500	0,4509	0,2993	0,5975	beta	0,100
$\phi_{N,*}$	0,500	0,500	0,2704	0,1469	0,3854	beta	0,100
$\rho_{Z,T}$	0,750	0,750	0,4451	0,3168	0,5763	beta	0,100
$\rho_{Z,T,*}$	0,750	0,750	0,3080	0,1996	0,4152	beta	0,100
$\rho_{Z,N}$	0,750	0,750	0,5893	0,4267	0,7423	beta	0,100
$\rho_{Z,N,*}$	0,750	0,750	0,2773	0,1672	0,3834	beta	0,100
$\rho_{G,T}$	0,750	0,750	0,6869	0,5833	0,7902	beta	0,100
$\rho_{G,T,*}$	0,750	0,750	0,9593	0,9374	0,9820	beta	0,100
$\rho_{G,N}$	0,750	0,750	0,7385	0,6667	0,8132	beta	0,100
$\rho_{G,N,*}$	0,750	0,750	0,8871	0,7975	0,9707	beta	0,100
ϱ_R	0,750	0,750	0,5352	0,3889	0,6779	beta	0,100
σ_{MP}	-	0,400	0,1264	0,1106	0,1415	inv. gama	0,100
σ_Z	-	0,500	0,1785	0,1463	0,2089	inv. gama	0,200
$\sigma_{Z,T}$	-	0,700	0,2573	0,2227	0,2924	inv. gama	0,200
$\sigma_{Z,T,*}$	-	0,500	0,2639	0,1955	0,3296	inv. gama	0,200
$\sigma_{Z,N}$	-	0,700	0,2467	0,2127	0,2797	inv. gama	0,200
$\sigma_{Z,N,*}$	-	0,500	0,2950	0,2034	0,3821	inv. gama	0,200
$\sigma_{G,T}$	-	1,000	0,5532	0,4769	0,6276	inv. gama	0,200
$\sigma_{G,T,*}$	-	1,000	0,4192	0,3673	0,4681	inv. gama	0,200
$\sigma_{G,N}$	-	1,000	0,6805	0,5853	0,7762	inv. gama	0,200
$\sigma_{G,N,*}$	-	1,000	0,4164	0,3643	0,4672	inv. gama	0,200

Vir: lastni izračuni.

2.6.1 Dekompozicije šokov in funkcije impulznih odzivov modela DSGE s produktivnostnimi šoki

V tem delu so predstavljeni dekompozicija šokov ter funkcije impulznih odzivov, ki opisujejo razvoj posameznih ekonomskih spremenljivk po šoku, induciranjem v modelirano gospodarstvo. S pomočjo dekompozicije šokov spremenljivk, opredeljenih v pričujočem

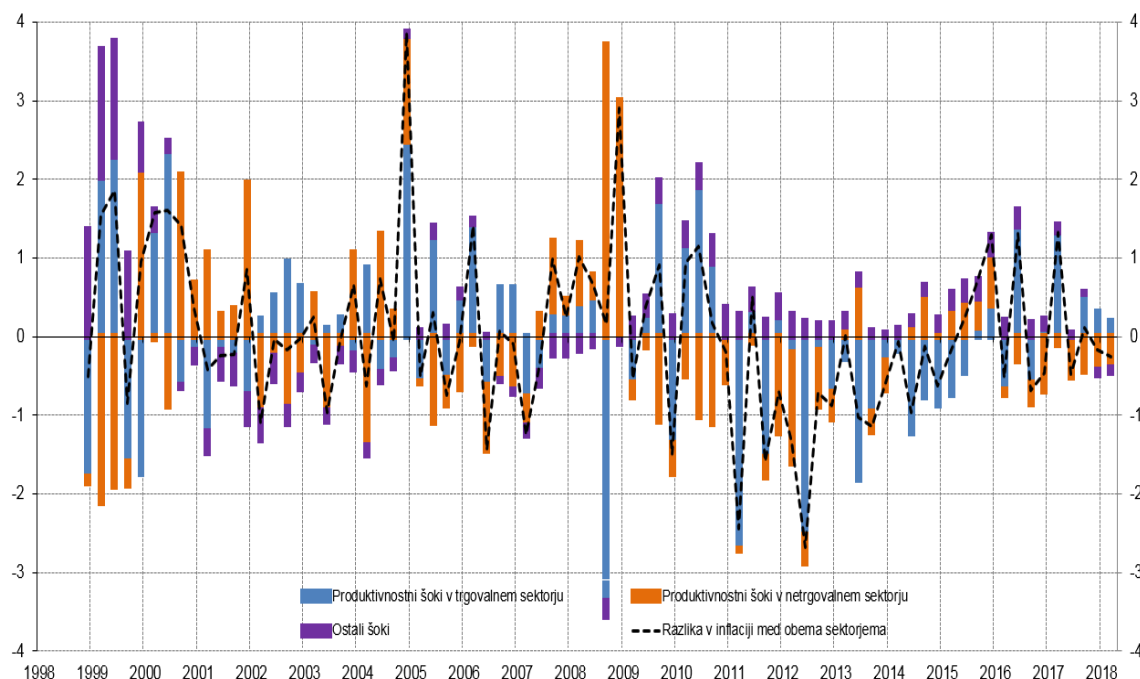
modelu, lahko primerjamo dinamiko inflacije z dejanskimi komponentami inflacije, ki so predstavljene v prvem poglavju disertacije.

Iz slike 6 je razvidno, da so skozi čas relativno razliko v inflaciji med obema sektorjema poganjale produktivnostne komponente. Prav tako je razvidno, da je bilo zaznati upočasnitev rasti cen v trgovanem sektorju v obdobju trajanja finančne krize (predvsem med letoma 2010 in 2013). Z izjemo tretjega četrtertletja v letu 2008 (2008Q3) je bila povezava med produktivnostnimi šoki v trgovanem sektorju in relativno inflacijo vselej pozitivna.³⁸ To pomeni, da je relativna inflacija med obema sektorjema porasla, kadar je bil produktivnostni prispevek trgovalnega sektorja pozitiven. Ter obratno, ko je bil produktivnostni prispevek trgovalnega sektorja negativen, se je relativna inflacija med obema sektorjema znižala. S postopnim okrevanjem slovenskega gospodarstva po letu 2013 se je relativna inflacija med netrgovalnim in trgovanim sektorjem vrnila v območje pozitivnih vrednosti, produktivnostni prispevki trgovalnega sektorja pa so prav tako postali pozitivni, vendar po jakosti ne tako izraziti, kot v obdobju pred finančno krizo.³⁹

³⁸Razloge začasne negativne povezave med produktivnostnimi šoki v trgovanem sektorju in relativno inflacijo v 2008Q3 gre iskat v posledicah pričetka finančne krize. Z vidika inflacije so v tem kratkem obdobju cene trgovalnega sektorja strmoglavile, medtem ko so v netrgovalnem sektorju (značilno) zaradi rigidnosti ostale skorajda nespremenjene, kar pomeni, da se je relativna inflacija med obema sektorjema morala povečati. Hkrati je zaradi posledic finančne krize v istem obdobju strmoglavila tudi produktivnost trgovalnega sektorja, bolj kot v netrgovalnem sektorju. To pomeni, da se je zmanjšala relativna produktivnost med obema sektorjema. Ideja teorije učinka HBS pa je obratna. V dinamični panelni regresiji iz prvega poglavja smo v panelni model uvedli krizno slamnato spremenljivko, katere namen je bil kontrolirati obdobja izrazitejših negativnih odklonov glavnih makroekonomskih spremenljivk, kot je v tem primeru časovna točka 2008Q3.

³⁹Do podobnih zaključkov smo prav tako prišli v prvem poglavju, kjer smo pokazali, da se je učinek HBS po državah po finančni krizi zmanjšal ter ne dosega nivojev pred finančno krizo.

Slika 6: Dekompozicija šokov v relativni inflaciji skozi čas (v %)



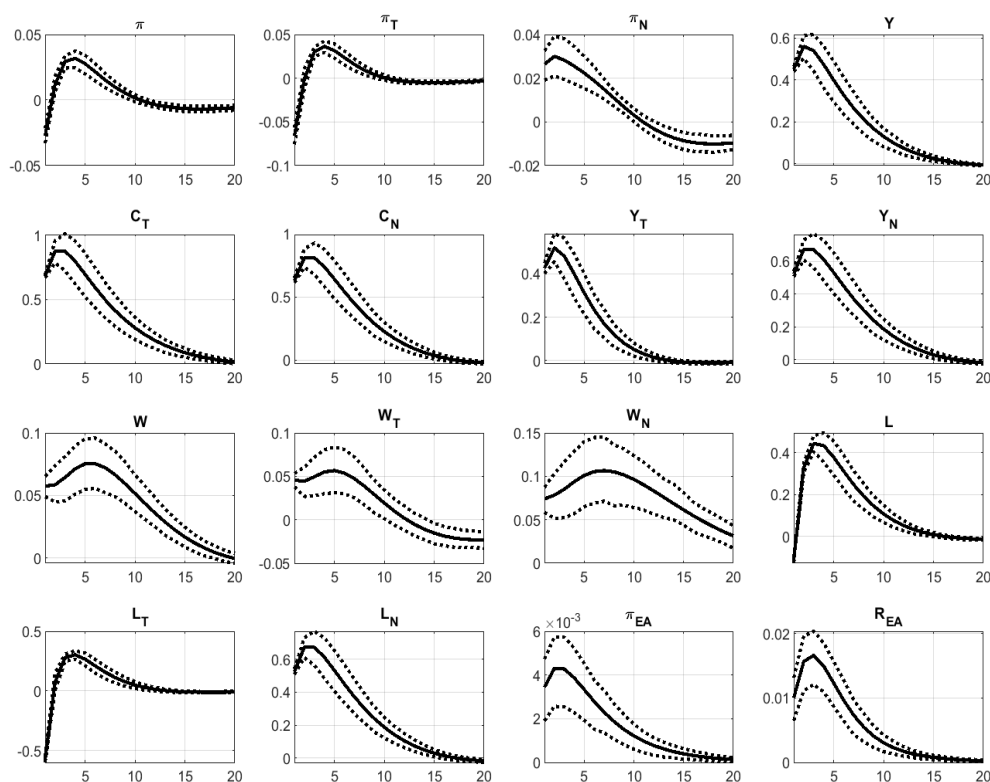
Opomba: Prispevek produktivnostnih šokov trgovalnega sektorja je vsota prispevkov posameznih produktivnostnih šokov $\epsilon_{Z,T}$, ϵ_Z in $\epsilon_{Z,T,}$. Prispevek produktivnostnih šokov netrgovalnega sektorja je vsota prispevkov posameznih produktivnostnih šokov $\epsilon_{Z,N}$ in $\epsilon_{Z,N,*}$. Prispevek ostalih šokov je vsota prispevkov preostalih šokov, ki niso produktivnostne narave.

Vir: lastni izračuni.

Za razlago in morebitno potrditev učinka HBS je bolj intuitivno pogledati funkcije impulznih odzivov. Pri proučevanju učinka HBS smo se omejili le na proučevanje produktivnostnih šokov. Slika 7 prikazuje produktivnostni šok domačega trgovalnega sektorja za eno odstotno točko, $\epsilon_{Z,T}$, in njegovo evolucijo v 20 četrtletjih. Ko pozitivni produktivnostni šok zadene trgovalni sektor, se obe sektorski inflaciji povečata, kar povzroči porast skupne inflacije v Sloveniji. To je posledica porasta plač v trgovalnem (in netrgovalnem) sektorju preko mehanizma izboljšanja kakovosti, ki poveča potrebo po bolj sofisticiranih produkcijskih faktorjih v proizvodnem procesu. To vpliva na povečanje mejnih stroškov, kar povzroči povišanje inflacije. Z vpeljavo mehanizma izboljšanja kakovosti in plačnih rigidnosti se zdi, da bi bila teorija učinka HBS lahko potrjena. Kljub temu teorije učinka HBS na podlagi slike 7 ne moremo popolnoma potrditi, saj inflacija netrgovalnega sektorja, kljub večjemu začetnemu porastu v primerjavi s trgovnim sektorjem, doseže manjši pozitivni odklon od ustaljenega stanja v primerjavi z odklonom inflacije trgovalnega sektorja nekaj četrtletij kasneje. Razlog za to bi bil lahko v finančni krizi, ki je porušila makroekonomska ravnovesja med makro-

ekonomskimi agregati.⁴⁰ Zanimivo je tudi, da se ob povečanju inflacije v netrgovalnem sektorju malenkostno bolj poveča tudi sam agregatni proizvod v netrgovalnem sektorju v primerjavi z agregatnim proizvodom v trgovalnem sektorju. Delno lahko to pojasnimo s povečanjem agregatnega povpraševanja v netrgovalnem sektorju, delno pa je to tudi posledica povečanja prelitja zaposlenosti iz trgovalnega sektorja v netrgovalni.⁴¹ Vpliv domačega produktivnostnega šoka na evrsko območje je majhno.

Slika 7: Impulzni odziv makroekonomskih spremenljivk na produktivnostni šok za eno odstotno točko v domačem trgovalnem sektorju (odklon od ustaljenega stanja - v o. t.)



Vir: lastni izračuni.

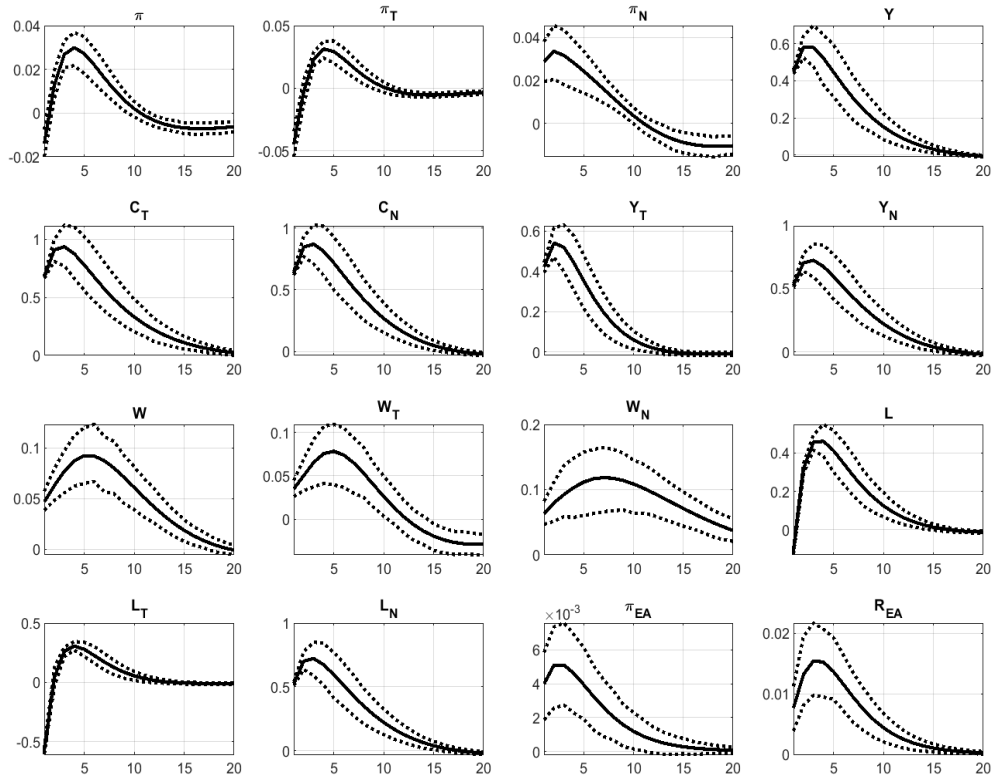
Da bi preverili robustnost ter zgornjo trditev o finančni krizi kot morebitnem razlogu za neobstoj učinka HBS v dinamičnem stohastičnem modelu, smo ocenili model še na podatkih v predkriznem obdobju od 1998Q4 do 2008Q2. Na sliki 8, ki prav tako prikazuje odzive na produktivnostni šok domačega trgovalnega sektorja za eno odstotno točko, smo pokazali, da imata obe sektorski inflaciji po jakosti podoben odklon od ustaljenega stanja po induciranim produktivnostnem šoku. Kljub temu se zdi, da tudi

⁴⁰Glej sliko 6, predvsem podatkovno točko 2008Q3.

⁴¹V primeru kompleksnejšega modeliranja trga delovne sile v modelu, bi lahko uvedli parameter elastičnosti prehoda oziroma substitucije delovne sile med sektorji, ki bi otežil pretok delovne sile. V pričujočem delu namreč predpostavljamo prosto prehajanje delovne sile med sektorji.

z ocenitvijo na predkriznih slovenskih podatkih, v nasprotju z empiričnimi metodami, nismo uspeli popolnoma potrditi obstoja učinka HBS v strukturni različici dinamičnega stohastičnega modela.

Slika 8: Impulzni odziv makroekonomskih spremenljivk na produktivnostni šok za eno odstotno točko v domačem trgovalnem sektorju (odklon od ustaljenega stanja - v o. t. - ocenjeno le na predkriznih podatkih)

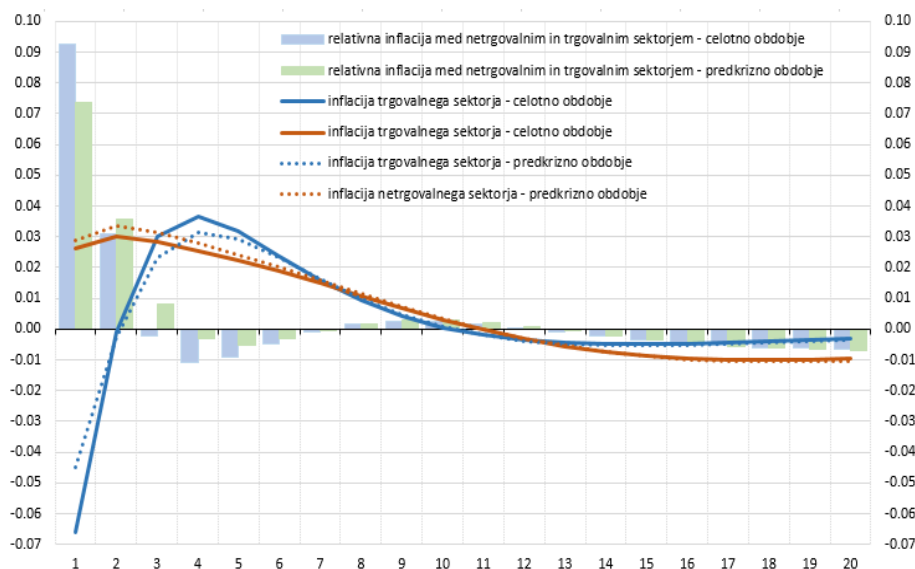


Vir: lastni izračuni.

Za lažjo predstavo predstavimo še impulzne odzive sektorskih inflacij, ocenjenih v obeh obdobjih (celotnem ter predkriznem) na sliki 9. Iz slike je razvidno, da je želeni odziv sektorskih inflacij v modelu, ocenjenem na predkriznih slovenskih podatkih, le malenkostno boljši pri morebitnem potrjevanju učinka HBS, vendar ta izboljšava ne zadošča, da bi bil učinek HBS v strukturni obliki ocenjenega modela tudi dejansko popolnoma potrjen, saj je (pozitivni) odklon stopnje inflacije v trgovalnem sektorju v četrtem četrtletju po nastopu produktivnostnega šoka v trgovalnem sektorju večji, kot je odklon v stopnji inflacije netrgovalnega sektorja v drugem četrtletju po nastopu produktivnostnega šoka v trgovalnem sektorju. Po drugi strani pa bi lahko z relativne perspektive trdili, da je učinek HBS potrjen, saj je stopnja relativne inflacije med netrgovalnim in trgovalnim sektorjem v prvih dveh četrtletjih po nastopu produktivnostnega šoka v

trgovalnem sektorju pozitivna.

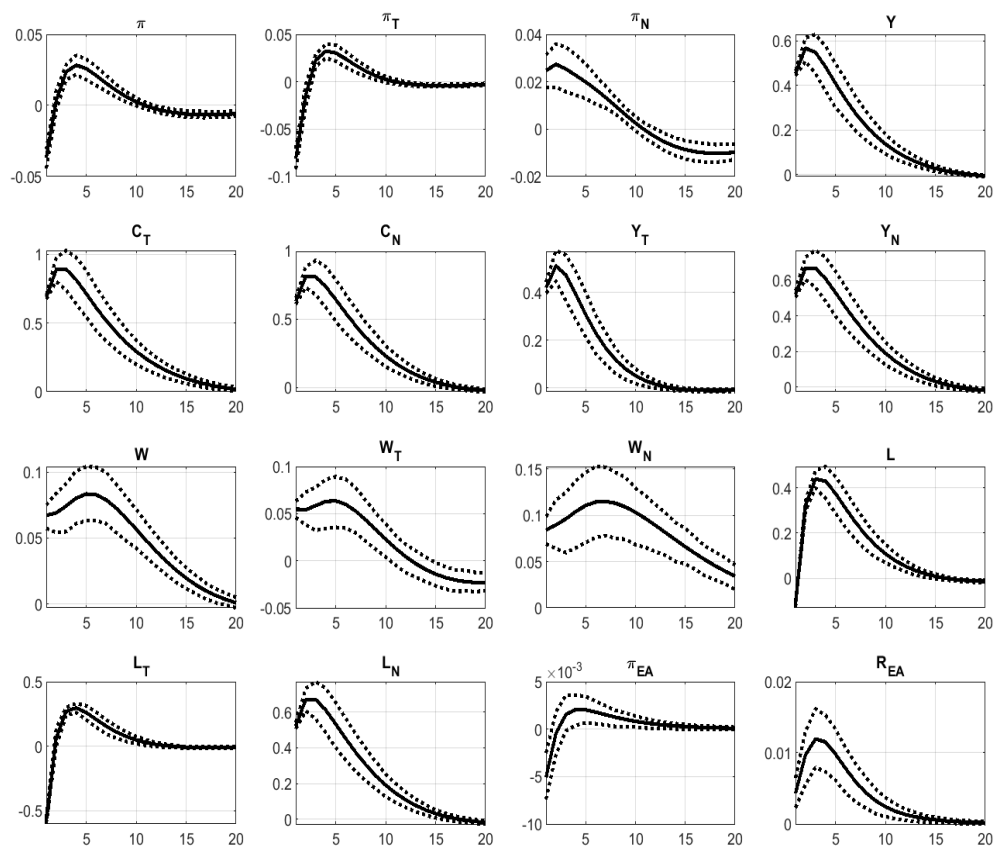
Slika 9: Odziv sektorskih stopenj inflacij na produktivnostni šok za eno odstotno točko v domačem trgovalnem sektorju upoštevajoč različni obdobji ocenjevanja (odklon od ustaljenega stanja - v o. t.)



Vir: lastni izračuni.

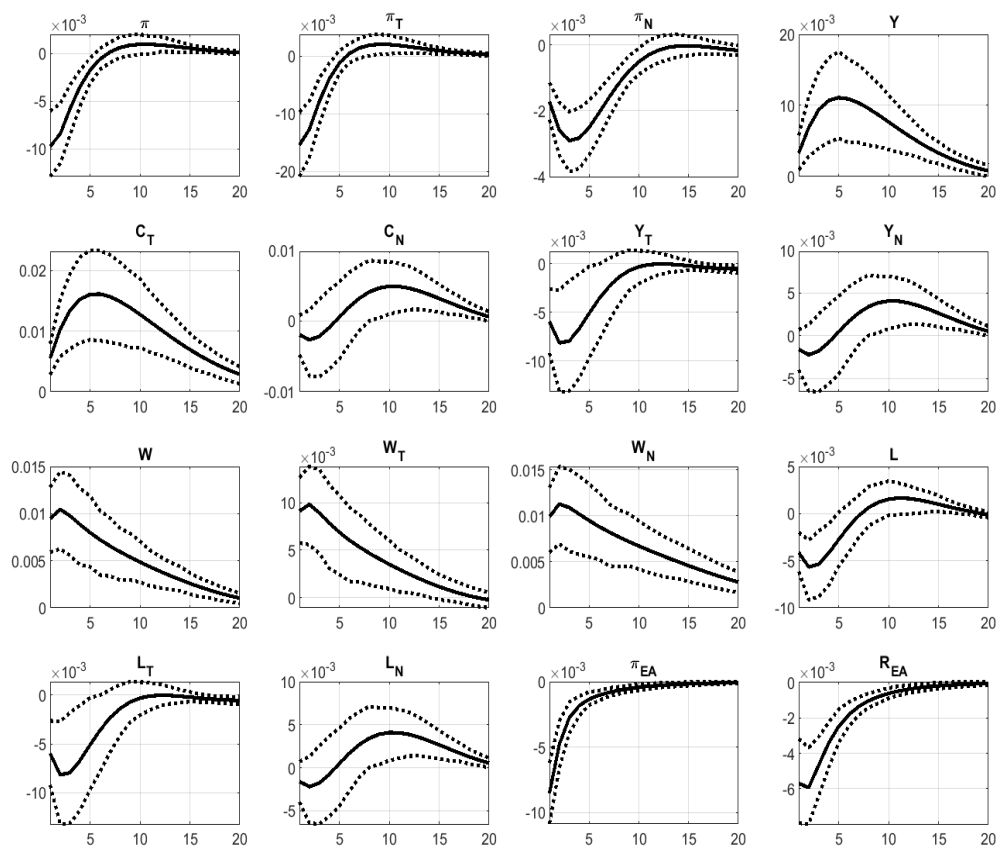
Slike od 10 do 12 prikazujejo odzive glavnih makroekonomskih spremenljivk še za preostale eksogene produktivnostne šoke in njihovo evolucijo v 20 četrtletjih. Podoben vzorec impulznih odzivov, kot pri sliki 7, je opazen pri skupnem produktivnostnemu šoku za eno odstotno točko v trgovalnem sektorju, ϵ_Z (slika 10). Podoben vpliv ima produktivnostni šok za eno odstotno točko tujega trgovalnega sektorja, $\epsilon_{Z,T,*}$ (slika 11). Razlika je le v tem, da mehanizem izboljšanja kakovosti produktov deluje na tujem. Posledično se v domačem gospodarstvu mejni stroški ne povečajo, a vendar ima izboljšanje kakovosti pozitivne učinke na domače gospodarstvo preko povečanja tuje inflacije in tuje kupne moči. V domačem gospodarstvu se povečajo končni proizvod, inflacija, potrošnja in plače.

Slika 10: Impulzni odziv makroekonomskih spremenljivk na skupni produktivnostni šok za eno odstotno točko (odklon od ustaljenega stanja - v o. t.)



Vir: lastni izračuni.

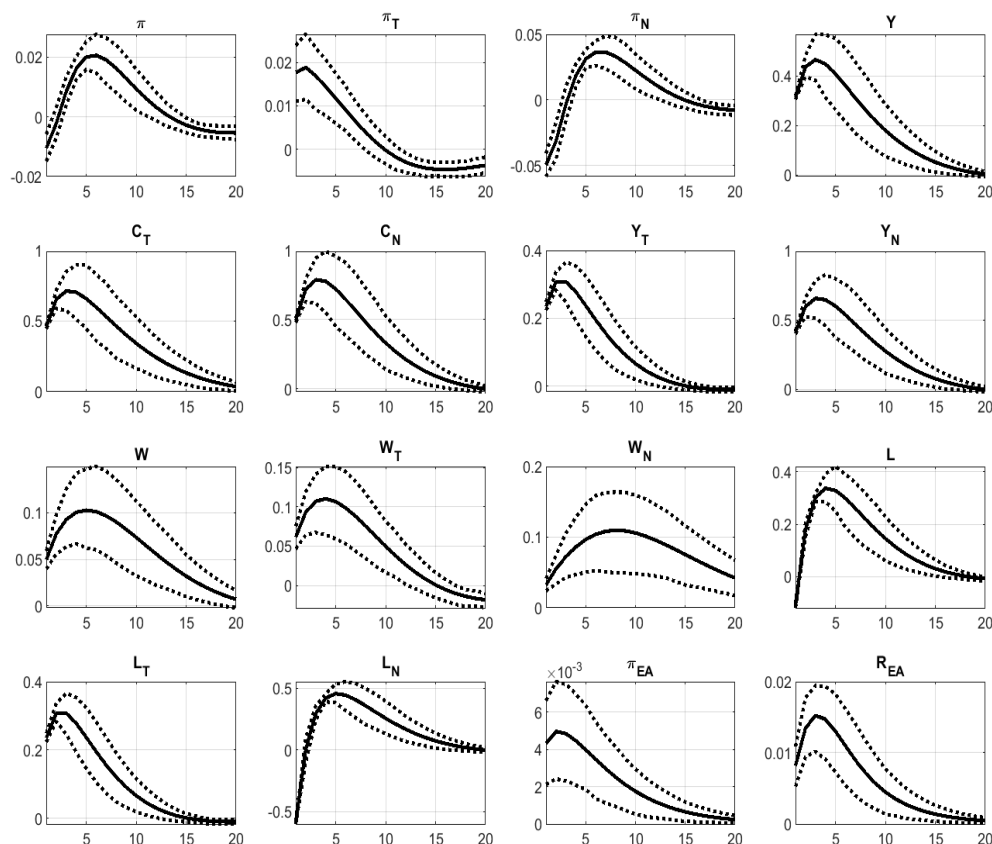
Slika 11: Impulzni odziv makroekonomskih spremenljivk na produktivnostni šok za eno odstotno točko v tujem trgovalnem sektorju (odklon od ustaljenega stanja - v o. t.)



Vir: lastni izračuni.

Preostane nam le še proučitev produktivnostnega šoka v netrgovalnem sektorju v domačem gospodarstvu, $\epsilon_{Z,N}$ (slika 12). V nasprotju s šoki v trgovalnem sektorju, šok v netrgovalnem sektorju ne vstopa v mehanizem izboljšanja kakovosti produktov. Posledično se obnaša bolj kot klasični produktivnostni šok. Ta zniža mejne stroške in inflacijo netrgovalnega sektorja. Po drugi strani poveča agregatno proizvodnjo in potrošnjo.

Slika 12: Impulzni odziv makroekonomskih spremenljivk na produktivnostni šok za eno odstotno točko v domačem netrgovalnem sektorju (odklon od ustaljenega stanja - v o. t.)



Vir: lastni izračuni.

Čeprav učinka HBS nismo uspeli popolnoma dokazati, smo uspeli pokazati pozitivni odziv sektorskih inflacij v primeru produktivnostnega šoka v trgovalnem sektorju. Z implementacijo nove tehnologije v sektorje, ki so odprti tujini, posledično raste produktivnost. Bolj sofisticirani in tehnološko razviti produkti pa zahtevajo bolj usposobljeno delovno silo. Plače se povečajo tako v trgovalnem kot tudi v netrgovalnem sektorju, poraste pa tudi inflacija v obeh sektorjih. Z modelsko vpeljavo mehanizma izboljšanja kakovosti smo uspeli pokazati, da bi bila lahko hipoteza učinka HBS ob predpostavki njegovega obstoja v razvijajočih se državah relevantna in aktualna ter da bi lahko učinek HBS delno pojasnjeval porast inflacije v netrgovalnem sektorju navkljub nespremenjeni rasti produktivnosti v netrgovalnem sektorju. Treba je izpostaviti tudi slabost teorije učinka HBS. Teorija učinka HBS namreč ne uspe popolnoma razložiti izvora v razlikah rasti v produktivnosti med obema sektorjema oziroma med različnimi državami. V primeru, da je rast produktivnosti v trgovalnem sektorju enaka rasti produktivnosti v netrgovalnem sektorju, to še ne pomeni, da je proces konvergence manj

razvitih držav k bolj razvitim prekinjen. Do podobnega opažanja je prišel že Rabanal (2009), ki poleg produktivnostnega izvora inflacije ponuja še povpraševalni vidik in vidik z zunanjimi neproduktivnostnimi šoki.

Nadaljevanje procesa konvergence med državami v evrskem območju bi moralo zmanjšati inflacijsko disperzijo med državami na podlagi izenačevanja nivojev cen in dohodka na dolgi rok. Po drugi strani pa obstajajo dejavniki, ki upočasnjujejo proces konvergence. Ti se predvsem pojavljajo v obliki razlik v konkurenčnosti, rigidnosti trgov in drugih institucionalnih razlik med ekonomskimi subjekti in državami.

2.7 Zaključek

Drugi del potrjevanja obstoja učinka HBS je teoretične narave in temelji na izgradnji dvodržavnega dvosektorskega dinamičnega stohastičnega modela splošnega ravnotežja s karakteristikami malega in tujini odprtega gospodarstva (v tem primeru Slovenije), ki deluje v skupni denarni uniji. To pomeni, da modelirano slovensko gospodarstvo nima vpliva na tuje agregate, kot sta tuji bruto domači proizvod in tuja nominalna obrestna mera, ki jo določa Evropska centralna banka. Ključni parametri dinamičnega stohastičnega modela splošnega ravnotežja so kalibrirani na podlagi znanih empiričnih rezultatov. Ključne parametre modela smo ocenjevali z bayesijsko metodologijo, s katero nadgradimo priorne informacije na podlagi opazovanih spremenljivk ter tako pridobimo ocenjene posteriorne vrednosti zelenih parametrov. Uspeli smo pojasniti, zakaj cene rastejo, ko se poveča produktivnost (predvsem trgovalnega sektorja), kar je bilo še posebej značilno v državah, ki so se približevale članstvu v Evropski uniji. Mehanizem izboljšanja kakovosti vpliva na povečanje mejnih stroškov s tem, da so pri proizvodnem procesu ob tehnološkem napredku potrebni bolj sofisticirani in zahtevni produkcijski faktorji. Z mehanizmom izboljšanja kakovosti smo prav tako premagali slabost tipičnih teoretičnih specifikacij, da porast produktivnosti avtomatično pomeni zmanjšanje relativne cene domačih trgovalnih dobrin v primerjavi s tujimi, kar bi po temtakem moralo poslabšati kupno moč domače ekonomije v primerjavi s tujino, navkljub gospodarski rasti domačega gospodarstva. Struktura dinamičnega stohastičnega modela splošnega ravnotežja omogoča nastanek učinka HBS, kar smo uspeli pokazati s kalibrirano različico modela. Navkljub porasti sektorskih inflacij ob produktivnostnem šoku v trgovalnem sektorju pa nismo popolnoma uspeli prikazati obstoj učinka HBS na ocenjenih slovenskih podatkih, saj navkljub porastu obeh sektorskih inflacij in pozitivni relativni stopnji inflacije med obema sektorjema, inflacija netrgovalnega sektorja ne poraste precej več kot inflacija trgovalnega sektorja. Menimo, da bi lahko čedalje večja modelska kompleksnost in dostopnost mikro podatkov v prihodnosti prav tako prispevali k aktualnosti potrjevanja teorije učinka HBS, struktura pričujočega modela pa bi lahko pri tem predstavljala dobro podlago.

3 MODELIRANJE IN OCENJEVANJE ŠOKOV V CENAH NAFTE Z MODELOM DSGE

3.1 Uvod

Nafta, v primerjavi z ostalimi surovinami, ni tipična globalna surovina. Proizvodnja in odkrivanje novih naftnih nahajališč držav izvoznic nafte pogostokrat ne more slediti povpraševalnim potrebam celotnega sveta. Cena naftnih derivatov posledično raste tudi takrat, ko je povpraševanje po njej stabilno in konstantno. To je še posebej pomemben vidik, ki predstavlja osnovo za razumevanje dolgoročne dinamike cen nafte na svetovnem trgu. Poleg tega je za nafto značilna precejšnja neelastičnost njenih cen, šoki v svetovnih cenah nafte pa imajo lahko precejšen vpliv na gospodarsko aktivnost držav. Na eni strani povišanje cen nafte vodi v zmanjšanje kupne moči gospodinjstev. Po drugi strani pa povečevanje cen nafte povzroča povečevanje stroškov podjetij, ob tem pa so podjetja prisiljena zviševati ceno svojih (končnih) proizvodov ter zmanjševati ravnovesni obseg svoje končne proizvodnje. V kolikšni meri se zmanjša dobiček podjetij na račun povečanja cen končnih proizvodov, je seveda odvisno od elastičnosti povpraševanja po njihovih končnih proizvodih. V primeru popolnoma neelastičnega povpraševanja lahko podjetja stroškovno breme povečanja cen nafte prevajajo na končnega kupca (Heal & Chichilnisky, 1991).

Zanimanje raziskovalcev glede vpliva dinamike cen nafte na inflacijo in bruto domači proizvod se je pričelo v 70. letih 20. stoletja, ko so globalni šoki v cenah nafte pretresali stabilnost gospodarstev v svetu. Dejavniki, ki so vplivali na šoke v cenah nafte, so bili ponudbene narave in v večini primerov posledica geopolitičnih pretresov v državah izvoznicah nafte (Economou, 2016). Pomanjkanje oziroma izpad ponudbe naftnih derivatov in visoka odvisnost držav uvoznic nafte je povzročila tako imenovano stagflacijo, predvsem v državah uvoznicah. Pojav stagflacije je med oblikovalci ekonomskih politik izredno nepriljubljen, saj hkrati povzroča zmanjšano gospodarsko aktivnost in povečuje inflacijo. Ekonomska teorija, ki je v tistem času slonela na originalni Phillipsovi krivulji, ni bila zmožna hkrati pojasnjevati upadanja realnega bruto domačega proizvoda in rasti inflacije.⁴² Posledično so centralne banke na rast inflacije odgovorile z agresivnim interveniranjem s povečanjem centralno-bančnih obrestnih mer z namenom zmanjševanja inflacije. S tem ukrepom pa so še poglobile težave realnega sektorja z dodatnim zmanjšanjem gospodarske aktivnosti.

Oblikovalci ekonomskih politik so v 80. letih 20. stoletja spoznali, da je treba tedanjo ekonomsko teorijo prilagoditi. Dopolnila se je teorija Phillipsove krivulje, ki je poleg

⁴²Originalna Phillipsova krivulja (Phillips, 1958) je sicer opisovala inverzni odnos med stopnjo brezposelnosti in rastjo plač. Z drugimi besedami, rast v stopnji brezposelnosti je odražala upočasnitev gospodarske aktivnosti. To pa je pomenilo upočasnitev realnega bruto domačega proizvoda in inflacije.

gospodarske aktivnosti upoštevala tudi inflacijska pričakovanja in zunanje (eksogene) dejavnike inflacije. Prav tako so oblikovalci ekonomskih politik opazili, da denarna politika s svojimi ukrepi ne zmore popolnoma preprečiti nastanka finančnih kriz. Pri tem se je ekonomska teorija naslonila na aktivno izvajanje fiskalne politike, ki je do tedaj ni bilo v praksi. Z ustrezno mešanico obeh ekonomskih politik se je dalo močno zaježiti negativne posledice šokov v cenah nafte. V 90. letih 20. stoletja in letih pred nastopom globalne finančne krize je bilo moč opaziti, da globalni šoki v cenah nafte v gospodarstvih niso odmevali več tako močno. Ena izmed razlag je tudi ta, da je to daljše predkrizno obdobje predstavljalo obdobje ekonomske blaginje, znano kot obdobje Velike zmernosti (angl. *the Great Moderation Era*), in za katero je bilo značilno zmanjšanje nestanovitnosti gospodarskih ciklov (Stock & Watson, 2003).

Izbruh globalne finančne krize v letu 2007 je prekinilo stabilno obdobje in izpostavilo slabosti gospodarstev, s tem pa povečalo njihovo občutljivost na spremembe cen nafte. Dinamika svetovnih cen nafte se je v zadnjih letih gibala precej v skladu z ostalimi primarnimi surovinami. Občutnejši porast cen surovin se je sicer pričel že v prvem desetletju 21. stoletja, predvsem po zaslugi močnejše ekonomske rasti Kitajske, Indije in Brazilije ter kupne moči njihovih potrošnikov, novic o omejenih količinah nafte in ostalih surovin v prihodnosti, ter geopolitičnih nemirov v državah izvoznicah nafte (Geman, 2008). Vsi razlogi so se odrazili v precejšnjem povečanju cen nafte, ki je vrh dosegla leta 2012. Posledično so se zvišale cene energentov tudi v Sloveniji navkljub naporom vlade, ki je skušala ublažiti porast cen s politiko zniževanja stopnje trošarin na energente. Porast cen energentov je bil tudi v letu 2011 eden ključnih dejavnikov za rast slovenske inflacije. V obdobju pred nastopom dezinflacije in deflacije v letih 2014 in 2017 so cene energentov prispevale več kot polovico k okoli 2-odstotni povprečni letni inflaciji.⁴³

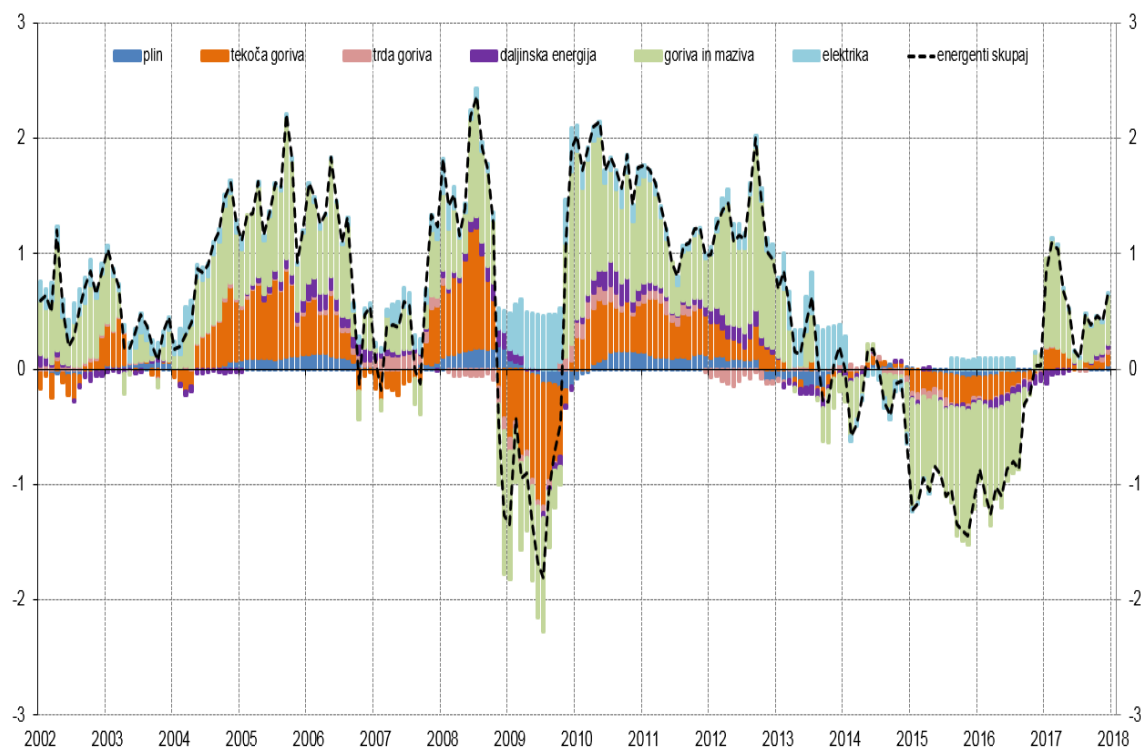
Trend naraščanja cen se je v drugi polovici leta 2014 popolnoma prekinil. Največji vpliv padajočih cen energentov je izvirал iz negativne dinamike svetovnih cen nafte na podlagi ohlajanja največjih razvijajočih se ekonomij, apreciacije dolarja ter možnosti vpeljave novih tehnologij pri pridobivanju nafte.⁴⁴ Čeprav se je negativni vpliv deflacije cen energentov v splošnem razlikoval med državami evrskega območja, je imela deflacija energentov med vsemi državami znaten vpliv na inflacijo ter na potrošniško obnašanje. Mnoge članice evrskega območja kot tudi posamezna podjetja so sicer velik negativni vpliv nekoliko ublažila z različnimi ukrepi, kot so na primer spremembe v distribucijskih stroških, profitnih maržah in trošarinskem obdavčevanju. Kljub temu to ni preprečilo deflacijskih pritiskov na gospodarstva tako v evrskem območju kot tudi v Sloveniji.

⁴³To je precej več, kot je njihov povprečni delež v košarici dobrin, ki znaša 14,3 % (Gabrijelčič, 2012).

⁴⁴S tehnologijo hidravličnega drobljenja (angl. *fracking*) se iz plasti skrilavcev črpata težko dostopna nafta in zemeljski plin.

Strukturo cen energentov lahko pri nas primerjamo s strukturo cen v evrskem območju, vendar ima dinamika cen energentov na splošno večji vpliv na slovensko gospodarstvo. To izhaja iz karakteristik slovenskega gospodarstva, ki je energetske bolj intenzivno v primerjavi s povprečjem evrskega območja. Slika 13 prikazuje prispevke posameznih podkomponent energentov na inflacijo energentov v Sloveniji. Zanimivo je tudi, da je dinamika cen energentov popolnoma neodvisna od dinamike inflacije tako v Sloveniji kot tudi v Evropi, kar potrjuje dejstvo, da je gibanje cen energentov posledica zunanjih dejavnikov in ne splošnega stanja gospodarstva. Iz slike 13 je prav tako razvidno, da so za večino nihanj skozi celotno obdobje opazovanja krivi prispevki tekočih goriv ter maziv, ki so predvsem odvisni od svetovnih cen nafte, le-ti pa so, kot je bilo že zgoraj omenjeno, odvisni od globalnih geo-političnih dogajanj. Po drugi strani pa so prispevki elektrike, trdih goriv, daljinske energije ter plina zelo stabilni skozi čas in ne prispevajo, k veliki volatilnosti cen energentov. Zaradi bolj volatilne narave svetovnih cen nafte, se ob večjih šokih v cenah nafte vidno spreminja tudi košarica potrošniških dobrin, saj se delež energentov v košarici dobrin povečuje, pada pa kupna moč prebivalstva in podjetij.

Slika 13: Prispevki posameznih podkomponent energentov na skupno inflacijo energentov v Sloveniji v medletnih stopnjah (v o. t.)*



*Opomba: Seštevek vseh podkomponent energentov, ki so izraženi v stolpični obliki, je enak vrednosti inflacije energentov, predstavljeni v obliki črtkane krivulje.

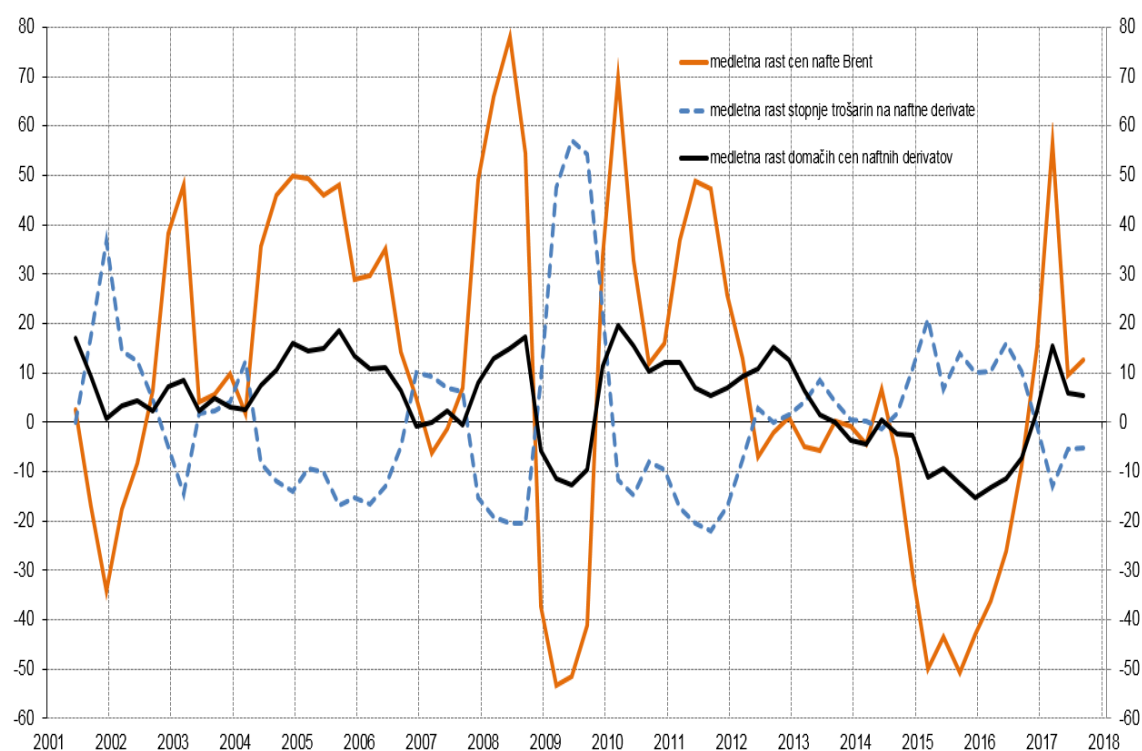
Vir: Eurostat, lastni izračuni.

Kot smo že ugotovili, ima centralna banka na nihanje globalnih cen nafte manjši neposredni vpliv, zato z vidika denarne politike težje obvladuje nihanje v skupni inflaciji HICŽP. Po drugi strani pa ima država (fiskalna politika) možnost, da preko proticikličnega prilagajanja višine trošarinskega davka na energente skuša omiliti prevelika nihanja v globalnih cenah nafte in s tem neposredno vplivati na inflacijo.⁴⁵ Fiskalna

⁴⁵Slovenska država se od leta 1999 na podlagi modela sprotnega prilagajanja cen nafte odloča za višino trošarinskega davka (Ministry of Finance, 2016). Za izračun povprečne 14-dnevne cene naftnih derivatov Ministrstvo za finance zasleduje naslednjo enačbo: $P_t^O = [(\sum_{i=1}^n CIFMed_i e_i / n) \rho / 1000] r + M$. Spremenljivka P_t^O je modelska cena naftnega derivata v evrih na liter, ρ predstavlja gostoto naftnega derivata, r je članarina za obvezne naftne rezerve in njenih derivatov, M predstavlja maržo distributerjev, i je dnevni podatek, t je 14-dnevni interval tekočega obdobja, $n = 14$ je 14-dnevno povprečje, e_i dnevni tečaj Banke Slovenije ter $CIFMed_i$, ki predstavlja borzno kotacijo derivata (Uredba o oblikovanju cen naftnih derivatov, Uradni list RS, št. 5/2003). V letu 2016 se je država sicer odločila za postopno liberalizacijo cen naftnih derivatov. Z aprilom 2016 je tako sprostila cene ekstra lahkega kurilnega olja ter 98 in več-oktanskega bencina. Vendar z vidika analize prilagajanja višine trošarin delna liberalizacija cen naftnih derivatov nima vpliva, saj država navkljub sprostitvi marže distributerjev še vedno lahko prilagaja višine trošarine na naftne izdelke (Ministry of Finance, 2017).

politika mora pri tem sprejeti kompromis. Na račun manjše inflacije ima država zaradi zmanjševanja trošarinskega davka manjši davčni priliv. Za državo to pomeni, da na eni strani poveča proračunski primanjkljaj, na drugi strani pa zmanjša državne izdatke. Slednje posledično zmanjša bruto domači proizvod, s povečanjem proračunskega primanjkljaja pa povečuje državni dolg, ki pa v velikih količinah ni zaželen. Slika 14 prikazuje dinamiko cene nafte Brent ter cen naftnih derivatov in trošarin na naftne derivate v Sloveniji skozi čas.⁴⁶ Dinamika cen naftnih derivatov v Sloveniji je podobna dinamiki cene nafte Brent, vendar s precejšnjo razliko v nihanju. Stabilnejša dinamika cen naftnih derivatov bi lahko bila posledica proticikličnega delovanja fiskalne politike s prilagajanjem višine trošarinskega davka na naftne derivate glede na dinamiko cene nafte Brent, kar je prav tako razvidno iz dinamike stopnje trošarinskega davka na naftne derivate na sliki 14.

*Slika 14: Dinamika globalne cene nafte Brent ter dinamiki cen naftnih derivatov in stopnje trošarin na naftne derivate v Sloveniji v medletnih stopnjah (v %)**



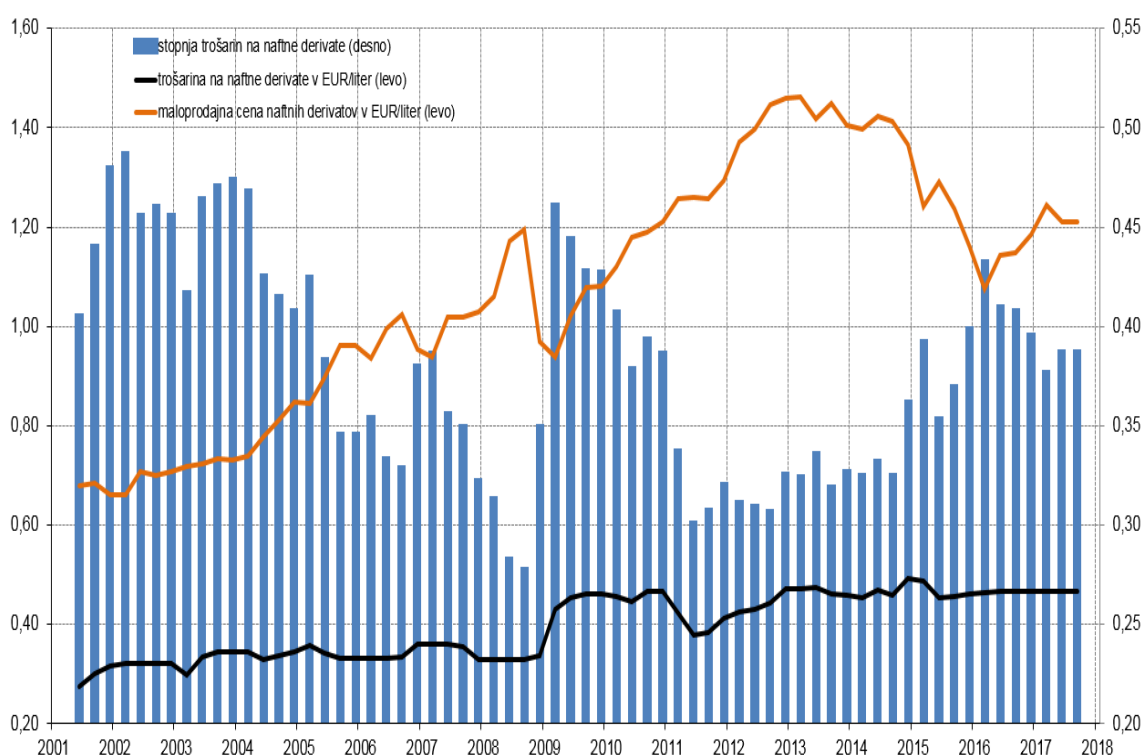
*Opomba: Stopnja trošarin na naftne derivate je izračunana kot delež trošarine na naftne derivate v EUR/liter v maloprodajni ceni naftnih derivatov v EUR/liter.

Vir: Eurostat, lastni izračuni.

⁴⁶Surova nafta Brent je trgovinska klasifikacija surove nafte in služi kot ena izmed glavnih referenčnih cen na surovinskih borzah po vsem svetu. Značilno za nafto Brent je njena relativno nizka gostota in nizka vsebnost žvepla. Surova nafta Brent je pridobljena iz Severnega morja in obsega več različnih znamk, kot so Brent Blend, Forties Blend, Oseberg in Ekofisk crudes. Oznaka nafte Brent Crude je poznana tudi kot Brent Blend, London Brent in Brent petroleum (IG, 2018).

Do podobnega sklepa glede proticikličnega delovanja fiskalne politike s prilagajanjem višine trošarinskega davka na naftne derivate lahko pridemo tudi s prikazom dinamik maloprodajne cene naftnih derivatov, višine trošarin na naftne derivate ter stopnje trošarin na naftne derivate v Sloveniji na sliki 15. Država z višino trošarine, ki je izražena v EUR na liter, namreč ni sledila višjemu porastu maloprodajne cene naftnih derivatov v obdobjih med letoma 2004 in 2008 ter med letoma 2010 in 2013. In obratno, ob večjih upadih v maloprodajni ceni naftnih derivatov (v letih 2007, 2009 in 2015) se je višina trošarine na naftne derivate prilagodila s porastom. Iz slike 15 je še razvidno, da je stopnja trošarinskega davka na naftne derivate precej nihala v opazovanem obdobju, in sicer med 27 % in 48 %.

Slika 15: Maloprodajna cena naftnih derivatov in višina trošarin na naftne derivate (v EUR/liter) ter stopnja trošarin na naftne derivate v Sloveniji



Vir: Eurostat, lastni izračuni.

Navkljub še vedno prisotnemu vplivu šokov v cenah nafte na gospodarstva empirične raziskave kažejo, da drastične spremembe v globalnih cenah nafte nimajo več tolikšnega vpliva na glavne makroekonomske agregate, kot so to imele v preteklosti. Blanchard & Galí (2008) ugotovita, da je bilo globalno gospodarstvo v poznih 90. letih 20. stoletja in kasneje podvrženo dvema po velikosti podobnima šokoma v cenah nafte kot v 70. letih 20. stoletja. Kljub temu sta imela šoka v cenah nafte manjši negativni vpliv na

skupno inflacijo in bruto domači proizvod po svetu. Razlogov za to je več. Blanchard & Galí (2008) navajata, da je bila v primerjavi s 70. leti v prvem desetletju 21. stoletja prisotna močnejša rast produktivnosti in globalnega povpraševanja, hkrati pa se je zmanjšala rigidnost realnih plač na trgu delovne sile.⁴⁷ Prav tako je odvisnost razvitejših gospodarstev od nafte ob porastu uporabe alternativnih energetskega virov čedalje manjša. Prihodnost energetskega trga bo torej močno odvisna od dogajanja v globalnem gospodarstvu in sprejetih odločitev ekonomskih strukturnih politik pri spodbujanju razvoja novih tehnologij. Hkrati pa se je aktivna ekonomska (predvsem denarna) politika v proti-inflacijskem bojevanju izboljšala. Posledično je bila inflacija v primerjavi s preteklostjo od 90. let 20. stoletja dalje precej bolj stabilna, zmanjšala pa se je njena volatilnost (Trehan, 2005). LeBlanc & Chinn (2004) empirično ugotavljata, da je aktivna denarna politika v zadnjih desetletjih uspešno preprečevala odzivnost inflacije v primeru povečevanja globalnih cen nafte. Ugotovita tudi, da je manjši vpliv šokov v cenah nafte posledica krepitve konkurence na trgih končnih proizvodov in globalizacije.

3.2 Teorija in pregled literature

Gibanje cen nafte je bilo zaradi vpliva na gospodarstvo od vedno ena izmed ključnih ekonomskih tem med tvorci ekonomskih politik kot tudi med gospodinjski in podjetji. Navkljub njihovem manjšemu deležu v košarici dobrin imajo lahko nihanja cen naftnih derivatov pomemben vpliv na inflacijo in na bruto domači proizvod gospodarstev ter na njihove denarne in fiskalne politike. Kljub temu da se je vpliv šokov v cenah nafte v 90. letih 20. stoletja zmanjševal, so se cene naftnih derivatov navkljub izbruhu finančne krize v ZDA in Evropi povečale. Šele pričakovanja glede upočasnitve hitre rasti kitajskega gospodarstva so povzročila, da so se cene naftnih derivatov znižale. Z vidika upravljanja ekonomskih politik je potemtakem pomembno, da oblikovalci ekonomskih politik dobro poznajo dejavnike, ki vplivajo na cene naftnih derivatov. V zadnjem času se za potrebe tega uporablja kompleksnejše makroekonomske modele, kot so na primer modeli DSGE, s katerimi se skuša pojasnjevati vplive različnih eksogenih šokov na modelirano gospodarstvo.

V literaturi obstaja kar nekaj podatkov, povezanih z vplivom šokov v cenah nafte na gospodarstva in kakšna je bila pri tem vloga ekonomskih politik. Večina sodobnejše literature se loteva tega raziskovalnega vprašanja z modeli časovnih vrst, kot so na primer modeli vektorske avtoregresije (angl. *vector autoregression models* oziroma s kratico modeli VAR), s katerimi se poskuša razčleniti neposredne vplive šokov v cenah

⁴⁷Prisotnost rigidnosti realnih plač povečuje dilemo oblikovalcev ekonomskih politik pri odločitvi zasledovanja stabilizacije inflacije ali stabilizacije proizvodne vrzeli (angl. *output gap*). Bolj kot so realne plače rigidne, večja je stagflacija, če upoštevamo predpostavko nespremenjene denarne politike (Blanchard & Galí, 2008). Do podobnih zaključkov sta prišla tudi Blanchard & Riggi (2013).

nafte na bruto domači proizvod in druge makroekonomske agregate ter oceniti odziv denarne politike na inflacijo (Hamilton, 1983; Bernanke, Gertler & Watson, 1997; Lee & Ni, 2002; Hamilton & Herrera, 2004; Herrera & Pesavento, 2007; Lippi & Nobili, 2012; Blanchard & Riggi, 2013; Anzuini, Pagano & Pisani, 2015).⁴⁸ Modeli VAR izkazujejo slabost, saj je z njimi težko razvozlati prispevke posameznih eksogenih šokov. Kilian (2009) izpostavi še, da se je pri preučevanju šokov v cenah nafte z modeli VAR preveč osredotočalo na ponudbeni vidik nafte in premalo na povpraševalni.⁴⁹ Doda, da je vloga nafte bolj endogene narave. Da bi bolj jasno prikazali prispevke šokov, raziskovalci uporabljajo kompleksnejše makroekonomske modele, kot so modeli DSGE. Pri modelih DSGE gre za kompleksen sistem ekonomskih enačb, z vpeljavo eksogenih šokov pa simuliramo razvoj nekega šoka skozi simulirano gospodarstvo.

Prednost modelov DSGE je torej v tem, da nam navkljub njihovi kompleksnosti omogočajo večjo transparentnost pri proučevanju ekonomskih pojavov v primerjavi z regresivnimi modeli. Backus & Crucini (2000), ki nadgradita enostavnejši model poslovnih ciklov (Backus, Kehoe & Kydland, 1994), uvedeta nafto kot enega izmed produkcijskih faktorjev v produkcijsko funkcijo. S tem sta omogočila, da razvoj cen nafte endogeno vpliva na dinamiko modeliranega gospodarstva, predvsem pa na njegovo dinamiko pogojev menjave (angl. *terms of trade*). Nafto kot enega izmed produkcijskih faktorjev vpeljeta tudi Medina & Soto (2005), ki pa sledita strukturi teoretičnega modela, ki sta ga razvila Leduc & Sill (2004).⁵⁰ Sanchez (2008) na podlagi nadgrajenega in prilagojenega modela DSGE Smetsa & Woutersa (2003) analizira vpliv šokov v cenah nafte za evrsko območje. Kasneje podobno storijo Forni, Gerali, Notarpietro & Pisani (2012), ki pa teoretičnemu modelu dodajo vidik odprtosti tujini.

Model DSGE s šoki v cenah nafte v osnovi sledi delu Medine & Sota (2005), deloma pa Hongzhiju (2010) ter Forniju, Geraliju, Notarpietru & Pisaniju (2012). Vendar se pričujoči model DSGE s šoki v cenah nafte razlikuje v dveh pomembnih vidikih. Prvič, model vsebuje razširjeni fiskalni blok, ki omogoča implementacijo trošarinskega pravila. Modelirana država tako lahko omili negativen vpliv šokov v cenah nafte na inflacijo. Drugič, za razliko od Medine & Sota (2005), je gospodarstvo, ki je integrirano v denarni uniji, v našem primeru modelirano za evrsko območje. To pomeni, da med tujino in domačo ekonomijo ni nominalnega deviznega tečaja oziroma je le-ta nespremenljiv. Predpostavimo tudi, da je cena nafte eksogena tudi za preostanek tujine, tako da ni vključena v razmerje realnega deviznega tečaja med domačo ekonomijo in tujino. Nafta

⁴⁸Nekateri avtorji so se vprašanja vpliva šokov v cenah nafte lotili z analizo tabel input-output (Fisher & Marshall, 2006; Wu, Li & Zhang, 2011).

⁴⁹Do podobnih zaključkov kot Kilian (2009) prideta na primeru surovin Charnavoki & Dolado (2014).

⁵⁰V teoretičnem modelu Leduca & Silla (2004) za razliko od Medine & Sota (2005) nafta vstopa v funkcijo porabe kapitala. Predpostavljata, da večja kot je poraba kapitala, večja je potreba oziroma povpraševanje podjetij po nafti.

je tako za Slovenijo kot tudi za preostanek evrskega območja, v večini uvozna dobrina. Slovenija nima lastnih proizvodnih kapacitet nafte, zato je precej odvisna od nihanj globalnih cen nafte.

V modelu se predpostavlja razlikovanje med doma in v tujini proizvedenimi potrošnimi dobrinami. Posledično imamo v modelirani ekonomiji različne vrste podjetij, ki delujejo v monopolistični konkurenci. Za monopolistično konkurenco je značilno, da podjetja proizvajajo diferencirane proizvode in same postavljajo ceno svojim lastnim proizvodom. Da bi model DSGE še bolj približali realni dinamiki cen, predpostavljamo mehanizem prilagajanja cen, s katerim je le del podjetij zmožen prilagajanja cen svojih proizvodov v nekem časovnem obdobju (Calvo, 1983). Vsako podjetje lahko optimalno spremeni ceno svojega proizvoda, in sicer le, ko prejme naključni signal za spremembo. Cene se v tem mehanizmu ne morejo popolnoma prilagoditi spremembam na trgu dobrin v danem trenutku. Velikost deleža podjetij, ki lahko prilagajajo cene, je prav tako pomemben. Manjši kot je ta delež, večji učinek ima lahko sprememba v monetarni politiki v obliki spremembe obrestne mere na realne spremenljivke. To pomeni, da s cenovnimi frikcijami lahko modelsko izločimo nevtralnost denarne politike (Galí, 2008). Podobno kot modeliramo nominalne frikcije v postavljanju cen, modeliramo tudi plače (Erceg, Henderson & Levin, 2000; Christiano, Eichenbaum & Evans, 2005). S to predpostavko k realnejšemu vidiku približamo tudi dinamiko plač oziroma trg dela.

Zaradi kompleksnosti in velikega števila parametrov je model DSGE nemogoče oceniti. Zato se (neključne) parametre pred ocenjevanjem modela DSGE kalibrira. To pomeni, da se parametrom, ki nas primarno ne zanimajo, določi smiselno ekonomsko vrednost, ki po navadi izhaja iz rezultatov obstoječih raziskav in iz literature, ter s tem model približa ekonomskim karakteristikam države, ki se jo simulira. Poleg kalibracije se model tudi oceni, tu nas pa predvsem zanimajo ključni strukturni parametri. Eden izmed načinov ocenjevanja modela je bayesianski pristop (Adolfson, Laseén, Lindé & Villani, 2005; Smets & Wouters, 2003; Christoffel, Coenen & Warne, 2008).

3.3 Model DSGE s šoki v cenah nafte

3.3.1 Gospodinjstva

Predpostavlja se, da je v tipičnem modelu malega gospodarstva kontinuum reprezentativnih gospodinjstev, indeksiranih z $i \in [0, 1]$, ki maksimizirajo svojo koristnost, pridobljene iz potrošnje, $C_t(i)$, in prostega časa, $1 - L_t(i)$

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\ln (C_t(i) - hC_{t-1}(i)) - \frac{\xi_t}{1 + \varpi} L_t(i)^{1+\varpi} \right] \quad (53)$$

kjer spremenljivki $C_t(i)$ in $L_t(i)$ predstavljata agregatno potrošnjo in količino vloženega dela i -tega gospodinjstva. Parameter $0 < \beta < 1$ predstavlja diskontni faktor, saj gospodinjstva tipično bolj vrednotijo sedanjo koristnost v primerjavi s prihodnjo. Parameter $0 < \varpi < \infty$ predstavlja inverzno elastičnost dela (Frischev paramater elastičnosti ponudbe dela) ter nam pove, kako hitro se spreminja koristnost gospodinjstva s količino vloženega dela oziroma s količino prostega časa. Spremenljivka ξ_t označuje preferenčni šok v ponudbi dela.⁵¹ Prav tako se predpostavi, da so gospodinjstva podvržena navadam v potrošnji, ki jih opredelimo kot $hC_{t-1}(i)$, kjer parameter $0 < h < 1$ določa stopnjo vztrajnosti navad.

Potrošnja vsakega gospodinjstva je opredeljena s končnim indeksom potrošnje C_t in je podana s funkcijo konstantne elastičnosti substitucije

$$C_t = \left[(\omega_{OC})^{\frac{1}{\nu_{OC}}} (O_t^C)^{\frac{\nu_{OC}-1}{\nu_{OC}}} + (1 - \omega_{OC})^{\frac{1}{\nu_{OC}}} (C_t^C)^{\frac{\nu_{OC}-1}{\nu_{OC}}} \right]^{\frac{\nu_{OC}}{\nu_{OC}-1}} \quad (54)$$

kjer je spremenljivka O_t^C potrošnja naftnih dobrin, spremenljivka C_t^C potrošnja preostalih dobrin, parameter ω_{OC} pa delež potrošnje naftnih dobrin v celotni domači potrošni košari. Parameter ν_{OC} predstavlja elastičnost substitucije med naftnimi in preostalimi dobrinami. Ker povpraševanje po preostalih dobrinah ni odvisno le od povpraševanja po domačih dobrinah, ampak tudi od tujih, trgovalno dobrino C_t^C zapišemo analogno skupnemu indeksu celotne potrošnje

$$C_t^C = \left[(\omega_{FH})^{\frac{1}{\nu_{FH}}} (C_t^F)^{\frac{\nu_{FH}-1}{\nu_{FH}}} + (1 - \omega_{FH})^{\frac{1}{\nu_{FH}}} (C_t^H)^{\frac{\nu_{FH}-1}{\nu_{FH}}} \right]^{\frac{\nu_{FH}}{\nu_{FH}-1}} \quad (55)$$

kjer je ω_{FH} delež v tujini proizvedenih trgovalnih dobrin v potrošni košari trgovalnih dobrin. Spremenljivka C_t^H predstavlja povpraševanje po domačih dobrinah, medtem ko spremenljivka C_t^F predstavlja povpraševanje po tujih dobrinah. Parameter ν_{HF} je torej elastičnost substitucije med doma proizvedenimi in tujimi dobrinami. Povpraševanje povezano s cenami posameznih dobrin iz enačbe 54 je opredeljeno kot

$$C_t^C(i) = (1 - \omega_{OC}) \left(\frac{P_t^C}{P_t} \right)^{\nu_{OC}} C_t(i) \quad (56)$$

in

$$O_t^C(i) = \omega_{OC} \left(\frac{P_t^O}{P_t} \right)^{\nu_{OC}} C_t(i) \quad (57)$$

⁵¹Vsi šoki v modelu so obravnavani kot procesi $AR(1)$, ki jih lahko zapišemo kot $\xi_t = \rho_\xi \xi_{t-1} + \epsilon_t^\xi$, $\epsilon_t^\xi \sim i.i.d., N(0, \sigma_\xi^2)$.

ter enačbe 55

$$C_t^H(i) = (1 - \omega_{FH}) \left(\frac{P_t^H}{P_t^C} \right)^{\nu_{FH}} C_t^C(i) \quad (58)$$

in

$$C_t^F(i) = \omega_{FH} \left(\frac{P_t^F}{P_t^C} \right)^{\nu_{FH}} C_t^C(i) \quad (59)$$

kjer so P_t , P_t^O , P_t^C , P_t^F in P_t^H cene glede na tip zgoraj opredeljenih potrošenj. Posledično lahko indeks skupne košarice dobrin (HICŽP) zapišemo kot

$$P_t = \left[\omega_{OC} (P_t^O)^{1-\nu_{OC}} + (1 - \omega_{OC}) (P_t^C)^{1-\nu_{OC}} \right]^{\frac{1}{1-\nu_{OC}}} \quad (60)$$

Analogno indeksu skupne inflacije HICŽP je indeks osnovne inflacije zapisan kot

$$P_t^C = \left[\omega_{FH} (P_t^H)^{1-\nu_{FH}} + (1 - \omega_{FH}) (P_t^F)^{1-\nu_{FH}} \right]^{\frac{1}{1-\nu_{FH}}} \quad (61)$$

Ker so gospodinjstva identična *ex ante*, se soočajo z enako proračunsko omejitvijo v vsakem posameznem obdobju

$$\begin{aligned} \frac{B_t(i)}{R_t} + \frac{B_t^*(i)}{R_t^* \Theta \left(\frac{B_t^*}{P_t^X X_t} \right)} = \\ B_{t-1}(i) + B_{t-1}^*(i) + (1 - \tau_L) W_t(i) L_t(i) + \Pi_t(i) + T R_t(i) - (1 + \tau_C) P_t C_t(i) \end{aligned} \quad (62)$$

Gospodinjstva imajo v modelu na voljo dva hranilca vrednosti, in sicer domače in tuje vrednostne papirje (obveznice), B_t in B_t^* , ki so obrestovani po nominalnem donosu R_t oziroma R_t^* . Spremenljivka Π_t predstavlja dividendni donos gospodinjstev iz naslova lastništva podjetij. Gospodinjstva dobivajo nominalno plačo $(1 - \tau_L) W_t(i)$, kjer je parameter τ_L stopnja davka na dohodek od dela, za katero predpostavljamo, da je konstantna. Izraz $\Theta \left(\frac{B_t^*}{P_t^X X_t} \right)$ se lahko razume kot premija tveganja, ki jo morajo gospodinjstva plačati za nakup tujih obveznic (Schmitt-Grohé & Uribe, 2003), kjer je $B_t^* = \int_0^1 B_t^*(i)$ agregatna neto tuja pozicija domačega gospodarstva. Glede na to, da slovensko gospodarstvo deluje v denarni uniji evrskega gospodarstva, pri izrazu za premijo za tveganje ne upoštevamo nominalnega deviznega tečaja, kot to storita

Medina & Soto (2005). Izraz $P_t^X X_t$ pa predstavlja nominalno vrednost izvoza.⁵²

Ker je premija za tveganje odvisna od neto tuje pozicije domačega gospodarstva, jo gospodinjstva dojemajo kot dano in je ne upoštevajo pri optimizaciji svoje funkcije koristnosti. V ustaljenem stanju je funkcija Θ parametrizirana, tako da veljata naslednji povezavi

$$\Theta\left(\frac{B^*}{P^X X}\right) = \bar{\Theta} \quad (63)$$

in

$$\frac{\Theta\left(\frac{B^*}{P^X X}\right)}{\Theta'\left(\frac{B^*}{P^X X}\right)} \frac{B^*}{P^X X} = \varrho \quad (64)$$

V tem primeru predstavlja B^* neto tujo pozicijo, medtem ko je $P^X X$ vrednost izvoza v ustaljenem stanju. Ko je država neto dolžnik, je ϱ elastičnost naraščajoče funkcije ponudbe mednarodnih virov financiranja.

Trg dela je diferenciran med gospodinjstvi, kar pomeni da ima vsako posamezno gospodinjstvo monopol nad lastno inačico ponujene storitve dela. Na ta način vsako posamezno gospodinjstvo določi svojo plačo (Erceg, Henderson & Levin, 2000; Christiano, Eichenbaum & Evans, 2005). Podjetja, ki povprašujejo po delu, transformirajo različne inačice storitev dela v homogeniziran vložek dela, L , s pomočjo Dixit-Stiglitzovega (1977) agregatorja

$$L_t = \left[\int_0^1 L_t(i)^{\frac{\nu_L-1}{\nu_L}} di \right]^{\frac{\nu_L}{\nu_L-1}} \quad (65)$$

kjer je parameter ν_L opredeljen kot elastičnost substitucije med različnimi vrstami delovnih storitev in lastna plačna elastičnost povpraševanja po delovnih storitvah. Kot je bilo že omenjeno, podjetja transformirajo različice dela i -tega gospodinjstva v homogeniziran vložek, povpraševanje po delu pa je na podlagi tega opredeljeno kot

$$L_t(i) = \left[\frac{W_t(i)}{W_t} \right]^{-\nu_L} L_t \quad (66)$$

Agregatna plača je opredeljena kot skupek vseh plač različnih variant dela

⁵²Ker gospodarstvo raste v ustaljenem stanju, to pomeni da na dolgi rok raste tudi neto tuja pozicija. Zato je neto tuja pozicija posledično nestacionarna. Glede na to, da je neto tuja pozicija tesno povezana z izvozom, jo lahko enostavno transformiramo v stacionarno spremenljivko z vrednostjo izvoza (Caballero & Krishnamurthy, 2001).

$$W_t = \left[\int_0^1 W_t(i)^{1-\nu_L} di \right]^{\frac{1}{1-\nu_L}} \quad (67)$$

Da bi vpeljali frikcije na trg dela, dodatno apliciramo tudi lepljivost plač (Calvo, 1983). Kot rečeno, vsako posamezno gospodinjstvo ima monopolno moč nad določitvijo svoje plače, $W_t(i)$. Kljub temu predpostavimo, da v danem trenutku ne morejo vsa gospodinjstva optimalno določiti svojih plač, ampak le del, z verjetnostjo $(1 - \alpha_L)$. V tem primeru gospodinjstvo določi svojo novo optimalno plačo, $W_t^{opt}(i)$. Z verjetnostjo, α_L , pa ostala gospodinjstva svoje plače indeksirajo le po ciljni, $\bar{\pi}_t$, in po tekoči skupni inflaciji, $\pi_t = P_t/P_{t-1}$. Skupaj lahko to zapišemo kot

$$W_{t+k}(i) = (\pi_t \cdots \pi_{t+k-1})^{\varphi_L} (\bar{\pi}_{t+1} \cdots \bar{\pi}_{t+k})^{1-\varphi_L} W_t(i) \quad (68)$$

kjer je parameter $0 < \varphi_L < 1$ stopnja plačne indeksacije glede na stopnjo rasti inflacije in ciljne inflacije. Po drugi strani pa se tista gospodinjstva, ki imajo možnost optimizirati svojo plačo, soočajo z naslednjim optimizacijskim problemom

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \alpha_L^k \Lambda_{t|t+k} L_{t+k}(i) \left[\frac{W_{t+k}^{opt}(i) (\pi_t \cdots \pi_{t+k-1})^{\varphi_L} (\bar{\pi}_{t+1} \cdots \bar{\pi}_{t+k})^{1-\varphi_L}}{P_{t+k}} - \xi_t(L_{t+k}(i))^{\varpi} (C_{t+k} - hC_{t+k-1}) \right] \quad (69)$$

kjer je izraz $\Lambda_{t|t+k} = \beta (C_t - hC_{t-1}) / (C_{t+k} - hC_{t+k-1})$ diskontni faktor med časom t in $t + k$.

3.3.2 Podjetja

Na ponudbeni strani ekonomije kontinuum podjetij deluje v monopolistični konkurenci in so indeksirana z $j \in [0, 1]$. To pomeni, da vsako podjetje proizvaja svojo različico dobrine. Vsako podjetje tudi maksimira svoj dobiček na podlagi produkcijskega procesa oziroma tehnologije

$$Y_t^H(j) = Z_t^H \left[(\omega_{OL})^{\frac{1}{\nu_{OL}}} (O_t^H(j))^{\frac{\nu_{OL}-1}{\nu_{OL}}} + (1 - \omega_{OL})^{\frac{1}{\nu_{OL}}} (L_t^H(j))^{\frac{\nu_{OL}-1}{\nu_{OL}}} \right]^{\frac{\nu_{OL}}{\nu_{OL}-1}} \quad (70)$$

kjer je spremenljivka $Y_t^H(j)$ količina ene različice dobrine in je odvisna od produkcijskih faktorjev dela, $L_t^H(j)$, in nafte, $O_t^H(j)$, ter produktivnostnega šoka Z_t^H z eksogeno

inovacijo ε_t^A , ki je enak za vsa podjetja. Parameter ω_{OL} predstavlja delež naftnih dobrin v proizvodnem procesu, parameter ν_{OL} pa elastičnost substitucije med delom in nafto.

Iz pogojev prvega reda enačbe 70 se podjetja sočajo z optimalno mešanico nominalnih produkcijskih faktorjev podjetja, ki je opredeljena kot

$$\frac{1 - \omega_{OL}}{\omega_{OL}} \frac{O_t^H(j)}{L_t^H(j)} = \left(\frac{W_t}{P_t^O} \right)^{\nu_{OL}} \quad (71)$$

S pomočjo minimizacije stroškov dobimo na podlagi enačbe 70 dobimo nominalne mejne stroške podjetja

$$MC_t^H(j) = \frac{1}{Z_t^H} \left[\omega_{OL} (P_t^O)^{1-\nu_{OL}} + (1 - \omega_{OL}) W_t^{1-\nu_{OL}} \right] \quad (72)$$

Mejni stroški so torej odvisni od višine plače, cene nafte ter od nivoja tehnološkega napredka. Podobno kot gospodinjstva določajo svojo plačo, podjetja določijo ceno svojih proizvodov individualno. V model so uvedene tudi cenovne frikcije (Calvo, 1983), kar pomeni, da podjetja prilagajajo svoje cene optimalno, $P_t^{H,opt}(j)$, v primeru, da dobijo signal s konstantno verjetnostjo $(1 - \alpha_H)$. Podjetja, ki niso prejela signala za spremembo cene (s konstantno verjetnostjo α_H) prilagajajo svoje cene na podlagi indeksacije po tekoči inflaciji, $\pi_t^H = P_t^H / P_{t-1}^H$, in ciljni inflacijski stopnji

$$P_{t+k}^H(j) = (\pi_t^H \cdots \pi_{t+k-1}^H)^{\varphi_H} (\bar{\pi}_{t+1}^H \cdots \bar{\pi}_{t+k}^H)^{1-\varphi_H} P_t^H(j) \quad (73)$$

Parameter $0 < \varphi_H < 1$ določa delež indeksacije med tekočo inflacijo in ciljno inflacijsko stopnjo. V primeru, da podjetje prejme signal za optimalno prilagoditev svoje cene, potem maksimira naslednjo funkcijo

$$E_0 \sum_{k=0}^{\infty} \alpha_H^k \Lambda_{t,t+k} \times \left[\frac{P_t^{H,opt}(j) (\pi_t^H \cdots \pi_{t+k-1}^H)^{\varphi_H} (\bar{\pi}_{t+1}^H \cdots \bar{\pi}_{t+k}^H)^{1-\varphi_H} - MC_t^H Y_{t+k}^H(j)}{P_{t+k}} \right] \quad (74)$$

glede na j -to različico dobrine dobimo

$$C_t^H(j) = \left[\frac{P_t^H(j)}{P_t^H} \right]^{-\nu_H} (C_t^H + C_t^{H,*}) \quad (75)$$

kjer je parameter ν_H cenovna elastičnost posamezne j -te različice dobrine. Spremenljivka $C_t^{H,*}$ je tuje povprašanje po doma proizvedeni dobrini. Profitno funkcijo podjetja lahko na koncu zapišemo kot

$$\Pi_t(j) = P_t^H(j)Y_t^H(j) - W_t^H L_t^H(j) - P_t^O(j)O_t^H(j) \quad (76)$$

3.3.3 Sektor tujine

Predpostavljamo, da gospodarstvo izvažata le en tip dobrin.⁵³ Doma proizvedena dobrina je odvisna od tujega povpraševanja

$$C_t^{H,*} = \omega_{FH,*} \left[\frac{P_t^{H,*}}{P_t^{F,*}} \right]^{-\nu^{FH,*}} C_t^* \quad (77)$$

kjer je parameter $\omega_{FH,*}$ opredeljen kot delež domače dobrine v tuji potrošni košarici, medtem ko je parameter $\nu^{FH,*}$ cenovna elastičnost. Predpostavljamo, da domača podjetja ne morejo diskriminirati med tujimi trgi, zato velja zakon ene cene $P_t^{H,*} = P_t^H$. Posledično je realni devizni tečaj opredeljen kot

$$RER_t = \frac{P_t^{F,*}}{P_t} \quad (78)$$

Pri opredelitvi realnega deviznega tečaja ne upoštevamo dinamike cen nafte, ki je prav tako eskogeno dana za tujino, kar je v našem primeru evrsko območje. Tuja inflacija, $P_t^{F,*}$, je modelirana kot proces $AR(1)$ z eksogeno inovacijo $\varepsilon_t^{P_{F,*}}$. Prav tako pri realnem deviznem tečaju ne upoštevamo nominalnega deviznega tečaja, saj je slovensko gospodarstvo vpeto v denarno unijo evrskega območja. Realna cena nafte doma je podana z naslednjo enačbo

$$\frac{P_t^O}{P_t} = RER_t \frac{P_t^{O,*}}{P_t^{F,*}} (1 + \tau_t^O) \quad (79)$$

Spremenljivka τ_t^O je stopnja trošarinskega davka in se odziva na deviacije zakona ene cene in cene nafte. Cena nafte doma je odvisna tudi od realnega deviznega tečaja in tuje cene nafte, $P_t^{O,*}$. Tuja cena nafte je modelirana kot avtoregresijski proces $AR(1)$ z eksogeno inovacijo $\varepsilon_t^{P_{O,*}}$.

⁵³Zaradi enostavnosti modela nismo modelirali izvoznega sektorja dveh dobrin, kot je to opredeljeno v Medina & Soto (2005). Medina & Soto (2005) za Čile predpostavljata, da je izvoz razdeljen na dva tipa produktov: končni produkti in surovine (baker).

3.3.4 Država

Glede obnašanja države sledimo predpostavkam Almeida (2009) in Almeida, Castra, Félix & Marie (2011). Fiskalni okvir pa smo razširili tako z upoštevanjem trošarin na naftne derivate. Izdatki države, G_t , so namenjeni odplačevanju dolga $(R_{t-1} - 1)B_t$ in plačevanju transferjev gospodinjstvom TR_t . Vse te aktivnosti mora država financirati. To pa stori s pobiranjem davkov, $\tau_C P_t C_t + \tau_t^O P_t^O O_t + \tau_L W_t L_t$, in izdajo novih obveznic, B_{t+1} . Državna potrošnja G_t je modelirana kot proces $AR(1)$ z eksogeno inovacijo ε_t^G je

$$G_t = \rho_G G_{t-1} + \varepsilon_t^G \quad (80)$$

Nadalje, primarni deficit države lahko opredelimo kot

$$def_t^{prim} = P_t G_t + TR_t - \tau_C P_t C_t - \tau_t^O P_t^O O_t - \tau_L W_t L_t \quad (81)$$

kjer dovoljujemo stopnji trošarinskega davka τ_t^O , da se skozi čas spreminja. Stopnja dohodninskega davka τ_L in stopnja davka na potrošnjo τ_C sta skozi čas nespremenljivi. Ker država upravlja z višino trošarinskega davka na naftne derivate (in ne s stopnjo trošarinskega davka τ_t^O), opredelimo trošarinsko pravilo kot

$$TD_t^O = (TD_{t-1}^O)^{\rho_{TD^O}} \left(\pi_t^{O,*} \right)^{(1-\rho_{TD^O})\gamma_O} \exp(\varepsilon_t^{TD^O}) \quad (82)$$

kjer je višina trošarinskega davka na naftne derivate izražena kot zmnožek stopnje trošarinskega davka na naftne derivate in domače cene nafte $TD_t^O = \tau_t^O P_t^O$. Razlog za uporabo trošarinskega pravila s spremenljivko višine trošarinskega davka je, da lahko stopnja trošarinskega davka na naftne derivate niha tudi v primeru, ko je višina trošarinskega davka stabilna oziroma fiskalna politika nespremenjena, domača cena nafte pa sledi dinamiki svetovne cene nafte. Odzivni parameter γ_O glede na zgoraj zapisano trošarinsko pravilo beleži tako le aktivni odziv fiskalne politike na dinamiko cen nafte in sicer takrat, ko se spremeni višina trošarinskega davka. Odzivnemu parametru γ_O dovolimo, da lahko zasede pozitivno ali negativno vrednost. V primeru, da je parameter odzivnosti γ_O negativen, trošarinsko pravilo deluje proticiklično. Fiskalna politika tako omili negativen vpliv visoke volatilnosti globalnih cen nafte na domače gospodarstvo.⁵⁴ Ideja proticikličnega trošarinskega pravila je, da ko globalne cene nafte porastejo, država z zmanjšanjem davčne stopnje trošarin na naftne izdelke zmanjša pri-

⁵⁴Podobno davčno pravilo so že vpeljali Jakab, Baksa & Benk (2010), vendar se je njihovo pravilo nanašalo na celotni nabor davkov in njihovo odzivnost na proizvodno vrzel. S tem so poskušali oceniti fiskalne multiplikatorje. V pričujočem delu nas zanima le dinamika spreminjanja stopnje trošarin.

tisk na skupno inflacijo. Po drugi strani zmanjšanje davčnega priliva poveča trenutni proračunski primanjkljaj. Država se preko določitve vrednosti parametra γ_O sooča z dilemo dopuščanja višje inflacije ali zmanjšanja realne aktivnosti. Če združimo enačbo primarnega deficita in upoštevamo še državni dolg, potem lahko zapišemo proračunski primanjkljaj države kot

$$def_t = def_t^{prim} + (R_{t-1} - 1)B_t \quad (83)$$

Proračunska omejitev države je zapisana kot

$$P_t G_t + (R_{t-1} - 1)B_t + TR_t = \tau_C P_t C_t + \tau_t^O P_t^O O_t + \tau_L W_t L_t + B_{t+1} \quad (84)$$

kjer velja

$$B_{t+1} = B_t + def_t \quad (85)$$

Da bi preprečili eksplozivnost zadolževanja države, določimo še fiskalno pravilo

$$\frac{def_t^{prim}}{gdp} = -\nu_G \left[\frac{B_{t+1}}{gdp} - \left(\frac{\bar{b}}{gdp} \right) \right] \quad (86)$$

kjer je $\bar{b}/gdp$ ciljna vrednost razmerja državnega dolga v primerjavi z realnim bruto domačim proizvodom.⁵⁵ Parameter ν_G meri odzivnost države pri prilagajanju k ustaljenemu stanju ciljnega javnega dolga. Če dejanski državni dolg poraste nad ciljno vrednostjo dolga, se avtomatično pričnejo zmanjševati neto transferji gospodinjstvom, TR_t . Parameter ν_G predstavlja odzivnost primarnega deficita na presežno rast dolga v primerjavi s ciljno vrednostjo.

3.3.5 Denarna politika

Denarna politika ECB je opisana s Taylorjevim pravilom (Taylor, 1993) in določa obrestno mero za obe modelirani gospodarstvi

$$R_t^* = \rho_R R_{t-1}^* + (1 - \rho_R) (\gamma_\pi \pi_t^* + \gamma_y C_t^*) + \varepsilon_t^{MP} \quad (87)$$

kjer je ε_t^{MP} opredeljen kot šok v obrestni meri denarne politike. Za razliko od Medine & Sota (2005) je določitev obrestne mere pomembna za obe modelirani gospodarstvi, ne le za domačo. Pri opredelitvi inflacijske in proizvodne vrzeli predpostavljamo, da je

⁵⁵Ciljna vrednost dolga znaša 60 % BDP, kot je ta opredeljena v Maastrichtskem kriteriju.

Slovenija premajhna, da bi lahko vplivala na obe vrzeli. Zato sta obe vrzeli popolnoma odvisni od dinamike tuje inflacije π_t^* in tuje realne aktivnosti C_t^* . Tuja inflacija in realna aktivnost sta prav tako odvisni od procesa $AR(1)$ ter inovacij ε_t^{P*} in $\varepsilon_t^{Y_F}$.

3.3.6 Tržno ravnovesje

Tržno ravnovesje je pomembno iz vidika modeliranja, saj s tem omogočimo zapiranje modela DSGE s šoki v cenah nafte. To pomeni, da se morajo enačiti različni trgi ponudb in povpraševanj. Sektor domače proizvodnje dobrin mora tako zadovoljiti povpraševanju po teh dobrinah. Povpraševanje po domačih dobrinah pa izvira v obeh gospodarstvih ($C_t^H + C_t^{H,*}$)

$$Y_t^H = C_t^H + C_t^{H,*} + G_t \quad (88)$$

Trg dela mora izenačiti ponudbo s povpraševanjem, tako da velja

$$L_t^H = L_t \quad (89)$$

S kombinacijo vseh ravnotežnih pogojev dobimo enačbo neto tuje pozicije, ki je odvisna od kapitalskega (iz naslova obveznic) in trgovinskega računa

$$\frac{B_t^*}{R_t^* \Theta \left(\frac{B_{t-1}^*}{P_t^X Y_t^X} \right) P_t} = \frac{B_t^*}{P_t} + \frac{P_t^X}{P_t} X_t - \frac{P_t^{Im}}{P_t} Im_t \quad (90)$$

Vrednost izvoza in uvoza sta podani z

$$\frac{P_t^X}{P_t} X_t = \frac{P_t^H}{P_t} C_t^{H,*} \quad (91)$$

$$\frac{P_t^{Im}}{P_t} Im_t = RER_t C_t^F + \frac{P_t^{O,*}}{P_t} O_t \quad (92)$$

kjer je skupni uvoz nafte odvisen od povpraševanja po nafti v proizvodnem procesu in od povpraševanja gospodinjstev, tako da velja $O_t = O_t^H + O_t^C$. Spremenljivka P_t^Y predstavlja implicitni deflator bruto domačega proizvoda. Potem lahko bruto domači proizvod zapišemo kot seštevek vseh izdatkov v ekonomiji⁵⁶

⁵⁶Ker v modelu ne predpostavljamo dinamike kapitala in investicij, jih v tem zapisu tudi ne upoštevamo.

$$\frac{P_t^Y}{P_t} Y_t = \frac{P_t}{P_t} C_t + \frac{P_t^X}{P_t} X_t - \frac{P_t^{Im}}{P_t} Im_t + \frac{P_t}{P_t} G_t \quad (93)$$

3.4 Kalibracija modela DSGE s šoki v cenah nafte

Kalibriranim parametrom, ki niso predmet ocenjevanja, določimo vrednosti, za katere predpostavimo, da najbolj ustrezajo empiričnim karakteristikam modelirane države, tj. Slovenije. Parameter β je diskontni faktor in je postavljen na vrednost 0,995. Parameter, ki meri vztrajnost navad v potrošnji, h , je nastavljen na 0,85. Parameter inverza elastičnosti količine vloženega dela (Frischev parameter ponudbe dela), ϖ , znaša 2, kar je tipična vrednost parametra v literaturi (Smets & Wouters, 2003; Clancy, Jacquinot, & Lozej, 2014; Forni, Gerali, Notarpietro & Pisani, 2015). Ciljni delež javnega dolga v bruto domačem proizvodu, $\overline{b/gdp}$, znaša 0,6 in je v skladu z maastrichtskim kriterijem. Drugi makroekonomski deleži so določeni na podlagi dolgoročnejšega povprečja vrednosti podatkov iz statističnega urada. Delež državnih izdatkov v bruto domačem proizvodu je tako nastavljen na 17 %, neto izvoz pa 0,5 %. Delež uvoženih dobrin v potrošni košarici, ω_{FH} , znaša 0,5, delež nafte v potrošnji, ω_{OC} , in produkcijskem procesu, ω_{OL} , pa 0,06. Calvov parameter elastičnosti plač, α_L , je nastavljen na 0,875, indeksacijski parameter plač, φ_L pa 0,5. Elastičnosti substitucije med različicami delovnih storitev, ν_H , in dela, ν_L , sta nastavljena na 11. Ker je Slovenija majhno in odprto gospodarstvo, ki deluje v okviru denarne unije, določimo Taylorjeve parametre odzivnosti inflacije in bruto domačega proizvoda na $\kappa_\pi = 1,5$ in $\kappa_y = 0,1$, kar je blizu ocenjenim vrednostim iz Fourçans in Vranceanu (2004) za evrsko območje.

3.5 Ocena modela DSGE s šoki v cenah nafte z bayesijsko metodo

V tem delu so predstavljeni rezultati ocenitve modela DSGE s šoki v cenah nafte. To smo storili z bayesijsko metodo, s katero je treba določiti informacijske priorne vrednosti in porazdelitve parametrov, ki niso bili predmet kalibracije. Z vpeljavo statističnih podatkov smo nadgradili informacijske priorne oziroma izhodiščne verjetnostne porazdelitve s pomočjo Bayesovega teorema, da lahko pridobimo posteriorne oziroma naknadne verjetnostne porazdelitve parametrov in šokov. Podatkovna baza zajema obdobje med 2002Q1 in 2017Q3 in je sestavljena iz slovenskih četrtletnih podatkov: realni bruto domači proizvod, realni državni izdatki, zaposlenost, osnovna inflacija, inflacija HICŽP, višina trošarine na naftne proizvode. Za potrebe tujega povpraševanja smo v podatkovno bazo dodali še podatkovno serijo realnega bruto domačega proizvoda za evrsko območje. Statistične serije v originalni obliki niso stacionarne, zato smo jih logaritmizirali in diferencirali ter odstranili konstanto (povprečje).⁵⁷ To

⁵⁷V prilogi 7 je podana tabela preverjanja stacionarnosti spremenljivk v originalni in transformirani obliki. Uporabili smo test ADF (angl. *Augmented-Dickey-Fuller test*), s katerim testiramo ničelno

pomeni, da se pretvorjene serije gibljejo okoli ustaljenega stanja ter kot take vstopajo v model DSGE. Za iskanje posteriornih vrednosti smo uporabili Metropolis-Hastingsov algoritem MCMC z 1.000.000 ponovitvami in dvema verigama s stopnjo sprejetja, ki znaša 34,5 %. Več o grafični diagnostiki modela DSGE s šoki v cenah nafte je zajeto v prilogi 7, kjer so predstavljene priorne in posteriorne porazdelitve šokov in parametrov, evolucija šokov ter konvergenčna statistika modela (Brooks & Gelman, 1998).

Rezultati priornih in posteriornih vrednosti in porazdelitev so podani v tabeli 9. Vrednosti parametrov vztrajnosti (parametri ρ) znašajo med 0,5 in 0,8 in kažejo, da je večina šokov relativno vztrajnih. To pomeni, da šoki po nastopu daljši čas odzvanjajo v modelirani ekonomiji. Kljub temu nobeden izmed šokov ni pretirano vztrajen, kar je v skladu z literaturo (kot na primer Forni, Gerali, Notarpietro & Pisani, 2015; Smets & Wouters, 2003). Parametri elastičnosti substitucije med naftnimi in drugimi dobrinami, ν_{OC} , in med produkcijskimi faktorji, ν_{OL} , so po pričakovanjih vrednostno zelo nizki, kar nakazuje na neelastičnost cen naftnih izdelkov. Gospodinjstva in podjetja torej nimajo na razpolago substitutov, s katerimi bi zamenjali naftne proizvode ob šokih v globalni ceni nafte. Neelastičnost cen nafte je sicer empirično zelo dobro dokumentirana (Miyazawa, 2009; Caldara, Cavallo & Iacoviello, 2016). Še bolj pa nas zanima ocena odzivnosti trošarinskega parametra γ_O , ki zavzame vrednost -1,0116. Negativna vrednost odzivnostnega parametra ni presenetljiva, saj smo že na slikah 14 in 15 anekdotično pokazali, da je dinamika trošarin na naftne derivate proticiklična glede na dinamiko globalnih cen nafte. Če upoštevamo še vrednost parametra vztrajnosti šoka v stopnji trošarin, ρ_{TD_O} , lahko sklepamo, da se država na povečanje v globalni ceni nafte za eno odstotno točko odzove z znižanjem trošarin na naftne proizvode. Bolj intuitivno sliko glede šokov v cenah nafte lahko prikažemo z analizo funkcij impulznih odzivov.

hipotezo o obstoju enotskega vektorja (angl. *unit root*). Prisotnost enotskega vektorja pomeni, da časovna serija neke spremenljivke ni stacionarna. V originalni obliki pri vseh sedmih opazovanih spremenljivkah ne moremo z gotovostjo zavrniti ničelne hipoteze. Po transformaciji opazovanih spremenljivk (logaritmiranje in diferenciranje) pa se pri večini opazovanih spremenljivk znebimo prisotnosti enotskega vektorja.

Tabela 9: Priorna in posteriorna porazdelitev parametrov in šokov modela DSGE s šoki v cenah nafte

Parameter	priorna sredina	posteriorna sredina	90% HPD interval		priorna porazdelitev	priorna std. napaka
γ_O	0,000	-1,0116	-1,4652	-0,5465	normalna	1,000
ν_{FH}	1,000	0,7368	0,3939	1,0660	gama	0,300
ν_{OC}	0,100	0,1107	0,0578	0,1622	gama	0,030
ν_{OL}	0,100	0,0810	0,0426	0,1175	gama	0,030
$\nu_{FH,*}$	1,000	0,5199	0,3130	0,7192	gama	0,300
φ_H	0,750	0,6108	0,3430	0,9029	beta	0,150
α_H	0,750	0,9872	0,9766	0,9983	beta	0,150
$\rho_{P,*}$	0,750	0,7093	0,5556	0,8594	beta	0,100
ρ_A	0,750	0,7050	0,4771	0,9552	beta	0,150
$\rho_{PO,*}$	0,750	0,6011	0,4205	0,7795	beta	0,150
ρ_{Y_F}	0,750	0,6971	0,4745	0,9327	beta	0,150
ρ_{TDO}	0,750	0,2388	0,0890	0,3825	beta	0,150
ρ_G	0,750	0,7074	0,4744	0,9522	beta	0,150
ρ_Z	0,750	0,3578	0,1596	0,5539	beta	0,150
ϱ_R	0,750	0,1192	0,0456	0,1910	beta	0,150
σ_{MP}	0,400	0,1920	0,1638	0,2192	inv. gama	0,100
$\sigma_{P,*}$	0,500	0,1197	0,1028	0,1355	inv. gama	0,200
σ_A	0,700	0,2160	0,1866	0,2451	inv. gama	0,200
$\sigma_{PO,*}$	0,500	0,1945	0,1673	0,2206	inv. gama	0,200
σ_{Y_F}	0,700	0,2145	0,1859	0,2429	inv. gama	0,200
σ_{TDO}	0,500	0,2754	0,2084	0,3405	inv. gama	0,200
σ_G	1,000	0,4086	0,3558	0,4613	inv. gama	0,200
σ_Z	0,700	0,5369	0,3623	0,7034	inv. gama	0,200

Vir: lastni izračuni.

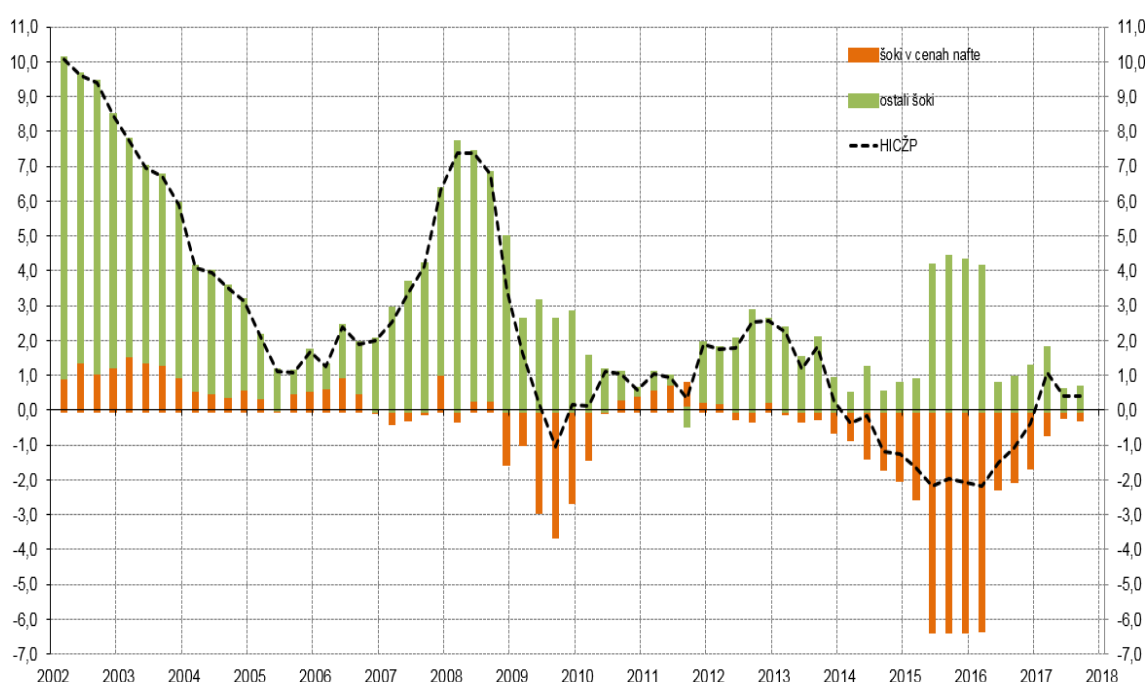
3.6 Funkcije impulznih odzivov ter dekompozicija šokov modela DSGE s šoki v cenah nafte

V tem delu so predstavljeni dekompozicija šokov in funkcije impulznih odzivov, ki slikovno opisujejo razvoj posameznih ekonomskih spremenljivk po šokih, induciranih v modelirano gospodarstvo. S pomočjo dekompozicije šokov lahko primerjamo dinamiko inflacije z dejanskimi komponentami inflacije, ki so predstavljene v prvem poglavju disertacije.

Slika 16 prikazuje prispevke eksogenih šokov na inflacijo HICŽP skozi čas. Jasno je, da je bilo slovensko gospodarstvo pod vplivom dinamike globalnih cen nafte. V obdobju pregrevanja med letoma 2006 in 2008 je dinamika globalnih cen nafte v Sloveniji pozitivno prispevala k inflaciji. Rast globalnih cen nafte je bila v tistem času posledica precejšnje rasti globalnega povpraševanja. Po letu 2008 ob nastopu finančne krize pa se je inflacija v Sloveniji precej znižala, k čemur je prispevalo znižanje cene nafte. Ko sta si globalno in tudi slovensko gospodarstvo nekoliko opomogli po letu 2010 je prispevek cen nafte znova postal pozitiven. Leti 2012 in 2013 pa je zaznamoval vnovičen padec cen nafte, to obdobje pa je bilo okarakterizirano z evropsko dolžniško krizo, ki

je vplivala na manjše globalno povpraševanje po nafti. To se tudi odraža v negativnem prispevku šokov v cenah nafte na slovensko inflacijo. Negativni prispevek šokov v cenah nafte se je nadaljeval tudi v letih 2014, 2015 in 2016, saj so se cene nafte (in drugih surovin) zniževale zaradi čedalje manjšega povpraševanja iz držav v razvoju, kot so Kitajska, Brazilija in Indija. Šele leta 2017 se je pozitiven vzorec vpliva cen nafte na inflacijo znova pojavil, in sicer na račun okrevanja globalnega gospodarstva, tudi slovenskega.

Slika 16: Historična dekompozicija šokov v inflaciji HICŽP skozi čas (v %)



Opomba: Prispevek kategorije ostalih šokov je seštevek začetnih vrednosti ter posameznih šokov ε_{MP} , $\varepsilon_{P,}$, ε_A , ε_{Y_F} , ε_{τ_O} , ε_G in ε_{τ_C} .

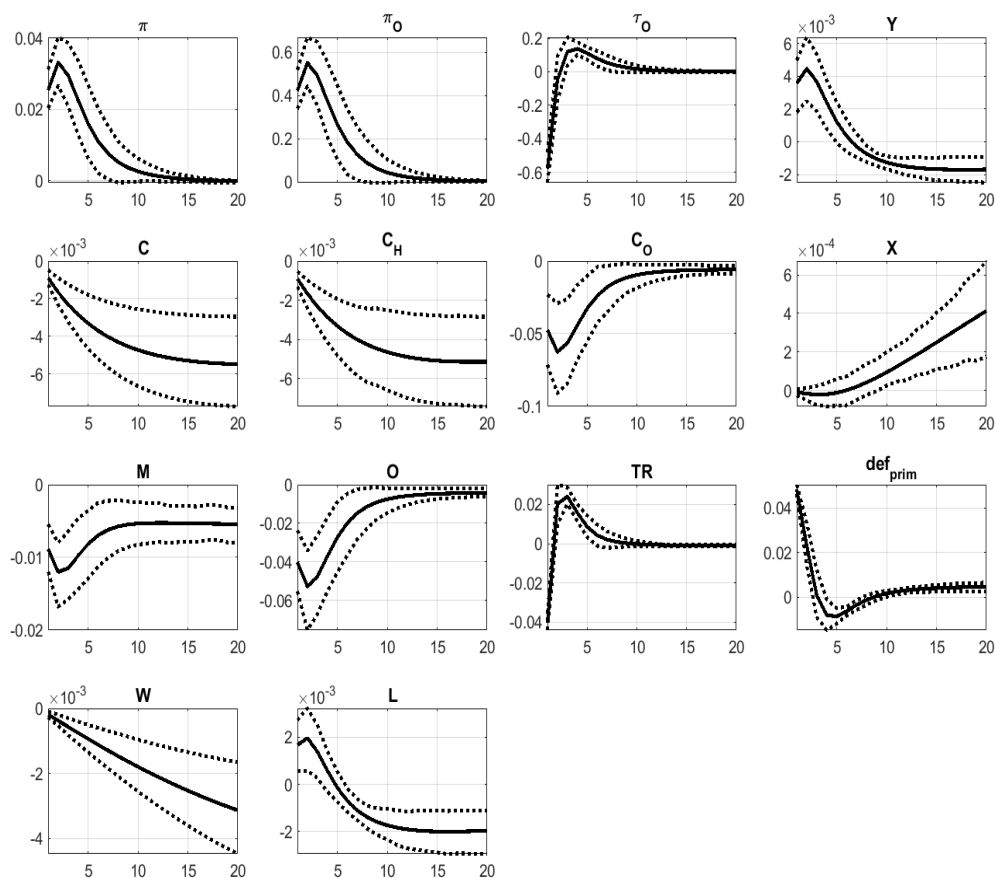
Vir: lastni izračuni.

V primerjavi s historično dekompozicijo šokov funkcije impulznih odzivov bolje prikazuje vplive šokov na posamezne makroekonomske spremenljivke. Funkcije impulznih odzivov opišejo razvoj želene spremenljivke v določenem časovnem horizontu po nastopu določenega eksogenega šoka. Spodaj so predstavljeni impulzni odzivi najpomembnejših makroekonomskih spremenljivk in njihova dinamika v 20 četrtletjih po nastopu šoka. Za potrebe enostavnosti predstavimo le impulzne odzive makroekonomskih spremenljivk na šok v cenah nafte in šok v višini trošarine na nafte derivate.

Model DSGE s šoki v cenah nafte nakazuje, da bi lahko šoki v cenah nafte še vedno imeli relativno velik vpliv na makroekonomske komponentne v Sloveniji. Da bi prikazali ta vpliv, analiziramo šok v globalni ceni nafte za eno odstotno točko, ki je prikazan na sliki

17. Gre za odklon od ustaljenega stanja. Porast globalne (tuje) cene nafte povzroči porast v domači ceni nafte, hkrati pa se potrošniki in podjetja odzovejo z zmanjšanjem uvoza te dobrine za 0,05 odstotne točke. Po drugi strani se nekoliko poveča inflacija za 0,03 odstotne točke, saj je pod vplivom povišanja cen nafte. Odziv trošarinske davčne stopnje na naftne derivate pa se pričakovano odzove z zmanjšanjem, saj država z zmanjšanjem višine trošarin na naftne derivate deluje proticiklično v primeru porasta globalnih cen nafte. Deloma zaradi proticikličnosti fiskalne politike in deloma zaradi relativno majhne uteži nafte v skupni potrošnji je vpliv šoka v globalni ceni nafte na realne spremenljivke precej omejen. Odzivi agregatne potrošnje, bruto domačega proizvoda, izvoza, realne plače in zaposlenosti je minimalen, malenkostno upadejo le agregatni uvoz ter uvoz in potrošnja nafte. Odziv fiskalne politike z znižanjem trošarin na naftne derivate se odrazi tudi v povečanju proračunskega primanjkljaja zaradi izpada davčnega priliva. Do podobne dinamike negativnega vpliva eksogenih šokov v cenah nafte v okviru modela DSGE, na ravni evrskega območja, so prišli tudi Forni, Gerali, Notarpietro & Pisani (2015).

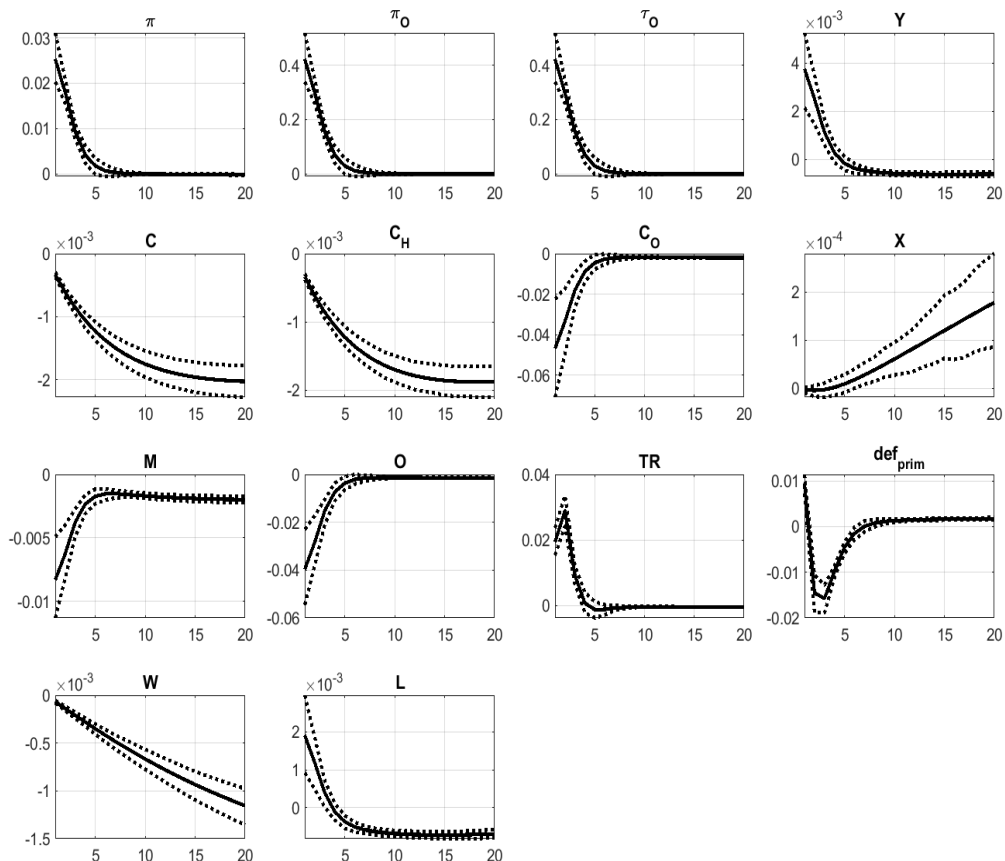
Slika 17: Impulzni odziv makroekonomskih spremenljivk na šok v ceni nafte za eno odstotno točko (odklon od ustaljenega stanja v o. t.)



Vir: lastni izračuni.

Slika 18 prikazuje impulzne odzive makroekonomskih spremenljivk na šok v trošarini na naftne proizvode za eno odstotno točko. S tem smo želeli pokazati gospodarske vplive odločitve države v primeru, da bi država želela povečati davčne prilive iz naslova trošarin na naftne proizvode. Pričakovano je vpliv povečanja trošarin na modelirano ekonomijo podoben kot pri šoku v ceni nafte. Inflacija in domača cena nafte porasteta, po drugi strani pa se nekoliko znižata uvoz in potrošnja naftnih dobrin. Za razliko od šoka v globalni ceni nafte se proračunski primanjkljaj zaradi večjega davčnega priliva zmanjša. Z vidika izvajalca ekonomske politike ni smiselno povečevati trošarine na naftne derivate, če le-te ne spremlja upad v globalnih cenah nafte. V nasprotnem primeru tak ukrep lahko duši gospodarstvo.

Slika 18: Impulzni odziv makroekonomskih spremenljivk na šok v trošarini na naftne derivate za eno odstotno točko (odklon od ustaljenega stanja v o. t.)



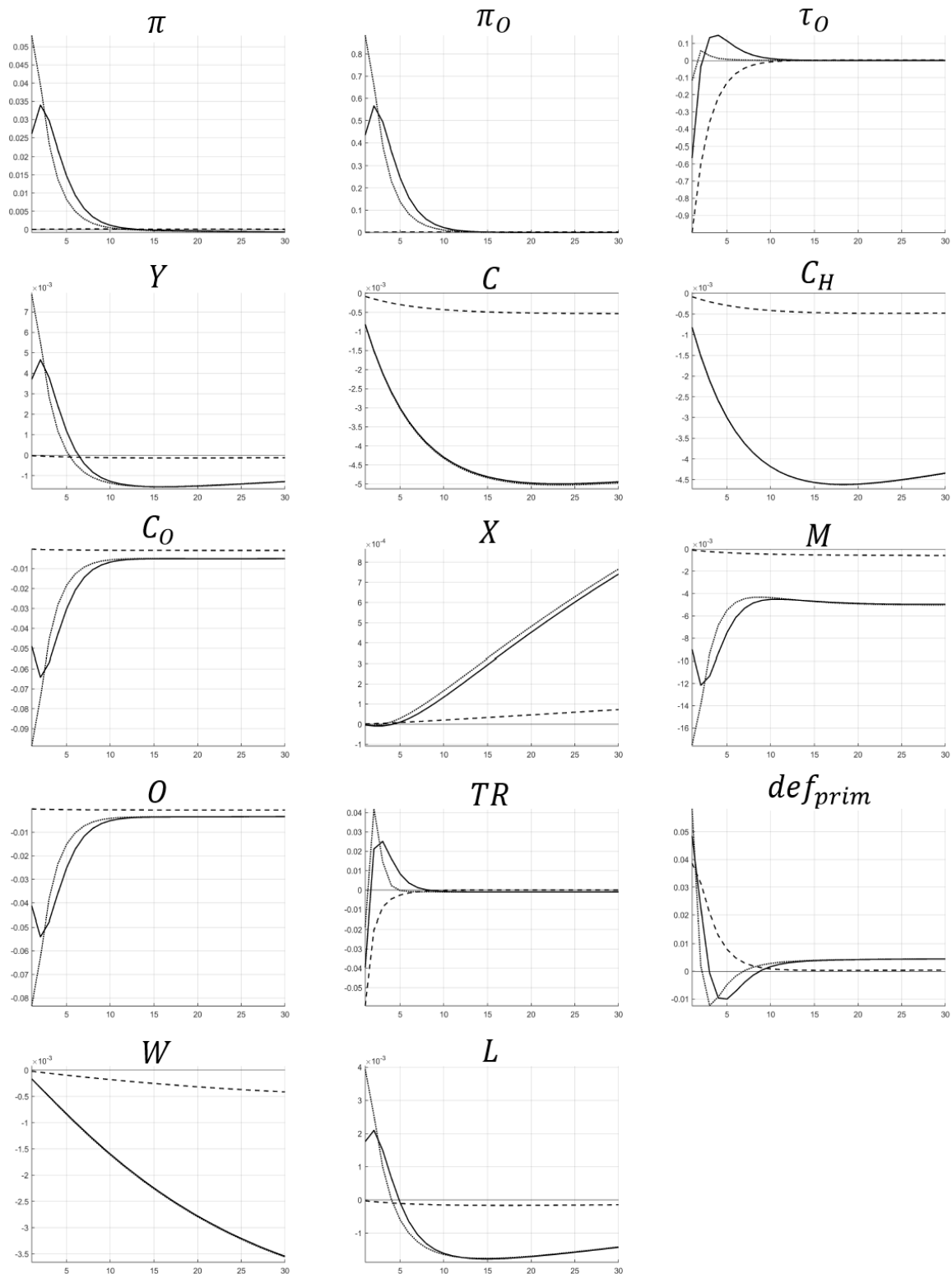
Vir: lastni izračuni.

Na podlagi ocenjenega modela smo prikazali primerjavo treh različnih scenarijev z različnimi vrednostmi parametra odzivnosti trošarinske davčne stopnje na naftne derivate, medtem ko ostali parametri ostanejo vrednostno enaki. Razlike v scenarijih smo prikazali s funkcijami impulznih odzivov glavnih makroekonomskih spremenljivk. Neprekinjena črta na sliki 19 prikazuje impulzne odzive makroekonomskih spremenljivk, ko je vrednost parametra odzivnosti γ_O enaka -1,0116, črtkasta ko je vrednost parametra γ_O enaka -10, in pikčasta, ko je vrednost parametra γ_O enaka 0. Razlika med vsemi tremi scenariji z različnimi vrednostmi parametra odzivnosti trošarin na naftne derivate je očitna. V primeru proticiklične trošarinske politike je država sposobna razbremeniti inflacijo ob nastanku cenovnega šoka v nafti. Bolj kot je fiskalna politika agresivna oziroma odzivna (bolj kot je parameter γ_O negativen), manjši vpliv imajo šoki v cenah nafte na inflacijo. Posledično imajo šoki v cenah nafte manjši negativni vpliv na realno plačo in zaposlenost gospodinjstev, saj inflacija poraste manj, kot bi

v primeru odstotne proticiklične trošarinske politike. To se odraža tudi v manjšem upadu vseh vrst potrošenj, prav tako pa tudi v bruto domačem proizvodu, izvozu in uvozu. Ima pa proticiklična trošarinska politika tudi svojo ceno. V primeru zelo agresivne proticiklične trošarinske politike ($\gamma_O = -10$) mora država povečati proračunski primanjkljaj.⁵⁸

⁵⁸Za modelirano gospodarstvo predpostavljamo, da se lahko država v vsakem trenutku zadolži ali zmanjša socialne transferje ter s tem poveča svoj proračunski primanjkljaj.

Slika 19: Impulzni odziv makroekonomskih spremenljivk na šok v ceni nafte za eno odstotno točko z različnimi vrednostmi parametra odzivnosti γ_O (odklon od ustaljenega stanja v o. t.)



Vir: lastni izračuni.

3.7 Zaključek

Na primeru slovenskega gospodarstva smo zgradili dinamični stohastični model splošnega ravnotežja z značilnostmi malega in tujini odprtega gospodarstva, ki deluje v denarni uniji. Modelirano slovensko gospodarstvo nima vpliva na tuje agregate, kot sta tuji bruto domači proizvod in tuja nominalna obrestna mera, ki jo določa centralna banka denarne unije (v našem primeru Evropska centralna banka ECB). Hkrati, v proizvodni proces kot tudi v inflacijo, vstopa kot produkcijski faktor nafta. Neključni parametri dinamičnega stohastičnega modela splošnega ravnotežja so kalibrirani na podlagi znanih empiričnih faktov. Ključne parametre modela pa smo ocenjevali z bayesijsko metodologijo, s katero ocenimo naknadne (posteriorne) verjetnostne porazdelitve zelenih parametrov na podlagi predhodnih (priornih) verjetnostnih porazdelitev in dejanskih makroekonomskih podatkov.

Rezultati ocenjenega modela kažejo, da imajo šoki v svetovnih cenah nafte še vedno velik vpliv na slovensko gospodarstvo. Po drugi strani pa ima fiskalna oblast moč zmanjševanja pritiska povišanja cen nafte na celotno inflacijo s proticiklično regulacijo trošarin na naftne derivate. Zmanjšan davčni priliv iz naslova trošarin na naftne derivate lahko poveča proračunski primanjkljaj.

SKLEP

Inflacija je v ekonomski znanosti eden najbolj raziskanih ter hkrati tudi eden izmed najpomembnejših ekonomskih pojmov. V splošnem predstavlja dinamiko gibanja cen izdelkov in storitev v gospodarstvu ter posredno ponazarja gospodarsko stabilnost neke države. Pojem inflacija je predmet zanimanja vseh ekonomskih agentov v gospodarstvu. Za gospodinjstva in podjetniški sektor je izrednega pomena, po kateri stopnji se cene izdelkov in storitev povečujejo, saj ob višji inflacijski stopnji kupna moč denarja hitreje upada. Denar ima torej zaradi pojava inflacije svojo časovno vrednost. Z drugimi besedami, čez čas se zaradi rasti cen blaga in storitev vrednost denarja zmanjšuje. Da pretirana izguba kupne moči le ne bi vplivala na obnašanje gospodinjstev in podjetij, v državi pomembno vlogo nadzornika inflacije odigrajo institucije, predvsem centralna banka, ki s svojo denarno politiko poskuša ohraniti inflacijo v višini blizu oziroma malo pod ciljnih 2 %. Doseganje ciljne inflacije je glavni cilj centralne banke, to pa je ohraniti cenovno stabilnost.

Z vidika cenovne stabilnosti in doseganja ciljne inflacije je za slovensko centralno banko kot tudi vsako drugo izrednega pomena, da dobro pozna in analizira dejavnike, ki vplivajo na dinamiko inflacije. A vendar obstajajo dejavniki, na katere ima centralna banka s svojo denarno politiko manjši vpliv. To so dejavniki strukturne narave gospodarstva (kot je na primer Harrod-Balassa Samuelsonov učinek) in zunanji dejavniki (kot so na primer šoki v cenah nafte).

Z nastopom globalne finančne krize, ki se je začela leta 2008 s padcem ameriške poslovne banke Lehman's Brothers, so se prekinile povezave med pomembnejšimi makroekonomskimi spremenljivkami, predvsem povezava med realno ekonomsko aktivnostjo, bančnim sektorjem in inflacijo. S tem se je porušilo tudi tradicionalno dojemanje centralnih bank in drugih uradnih institucij glede normalnega delovanja transmisijskega mehanizma. Največje svetovne centralne banke so na to odgovorile z vpeljavo množice nestandardnih ukrepov denarne politike z namenom ponovne vzpostavitve delovanja transmisijskega mehanizma in s tem povrniti nadzor nad neaktivno inflacijo v času finančne krize. Pri tem se centralne banke in druge državne institucije zavedajo, da je zelo pomembno, kateri so dejavniki, ki vplivajo na inflacijo. Ti so lahko endogene narave in so povezani z ekonomsko aktivnostjo neke države. Lahko pa so ti dejavniki bolj strukturne narave. Ocenitev le-teh ni več tako enoznačna in je odvisna od delovanja tihega mehanizma, poznanega kot učinek HBS. Učinek HBS namreč pojasnjuje, zakaj se stopnja inflacije nekega (netrgovalnega) sektorja povečuje, čeprav se stopnja rasti produktivnosti istega sektorja istočasno ne povečuje. Razlog tiči v tem, da če se poveča stopnja rasti produktivnosti drugega (trgovalnega) sektorja, se preko povečanja stopnje rasti plač v obeh sektorjih poveča pritisk na stopnjo inflacije prvega sektorja. Na inflacijo imajo vpliv tudi zunanji dejavniki, kot so na primer šoki v cenah

nafte. Ti lahko predstavljajo težavo za centralne banke, saj centralne banke nanje nimajo neposrednega vpliva. Se pa z njimi lahko spopade fiskalni del ekonomske politike s proti-cikličnim prilagajanjem višine davčnih (trošarinskih) stopenj. V doktorski disertaciji nas je zanimalo pojasnjevanje strukturnih in zunanjih dejavnikov inflacije, glavne ugotovitve pa so predstavljene spodaj. Doktorska disertacija predstavlja tudi dobro osnovo za nadaljnje raziskovalno delo.

Glavne ugotovitve

Na podlagi danih hipotez iz uvoda podamo glavne ugotovitve.

Hipoteza 1: Učinek HBS je konstanten fenomen in je prisoten v evropskih državah.

V zadnjih letih je z napredkom v ekonometričnih metodah kot tudi v dostopnosti do novih podatkov empirično testiranje učinka HBS postalo popularno. Z uporabo strožje delitve sektorjev na trgovalne in netrgovalne smo z dinamično panelno regresijo potrdili prvo hipotezo obstoja učinka HBS glede na sektorsko inflacijo in povprečno produktivnost dela za 28 evropskih držav. Koeficient dolgoročnega učinka HBS se glede na rezultate dinamične panelne regresije giblje v vrednostih okoli 0,45, kar pomeni, da sprememba za eno odstotno točko v relativni produktivnosti med trgovalnim in netrgovalnim sektorjem vpliva na spremembo relativnih cen med netrgovalnim in trgovalnim sektorjem za 0,45 odstotne točke. Rezultati so tudi v skladu z obstoječo literaturo. Pokazali smo tudi, da so rezultati ocenitve učinka HBS robustni ob uporabi kontrolnih spremenljivk, ki vstopajo v dinamični panelni model. Dodatno smo s simulacijo inflacije pokazali, da je s pomočjo produktivnostne metode simulacija inflacije HICŽP, še bolj pa agregatnega deflatorja bruto dodane vrednosti, robustna. Pokazali smo tudi dinamiko učinka HBS skozi čas, ki se glede na poslovne cikle spreminja, hkrati pa prihaja do precejšnjih kumulativnih razlik med inflacijo, ki je pod vplivom učinka HBS in inflacijo, iz katere je vpliv učinka HBS izluščen.

Z vidika ekonomskih politik je za oblikovalce ekonomskih politik pomembno vzeti v ozir, da delež učinka HBS predstavlja 14 % inflacije v evropskih državah oziroma v evrskem območju. Pomembna ugotovitev je tudi dinamičen vidik učinka HBS, saj smo uspeli dokazati, da je učinek HBS skozi čas v opazovanem obdobju pojenjal, nastop globalne finančne krize pa je pokazal, da ima gospodarska kriza potencial prekiniti mehanizem učinka HBS.

Hipoteza 2: Za obstoj Harrod-Balassa-Samuelsonovega učinka je pomemben tehnološki in produktivnostni napredek in z njima povezano izboljšanje kakovosti proizvodov, ki zahtevajo zahtevnejše in bolj sofisticirane produkcijske faktorje, ki vplivajo na porast inflacije.

Empirične rezultate smo nadgradili z izgradnjo dvodržavnega dvosektorskega dinamič-

nega stohastičnega modela splošnega ravnotežja s karakteristikami malega in tujini odprtega gospodarstva (v tem primeru le Slovenije), ki deluje v skupni denarni uniji. To pomeni, da modelirano slovensko gospodarstvo nima vpliva na tuje agregate, kot sta tuji bruto domači proizvod in tuja nominalna obrestna mera, ki jo določa Evropska centralna banka. Ključni parametri dinamičnega stohastičnega modela splošnega ravnotežja so kalibrirani na podlagi znanih empiričnih rezultatov in podobnih raziskav. Ključne parametre modela pa smo ocenjevali z bayesijsko metodologijo, s katero nadgradimo priorne informacije na podlagi opazovanih spremenljivk ter tako pridobimo ocenjene posteriorne vrednosti želenih parametrov.

Druge hipoteze nismo uspeli popolnoma potrditi ter posledično prikazati obstoj učinka HBS v strukturni dinamični obliki z vpeljavo mehanizma izboljšanja kakovosti produktov. Po drugi strani pa smo uspeli strukturno pojasniti, zakaj cene rastejo, ko se poveča produktivnost v trgovalnem sektorju. To je bilo še posebej značilno v državah, ki so se približevale članstvu v Evropski uniji. Mehanizem izboljšanja kakovosti vpliva na povečanje mejnih stroškov s tem, da so pri proizvodnem procesu ob tehnološkem napredku potrebni bolj sofisticirani in zahtevni produkcijski faktorji. Z mehanizmom izboljšanja kakovosti smo prav tako premagali slabost tipičnih teoretičnih specifikacij dinamičnih stohastičnih modelov splošnega ravnotežja, da porast produktivnosti avtomatično pomeni zmanjšanje ravni relativnih cen domačih trgovalnih dobrin v primerjavi s tujimi, kar bi potemtakem moralo poslabšati kupno moč domače ekonomije v primerjavi s tujino, navkljub gospodarski rasti domačega gospodarstva.

Hipoteza 3: Fiskalna politika ima z vidika proticikličnega uravnavanja trošarinskega davka na energente pomemben vpliv na obvladovanje inflacije.

Na primeru slovenskega gospodarstva smo oblikovali dinamični stohastični model splošnega ravnotežja s karakteristikami malega in tujini odprtega gospodarstva, ki deluje v denarni uniji. Modelirano slovensko gospodarstvo nima vpliva na tuje agregate, kot sta tuji bruto domači proizvod in tuja nominalna obrestna mera, ki jo določa centralna banka denarne unije (v našem primeru Evropska centralna banka). Hkrati v proizvodni proces kot tudi v inflacijo, vstopa kot produkcijski faktor nafta. Ključni parametri dinamičnega stohastičnega modela splošnega ravnotežja so kalibrirani na podlagi znanih empiričnih faktov. Ključne parametre modela pa smo ocenjevali z bayesijsko metodologijo, s katero nadgradimo priorne informacije na podlagi opazovanih spremenljivk ter tako pridobimo ocenjene posteriorne vrednosti želenih parametrov. Kot je razvidno iz ocenjenih rezultatov, je jasno, da imajo zunanji dejavniki inflacije, še posebej šoki v globalnih cenah nafte preko domačih cen energentov in uvožene tuje inflacije, še kako pomembno vlogo pri določanju inflacije v Sloveniji, hkrati pa vplivajo na kupno moč gospodinjstev in podjetij. Ocenjene elastičnosti med naftnimi in drugimi dobrinami so izredno nizke, kar nakazuje na precejšnjo odvisnost države od dinamike globalnih

cen naftnih dobrin. Za državne institucije je torej izrednega pomena, da pravočasno prepoznajo ter analizirajo inflacijske šoke in njihove vplive na inflacijsko dinamiko. Z ustreznimi ekonomskimi ukrepi se lahko reagira na negativne šoke v cenah nafte. Ker slovenska centralna banka deluje v monetarni uniji, ni popolnoma neodvisna pri postavljanju lastne denarne politike. S tega vidika je kontroliranje inflacije glede na vpliv dinamike cen naftnih derivatov na slovensko gospodarstvo odvisno tudi od vpliva naftnih derivatov na evrsko območje in s tem od delovanja same Evropske centralne banke.

Po drugi strani lahko k zmanjševanju volatilnosti cen naftnih derivatov direktno prispeva fiskalni del ekonomskih politik s proticikličnim trošarinskim delovanjem, s čimer smo potrdili hipotezo 3. Pokazali smo, da lahko država na povečanje cen nafte odreagira z zmanjšanjem trošarin na naftne izdelke. Izpad davčnega dohodka povzroči povečanje proračunskega primanjkljaja.

Nadaljevanje raziskovalnega dela

Rezultati doktorske disertacije ponujajo obsežno podlago za nadaljevanje raziskovalnega dela. Z vidika empiričnega testiranja se ponuja širok spekter potencialnih analiz. Ob čedalje večji dostopnosti in razdrobljenosti (mikro) sektorskih podatkov se odgovor ponuja kot na dlani, in sicer da se z enakim metodološkim pristopom, ki je uporabljen v pričujoči doktorski disertaciji, poskuša oceniti prisotnost učinka HBS na ravni celotne države z večjim številom manjših sektorjev. Lahko pa bi se ocenila prisotnost učinka HBS znotraj manjših in specifičnih sektorjev. Taka analiza bi omogočila državnim institucijam in tudi komercialnim podjetjem razumeti dinamiko cen nekega posameznega sektorja v primeru spremembe cen v drugem sektorju. Podjetja, ki so vpeta proizvodne procese v različnih sektorjih, bi tako znala predvideti delovanje tihega mehanizma učinka HBS na dobavne kot tudi končne cene produktov ter analizirati prednosti trgovalnega sektorja v primerjavi z netrgovalnim sektorjem. Slovenski izvozniki so se izkazali za gonilo rasti slovenskega gospodarstva, njihov pomen pa se je navkljub finančni krizi v zadnjem desetletju še povečal. Globalna finančna kriza v letih 2008 in 2009 je zaradi padca mednarodne trgovine sicer podjetja, ki delujejo v trgovalnem sektorju, bistveno bolj prizadela kot podjetja, ki so pretežno usmerjena na domači trg. Po drugi strani pa izvozno usmerjena podjetja niso občutila drugega vala krize v letih 2012 in 2013, saj so varčevalni ukrepi države prizadeli predvsem podjetja, ki so pretežno usmerjena na domači trg. V obdobju okrevanja in v zadnjem obdobju ekspanzije od leta 2013 dalje so bili izvozniki ključni element, ki je gospodarstvo držal v bistveno boljšem stanju, kot bi bilo sicer (Bank of Slovenia, 2017a).

Nadalje, krepitev konkurenčnosti gospodarstva je prednostna naloga na poti dohitevanja razvitejših gospodarstev in držav. Za povečanje bruto domačega proizvoda in na

splošno blaginje ljudi je ob stabilnem makroekonomskem okolju ključno povečati produktivnost in izboljšati konkurenčnost gospodarstva na dolgi rok. Pri tem je pomembna krepitev dolgoročnih dejavnikov produktivnosti, med katerimi sta najpomembnejša inovacijska sposobnost in človeški kapital. Pomembno je tudi povečanje učinkovitosti države in njenih institucij, vključno z vzpostavitvijo spodbudnega podjetniškega okolja. Z analizo produktivnosti se tako odpira kopica vprašanj glede primerjave v konkurenčnosti razvitejših držav z manj razvitimi. V ekonomski teoriji je poznana povezava med investicijami v raziskave in razvoj na eni strani in rastjo produktivnosti dela na drugi. Vsebinsko gledano je z razvojem modela endogene gospodarske rasti v mehanizem gospodarske rasti pomen raziskav in razvoja vpeljal Romer že leta 1990 in predstavlja temelj v razvoju endogene teorije gospodarske rasti. Na kakšen način bi lahko manj razvite države preko izboljšanja produktivnosti dohitele razvitejše države in kakšen pomen imajo raziskave in razvoj pri tem procesu, pa ostaja odprto raziskovalno vprašanje. Vse več avtorjev je sicer že empirično pokazalo, da vlaganje v raziskave in razvoj pozitivno vpliva na produktivnost podjetij ter gospodarstvo nasploh. Našteli bomo le nekatere avtorje. Na področju Slovenije so Domadenik, Ivanc & Marinšek (2018) ugotovili, da imajo vlaganja v raziskave in razvoj pozitivne učinke na produktivnost in dobičkonosnost podjetij, Novak & Spaija (2008) pa sta ugotovila povezavo med človeškim kapitalom, raziskavami in razvojem ter produktivnostjo. Tema v tujini ni tuja, zato je empirična literatura na to temo precej obsežna.

Žal nobena izmed teh raziskav še ni razvita do te mere, da bi lahko predstavljala resnejšo teoretično alternativo Romerjevemu modelu endogene teorije gospodarske rasti. Posledično se odpira nova raziskovalna sfera vpeljave modeliranja pomena raziskav in razvoja na gospodarstvo z vidika modelov DSGE. Maloštevilni avtorji so že nakazali (Nuño, 2010; Varga, Járosi & Sebestyén, 2011; Di Comite & Kancs, 2015), da ima vlaganje v raziskave in razvoj ne le pozitivni regionalni vpliv, ampak tudi splošno pozitivni vpliv na produktivnost in ekonomsko razvitost. Pri tem poudarjajo, da je pomembna tudi struktura gospodarstva, saj se s tem spreminja absorpcija in sposobnost nekega gospodarstva pri investiranju v raziskave in razvoj.

LITERATURA IN VIRI

1. Adjemian, S., Bastani, H., Juillard, M., Karamé, F., Mihoubi, F., Perendia, G., Pfeifer, J., Ratto, M., & Villemot, S. (2011). *Dynare: Reference Manual, Version 4*. Dynare Working Papers, 1, CEPREMAP.
2. Adolfson, M., Laseén, S., Lindé, J., & Villani, M. (2005). Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through. *Journal of International Economics*, 72(2), 481–511.
3. Aghion, P., & Howitt, P. (1992). A Model of Growth through Creative Destruction. *Econometrica*, 60(2), 323–351.
4. Alberola, A., & Tyrväinen, T. (1998). *Is there Scope for Inflation Differentials in EMU? An Empirical Investigation of the Balassa-Samuelson Model in EMU Countries*. Bank of Finland Discussion Paper 15/98.
5. Almeida, V. (2009). *Bayesian Estimation of a DSGE Model for the Portuguese Economy*. Banco de Portugal Working Papers 14/2009.
6. Almeida, V., Castro, G., Mourinho Félix, R., & Maria, J. S. (2011). *Fiscal Consolidation in a Small Euro Area Economy*. Banco de Portugal Working Papers 5/2011.
7. Altissimo, F., Benigno, P., & Rodríguez-Palenzuela, D. (2005). *Long-Run Determinants of Inflation Differentials in a Monetary Union*. National Bureau of Economic Research Working Paper 11473.
8. Andrés, J., Ortega, E., & Vallés, J. (2003). *Market Structure and Inflation differentials in the European Monetary Union*. Bank of Spain Working Paper 0301.
9. Angeloni, I., & Ehrmann, M. (2007). Euro Area Inflation Differentials. *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 7(1), 1–36.
10. Antoniadis, A. (2015). Heterogeneous Firms, Quality, and Trade. *Journal of International Economics*, 95(2), 263–273.
11. Anzuini, A., Pagano, P., & Pisani, M. (2015). Macroeconomic Effects of Precautionary Demand for Oil. *Journal of Applied Econometrics*, 30(6), 968–986.
12. Arratibel, O., Rodríguez-Palenzuela, D., & Thimann, C. (2002). *Inflation Dynamics and Dual Inflation in Accession Countries: A New Keynesian Perspective*. ECB Working Paper, 132.

13. Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.
14. Arellano, M., & Bover, S. (1995). Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51.
15. Asea, P., & Mendoza, E. (1994). The Balassa-Samuelson Model: A General Equilibrium Appraisal. *Review of International Economics*, 2(3), 244–267.
16. Backus, D. K., & Crucini, M. J. (2000). Oil Prices and the Terms of Trade. *Journal of International Economics*, 50(1), 185–213.
17. Backus, D. K., Kehoe, P. J., & Kydland, F. E. (1994). Dynamics of the Trade Balance and the Terms of Trade: The J-Curve. *American Economic Review*, 84(1), 84–103.
18. Bahk, B. H., & Gort, M. (1993). Decomposing Learning by Doing in New Plants. *Journal of Political Economy*, 101(4), 561–583.
19. Bahmani-Oskooee, M. (1992). A Time-Series Approach to Test the Productivity Bias Hypothesis in Purchasing Power Parity. *Kyklos*, 45(2), 227–236.
20. Bahmani-Oskooee, M., & Rhee, H. (1996). Time Series Support for Balassa's Productivity-Bias Hypothesis: Evidence from Korea. *Review of International Economics*, 4(3), 364–370.
21. Balassa, B. (1964). The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal. *Journal of Political Economy*, 72(6), 584–596.
22. Baldwin, R., & Harrigan, J. (2011). Zeros, Quality, and Space: Trade Theory and Trade Evidence. *American Economic Journal: Microeconomics*, 3(2), 60–88.
23. Bank of Slovenia. (2017a). *Economic and Financial Developments, January 2017*. Bank of Slovenia.
24. Bank of Slovenia. (2017b). *Monetary policy implementation*. Najdeno na spletnem naslovu 27. marca 2018 na spletnem naslovu <https://www.bsi.si/en/monetary-policy/monetary-policy-implementation>.
25. Baum, C. M., Schaffer, M., & Stillman, S. (2003). Instrumental Variables and GMM: Estimation and Testing. *Stata Journal*, 3(1), 1–31.
26. Baumol, W. J., & Bowen, W. G. (1967). Performing Arts - The Economic Dilemma. A Study of Problems Common to Theater, Opera, Music and Dance. *College Music Symposium*, 7, 127–142.

27. Bergin, P., Reuven, G., & Taylor, A. M. (2006). *Productivity, Tradability, and the Long-Run Price Puzzle*. National Bureau of Economic Research Working Paper 10569.
28. Bernanke, B., Gertler, M., & Watson, M. (1997). Systematic Monetary Policy and the Effects of Oil Price Shocks. *Brooking Papers on Economic Activity*, 28(1), 91–142.
29. Bernard, A., Van Beveren, I., & Vandenbusche, H. (2010). *Multi-product Exporters, Carry-Along Trade and the Margins of Trade*. National Bank of Belgium Working Paper 203.
30. Betts, C. M., & Kehoe, T. J. (2008). *Real Exchange Rate Movements and the Relative Price of Non-traded Goods*. Federal Reserve Bank of Minneapolis.
31. Blanchard, O. J., & Galí, J. (2008). *The Macroeconomic Effects of Oil Price Shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s?*. CEPR Discussion Papers 6631.
32. Blanchard, O. J., & Kahn, C. M. (1980). The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations. *Econometrica*, 48(5), 1305–1312.
33. Blanchard, O.J., & Riggi, M. (2013). Why are the 2000s so different from the 1970s? A structural interpretation of changes in the macroeconomic effects of oil prices. *Journal of the European Economic Association, European Economic Association*, 11(5), 1032–1052.
34. Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143.
35. Bokan, N., Gerali, A., Gomes, S., Jacquinot, P., & Pisani, M. (2018). EAGLE-FLI A Macroeconomic Model of Banking and Financial Interdependence in the Euro Area. *Economic Modelling*, 69(C), 249–280.
36. Bond, S. (2002). *Dynamic Panel Data Models: A Guide to Micro Data Methods and Practice*. The Institute for Fiscal Studies Department of Economics, UCL, cemmap Working Paper CWP09/02.
37. Breuss, F. (2003). *Balassa-Samuelson Effects in the CEEC: Are they Obstacles for Joining the EMU?*. Wirtschaftsuniversit at Wien IEF Working Paper, 52.
38. Brooks, S. P., & Gelman, A. (1998). General Methods for Monitoring Convergence of Iterative Simulations. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 7(4), 434–455.

39. Caballero, R., & Krishnamurthy, A. (2001). International and Domestic Collateral Constraints in a Model of Emerging Market Crises. *Journal of Monetary Economics*, 48(3), 513–548.
40. Caldara, D., Cavallo, M., & Iacoviello, M. (2016). *Oil Price Elasticities and Oil Price Fluctuations*. International Finance Discussion Papers 1173.
41. Calvo, G. A. (1983). Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383–398.
42. Cameron, C. A., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and Applications*. Cambridge, Cambridge University Press.
43. Canova, F. (2007). *Methods for Applied Macroeconomic Research*. Princeton University Press.
44. Canzoneri, M. B., Cumby, R. E., & Diba, B. (1999). Relative Labor Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: Evidence for a panel of OECD countries. *Journal of International Economics*, 47(2), 245–266.
45. Charnavoki, V., & Dolado, J. J. (2014). The Effects of Global Shocks on Small Commodity-Exporting Economies: Lessons from Canada. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6(2), 207–237.
46. Chari, V. V., Kehoe, P., & McGrattan, E. (2002). Can Sticky Price Models Generate Volatile and Persistent Exchange Rates?. *Review of Economic Studies*, 69(3), 555–563.
47. Chinn, M. D. (1997). Paper Pushers or Paper Money? Empirical Assessment of Fiscal and Monetary Models of Exchange Rate Determination. *Journal of Policy Modeling*, 19(1), 51–78.
48. Chinn, M. D., & Johnston, L. (1997). *Real Exchange Rate Levels, Productivity and Demand Shocks: Evidence from a Panel of 14 Countries*. IMF Working Paper, WP/97/66.
49. Christiano, L. J., Eichenbaum, M., & Evans, C. E. (2005). Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, 113(1), 1–45.
50. Christoffel, K., Coenen, G., & Warne, A. (2008). The New Area-Wide Model of the Euro Area: a Micro-founded Open-economy Model for Forecasting and Policy Analysis. ECB Working Paper no. 944.
51. Cipriani, M. (2001). *The Balassa-Samuelson Effect in Transition Economies*. IMF.

52. Clancy, D., Jacquinot, P., & Lozej, M. (2014). *The Effects of Government Spending in a Small Open Economy within a Monetary Union*. ECB Working Paper no. 1727.
53. Clark, G. (2001). *The Secret History of the Industrial Revolution*. U.C. Davis mimeo.
54. Cobb, C. W., & Douglas, P. H. (1928). A Theory of Production. *American Economic Review*, 18, 139–165.
55. Comin, D. (2008). Total Factor Productivity. S. N. Durlauf & L. E. Blume (ur.), *The New Palgrave Dictionary of Economics* (2nd ed.). Palgrave Macmillan.
56. Coricelli, F., & Jazbec, B. (2004). Real Exchange Rate Dynamics in Transition Economies. *Structural Change and Economic Studies*, 15(1), 83–100.
57. Cummins, J., & Violante, G. (2002). Investment-Specific Technical Change in the United States (1947-2000): Measurement and Macroeconomic Consequences. *Review of Economic Dynamics*, 5(2), 243–284.
58. Čihák, M., & Holub, T. (2001). *Convergence of Relative Prices and Inflation in Central and Eastern Europe*. IMF Working Paper, WP/01/124.
59. Damijan, J. P., Konings, J., & Polanec, S. (2014). Import Churning and Export Performance of Multi-product Firms. *The World Economy*, 37(11), 1483–1506.
60. De Broeck, M., & Slok, T. (2006). Interpreting Real Exchange Rate Movements in Transition Countries. *Journal of International Economics* 68(2), 368–383.
61. De Gregorio, J., Giovannini, A., & Wolf, H. C. (1994). *International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation*. IMF Working Paper, WP/94/33.
62. De Gregorio, J., & Wolf, H. C. (1994). *Terms of Trade, Productivity, and the Real Exchange Rate*. The National Bureau of Economic Research Working Paper 4807.
63. Dedu, V., & Dumitrescu, B. A. (2010). The Balassa-Samuelson Effect in Romania. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 0(4), 44–53.
64. Deloach, S. B. (2001). More Evidence in Favor of the Balassa-Samuelson Hypothesis. *Review of International Economics*, 9(2), 336–342.
65. Di Comite, F., & Kancs, A. (2015). *Macro-Economic Models for R&D and Innovation Policies. A Comparison of QUEST, RHOMOLO, GEM-E3 and NEMESIS*. IPTS Working Papers on Corporate R & D and Innovation – No 02-2015.
66. Dixit, A. K., & Stiglitz, J. E. (1977). A Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *American Economic Review*, 67(3), 297–308.

67. Domadenik, P., Ivanc, B., & Marinšek, D. (2018). *Productivity of Slovenian Firms*. European Commission Discussion paper 078.
68. Economou, A. (2016). *Oil Price Shocks: A Measure of the Exogenous and Endogenous Supply Shocks of Crude Oil*. OIES Paper WPM 68.
69. Égert, B. (2002). *Investigating the Balassa-Samuelson Hypothesis in Transition: Do We Understand What We See?*. Discussion Papers no. 6, Bank of Finland, Institute for Economies in Transition.
70. Égert, B., Drine, I., Lommatzsch, K., & Rault, C. (2003). The Balassa-Samuelson Effect on Inflation in Central and Eastern Europe: Myth or Reality?. *Journal of Comparative Economics*, 31(3), 552–572.
71. Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251–276.
72. Erceg, C. J., Henderson, D. W., & Levin, A. L. (2000). Optimal Policy with Staggered Wage and Price Contracts. *Journal of Monetary Economics*, 46(2), 281–313.
73. Fischer, C. (2004). Real Currency Appreciation in Accession Countries: Balassa-Samuelson and Investment Demand. *Review of World Economics*, 140(2), 179–210.
74. Fisher, E. O’N., & Marshall, K. G. (2006). *The Anatomy of an Oil Price Shock*. Federal Reserve Bank of Cleveland.
75. Forni, L., Gerali, A., Notarpietro, A., & Pisani, M. (2012). *Euro Area and Global Oil Shocks: an Empirical Model-Based Analysis*. Banca d’Italia Working Papers no. 873.
76. Fourçans, A., & Vranceanu, R. (2004). The ECB Interest Rate Rule under the Duisenberg Presidency. *European Journal of Political Economy* 20(3), 579–595.
77. Frensch, R. (2006). *Balassa-Samuelson, Product Differentiation and Transition*. Osteuropa-Institut Muenchen Working Papers no. 266.
78. Gabrijelčič, M. (2012). *Gibanje cen naftnih derivatov za potrošnike*. Banka Slovenije, Prikazi in Analize 1/2012.
79. Galí, J. (2008). *Monetary Policy, Inflation, and the Business Cycle: An Introduction to the New Keynesian Framework*. Princeton & Oxford, Princeton University Press.
80. Galor, O., & Weil, D. (2000). Population, Technology, and Growth: from the Malthusian Regime to the Demographic Transition. *American Economic Review*, 90(4), 806–828.

81. Geman, H. (2008). Mean-Reversion and Structural Breaks in Crude Oil, Copper, and Shipping. H. Geman (ur.), *Risk Management in Commodity Markets: from Shipping to Agriculturals and Energy*. West Sussex, John Wiley & Sons Ltd.
82. Gerali, A., Neri, S., Sessa, L., & Signoretti, F. M. (2010). Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(s1), 107–141.
83. Goodhart, C. A. E., Osorio, C., & Tsomocos, D. P. (2009). *Analysis of Monetary Policy and Financial Stability: a New Paradigm*. CESifo Working Paper, 2885.
84. Gordon, R. J. (1990). *The Measurement of Durable Goods Prices*. Chicago, University of Chicago Press.
85. Greenwood, J., Hercowitz, Z., & Krusell, P. (1997). Long-Run Implications of Investment-Specific Technological Change. *American Economic Review*, 87(3), 342–362.
86. Gubler, M., & Sax, C. (2019). The Balassa-Samuelson Effect Reversed: New Evidence from OECD Countries. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 155(1), 1–21.
87. Guerrón-Quintana, P. A., & Nason, J. M. (2013). *Bayesian Estimation of DSGE Models*. Federal Reserve Bank of Philadelphia Working Paper no. 12-4.
88. Guo, Q., & Hall, S. G. (2010). A Test of the Balassa-Samuelson Effect Applied to Chinese Regional Data. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 0(2), 57–78.
89. Halikias, I., Swagel, P., & Allan, W. (1999). *Greece, Selected Issues*. IMF Staff Country Report, 99/138.
90. Hall, R. E., & Jones, C. I. (1999). Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others? *Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 83–116.
91. Halpern, L., & Wyplosz, C. (2002). Economic transformation and real exchange rates in the 2000s: The Balassa-Samuelson Connection. *UNO Economic Survey of Europe*, 1, 227–239.
92. Hamilton, J. D. (1983). Oil and the Macroeconomy since World War II. *Journal of Political Economy*, 91(2), 228–248.
93. Hamilton, J. D., & Herrera, A. M. (2004). Oil Shocks and Aggregate Macroeconomic Behavior: The Role of Monetary Policy. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 36(2), 265–286.

94. Hansen, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50(4), 1029–1054.
95. Hansen, G. D., & Prescott, E.C. (2002). Malthus to Solow. *American Economic Review*, 92(4), 1205–1217.
96. Harrod, R. F. (1933). *International Economics*. Nisbet and Cambridge University Press.
97. Hastings, W. K. (1970). Monte Carlo Sampling Methods Using Markov Chains and Their Applications. *Biometrika*, 57(1), 97–109.
98. Heal, G., & Chichilnisky, G. (1991). *Oil and the International Economy*. Oxford, Clarendon Press.
99. Herrera, A. M., & Pesavento, E. (2007). Oil Price Shocks, Systematic Monetary Policy and the 'Great Moderation'. *Macroeconomic Dynamics*, 13(1), 107–137.
100. Hobijn, B. (2001). *Embodiment in U.S. Manufacturing*. Mimeo, Federal Reserve Bank of New York.
101. Hongzhi, T. (2010). Effects of Oil Price Shocks on Japan's Economy: A DSGE Approach. *International Research Journal of Finance and Economics*, 42, 63–73.
102. Hsieh, D. A. (1982). The Determination of the Real Exchange Rate, the Productivity Approach. *Journal of International Economics*, 12(3–4), 355–362.
103. Hulten, C. (1992). Growth Accounting when Technical Change is Embodied in Capital. *American Economic Review*, 82(4), 964–980.
104. Iacoviello, M. (2005). House Prices, Borrowing Constraints and Monetary Policy in the Business Cycle. *American Economic Review*, 95(3), 739–764.
105. IG. (2018). *Brent Crude Definition*. Najdeno 25. marca 2016 na spletnem naslovu <https://www.ig.com/sg/glossary-trading-terms/brent-crude-definition>.
106. Jabeen, S., Malik, W. S., & Haider, A. (2011). Testing the Harrod Balassa Samuelson Hypothesis: The Case of Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 50(4), 379–399.
107. Jakab, Z., Baksa, D., & Benk, S. (2010). *Does "The" Fiscal Multiplier Exist?*. EcoMod2010 259600082, EcoMod.
108. Jazbec, B. (2002). *Balassa-Samuelson Effect in Transition Economies – the Case of Slovenia*. William Davidson Working Paper 507.

109. Johansen, S., & Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration – with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169–210.
110. Johnson, R. C. (2012). Trade and Prices with Heterogeneous Firms. *Journal of International Economics*, 86(1), 43–56.
111. Jones, C. I. (2016). The Facts of Economic Growth. J. B. Taylor & H. Uhlig (ur.), *Handbook of Macroeconomics, Volume 2A*. Elsevier, North Holland.
112. Jones, C. I., & Romer, P. M. (2010). The New Kaldor Facts: Ideas, Institutions, Population, and Human Capital. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(1), 224–245.
113. Kakkar, V. (2002). Capital-Labor Ratios and Total Factor Productivity in the Balassa-Samuelson Model. *Review of International Economics*, 10(1), 166–176.
114. Kaldor, N. (1961). Capital Accumulation and Economic Growth. F. Lutz & D. Hague (ur.), *The Theory of Capital*. St. Martins Press.
115. Kalman, R. E. (1960). A New Approach to Linear Filtering and Prediction Problems. *Journal of Basic Engineering*, 82(D), 35–45.
116. Kilian, L. (2009). Not All Oil Price Shocks Are Alike: Disentangling Demand and Supply Shocks in the Crude Oil Market. *American Economic Review*, 99(3), 1053–1069.
117. Kilponen, J., Pisani, M., Schmidt, S., Corbo, V., Hledik, T., Hollmayr, J., Hurtado, J., Júlio, P., Kulikov, D., Lemoine, M., Lozej, M., Lundvall, H., Maria, J. R., Micallef, B., Papageorgiou, D., Rysanek, J., Sideris, D., Thomas, C., & De Walque, G. (2015). *Comparing Fiscal Multipliers across Models and Countries in Europe*. ECB Working Paper Series no. 1760.
118. Klein, P. (2000). Using the Generalized Schur Form to Solve a Multivariate Linear Rational Expectations Model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 24(10), 1405–1423.
119. Klenow, P. J., & Rodríguez-Clare, A. (1997). The Neoclassical Revival in Growth Economics: Has It Gone Too Far? B. S. Bernanke & J. J. Rotemberg (ur.), *NBER Macroeconomics Annual 1997*. MIT Press, Cambridge, MA.
120. Kovács, M. A. (2002). *On the Estimated Size of the Balassa-Samuelson Effect in CE5 Countries*. Prepared by the CE5 National Banks for the Basle Meeting of March 2002.

121. Kremer, M. (1993). Population Growth and Technological Change: One Million B.C. to 1990. *Quarterly Journal of Economics*, 108(4), 681–716.
122. Kugler, M., & Verhoogen, E. (2012). Prices, Plant Size, and Product Quality. *Review of Economic Studies*, 79(1), 307–339.
123. Lane, P. R., & Ganelli, G. (2003). Dynamic General Equilibrium Analysis: the Open Economy Dimension. S. Altug, J. S. Chadha & C. Nolan (ur.), *Dynamic Macroeconomic Analysis, Theory and Policy in General Equilibrium*. Cambridge, Cambridge University Press.
124. LeBlanc, M., & Chinn, M. D. (2004). Do High Oil Prices Presage Inflation: the Evidence from G-5 Countries. *Business Economics*, 39(2), 38–48.
125. Leduc, S., & Sill, K. (2004). A Quantitative Analysis of Oil-Price Shocks, Systematic Monetary Policy, and Economic Downturns. *Journal of Monetary Economics*, 51(4), 781–808.
126. Lee, R. D. (1988). Induced Population Growth and Induced Technological Progress: Their Interaction in the Accelerating Stage. *Mathematical Population Studies*, 1(3), 265–288.
127. Lee, K., & Ni, S. (2002). Optimal the Dynamic Effects of Oil Price Shocks: a Study Using Industry Level Data. *Journal of Monetary Economics*, 49(4), 823–852.
128. Lippi, F., & Nobili, A. (2012). Oil and the Macroeconomy: a Quantitative Structural Analysis. *Journal of the European Economic Association*, 10(5), 1059–1083.
129. Lojschová, A. (2003). *Estimating the Impact of the Balassa-Samuelson Effect in Transition Economies*. Institute for Advanced Studies, Vienna.
130. López-Salido, J. D., Restoy, F., & Vallés, J. (2005). *Inflation Differentials in EMU: The Spanish Case*. Bank of Spain Working Paper 0514.
131. Lucas, R. E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3–42.
132. Maddison, A. (1979). Per Capita Output in the Long Run. *Kyklos*, 32(1–2), 412–419.
133. Maddison, A. (1995). *Monitoring the World Economy 1820–1992*. OECD.
134. Mancini Griffolli, T. (2007). *Dynare User Guide: an Introduction to the Solution and Estimation of DSGE Models*. Najdeno 22. februarja 2017 na spletnem naslovu <http://www.dynare.org/documentation-and-support/user-guide/Dynare-UserGuide-WebBeta.pdf/view>.

135. Marston, R. (1987). Real Exchange Rates and Productivity Growth in the United States and Japan. S. W. Arndt & D. J. Richardson (ur.), *Real Financial Linkages among Open Economies*. Cambridge, MIT Press.
136. Masten, I. (2008). Optimal Monetary Policy with Balassa-Samuelson-Type Productivity Shocks. *Journal of Comparative Economics*, 36(1), 120–141.
137. Melitz, M. (2003). The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity. *Econometrica* 71(6), 1695–1725.
138. Medina, J. P., & Soto, C. (2005). *Oil Shocks and Monetary Policy in an Estimated DSGE Model for a Small Open Economy*. Working Paper of Central Bank of Chile no. 353, Central Bank of Chile.
139. Micallef, B., & Cyrus, L. (2005). *Inflation Differentials in a Monetary Union: the case of Malta*. Central Bank of Malta, WP/05/2013.
140. Mihaljek, D., & Klau, M. (2003). *The Balassa-Samuelson Effect in Central Europe: a Disaggregated Analysis*. Bank for International Settlements Working Paper no. 143.
141. Mihaljek, D., & Klau, M. (2008). *Catching-up and Inflation in Transition Economies: the Balassa-Samuelson Effect Revisited*. BIS Working Papers 270, Bank for International Settlements.
142. Ministry of Finance. (2016). *Excise Duty Act (ZTro-1)*. Ministry of Finance, Legal Information System.
143. Ministry of Finance. (2017). *Excise Duty System, Detailed description*. Ministry of Finance, Financial Administration of the Republic of Slovenia.
144. Miyazawa, K. (2009). Estimation of the elasticity of substitution between oil and capital. *Economics Bulletin*, 29(2), 655–660.
145. Natalucci, F. M., & Ravenna, F. (2002). *The Road to Adopting the Euro: Monetary Policy and Exchange Rate Regimes in EU Candidate Countries*. Discussion paper 2002-741, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, 741.
146. Novak, M., & Spaija, T. (2008). Človeški kapital, raziskave in razvoj ter rast produktivnosti: empirična analiza za Slovenijo. *Manager*, 3(2), 153–164.
147. Nuño, G. (2010). *Optimal Research and Development Research and Development Expenditure: a General Equilibrium Approach*. Banco de España Documentos de Trabajo, no. 1009.

148. Obstfeld, M., & Rogoff, K. (1996). *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, The MIT Press.
149. Officer, L. H. (1976). *The Productivity Bias in Purchasing Power Parity: An Econometric Investigation*. IMF Staff Paper 23.
150. Pfeiffer, J. (2017). *A Guide to Specifying Observation Equations for the Estimation of DSGE Models*. University of Cologne.
151. Phillips, A. W. (1958). The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. *Economica*, 25(100), 283–299.
152. Podkaminer, L. (2003). Analytical Notes on the Balassa-Samuelson Effect. *BNL Quarterly Review*, 56(226), 207–221.
153. Pritchett, L. (1997). Divergence: Big Time. *Journal of Economic Perspectives*, 11(3), 3–17.
154. Rabanal, P. (2009). Inflation Differentials between Spain and the EMU: A DSGE Perspective. *Journal of Money, Credit and Banking*, 41(6), 1141–1166.
155. Rabanal, P., & Tuesta, V. (2013). Nontradable Goods and the Real Exchange Rate. *Open Economies Review*, 24(3), 495–535.
156. Restout, R. (2009). *The Balassa-Samuelson Model in General Equilibrium with Markup Variations*. EconomiX Working Paper 2009-39.
157. Roodman, D. (2009a). A Note on the Theme of Too Many Instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71(1), 135–158.
158. Roodman, D. (2009b). How to Do xtabond2: An Introduction to Difference and System GMM in Stata. *Stata Journal*, 9(1), 86–136.
159. Rogoff, K. (1992). Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate. *BOJ Monetary and Economic Studies*, 10(2), 1–29.
160. Romer, D. (2006). *Advanced Macroeconomics* (3rd ed.). New York, McGraw-Hill Irwin.
161. Romer, P. M. (1986). Increasing Returns and Long-run Growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002–1037.
162. Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5), 71–102.

163. Sakellaris, P., & Vijselaar, F. W. (2004). *Capital Quality Improvement and the Sources of Growth in the Euro Area*. ECB Working Paper Series no. 368.
164. Samuelson, P. A. (1964). Theoretical Notes on Trade Problems. *Review of Economics and Statistics*, 46(2), 145–154.
165. Sánchez, M. (2008). Oil Shocks and Endogenous Markups: Results from an Estimated Euro Area DSGE Model. ECB Working Paper Series 860.
166. Sargent, T. C., & Rodriguez, E. R. (2000). Labour or Total Factor Productivity: Do We Need to Choose?. *International Productivity Monitor, Centre for the Study of Living Standards*, 1, 41–44.
167. Schmitt-Grohé, S., & Uribe, M. (2003). Closing Small Open Economies. *Journal of International Economics*, 61(1), 163–185.
168. Sims, C. (2002). Solving Linear Rational Expectations Models. *Computational Economics*, 20(1-2), 1–20.
169. Sinn, H. -W., & Reutter, M. (2001). *The Minimum Inflation Rate for Euroland*. NBER Working Paper Series no. 8085.
170. Smets, F., & Wouters, R. (2003). An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123–1175.
171. Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics* 70(1), 65–94.
172. Solow, R. M. (1957). Technical Change and the Aggregate Production Function. *Review of Economics and Statistics* 39(3), 312–320.
173. Sonora, R. J., & Tica, J. (2014). Harrod, Balassa and Samuelson (Re)Visit Eastern Europe. *Cogent Economics & Finance*, 2(1), 1–17.
174. Stock, J. H., & Watson, M. W. (2003). Has the Business Cycle Changed and Why?. *NBER Chapters*, 17, 159–230.
175. Stockman, A. C., & Tesar, L. L., (1995). Tastes and Technology in a Two-country Model of the Business Cycle: Explaining International Comovements. *American Economic Review*, 85(1), 168–185.
176. Subasat, T. (2010). Can Balassa and Samuelson Effect Explain the International Price Disparity between Low and High Income Countries?. *Economics Bulletin*, 30(3), 2495–2504.

177. SURS. (2010). *Standardna klasifikacija dejavnosti 2008*. Klasifikacije, št. 11/Ljubljana, 2010.
178. Taylor, J. B. (1993). Discretion versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, 39(1), 195–214.
179. Taylor, M. P., & Sarno, L. (2001). Real Exchange Rate Dynamics in Transition Economies: A Nonlinear Analysis. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 5(3), 153–177.
180. Tica, J., & Družić, I. (2006). *The Harrod-Balassa-Samuelson Effect: A Survey of Empirical Evidence*. FEB Working Paper Series 06–07/686.
181. Trehan, B. (2005). *Oil Price Shocks and Inflation*. Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter, 2005–28.
182. Uredba o oblikovanju cen naftnih derivatov. *Uradni list RS* št. 5/2003.
183. Varga, A., Járosi, P., & Sebestyen, T. (2011). *Modeling the economic impacts of regional R&D subsidies: The GMR-Europe model and its application for EU Framework Program policy impact simulations*. Paper presented at the 6th Regional Innovation Policy Seminar, CIRCLE, University of Lund, Lund, 13–14 October.
184. Wagner, M., & Hlouskova, J. (2004). *What's Really the Story with this Balassa-Samuelson Effect in the CEECs?*. Universität Bern Diskussionschriften 04–16.
185. Welch, G., & Bishop, G. (2001). *An Introduction to the Kalman Filter*. University of North Carolina at Chapel Hill - Department of Computer Science Manuscript.
186. Windmeijer, F. (2005). A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient Two-Step GMM Estimators. *Journal of Econometrics*, 126(1), 25–51.
187. Wu, L., Li, J., & Zhang, Z. (2002). *Inflationary Effect of Oil-Price Shocks in an Imperfect Market: A Partial Transmission Input-output Analysis*. Nota di Lavoro 29.2011.
188. Žumer, T. (2002). *Estimation of the Balassa-Samuelson Effect in Slovenia*. Banka Slovenije, Prikazi in Analize X/1.

PRILOGE

Priloga 1: Metodologija dinamičnega panelnega modela

Dinamični panelni modeli

Metodologija dinamičnih panelnih modelov je med raziskovalci precej razširjena predvsem z vidika proučevanja mikroekonomskih podatkov, za katere je značilno večje število opazovanih skupin in manjše število časovnih opazovanj. Poudarek metodologije dinamičnih panelnih modelov je na ocenjevanju ene enačbe, ki omogoča hkratno analizo individualnih učinkov skozi čas z upoštevanjem endogenih ali neodvisnih procesov ter dopušča možnost, da so lahko spremenljivke avtoregresivne narave. V okviru tega se običajno uporablja družino cenilk posplošene metode momentov GMM (Bond, 2002).

Izpeljava cenilke posplošene metode momentov GMM

Da bi podrobneje predstavili metodologijo dinamičnih panelnih modelov, najprej pokažemo splošno izpeljavo cenilke posplošene metode momentov GMM. Cenilko posplošene metode momentov GMM je leta 1982 uvedel Hansen. Želimo oceniti model s cenilko posplošene metode momentov GMM v obliki (Roodman, 2009b)

$$y = x^\top \beta + \varepsilon, \quad E[z\varepsilon] = 0, \quad E[\varepsilon|z] = 0 \quad (1.1)$$

kjer je β stolpec koeficientov, y in ε sta naključni spremenljivki, medtem ko je $x = [x_1 \dots x_k]^\top$ stolpec regresorjev s številom k . $z = [z_1 \dots z_j]^\top$ je stolpec instrumentov s številom j . Velja tudi pogoj $j \geq k$. Ker imamo opravka s panelnim modelom, lahko stolpce analogno zapišemo v matrični obliki X , Y in Z . Opredelimo še, da velja $E = Y - X\beta$. Če označimo $\hat{\beta}$ za oceno koeficientov β , potem zapišemo ocenjene ostanke kot $\hat{E} = [\hat{e}_1 \dots \hat{e}_N]^\top = Y - X\hat{\beta}$, kjer je N število različnih skupin v panelu. Ker vemo, da morajo biti instrumenti ortogonalni napakam ($E_N[z\varepsilon] = \frac{1}{N}Z^\top \hat{E} = 0$), lahko izpeljemo cenilko posplošene metode momentov GMM, ki jo označimo z $\hat{\beta}_{GMM}$.

$$\|E_N[z\varepsilon]\|_{GMM} = \left\| \frac{1}{N}Z^\top \hat{E} \right\|_{GMM} \equiv N \left(\frac{1}{N}Z^\top \hat{E} \right)^\top W \left(\frac{1}{N}Z^\top \hat{E} \right) = \frac{1}{N} \hat{E}^\top ZWZ^\top \hat{E} \quad (1.2)$$

Da bi lahko rešili zgornji kvadratni izraz, ga je potrebno minimizirati, tako da minimiziramo naslednjo funkcijo $\hat{\beta}_{GMM} = \min_{\hat{\beta}} \|Z^\top \hat{E}\|_{GMM}$. Dobimo

$$\begin{aligned}
0 &= \frac{d}{d\hat{\beta}} \|Z^\top \hat{E}\|_{GMM} = \frac{d}{d\hat{E}} \|Z^\top \hat{E}\|_{GMM} \frac{d\hat{E}}{d\hat{\beta}} \\
&= \frac{d}{d\hat{E}} \left(\frac{1}{N} \hat{E}^\top ZWZ^\top \hat{E} \right) \frac{d(Y - X\hat{\beta})}{d\hat{\beta}} = \frac{2}{N} \hat{E}^\top ZWZ^\top (-X) \quad (1.3)
\end{aligned}$$

Izpustimo izraz $(-2/N)$ in dobimo

$$0 = \hat{E}^\top ZWZ^\top X = \left(Y - X\hat{\beta}_{GMM} \right)^\top ZWZ^\top X = Y^\top ZWZ^\top X - \hat{\beta}_{GMM}^\top X^\top ZWZ^\top X \quad (1.4)$$

Iz tega sledi, da

$$X^\top ZWZ^\top X \hat{\beta}_{GMM} = X^\top ZWZ^\top Y \quad (1.5)$$

Preuredimo in dobimo cenilko posplošene metode momentov GMM

$$\hat{\beta}_{GMM} = (X^\top ZWZ^\top X)^{-1} X^\top ZWZ^\top Y \quad (1.6)$$

kjer je W utežena matrika (angl. *weighting matrix*). Odločitev glede optimalne vrednosti utežene matrike W lahko ponazorimo z izpeljavo učinkovite cenilke posplošene metode momentov GMM (angl. *efficient GMM estimator*), ki jo označimo z $\hat{\beta}_{EGMM}$. Z matriko S označimo kovariančno matriko, tako da velja (Baum, Schaffer & Stillman, 2003)

$$S = \frac{1}{N} E(Z^\top E E^\top Z) = \frac{1}{N} (Z^\top \Omega Z) \quad (1.7)$$

kjer je kovariančna matrika dimenzije $j \times j$. Splošna enačba za porazdelitev cenilke posplošene metode momentov GMM je

$$V(\hat{\beta}_{GMM}) = \frac{1}{N} (X^\top ZWZ^\top X)^{-1} (X^\top ZW S W Z^\top X) (X^\top ZWZ^\top X)^{-1} \quad (1.8)$$

Učinkovita cenilka posplošene metode momentov GMM je opredeljena kot cenilka posplošene metode momentov GMM z optimalno uteženo matriko W , ki minimizira asimptotično varianco cenilke. To je možno le s pogojem $W = S^{-1}$. Če ta pogoj vstavimo v enačbo 1.6 dobimo

$$\hat{\beta}_{EGMM} = (X^\top Z S^{-1} Z^\top X)^{-1} X^\top Z S^{-1} Z^\top Y \quad (1.9)$$

z asimptotično varianco

$$V(\hat{\beta}_{EGMM}) = \frac{1}{N} (X^\top Z S^{-1} Z^\top X)^{-1} \quad (1.10)$$

Da bi popolnoma izpolnili pogoj izvršljivosti učinkovite cenilke posplošene metode momentov GMM (angl. *feasible GMM estimator*), je potrebno uteženo matriko S oceniti, ki je odvisna od predpostavk in vstopajo v matriko Ω iz enačbe 1.7. Za uteženo matriko velja $W = (Z^\top \Omega Z)^{-1}$. Če predpostavimo, da so napake homoskedastične, tako da matrika Ω prevzame obliko $\sigma^2 I$ (Roodman, 2009b), se posledično učinkovita cenilka ($\hat{\beta}_{EGMM}$) poenostavi v cenilko ($\hat{\beta}_{2SLS}$), ki je izpeljana po metodi navadnih najmanjših kvadratov z dvostopenjskim procesom (angl. *two-step least squares*)

$$\hat{\beta}_{2SLS} = (X^\top Z (Z^\top Z)^{-1} Z^\top X)^{-1} X^\top Z (Z^\top Z)^{-1} Z^\top Y \quad (1.11)$$

oblika cenilke $\hat{\beta}_{2SLS}$ predstavlja podlago za izvršljivo učinkovito cenilko posplošene metode momentov GMM ($\hat{\beta}_{FEGMM}$). Pri kompleksnejših variancah v napakah lahko novo cenilko $\hat{\beta}_{FEGMM}$ opredelimo z matriko $\hat{\Omega}$

$$\hat{\beta}_{FEGMM} = \left(X^\top Z (Z^\top \hat{\Omega} Z)^{-1} Z^\top X \right)^{-1} X^\top Z (Z^\top \hat{\Omega} Z)^{-1} Z^\top Y \quad (1.12)$$

Matrika $\hat{\Omega}$ pa je odvisna od same želje raziskovalca, na kakšen način želi obvladovati različne vzorce v napakah in katero vrsto cenilke iz družine posplošene metode momentov GMM bo uporabil. Na primer, če predpostavimo, da je v ostankih prisotna heteroskedastičnost, potem se matriko $\hat{\Omega}$ opredeli kot

$$\hat{\Omega} = \begin{bmatrix} \hat{e}_1^2 & & & \\ & \hat{e}_2^2 & & \\ & & \ddots & \\ & & & \hat{e}_N^2 \end{bmatrix} \quad (1.13)$$

Vprašanje, ki se pri tem postavi, je, od kod dobimo vrednosti $\hat{e}$, ki izhajajo iz matrike $\hat{\Omega}$. Potrebno je uporabiti metodo ocenjevanja z dvostopenjsko cenilko. Ob arbitrarno izbrani matriki H v prvem koraku pridobimo vrednosti cenilke $\hat{\beta}_1$ in ostanke.⁵⁹ Prido-

⁵⁹V primeru, da se ocenjevanje modela konča v prvem koraku, potem se izvede le metoda z enim korakom (angl. *one-step*). Rezultati te metode ocenjevanja se soočajo s problemom podcenjenih vrednosti standardnih napak ocenjenih koeficientov (angl. *downward bias*) (Blundell & Bond, 1998;

bljeni ostanki iz prvega koraka so uporabljeni pri ocenjevanju cenilke $\hat{\beta}_2$, ki je hkrati učinkovita in izvršljiva. Dvostopenjska metoda je opredeljena kot

$$\begin{aligned}\hat{\beta}_1 &= (X^\top Z(Z^\top HZ)^{-1}Z^\top X)^{-1} X^\top Z(Z^\top HZ)^{-1}Z^\top Y \\ \hat{\beta}_2 &= \left(X^\top Z(Z^\top \hat{\Omega}_{\hat{\beta}_1} Z)^{-1}Z^\top X \right)^{-1} X^\top Z(Z^\top \hat{\Omega}_{\hat{\beta}_1} Z)^{-1}Z^\top Y\end{aligned}\quad (1.14)$$

Enačbi v 1.14 predstavljata tako osnovo za vse različice cenilk posplošene metode momentov GMM.

Cenilka dinamičnega panelnega modela

Arellano & Bover (1995) oziroma Blundell & Bond (1998) nadgradita cenilko posplošene metode momentov GMM, ki sta jo vpeljala že Arellano & Bond (1991), njena prednost pa je robustnost pri proučevanju dinamičnih razmerij odvisnih in neodvisnih spremenljivk v panelnih podatkih. Razlika med Arellano-Boverjevo oziroma Blundell-Bondovo cenilko in Arellano-Bondovo cenilko je v grobem, da Arellano-Bondova (diferenčna) cenilka instrumentira difference z nivoji, Arellano-Boverjeva oziroma Blundell-Bondova (sistemska) cenilka pa instrumentira nivoje z diferencami. Z drugimi besedami, Arellano & Bover (1995) oziroma Blundell & Bond (1998) namesto, da transformirajo regresorje v prve difference z namenom, da se znebijo korelacije stalnih učinkov z regresorji, predpostavijo, da so difference v instrumentih nekorelirane s stalnimi učinki v panelu.⁶⁰ Utežena matrika W je v tem primeru opredeljena kot (Arellano & Bond, 1991)

$$W = \left(\frac{1}{N} Z^\top \hat{E} \hat{E}^\top Z \right)^{-1} \quad (1.15)$$

kjer so $\hat{E}$ ostanki iz prvega koraka ocenjevanja ter so opredeljeni kot $\hat{E} = [\Delta \hat{e}_3 \dots \Delta \hat{e}_T]^\top$, kjer je $\Delta \hat{e}_t = \hat{e}_t - \hat{e}_{t-1}$. Izpolnjen mora biti tudi pogoj $E[Z^\top E] = 0$. Instrumentalna matrika Z je opredeljena kot

$$Z = \begin{bmatrix} y_1 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_1 & y_2 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & 0 & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & y_1 & \dots & y_{T-2} \end{bmatrix} \quad (1.16)$$

Roodman, 2009b).

⁶⁰Kar storita Arellano & Bond (1991).

kjer je y_t odvisna spremenljivka modela. Arellano & Bover (1995) oziroma Blundell & Bond (1998) sledijo delu Arellana & Bonda (1991) s tem da nadgradijo instrumentalno matriko Z iz enačbe 1.16 v instrumentalno matriko Z^+ , tako da velja

$$Z^+ = \begin{bmatrix} Z & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \Delta y_2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \Delta y_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & \Delta y_{T-1} \end{bmatrix} \quad (1.17)$$

Statistični programski paket

V empiričnem delu disertacije smo uporabili statistični paket Stata, ki je z uporabni-kovega vidika eden izmed boljših orodij za analizo panelnih podatkov. Pri empiričnem delu je podatkovna baza sestavljena iz panela 28 evropskih držav. Programski paket Stata je splošen programski instrument, uporablja pa se ga za analizo, ter modelsko in grafično obdelavo podatkov. Preko ukazov uporabnik uvozi željeno datoteko podatkov, jo ustrezno obdelava ter analizira. V prikaznem oknu se izpišejo rezultati, ki se jih po potrebi tudi izvozi v obliki tabel in grafov.

Priloga 2: Metodologija dinamičnih stohastičnih modelov splošnega ravnotežja

Tipična struktura dinamičnih stohastičnih modelov splošnega ravnotežja

V tem podglavju v prilogi le v grobem zajamemo osnovne značilnosti modelov DSGE. Specifikacija dinamičnih stohastičnih modelov splošnega ravnotežja je v osnovi opredeljena na pogojih prvega reda medčasovnih problemov maksimiranja reprezentativnih gospodinjstev (Galí, 2008). Reprezentativnim gospodinjstvom se v sami strukturi dinamičnega stohastičnega modela splošnega ravnotežja vnaprej določi njihove preference, medtem ko je njihov cilj maksimiranje lastne življenjske funkcije koristnosti (Romer, 2006)

$$U = \sum_{t=1}^T u(C_t) \quad (2.1)$$

Funkcija $u(\cdot)$ je trenutna funkcija koristnosti, spremenljivka C_t pa je potrošnja reprezentativnega gospodinjstva v času t . Na reprezentativno gospodinjstvo gledamo dinastično, ki živi T obdobj. Veljata tudi izraza $u'(\cdot) > 0$ in $u''(\cdot) < 0$.⁶¹ Reprezentativno gospodinjstvo se sooča s proračunsko omejitvijo, ki dopolnjuje potrošnikovo funkcijo koristnosti. Upoštevanje pogojev prvega reda potrošniškega problema maksimiranja pa nas pripelje do Eulerjeve enačbe potrošnje gospodinjstva, ki predstavlja medčasovno povezavo med potrošnjami (Obstfeld & Rogoff, 1996).⁶²

Po drugi strani je cilj podjetij maksimiranje dobičkov v monopolistični konkurenci, kjer si podjetja cenovno konkurirajo s proizvodnjo diferenciranih proizvodov. Podobno kot gospodinjstva zasledujejo lastno funkcijo koristnosti, reprezentativna podjetja sledijo produkcijski funkciji, ki določa odnose med posameznimi produkcijskimi faktorji, kot so kapital K_t , delo L_t in tehnologija Z_t . Tipično podjetja zasledujejo Cobb-Douglasovo produkcijsko funkcijo (Cobb & Douglas, 1928), ki ima naslednjo osnovno obliko

$$Y_t = Z_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (2.2)$$

Parameter α predstavlja elastičnost proizvoda glede na kapital. Vrednost parametra je tipično omejena in lahko zavzame le vrednosti med 0 in 1. To pomeni, da se tudi podjetja soočajo s pojemajočo mejno produktivnostjo.

⁶¹Za predpostavki $u'(\cdot) > 0$ in $u''(\cdot) < 0$ velja, da večja potrošnja prinaša reprezentativnemu gospodinjstvu večjo koristnost, ob predpostavki padajoče mejne koristnosti. To pomeni, da dodatno povečanje potrošnje gospodinjstvu prinaša čedalje manjšo korist.

⁶²V primeru modeliranja odprtega gospodarstva, se preference gospodinjstev spremenijo tako, da se vpelje možnost substitucije med doma in na tujem proizvedenimi dobrinami in storitvami (Lane & Ganelli, 2003).

V strukturi modelov DSGE najdemo tudi druge subjekte. To sta na eni strani država, ki ima nalogo izvajati fiskalno politiko, in centralna banka, ki izvaja monetarno politiko preko obrestnih mer, ter po drugi strani čedalje bolj popularni bančni sektor (glej Goodhart, Osorio & Tsomocos, 2009; Gerali, Neri, Sessa & Signoretti, 2010; Bokan, Gerali, Gomes, Jacquinot & Pisani, 2018).⁶³

Kompleksnost modelov DSGE se poveča, če jih odpremo tujini. Stacionarno stanje modela je potem odvisno tudi od neto zunanje investicijske pozicije, ter ne več samo od tržnega čiščenja v obliki izenačitve domačega povpraševanja in ponudbe (Schmitt-Grohé & Uribe, 2003).

Dinamični stohastični model splošnega ravnotežja v splošni obliki ter njegovo reševanje

V tem delu sledimo metodologiji reševanja linearnih modelov racionalnih pričakovanj Kleina (2000) in Simsa (2002). V splošnem lahko dinamični stohastični model zapišemo v matrični obliki

$$E_t[f(y_{t+1}, y_t, y_{t-1}, e_{t+1}, e_t)] = 1 \quad (2.3)$$

kjer y_t predstavlja vektor endogenih spremenljivk, 1 predstavlja vektor enic, e_t pa je vektor eksogenih strukturnih inovacij, za katere se predpostavlja, da izpolnjujejo naslednje pogoje

$$E_t(e_t) = 0, \quad E_t(e_t e_t^\top) = \Sigma_e, \quad E_t(e_t e_s^\top) = 0 \quad t \neq s, \quad e_t \sim N(0, \Sigma_e) \quad (2.4)$$

Če želimo poiskati rešitev modela, ki zadostuje modelski strukturi in predpostavkam, je potrebno endogene spremenljivke v vsakem časovnem obdobju izraziti kot funkcijo razpoložljivega informacijskega niza. Endogene spremenljivke lahko namreč kategoriziramo v predeterminirane spremenljivke (angl. *state variables*) in ne-predeterminirane spremenljivke (angl. *forward-looking variables*). Predeterminirane spremenljivke so tik pred nastopom obdobja t ob razpoložljivem informacijskem setu znane, medtem ko ne-predeterminirane pa ne. To pomeni, da moramo ne-predeterminirane spremenljivke izraziti kot funkcijo endogenih predeterminiranih spremenljivk in eksogenih inovacij

$$y_t = g(y_{t-1}, e_t) \quad (2.5)$$

Upoštevač zgornji zapis, lahko zapišemo enačbo 2.3 kot

⁶³Osnovo za modeliranje finančnih frikcij pa je postavil Iacoviello (2005).

$$E_t [f (g (g (y_{t-1}, e_t), e_{t+1}), g (y_{t-1}, e_t), y_{t-1}, e_{t+1}, e_t))] = 1 \quad (2.6)$$

V taki obliki je sistem enačb, ob predpostavki enostavnosti, rešljiv. Vendar so dinamični stohastični modeli splošnega ravnotežja precej kompleksni, hkrati pa tudi nelinearni, kar zelo oteži iskanje rešitve. Zato pri reševanju modela uporabimo logaritemsko-linearne aproksimacijske metode. Sprva je potrebno izračunati ustaljeno stanje modela, kjer velja

$$f (\bar{y}, \bar{y}, \bar{y}, 0, 0) = 1 \quad (2.7)$$

in

$$\bar{y} = g (\bar{y}, 0) \quad (2.8)$$

Po izračunu ustaljenega stanja modela lahko enačbo 2.3 aproksimiramo s pomočjo Taylorjeve vrste prvega reda. Za katerokoli funkcijo $f(x_t^1, x_t^2)$ Taylorjevo vrsto prvega reda zapišemo kot funkcijo, $f(\cdot)$, okrog ustaljenega stanja $(\bar{x}^1, \bar{x}^2)$

$$\begin{aligned} \ln f (x_t^1, x_t^2) &\simeq \ln f (\bar{x}^1, \bar{x}^2) \\ &+ \frac{1}{f (x_t^1, x_t^2)} \left(\frac{\partial f (x_t^1, x_t^2)}{\partial x_t^1} (\bar{x}^1, \bar{x}^2) (x_t^1 - \bar{x}^1) + \frac{\partial f (x_t^1, x_t^2)}{\partial x_t^2} (\bar{x}^1, \bar{x}^2) (x_t^2 - \bar{x}^2) \right) \\ &= \ln f (\bar{x}^1, \bar{x}^2) \\ &+ \frac{1}{f (x_t^1, x_t^2)} \left(\frac{\partial f (x_t^1, x_t^2)}{\partial x_t^1} (\bar{x}^1, \bar{x}^2) \bar{x}^1 \hat{x}_t^1 + \frac{\partial f (x_t^1, x_t^2)}{\partial x_t^2} (\bar{x}^1, \bar{x}^2) \bar{x}^2 \hat{x}_t^2 \right) \end{aligned} \quad (2.9)$$

kjer je $\hat{x}_t^i = (x_t^i - \bar{x}^i) / \bar{x}^i$ odstotna deviacija spremenljivke x_t^i (ob upoštevanju $i = 1, 2$) od ustaljenega stanja.

Na podlagi tega lahko enačbi 2.3 in 2.5 preuredimo v

$$E_t [f_{y+1} \hat{y}_{t+1} + f_y \hat{y}_t + f_{y-1} \hat{y}_{t-1} + f_{e+1} e_{t+1} + f_e e_t] = 0 \quad (2.10)$$

in

$$\hat{y}_t = g_{y-1} \hat{y}_{t-1} + g_e e_t \quad (2.11)$$

Izrazi f_{y+1} , f_y in f_{y-1} predstavljajo odvode funkcij f po spremenljivkah y_{t+1} , y_t in y_{t-1} , ocenjenih v ustaljenem stanju. Izraza f_{e+1} in f_e predstavljata odvode funkcij f po eksogenih inovacijah e_{t+1} , e_t . Podobno velja za izraza g_{y-1} in g_e . $\hat{y}_{t+1}$, $\hat{y}_t$ in $\hat{y}_{t-1}$ so vektorji odstotnih deviacij od ustaljenega stanja. Enačbi 2.10 in 2.11 sestavljata torej splošno obliko aproksimiranega linearnega modela ter zapis ne-predeterminiranih endogenih spremenljivk kot funkcijo predeterminiranih spremenljivk in eksogenih inovacij.

Da bi pridobili rešitve izrazov g_{y-1} in g_e , uporabimo serijo kompleksnih algebraičnih procedur. Z nekaj manipulacije dobimo

$$\begin{aligned}\hat{y}_{t+1} &= g_{y-1}\hat{y}_t + g_e e_{t+1} = g_{y-1}(g_{y-1}\hat{y}_{t-1} + g_e e_t) + g_e e_{t+1} \\ &= g_{y-1}g_{y-1}\hat{y}_{t-1} + g_{y-1}g_e e_t + g_e e_{t+1}\end{aligned}\quad (2.12)$$

Upoštevajoč enačbi 2.11 in 2.12 lahko enačbo 2.10 preuredimo v

$$\begin{aligned}E_t[f_{y+1}(g_{y-1}g_{y-1}\hat{y}_{t-1} + g_{y-1}g_e e_t + g_e e_{t+1}) \\ + f_y(g_{y-1}\hat{y}_{t-1} + g_e e_t) + f_{y-1}\hat{y}_{t-1} + f_{e+1}e_{t+1} + f_e e_t] &= 0 \\ \Leftrightarrow (f_{y+1}g_{y-1}g_{y-1} + f_y g_{y-1} + f_{y-1})\hat{y}_{t-1} \\ + (f_{y+1}g_{y-1}g_e + f_y g_e + f_e)e_t &= 0\end{aligned}\quad (2.13)$$

Zgornji zapis mora veljati ne glede na vrednosti $\hat{y}_{t-1}$ in e_t . To pomeni, da morata veljati naslednja pogoja

$$f_{y+1}g_{y-1}g_{y-1} + f_y g_{y-1} + f_{y-1} = 0 \quad (2.14)$$

ter

$$f_{y+1}g_{y-1}g_e + f_y g_e + f_e = 0 \quad (2.15)$$

Če nadaljujemo s preoblikovanjem enačbe 2.13, dobimo

$$\begin{aligned}
& f_{y+1}g_{y-1}g_{y-1}\hat{y}_{t-1} + f_y g_{y-1}\hat{y}_{t-1} + f_{y-1}\hat{y}_{t-1} + f_{y+1}g_{y-1}g_e e_t + f_y g_e e_t + f_e e_t = 0 \\
& \Leftrightarrow f_{y+1}g_{y-1}(g_{y-1}\hat{y}_{t-1} + g_e e_t) + (f_y g_{y-1} + f_{y-1})\hat{y}_{t-1} + (f_y g_e + f_e)e_t = 0 \\
& \Leftrightarrow f_{y+1}g_{y-1}\hat{y}_t + (f_y g_{y-1} + f_{y-1})\hat{y}_{t-1} + (f_y g_e + f_e)e_t = 0 \quad (2.16)
\end{aligned}$$

S poenostavitvijo zgornjega zapisa v matrični prikaz dobimo

$$Ax_{t+1} = Bx_t + Ce_t \quad (2.17)$$

oziroma

$$\begin{bmatrix} 0 & f_{y+1} \\ I & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{y}_t \\ g_{y-1}\hat{y}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -f_{y-1} & f_y \\ 0 & I \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{y}_{t-1} \\ g_{y-1}\hat{y}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -(f_y g_e + f_e) \\ g_e \end{bmatrix} e_t \quad (2.18)$$

Matrike A , B in C vsebujejo parametre, medtem ko x_t in e_t vsebujeta endogene in eksogene spremenljivke. Pričujoči sistem ima več rešitev, vendar nas zanima le stabilna rešitev sistema, pri kateri se sistem vedno in unikatno vrne v ustaljeno stanje. Pri tem upoštevamo Blanchard-Kahnov pogoj (Blanchard & Kahn, 1980), ki pravi, da mora v sistemu enačb oziroma v specficiranem dinamičnem stohastičnem modelu splošnega ravnotežja biti število lastnih vektorjev, ki zavzemajo vrednost višjo od ena, enaka številu ne-predeterminiranih spremenljivk v sistemu. Da bi našli vrednosti lastnih vektorjev sistema, uporabimo splošno Schurovo dekompozicijo matrik A in B , in sicer

$$A = QTZ, \quad B = QSZ \quad (2.19)$$

kjer sta T in S zgornje trikotni matriki, Q in Z pa unitarni matriki.

Na podlagi Schurove dekompozicije matrik se lahko razreši problem $\lambda Ax = Bx$, kjer je λ vektor lastnih vrednosti. i -ta vrednost lastnega vektorja, λ_i , je izračunana kot razmerje med diagonalnimi elementi matrik S in T , torej $\lambda_i = S_{ii}/T_{ii}$. S preverbo in izpolnitvijo Blanchard-Kahnovega pogoja, lahko nadaljujemo z iskanjem rešitve modela. Matrično enačbo preuredimo v

$$QTZx_{t+1} = QSZx_t + Ce_t \Leftrightarrow Q^{-1}QTZx_{t+1} = Q^{-1}QSZx_t + Q^{-1}Ce_t \quad (2.20)$$

tako da dobimo

$$TZx_{t+1} = SZx_t + \epsilon_t \quad (2.21)$$

oziroma v matrični obliki

$$\begin{bmatrix} T_{11} & T_{12} \\ 0 & T_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{11} & Z_{12} \\ Z_{21} & Z_{22} \end{bmatrix} x_{t+1} = \begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} \\ 0 & S_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{11} & Z_{12} \\ Z_{21} & Z_{22} \end{bmatrix} x_t + \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{bmatrix} \quad (2.22)$$

Zgornji matrični zapis lahko preoblikujemo v

$$\begin{bmatrix} T_{11} & T_{12} \\ 0 & T_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{1,t+1} \\ z_{2,t+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} S_{11} & S_{12} \\ 0 & S_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{1,t} \\ z_{2,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{bmatrix} \quad (2.23)$$

kjer sta T_{22} in S_{22} bločni matriki, katerih diagonalni elementi zavzemajo vrednosti $\lambda_i > 1$. To pomeni, da je ta del sistema, $z_{2,t} = [Z_{21} \ Z_{22}] x_t$ ter $\epsilon_t = Q^{-1}C e_t$, nestabilen. Uporabimo spodnji blok matričnega sistema, kjer se nahajajo vse eksplozivne lastne vrednosti (vrednosti nad ena)

$$T_{22}z_{2,t+1} = S_{22}z_{2,t} + \epsilon_{2,t} \quad (2.24)$$

oziroma

$$z_{2,t} = S_{22}^{-1}T_{22}z_{2,t+1} + S_{22}^{-1}\epsilon_{2,t} \quad (2.25)$$

Z rekurzivno substitucijo za $z_{2,t+1}, z_{2,t+2}, \dots$, dobimo

$$\begin{aligned} z_{2,t} &= P(Pz_{2,t+2} - S_{22}^{-1}\epsilon_{2,t+1}) - S_{22}^{-1}\epsilon_{2,t} \\ &= P^2z_{2,t+2} - PS_{22}^{-1}\epsilon_{2,t+1} - S_{22}^{-1}\epsilon_{2,t} \\ &= P^2(Pz_{2,t+3} - S_{22}^{-1}\epsilon_{2,t+2}) - PS_{22}^{-1}\epsilon_{2,t+1} - S_{22}^{-1}\epsilon_{2,t} \\ &= P^3z_{2,t+3} - P^2S_{22}^{-1}\epsilon_{2,t+2} - PS_{22}^{-1}\epsilon_{2,t+1} - S_{22}^{-1}\epsilon_{2,t} \\ &= P^i z_{2,t+i} - \sum_{i=0}^{\infty} P^i S_{22}^{-1} \epsilon_{2,t+i} \end{aligned} \quad (2.26)$$

kjer je $P = S_{22}^{-1}T_{22}$ ter predstavlja diagonalno matriko ter je inverz matrike z eksplozivnimi lastnimi vrednostmi sistema ($P^{-1} = T_{22}^{-1}S_{22}$). To pomeni, da matrika P ne

glede na njeno potenco, konvergira proti nič, torej velja, da

$$P^i z_{2,t+i} = 0 \quad (2.27)$$

Potem lahko $z_{2,t}$ zapišemo kot

$$z_{2,t} = - \sum_{i=0}^{\infty} P^{i-1} S_{22}^{-1} \epsilon_{2,t+i} \quad (2.28)$$

To pomeni, da je $z_{2,t}$ izražen kot funkcija bodočih inovacij oziroma šokov, katerih pričakovana vrednost v času t je

$$z_{2,t} = 0 \Leftrightarrow \begin{bmatrix} Z_{21} & Z_{22} \end{bmatrix} x_t = 0 \Leftrightarrow \begin{bmatrix} Z_{21} & Z_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{y}_t \\ g_{y-1} \hat{y}_t \end{bmatrix} = 0 \quad (2.29)$$

Zgornji matrični zapis poenostavimo, in dobimo

$$z_{2,t} = Z_{21} \hat{y}_t + Z_{22} g_{y-1} \hat{y}_t = (Z_{21} + Z_{22} g_{y-1}) \hat{y}_t = 0 \quad (2.30)$$

Ker mora zgornja enačba veljati za katerokoli vrednost $\hat{y}_t$, poenostavimo v

$$(Z_{21} + Z_{22} g_{y-1}) = 0 \quad (2.31)$$

V primeru, da je matrika Z_{22} invertibilna, dobimo

$$g_{y-1} = -Z_{22}^{-1} Z_{21} \quad (2.32)$$

Ob izpolnjevanju Blanchard-Kahnovega pogoja najdemo rešitev za matriko g_{y-1} , ki je unikatna in stabilna. Preostane nam še, da najdemo rešitev za g_e , ki pa je precej direktna (izhajamo iz enačbe 2.15)

$$g_e = -(f_{y+1} g_{y-1} + f_y)^{-1} f_e \quad (2.33)$$

Rešitev celotnega modela je torej

$$\hat{y}_t = g_{y-1} \hat{y}_{t-1} + g_e e_t \quad (2.34)$$

Dinamični stohastični model splošnega ravnotežja je sedaj zapisan v obliki modela

vektorske avtoregresije (angl. *Vector Auto-Regressive Model*). Razlika je le v tem, da pri dinamičnem stohastičnem modelu splošnega ravnotežja veljajo omejitve v koeficientih v matrikah g_{y-1} in g_e , ki se direktno nanašajo na ekonomsko strukturo samega modela. Pri modelih vektorske avtoregresije pa ta pogoj ne velja.

Za dokončno rešitev modela je potrebno še opredeliti začetne pogoje endogenih spremenljivk, $\hat{y}_t$, ter pridobiti vrednosti parametrov. Ker so endogene spremenljivke izražene kot odstotni odkloni od ustaljenega stanja, lahko temu primerno interpretiramo rezultate simulacij. Pri tem moramo upoštevati tudi to, da je aproksimacija dinamičnih stohastičnih modelov lokalna okrog ustaljenega stanja, zato simulacije odklonov okrog ustaljenega ne smejo preveč odstopati oziroma morajo biti v mejah normale.

Funkcija maksimalnega verjetja

V zgornjem podpoglavju smo podali teoretično rešitev dinamičnega stohastičnega modela splošnega ravnotežja. Kljub temu pa je potrebno opredeliti še numerični algoritem, ki nas privede do rešitve. Z uporabo metode funkcije maksimalnega verjetja (angl. *maximum likelihood function*) dobimo namreč funkcijo verjetja, ki združuje funkcijo skupne gostote verjetnosti (angl. *joint density function*) vseh spremenljivk v danem naboru podatkov, glede na strukturo modela DSGE in parametrov.

Naslednja enačba opredeljuje razmerje med danimi podatki in modelom DSGE

$$y_t^* = F\hat{y}_t + Gu_t \quad (2.35)$$

kjer y_t^* predstavlja vektor opazovanih spremenljivk, F je povezovalna matrika med endogenimi spremenljivkami modela DSGE in podatki, u_t je vektor slučajnih spremenljivk, medtem ko G predstavlja matriko koeficientov, preko katerih merske slučajne spremenljivke vplivajo na opazovane spremenljivke. Slučajne spremenljivke izpolnjujejo naslednje pogoje

$$E_t(u_t) = 0, \quad E_t(u_t u_t^\top) = \Sigma_u, \quad E_t(u_t u_s^\top) = 0 \quad t \neq s, \quad u_t \sim N(0, \Sigma_u) \quad (2.36)$$

Z upoštevanjem enačb 2.34 in 2.35, dobimo naslednji sistem enačb

$$\hat{y}_t = g_{y-1}\hat{y}_{t-1} + g_e e_t \quad (2.37)$$

in

$$y_t^* = F\hat{y}_t + Gu_t \quad (2.38)$$

Ob predpostavki, da so modelske inovacije e_t , začetni pogoji $\hat{y}_0$ ter slučajne spremenljivke u_t normalno porazdeljeni, potem lahko sklepamo, da so normalno porazdeljene tudi spremenljivke $\hat{y}_t$ in y_t^* . V tem primeru bodo ocenjene spremenljivke optimalne. Če zapišemo celotni vzorec podatkov kot y^* lahko funkcijo verjetja opredelimo kot

$$\mathcal{L}(y^*|\bar{y}^*, \Sigma_{y^*}) = -\frac{Tn}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln |\Sigma_{y^*}| - \frac{1}{2} (y^* - \bar{y}^*)^\top \Sigma_{y^*}^{-1} (y^* - \bar{y}^*) \quad (2.39)$$

kjer je n število opazovanih spremenljivk, T je število časovnih opazovanj v podatkovnem vzorcu y^* , $\bar{y}^*$ je pričakovana vrednost podatkovnega vzorca, ter Σ_{y^*} je variančno-kovariančna matrika.

Zgornji zapis funkcije verjetja zahteva, da poznamo celotni podatkovni vzorec, kar pa je v našem primeru nemogoče. Zato funkcijo verjetja preoblikujemo tako, da uvedemo dekompozicijo napak prediktorjev (angl. *predictor error decomposition*)

$$\mathcal{L}(y^*|\theta, \Sigma_{y^*}) = -\frac{Tn}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln |\Sigma_{y_{t|t-1}^*}| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (y_t^* - y_{t|t-1}^*)^\top \Sigma_{y_{t|t-1}^*}^{-1} (y_t^* - y_{t|t-1}^*) \quad (2.40)$$

kjer je $y_{t|t-1}^*$ prediktor spremenljivke y_t^* , ki uporabi podatkovne informacije vse do obdobja $t-1$. $\Sigma_{y_{t|t-1}^*}$ je t.i. prediktor variančno-kovariančne matrike od spremenljivke y_t^* , medtem ko je θ vektor parametrov od katerih sta odvisna oba prediktorja, $y_{t|t-1}^*$ in $\Sigma_{y_{t|t-1}^*}$. V taki obliki je zadnja enačba 40 lahko rešljiva rekurzivno, saj vsebuje napovedovanje y_t^* in Σ_{y^*} za korak naprej (angl. *one-step ahead forecast*). Le-te vrednosti pridobimo z uporabo Kalmanovega filtra (Kalman, 1960; Welch & Bishop, 2001; Canova, 2007). Kalmanov filter namreč omogoča oceno pogojne verjetnosti v povezavi s številom opazovanj t glede na zgodovino opazovanj do tega trenutka z napovedovanjem novih stanj z enim korakom vnaprej za y_t^* in Σ_{y^*} .

Če se dotaknemo Kalmanovega filtra še podrobneje, lahko Kalmanovo proceduro zapišemo v 6 korakih.

1. Za $t = 1$ opredelimo začetne vrednosti, ki so potrebni za napovedovanje novih stanj z enim korakom vnaprej
2. Izračunamo napovedi z enim korakom vnaprej za $y_{t|t-1}^*$ in $\Sigma_{y_{t|t-1}^*}$.

$$y_{t|t-1}^* = E(y_t^*) = E((F\hat{y}_t + Gu_t)|t-1) = F\hat{y}_{t|t-1} \quad (2.41)$$

ter

$$\begin{aligned}
\Sigma_{y^*_{t|t-1}} &= E \left(y_t^* - y_{t|t-1}^* \right) \left(y_t^* - y_{t|t-1}^* \right)^\top \\
&= E \left(F\hat{y} + Gu_t - F\hat{y}_{t|t-1} \right) \left(F\hat{y} + Gu_t - F\hat{y}_{t|t-1} \right)^\top \\
&= E \left(F(\hat{y} - \hat{y}_{t|t-1}) + Gu_t \right) \left((\hat{y} - \hat{y}_{t|t-1})^\top F^\top + u_t^\top G^\top \right)^\top \\
&= FE \left(\hat{y} - \hat{y}_{t|t-1} \right) \left(\hat{y} - \hat{y}_{t|t-1} \right)^\top F^\top + GE \left(u_t u_t^\top \right)^\top \\
&= F\Sigma_{\hat{y}_{t|t-1}} F^\top + G\Sigma_u G^\top \quad (2.42)
\end{aligned}$$

3. Izračunamo funkcijo verjetja

$$\mathcal{L}(y^*|\theta, \Sigma_{y^*}) = -\frac{n}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln |\Sigma_{y^*_{t|t-1}}| - \frac{1}{2} \left(y_t^* - y_{t|t-1}^* \right)^\top \Sigma_{y^*_{t|t-1}}^{-1} \left(y_t^* - y_{t|t-1}^* \right) \quad (2.43)$$

4. Z novimi informacijami nadgradimo napovedi za $y_{t|t}$ in $\Sigma_{\hat{y}_{t|t}}$, tako da veljata pogoja

$$y_{t|t} = y_{t|t-1} + \Sigma_{\hat{y}_{t|t-1}} F^\top \Sigma_{y^*_{t|t-1}}^{-1} \left(y_t^* - y_{t|t-1}^* \right) \quad (2.44)$$

in

$$\Sigma_{\hat{y}_{t|t}} = \Sigma_{\hat{y}_{t|t-1}} - \Sigma_{\hat{y}_{t|t-1}} F^\top \Sigma_{y^*_{t|t-1}}^{-1} F \Sigma_{\hat{y}_{t|t-1}} \quad (2.45)$$

5. Sedaj posedujemo vse informacije za izračun napovedi za $t+1$, in sicer za za $y_{t+1|t}$ in $\Sigma_{\hat{y}_{t+1|t}}$:

$$y_{t+1|t} = E(y_{t+1}) = E(g_{y-1}\hat{y}_t + g_e e_{t+1}) = g_{y-1}(y_{t|t}) \quad (2.46)$$

ter

$$\begin{aligned}
\Sigma_{t+1|t}^{\hat{y}} &= E \left(\hat{y}_{t+1} - \hat{y}_{t+1|t} \right) \left(\hat{y}_{t+1} - \hat{y}_{t+1|t} \right)^\top \\
&= E \left(g_{y-1} \hat{y}_t + g_e e_{t+1} - g_{y-1} \hat{y}_{t|t} \right) \left(g_{y-1} \hat{y}_t + g_e e_{t+1} - g_{y-1} \hat{y}_{t|t} \right)^\top \\
&= E \left(g_{y-1} (\hat{y}_t - \hat{y}_{t|t}) + g_e e_{t+1} \right) \left((\hat{y}_t - \hat{y}_{t|t})^\top g_{y-1}^\top + e_{t+1}^\top g_e^\top \right) \\
&= g_{y-1} E \left((\hat{y}_t - \hat{y}_{t|t}) (\hat{y}_t - \hat{y}_{t|t})^\top \right) g_{y-1}^\top + g_e E \left(e_{t+1} e_{t+1}^\top \right) g_e^\top \\
&= g_{y-1} \Sigma_{t|t}^{\hat{y}} g_{y-1}^\top + g_e \Sigma_e g_e^\top \\
&= g_{y-1} \left(\Sigma_{t|t-1}^{\hat{y}} - \Sigma_{t|t-1}^{\hat{y}} F^\top \Sigma_{y_{t|t-1}^*} F \Sigma_{t|t-1}^{\hat{y}} \right) g_{y-1}^\top + g_e \Sigma_e g_e^\top \quad (2.47)
\end{aligned}$$

6. Ponovimo vse korake od 2 do 5 za $t = 2, 3, 4, \dots, T$.

Na ta način smo dosegli, da je funkcija verjetja enostavno funkcija parametrov modela DSGE. V naslednjem podpoglavju pa bomo povezali koncept bayesianских metod pri ocenjevanju želenih parametrov modela s strukturo modela.

Teorija bayesianske verjetnosti

Cameron & Trivedi (2005) poudarjata velik pomen bayesianских metod, ki jih imajo v uporabni mikroekonometriji. To velja predvsem takrat, ko imamo opravka z bolj kompleksnimi makroekonomskimi modeli, ki jim manjka analitično prilagodljivih funkcij verjetja. Slabost funkcij verjetja je maksimiranje funkcij z velikim številom simulacij in posledično velike porabe računskega časa. Pri večjih kompleksnih modelih ta način ocenjevanja ni izvedljiv in mogoč. Po drugi strani ima bayesianska metoda za razliko od metode največjega verjetja to prednost, da je pri bayesiansem pristopu treba opredeliti verjetnostni model neznanih parametrov s priorno porazdelitvijo parametrov, ki so predmet našega zanimanja.⁶⁴ Na ta način se lahko z bayesianскими metodami izognemo zahtevnim algoritmom maksimiranja.

Inverzni zakon verjetnosti, kot se tudi imenuje Bayesov teorem, je opredeljen na naslednji način. Parameter θ je vektor vrednosti parametrov, z y pa označimo vektor podatkov. Verjetnost, da se zgodi hkrati $p(y, \theta)$, lahko zapišemo kot produkt pogojne verjetnosti y in mejne verjetnosti θ , kot je to opredeljeno v Cameron & Trivedi (2005)

$$p(y, \theta) = p(y)p(\theta) = p(y|\theta)p(\theta) \quad (2.48)$$

⁶⁴Med raziskovalci predstavlja priorna porazdelitev parametrov najbolj sporni del bayesianske teorije, saj vnos subjektivnih informacij do neke mere lahko vpliva na končni rezultat neke analize. Kljub temu se je izkazalo, da je vpliv priorne porazdelitve zanemarljiv v analizah z velikim številom vzorcev ter relativno sproščenimi začetnimi priornimi porazdelitvami (Cameron & Trivedi, 2005).

Zgornji izraz lahko zapišemo tudi obratno

$$p(\theta, y) = p(\theta|y)p(y) \quad (2.49)$$

Na osnovi obeh izrazov dobimo

$$p(\theta, y) = \frac{p(\theta, y)}{p(y)} \quad (2.50)$$

V zgornjem zapisu verjetnost dogodkov y in θ zamenjamo z začetno enačbo $p(y, \theta) = p(y)p(\theta) = p(y|\theta)p(\theta)$ ter na ta način dobimo Bayesovo pravilo, ki je enako produktu pogojne verjetnosti y in mejne verjetnosti θ glede na mejno verjetnost y

$$p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{p(y)} \quad (2.51)$$

Bayesovo pravilo predstavlja verjetnost regresijskih parametrov pri danih podatkih (Cameron & Trivedi, 2005). Zaradi neodvisnosti imenovalca $p(y)$ od regresijskih parametrov θ , se zadnja enačba poenostavi v proporcionalni produkt

$$p(\theta|y) \propto p(y|\theta)p(\theta) \quad (2.52)$$

kjer s $\propto$ označimo proporcionalnost. Posteriorno porazdelitev parametrov je označena s $p(\theta|y)$, priori porazdelitev parametrov s $p(\theta)$, izraz $p(y|\theta)$ pa predstavlja pogojno verjetnost podatkov oziroma funkcijo verjetja (Cameron & Trivedi, 2005).

Priprava modela za ocenjevanje parametrov ter prilagoditev opazovanih spremenljivk

Preden se lotimo ocenjevanja modela z bayesijskimi metodami, je potrebno teoretični dinamični stohastični model splošnega ravnotežja najprej stacionirati. Produktivnostni šok Z_t , ki vstopa v model kot izvor tehnologije v produkcijski funkciji, je namreč po naravi nestacionaren, kar pomeni da s časom konstantno narašča tudi v ustaljenem stanju. Pri tem uporabimo preprosto rešitev, in sicer da se modelske spremenljivke (kot so bruto domači proizvod Y_t , kapital K_t , delo L_t , in druge), ki vsebujejo trendno komponento, deli z rastjo tehnologije oziroma produktivnosti (Guerrón-Quintana & Nason, 2012), tako da velja

$$y_t = \frac{Y_t}{Z_t} \quad (2.53)$$

Glede na to, da v proces ocenjevanja modela vstopajo tudi dejanski podatki, je tudi te potrebno ustrezno stacionirati in prilagoditi (Pfeiffer, 2017). Modelska spremenljivka y_t tako predstavlja deviacijo bruto domačega proizvoda od dolgoročnega trenda oziroma ustaljenega stanja in ima ničelno sredino. Dejanski podatek bruto domačega proizvoda, y_t^{obs} mora torej ustrezati teoretični spremenljivki modela, tako da velja

$$y_t^{obs} = y_t \quad (2.54)$$

Podobno postorimo to s spremenljivko opazovane inflacije, ki tako predstavlja odstotno razliko dejanske inflacije od želene inflacije v ustaljenem stanju

$$\pi_t^{obs} = \pi_t^{data} - \bar{\pi} = \pi_t \quad (2.55)$$

kjer zelena inflacija, $\bar{\pi}$, predstavlja 2 % ciljane inflacije, kar je tudi cilj Evropske centralne banke. Kar se tiče nominalne obrestne mere, r_t , pa se po navadi uporabi odklon dejanske vrednosti trenutne obrestne mere od povprečne obrestne mere nekega obdobja, saj v nasprotju z inflacijo pri obrestnih merah ni ciljane institucionalne vrednosti. Če imamo opravka s četrtnimi podatki, lahko nominalno obrestno mero r_t preoblikujemo v

$$r_t^{obs} = \log \left(1 + \frac{r_t^{data}}{400} \right) - \overline{\log \left(1 + \frac{r_t^{data}}{400} \right)} = r_t \quad (2.56)$$

Predstavljene so bile tri tipične transformacije podatkov v ustrezne opazovane spremenljivke, ki so primerne za ocenjevanje tipičnega dinamičnega stohastičnega modela splošnega ravnotežja.

Ocenjevanje in Metropolis-Hastingsov algoritem MCMC in posteriorni rezultati

S (subjektivnimi) priornimi vrednostmi in opazovanimi spremenljivkami je sedaj dinamični stohastični model splošnega ravnotežja pripravljen za ocenjevanje. Do posteriornih vrednosti pridemo s tako imenovanim Metropolis-Hastingsovim algoritmom MCMC (angl. *Metropolis-Hastings Markov Chain Monte Carlo algorithm*), ki ga je razvil Hastings (1970). Metropolis-Hastingsov algoritem MCMC prične svojo rutino s štartne pozicije dane v vektorju priornih vrednosti, $\Theta_{1,0}$. S pomočjo Kalmanovega filtra pridobimo oceno vektorja priornih vrednosti $\hat{\Theta}_{1,0}$ v okviru funkcije verjetja $\mathcal{L}(\mathcal{Y}_T | \Theta_1; \Theta_2)$, kjer $\mathcal{Y}_T$ vsebuje informacije opazovanih spremenljivk, vektor Θ_2 pa vrednosti kalibriranih parametrov. Na podlagi tega Metropolis-Hastingsov algoritem MCMC stori korak naprej v svoji okolici ter s pomočjo rutine Kalmanovega filtra zapiše novo oceno vrednosti v vektor $\Theta_{1,1}$, ki sledi naključnemu sprehodu (angl. *random walk*) na podlagi

zakona dinamike opredeljenega kot

$$\Theta_{1,1} = \hat{\Theta}_{1,0} + \varpi \mathcal{D} \varepsilon_1 \quad (2.57)$$

ϖ je skalarna vrednost velikosti koraka, ki ga naredi Metropolis-Hastingsov algoritem MCMC, $\mathcal{D}$ pa je dekompozicija kovariančne matrike Θ_1 s Choleskyjevo faktorizacijo. Metropolis-Hastingsov algoritem MCMC se nato na podlagi dvofaznega procesa minimizacijske funkcije odloči, ali bo obdržal začetni niz ocen $\hat{\Theta}_{1,0}$ ali pa bo prešel na nov niz predlaganih ocen $\Theta_{1,1}$. Po odločitvi se Metropolis-Hastingsov algoritem MCMC znova vrne v fazo delanja novega koraka. Tako se proces ponavlja do števila korakov, ki mu ga je določil uporabnik.

Po zaključenem procesu se Metropolis-Hastingsov algoritem MCMC ustavi s posteriornimi vrednostmi, $\mathcal{P}(\mathcal{Y}_T | \Theta_1; \Theta_2)$.

Funkcije impulznih odzivov in dekompozicija šokov

Po končanem ocenjevanju imamo na voljo več možnosti, kaj lahko storimo s pridobljenimi rezultati. Lahko se jih uporabi za potrebe napovedovanja, ali pa se jih uporabi za študijo posameznih šokov oziroma historično dekompozicijo šokov. Slednje je predvsem uporabno pri oblikovanju in implementaciji morebitnih ekonomskih politik, saj tako funkcije impulznih odzivov, kot tudi dekompozicija šokov omogoča poglobljeno študijo vplivov ekonomskih pojavov ter njihovih prepletanj.

Kot že rečeno, s funkcijami impulznih odzivov poskušamo prikazati dinamiko posameznega šoka na druge ekonomske spremenljivke skozi čas. Prikažejo magnitudo in vztrajnost nekega šoka. V splošnem jih zapišemo kot

$$y_t = F y_{t-1} + A^{-1} s_t \quad (2.58)$$

kjer je impulzni odziv, $\mathcal{IR}_\tau$, opredeljen kot

$$\begin{cases} \mathcal{IR}_1 = A^{-1} s_t \\ \mathcal{IR}_\tau = F \times \mathcal{IR}_{\tau-1}, \text{ za } \tau = 2, \dots, h \end{cases} \quad (2.59)$$

Še bolj jasno sliko dogajanja v nekem gospodarstvu, pa dobimo s prikazom dekompozicije šokov. Gre namreč za historični prikaz dinamike opazovane spremenljivke ter modelsko oceno prispevkov različnih v modelu specificiranih šokov na opazovano spremenljivko. V splošnem zapišemo dekompozicijo šokov kot kumulativni seštevek strukturnih šokov opredeljenih v modelu

$$y_t = F^{t-1}y_1 + \sum_{j=0}^{t-2} F^j A^{-1} \varepsilon_{t-j}, \text{ za } t > 1 \quad (2.60)$$

Programsko orodje

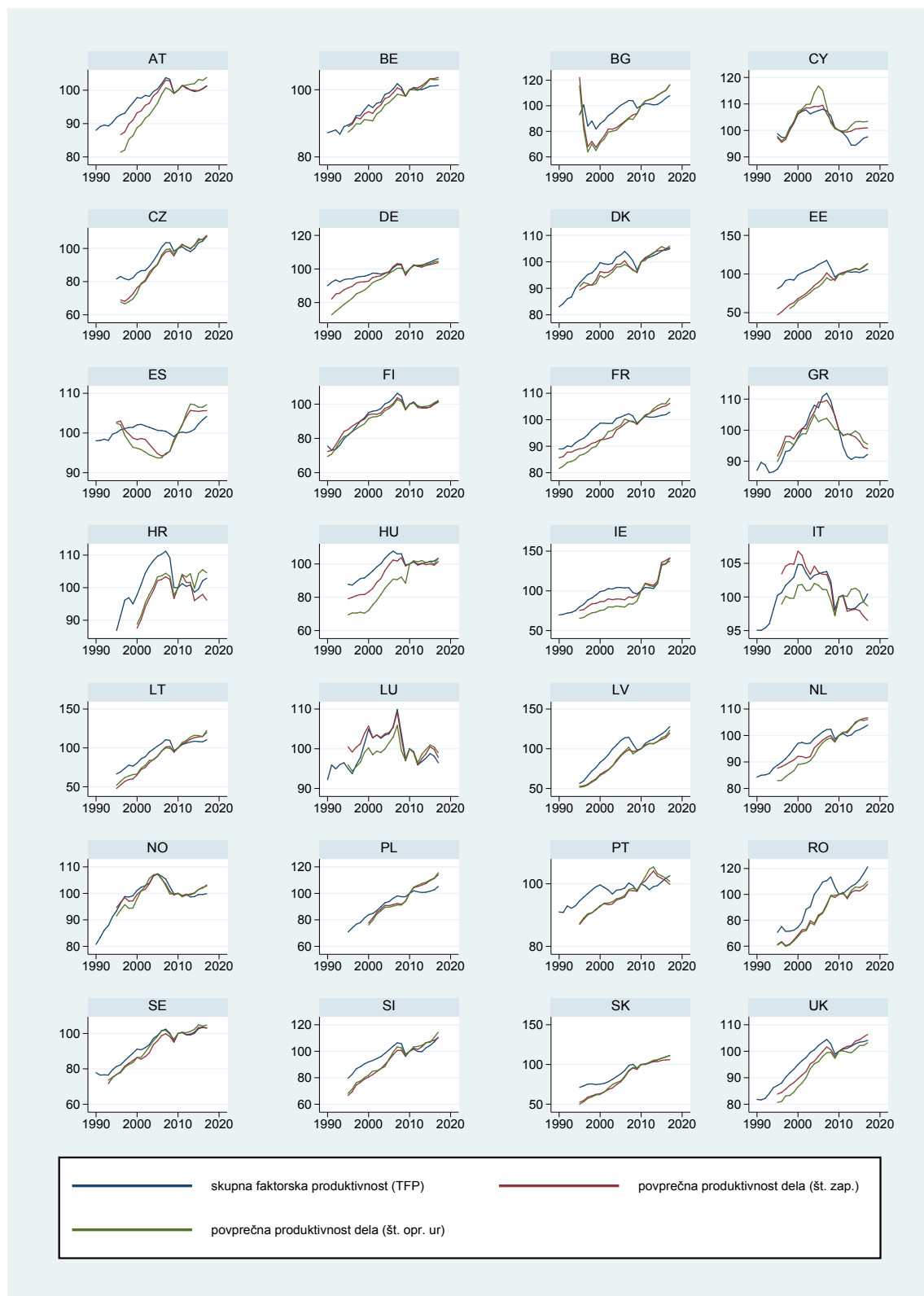
Zaradi modelske kompleksnosti modelov DSGE in za potrebe numeričnih izračunov v teoretičnem delu disertacije uporabimo prosto dostopni statistični paket Dynare, ki uporablja Matlabovo programsko okolje, njegova naloga pa je reševanje, simuliranje in ocenjevanje dinamičnih stohastičnih modelov splošnega ravnotežja (Mancini Griffolli, 2007; Adjemian & drugi, 2011).

Priloga 3: Tabele in indeksi skupne faktorske produktivnosti in produktivnosti dela

Tabela 3.1: Tabela držav in njihovih začetnic

Zaporedna številka	Začetnica	Država
1	AT	Avstrija
2	BE	Belgija
3	BG	Bolgarija
4	CY	Ciper
5	CZ	Češka
6	DE	Nemčija
7	DK	Danska
8	EE	Estonija
9	ES	Španija
10	FI	Finska
11	FR	Francija
12	GR	Grčija
13	HR	Hrvaška
14	HU	Madžarska
15	IE	Irska
16	IT	Italija
17	LT	Litva
18	LU	Luksemburg
19	LV	Latvija
20	NL	Nizozemska
21	NO	Norveška
22	PL	Poljska
23	PT	Portugalska
24	RO	Romunija
25	SE	Švedska
26	SI	Slovenija
27	SK	Slovaška
28	UK	Združeno Kraljevstvo

Slika 3.1: Indeksi skupne faktorske produktivnosti (TFP), povprečne produktivnosti dela (na št. zaposlenih) ter povprečne produktivnosti dela (na št. opravljenih ur), (2010 = 100)



Vir: Eurostat, Evropska komisija, lastni izračuni.

Tabela 3.2: Korelacije med skupno faktorsko produktivnostjo (TFP) in povprečno produktivnostjo dela po državah

		$\rho_{TFP_{i,t}, ATN_{i,t}}$	$\rho_{TFP_{i,t}, ATN_{i,t}}^*$
1	SE	0,9904***	0,9907***
2	SK	0,9870***	0,9826***
3	LT	0,9799***	0,9664***
4	FI	0,9798***	0,9759***
5	CZ	0,9769***	0,9758***
6	AT	0,9745***	0,8953***
7	BE	0,9694***	0,9444***
8	SI	0,9618***	0,9625***
9	UK	0,9580***	0,9579***
10	LV	0,9568***	0,9610***
11	GR	0,9497***	0,8322***
12	DE	0,9471***	0,9228***
13	PL	0,9404***	0,9401***
14	DK	0,9393***	0,8790***
15	RO	0,9389***	0,9346***
16	HU	0,9275***	0,7754***
17	IE	0,9232***	0,8816***
18	NO	0,9102***	0,8616***
19	FR	0,9025***	0,9459***
20	NL	0,9009***	0,9198***
21	IT	0,8965***	0,5109**
22	LU	0,8824***	0,8164***
23	CY	0,8692***	0,7634***
24	BG	0,7773***	0,7968***
25	EE	0,7687***	0,4093*
26	PT	0,7012***	0,6730***
27	HR	0,5205**	0,3520
28	ES	0,3304	0,2439
Skupaj		0,8557***	0,8325***

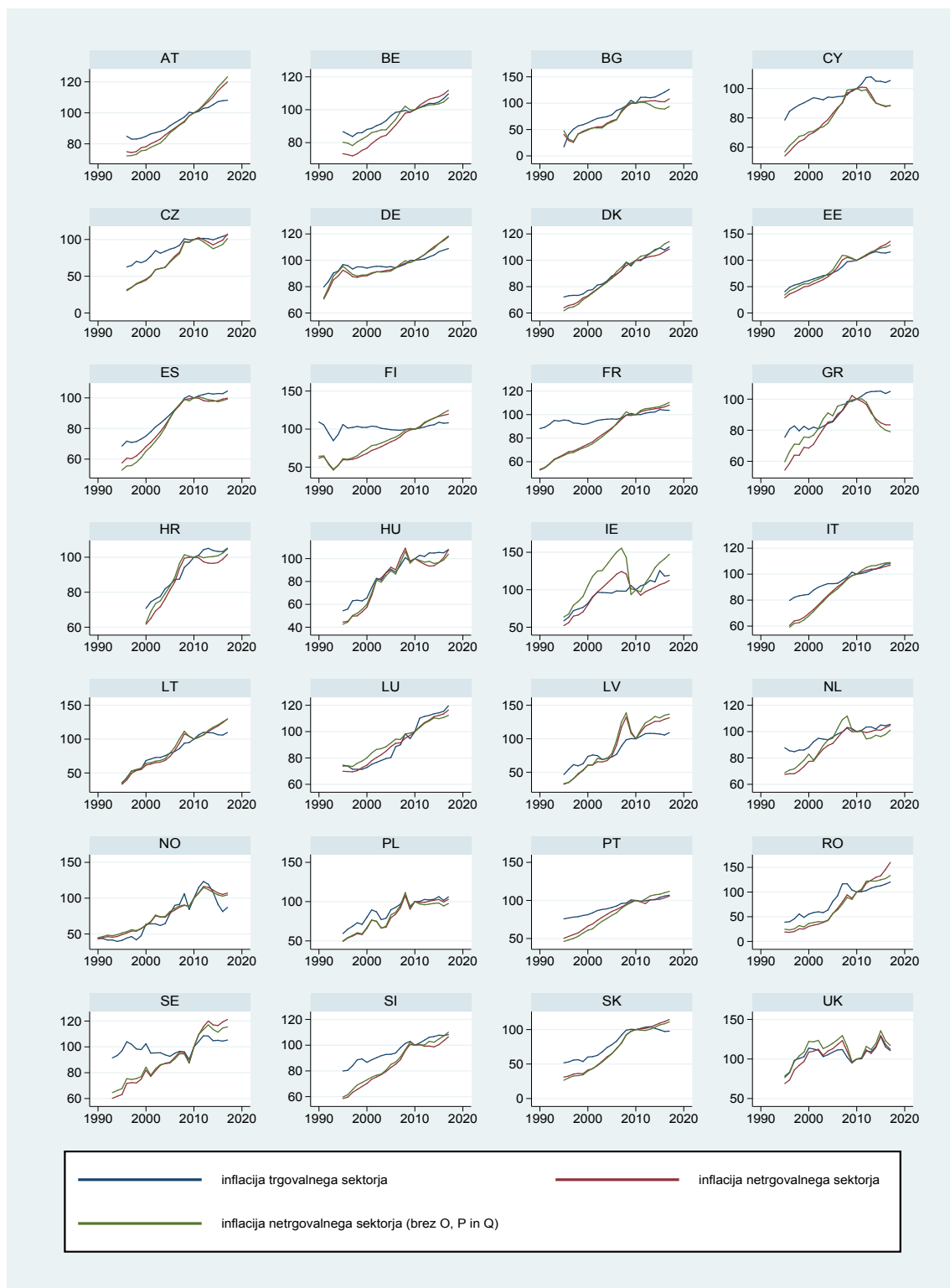
*** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1.

*Opomba: Produktivnost izračunana na podlagi števila opravljenih ur.

Vir: Eurostat, Evropska komisija, lastni izračuni.

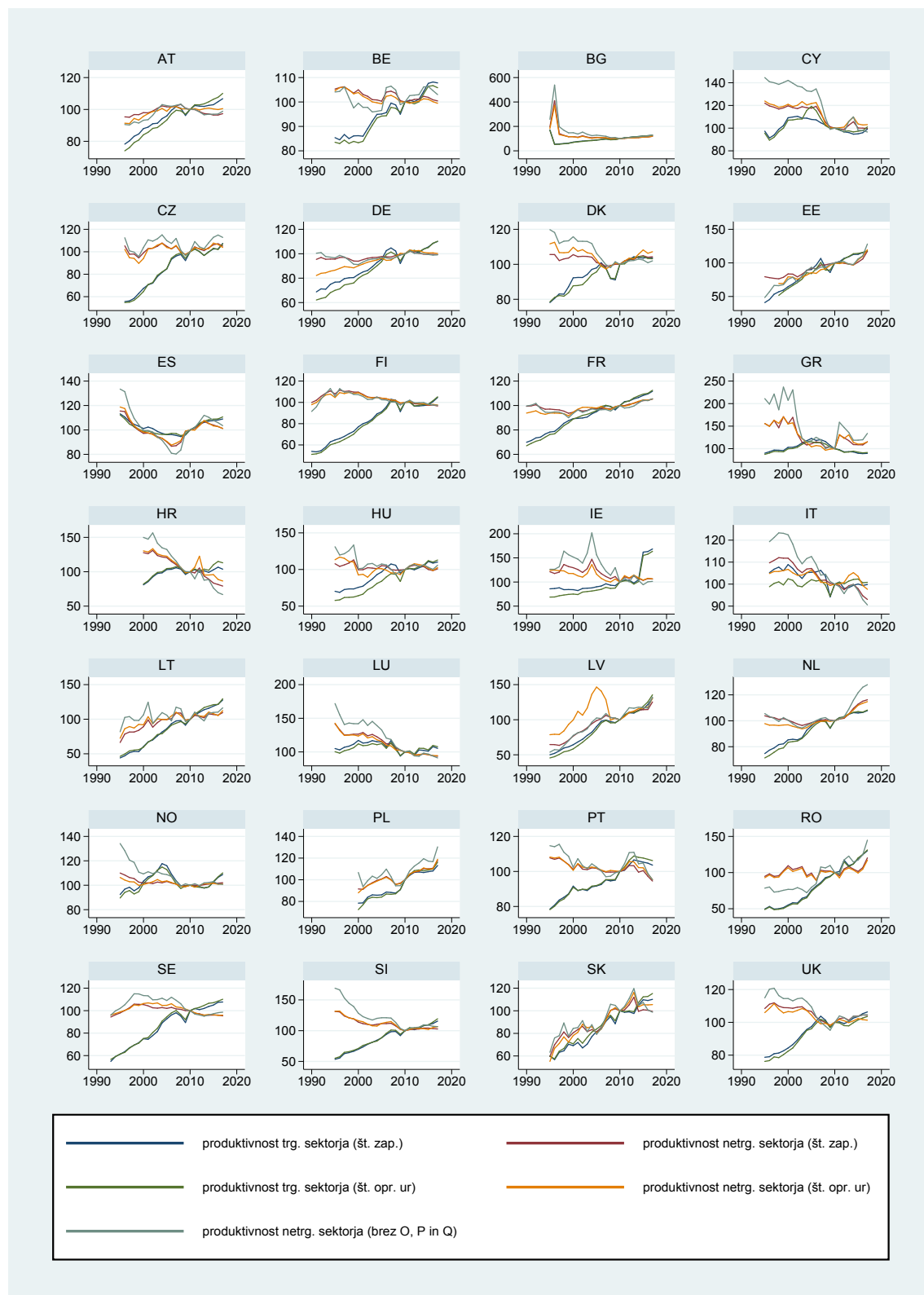
Priloga 4: Indeksi inflacij, produktivnosti, kontrolnih spremenljivk ter simulacij

Slika 4.1: Inflacijska indeksa trgovalnega ($p_{i,t}^T$) in netrgovalnega sektorja ($p_{i,t}^N$) po državah (2010 = 100)



Vir: Eurostat, lastni izračuni.

Slika 4.2: Produktivnostni indeksi trgovalnega ($A_{i,t}^T$) in netrgovalnega sektorja ($A_{i,t}^N$) po državah (2010 = 100)



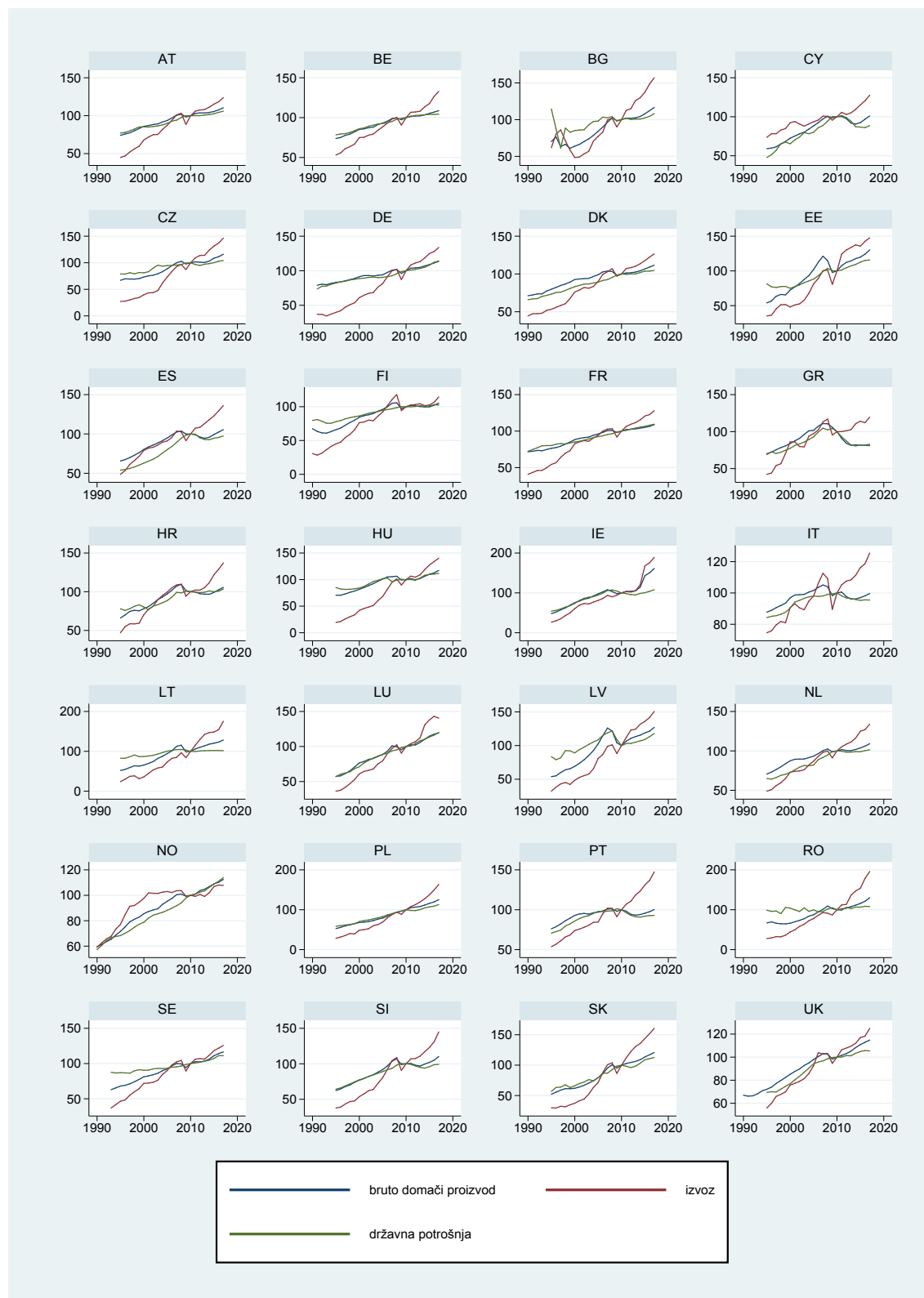
Vir: Eurostat, lastni izračuni.

Slika 4.3: Relativni inflacijski indeksi ($p_{i,t}^{NT}$) in produktivnostni indeksi ($A_{i,t}^{TN}$) med obema sektorjema po državah (2010 = 100)



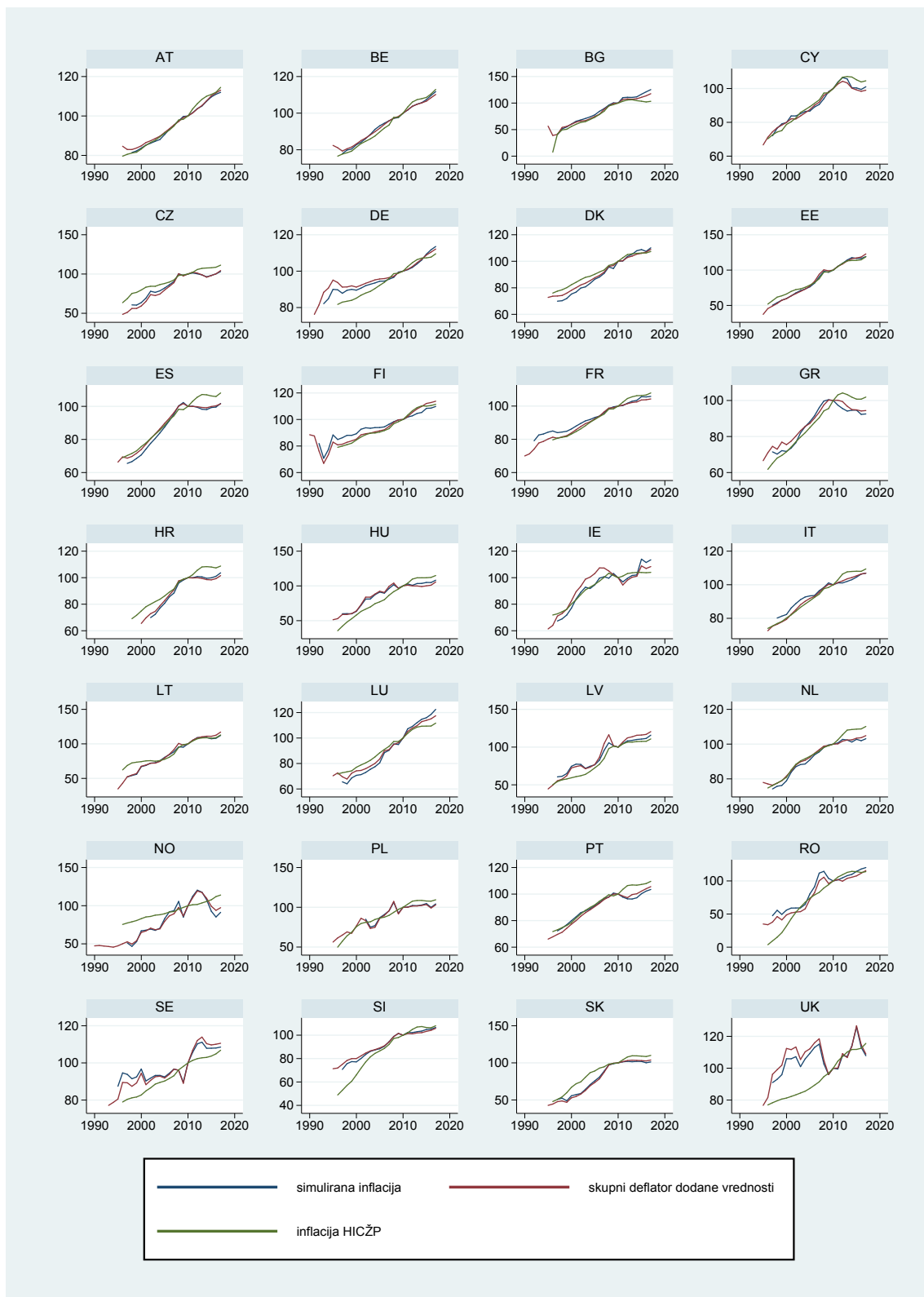
Vir: Eurostat, lastni izračuni.

Slika 4.4: Indeksi realnega bruto domačega proizvoda ($bdp_{i,t}$), izvoza blaga in storitev ($izv_{i,t}$) ter državne potrošnje ($drz_{i,t}$), (2010 = 100)



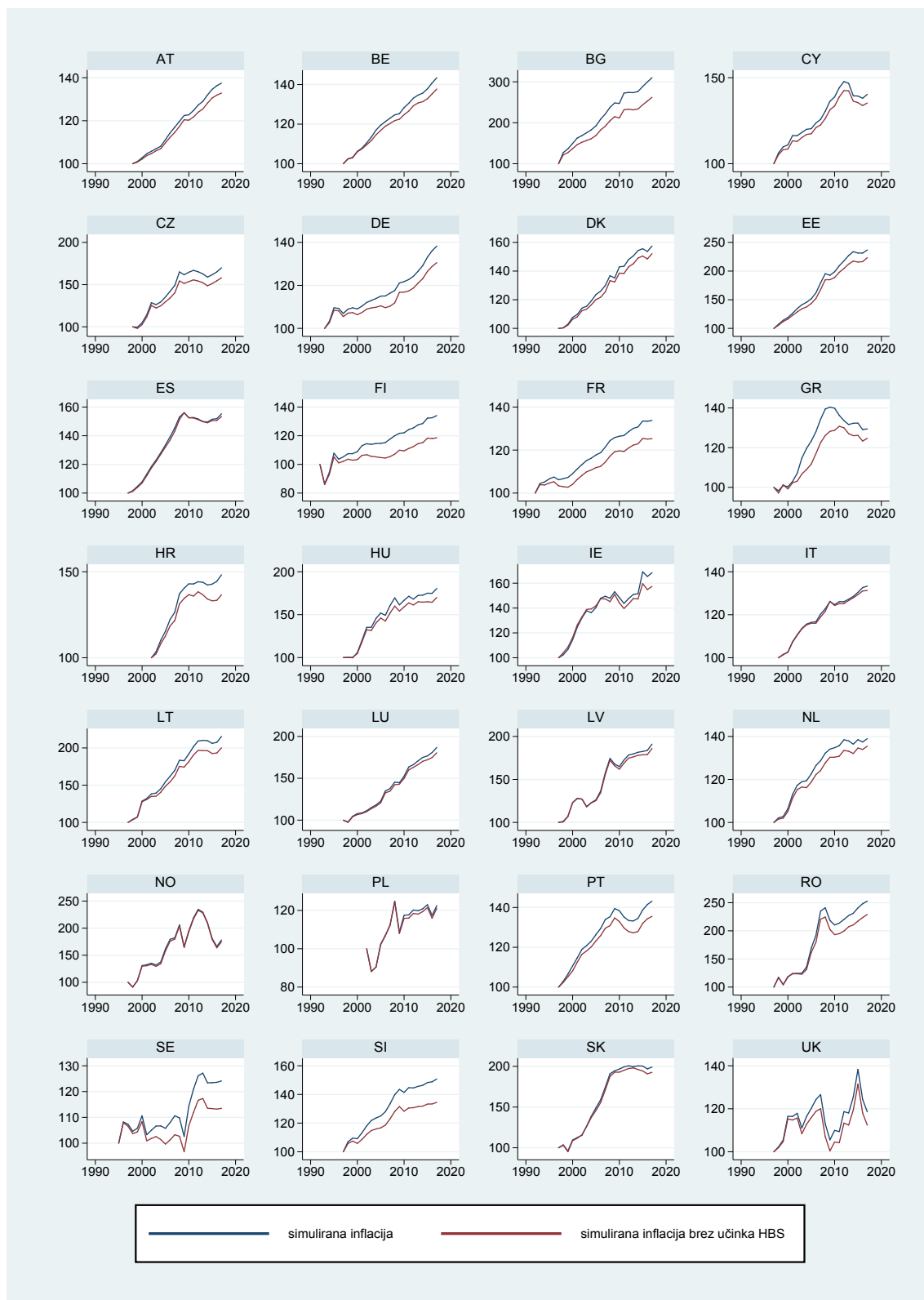
Vir: Eurostat, lastni izračuni.

Slika 4.5: Indeksi simulirane inflacije, inflacije HICŽP in agregatnega deflatorja bruto dodane vrednosti po državah (2010 = 100)



Vir: Eurostat, lastni izračuni.

Slika 4.6: Indeksa simulirane inflacije in simulirane inflacije brez učinka HBS po državah
(100 = začetek obdobja opazovanja - po državah različno)



Vir: Eurostat, lastni izračuni.

Priloga 5: Robustnost rezultatov dinamičnega panelnega modela z učinkom HBS

Tabela 5.1: Opisna statistika diferenciranih logaritmiranih spremenljivk modela s šibkejšimi definicijami trgovernosti sektorjev

Spremenljivka	Število opazovanj	Sredina	Standardni odklon	Minimum	Maksimum
$\Delta p_{i,t}^{NT*}$	629	0,0067	0,0643	-1,2540	0,2259
$\Delta A_{i,t}^{TN*}$	619	0,0164	0,0953	-1,8765	0,6618
$\Delta p_{i,t}^{NT**}$	629	0,0131	0,0495	-0,7498	0,3040
$\Delta A_{i,t}^{TN**}$	619	0,0154	0,0783	-0,8235	1,0698
$\Delta bdp_{i,t}$	647	0,0244	0,0345	-0,1878	0,2234
$\Delta izv_{i,t}$	642	0,0548	0,0696	-0,2276	0,3314
$\Delta drz_{i,t}$	642	0,0166	0,0366	-0,3530	0,3644

*Opombi: Strogo trgoverni sektor, preostali sektorji so netrgoverni.

**Opombi: Strogo netrgoverni sektor, preostali sektorji so trgoverni.

Vir: Eurostat, lastni izračuni.

Tabela 5.2: Rezultati diferenčnega dinamičnega panelnega regresijskega modela s šibkejšimi definicijami trgovalnosti sektorjev

Spremenljivka	Model 1*	Model 2*	Model 3**	Model 4**
$\Delta p_{i,t-1}^{NT}$	0,0212 (0,069)	0,0119 (0,074)	0,1087 (0,065)	0,0959 (0,064)
$\Delta A_{i,t}^{TN}$	0,1870* (0,106)	0,2213** (0,101)	-0,1193 (0,090)	-0,1280 (0,093)
$\Delta A_{i,t-1}^{TN}$	0,0221 (0,025)	0,0149 (0,023)	0,0471 (0,047)	0,0449 (0,046)
$\Delta bdp_{i,t}$	-0,0096 (0,132)	-0,0261 (0,135)	0,1713 (0,286)	0,1672 (0,254)
$\Delta izv_{i,t}$	-0,0511 (0,033)	-0,0534 (0,037)	-0,0719** (0,032)	-0,0669* (0,034)
$\Delta drz_{i,t}$	0,3520*** (0,086)	0,3534*** (0,086)	0,4973*** (0,102)	0,4785*** (0,109)
D_{kriza}	-0,0154 (0,010)	-0,0162* (0,009)	-0,0065 (0,020)	-0,0074 (0,016)
$D_{A_i^{TN} \times kriza}$	-0,0609 (0,148)	-0,1078 (0,147)	0,2017** (0,086)	-0,1941** (0,092)
<i>časovni trend</i>		-0,0003 (0,000)		-0,0003 (0,000)
<i>konstanta</i>	0,0021 (0,004)	0,6606 (0,486)	0,0069 (0,006)	0,5905 (0,398)
Število opazovanj	591	591	591	591
Število držav (skupin)	28	28	28	28
Število instrumentov	24	25	24	25
Test AR(1) ($Pr > z$)	0,018	0,019	0,004	0,004
Test AR(2) ($Pr > z$)	0,820	0,898	0,495	0,519
Hansenov test $\chi^2(15)$	12,58	10,92	16,61	15,19
Verjetnost (p) $> \chi^2$	0,635	0,758	0,343	0,438
Instrumenti	– standardni: Δbdp_i , Δizv_i , Δdrz_i , D_{kriza} , $D_{A_i^{TN} \times kriza}$, <i>konst.</i> , (<i>čas. trend</i>) – GMM: Δp_i^{NT} , ΔA_i^{TN}			

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$; standardni odkloni so v oklepaju.

*Opombi pri modelih 1 in 2: Strogo trgovalni sektor, preostali sektorji so netrgovalni.

**Opombi pri modelih 3 in 4: Strogo netrgovalni sektor, preostali sektorji so trgovalni.

Vir: lastni izračuni.

Tabela 5.3: Opisna statistika diferenciranih logaritmiranih spremenljivk na četrtletni frekvenci

Spremenljivka	Število opazovanj	Sredina	Standardni odklon	Minimum	Maksimum
$\Delta p_{i,t}^{NT}$	2668	0,0025	0,0240	-0,2387	0,2524
$\Delta A_{i,t}^{TN}$	2628	0,0036	0,0476	-0,4402	0,4270
$\Delta A_{i,t}^{TN*}$	2607	0,0036	0,0515	-0,4992	0,3601
$\Delta bdp_{i,t}$	2688	0,0054	0,0271	-0,1611	0,2048
$\Delta izv_{i,t}$	2668	0,0108	0,0552	-0,3397	0,5854
$\Delta drz_{i,t}$	2668	0,0035	0,0612	-0,5624	0,6511

*Opomba: Produktivnost izračunana na podlagi števila opravljenih ur.

Vir: Eurostat, lastni izračuni.

Tabela 5.4: Rezultati alternativnega diferenčnega dinamičnega panelnega regresijskega modela na četrletnih podatkih

Spremenljivka	Model 1	Model 2	Model 3*	Model 4*
$\Delta p_{i,t-1}^{NT}$	0,0349 (0,079)	0,0344 (0,079)	0,0192 (0,072)	0,0186 (0,072)
$\Delta A_{i,t}^{TN}$	0,1594** (0,075)	0,1602** (0,075)	0,1405*** (0,037)	0,1413*** (0,037)
$\Delta A_{i,t-1}^{TN}$	0,0501* (0,026)	0,0499* (0,026)	0,0690*** (0,022)	0,0691*** (0,022)
$\Delta bdp_{i,t}$	-0,0571 (0,079)	-0,0573 (0,079)	-0,0435 (0,084)	-0,0437 (0,084)
$\Delta izv_{i,t}$	0,0086 (0,031)	0,0084 (0,031)	0,0010 (0,037)	0,0011 (0,037)
$\Delta drz_{i,t}$	0,0226 (0,014)	0,0225 (0,014)	0,0215 (0,013)	0,0215 (0,013)
D_1	0,0023 (0,002)	0,0024 (0,002)	0,0020 (0,002)	0,0022 (0,002)
D_2	-0,0006 (0,003)	-0,0004 (0,003)	-0,0008 (0,004)	-0,0007 (0,004)
D_3	-0,0020 (0,002)	-0,0019 (0,002)	-0,0018 (0,002)	-0,0017 (0,002)
D_{kriza}	-0,0038 (0,002)	-0,0035 (0,002)	-0,004 (0,003)	-0,0037 (0,003)
$D_{A_i^{TN} \times kriza}$	-0,1134 (0,074)	-0,1144 (0,074)	-0,0752 (0,047)	-0,0764 (0,046)
<i>časovni trend</i>		-0,0001** (0,000)		-0,0001** (0,000)
<i>konstanta</i>	0,0021 (0,002)	0,2614** (0,095)	0,0023 (0,002)	0,2424** (0,102)
Število opazovanj	2600	2600	2579	2579
Število držav (skupin)	28	28	28	28
Število instrumentov	27	28	27	28
Test AR(1) ($Pr > z$)	0,004	0,004	0,005	0,005
Test AR(2) ($Pr > z$)	0,047	0,048	0,031	0,031
Hansenov test $\chi^2(15)$	19,19	19,32	21,17	21,22
Verjetnost (p) $> \chi^2$	0,205	0,199	0,132	0,130
Instrumenti	– standardni: Δbdp_i , Δizv_i , Δdrz_i , D_{kriza} , $D_{A_i^{TN} \times kriza}$, D_1 , D_2 , D_3 , <i>konst.</i> , (<i>čas. trend</i>) – GMM: Δp_i^{NT} , ΔA_i^{TN}			

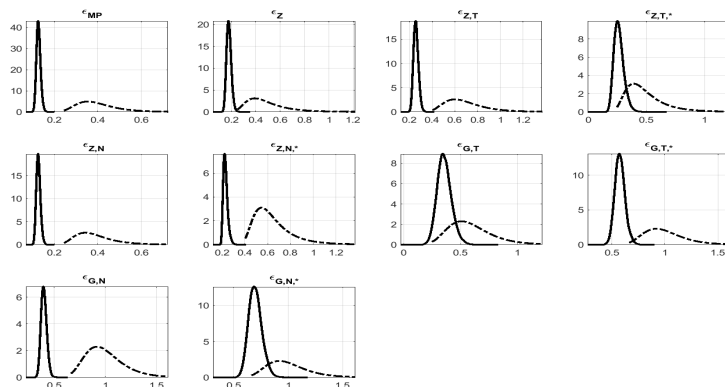
*** p < 0,01, ** p < 0,05, * p < 0,1; standardni odkloni so v oklepaju.

*Opombi pri modelih 3 in 4: Produktivnost na podlagi števila opravljenih ur.

Vir: lastni izračuni.

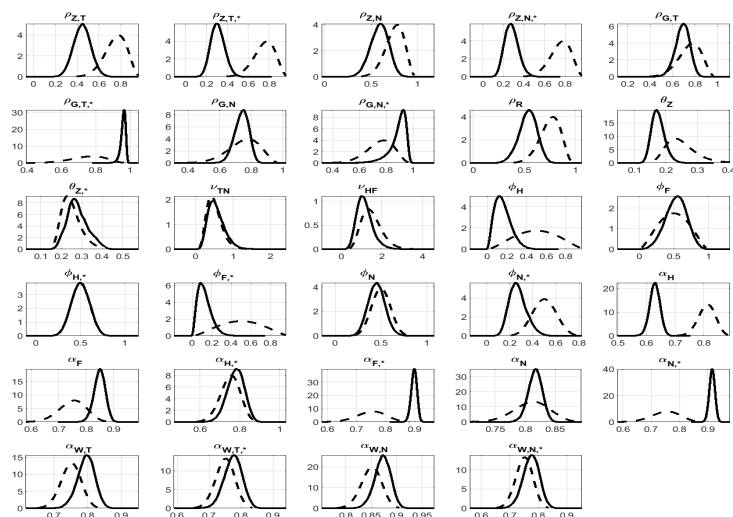
Priloga 6: Diagnostika modela DSGE z učinkom HBS

Slika 6.1: Priorne in posteriorne porazdelitve šokov modela DSGE z učinkom HBS



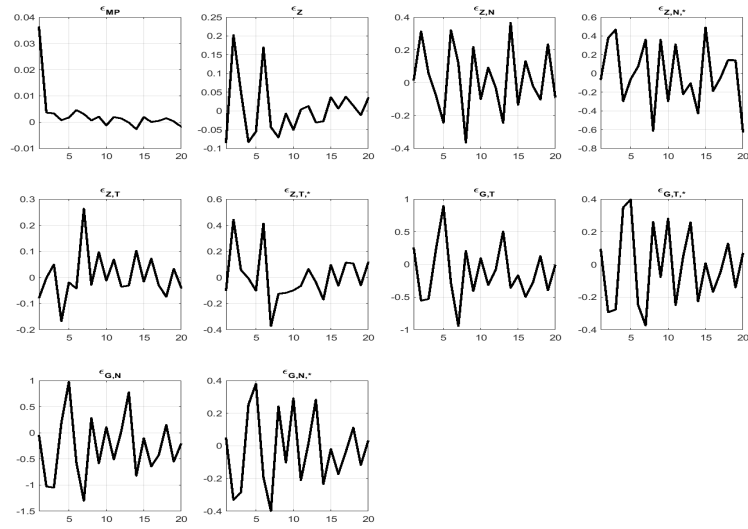
Vir: lastni izračuni.

Slika 6.2: Priorne in posteriorne porazdelitve parametrov modela DSGE z učinkom HBS



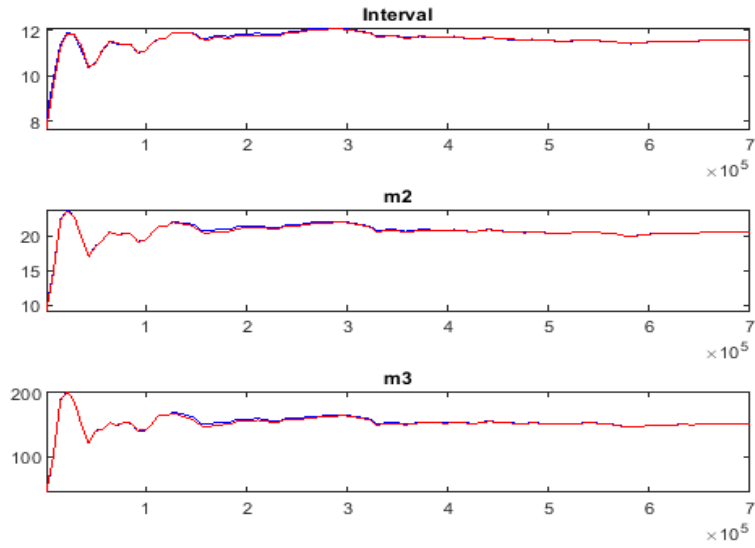
Vir: lastni izračuni.

Slika 6.3: Diagnostika posameznih šokov v modelu DSGE z učinkom HBS



Vir: lastni izračuni.

Slika 6.4: Konvergenčna statistika modela DSGE z učinkom HBS



Vir: lastni izračuni.

Priloga 7: Diagnostika modela DSGE s šoki v cenah nafte

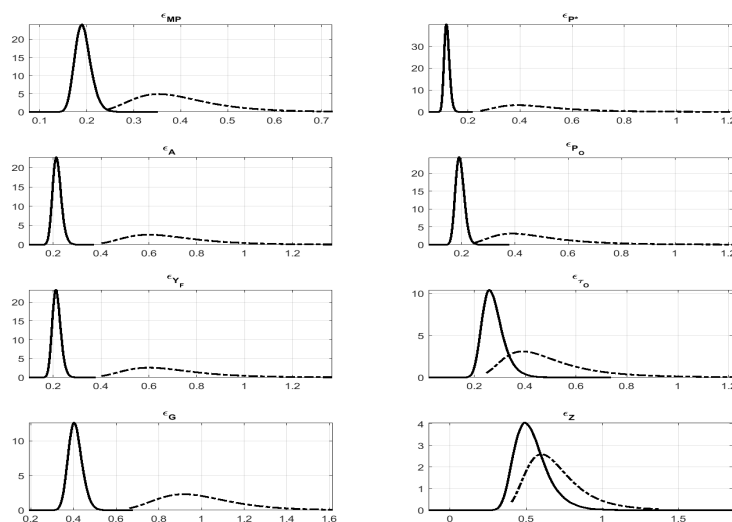
Tabela 7.1: Test stacionarnosti originalnih ter transformiranih opazovanih spremenljivk - test ADF

Spremenljivka	oblika spremenljivke	Št. opaz.	Kritična vrednost*	t-test	verjetnost (p)
bruto domači proizvod (SI)	orig.	95	-2,58	-0,81	0,8104
	transf.	64	-2,59	-3,48	0,0117
državni izdatki (SI)	orig.	93	-2,58	-2,01	0,2802
	transf.	64	-2,59	-2,24	0,1913
zaposlenost (SI)	orig.	76	-2,58	-1,85	0,3519
	transf.	64	-2,59	-10,32	0,0000
davčna stopnja trošarin (SI)	orig.	80	-2,58	-2,76	0,0672
	transf.	64	-2,59	-2,87	0,0539
osnovna inflacija (SI)	orig.	68	-2,58	-2,44	0,1326
	transf.	59	-2,59	-3,19	0,0250
HICŽP (SI)	orig.	89	-2,58	-2,69	0,0783
	transf.	61	-2,59	-2,70	0,0789
bruto domači proizvod (EA)	orig.	96	-2,58	-1,10	0,7114
	transf.	61	-2,59	-3,51	0,0111

*Opomba: kritična vrednost pri $p = 0, 1$.

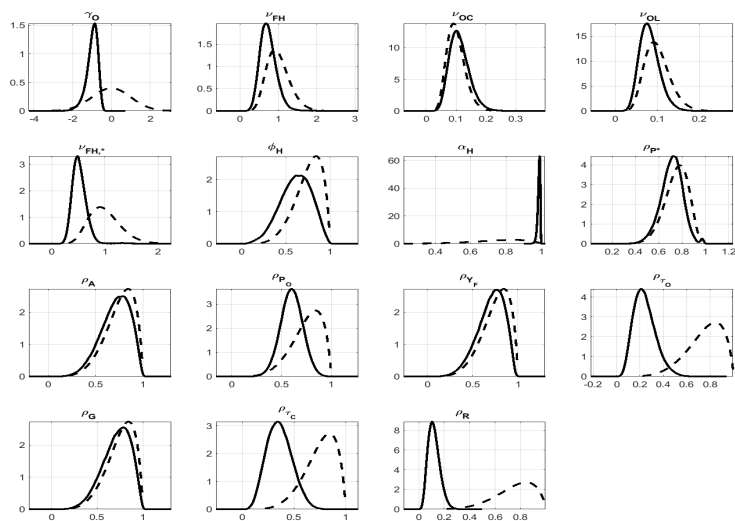
Vir: Eurostat, lastni izračuni.

Slika 7.1: Priorne in posteriorne porazdelitve šokov modela DSGE s šoki v cenah nafte



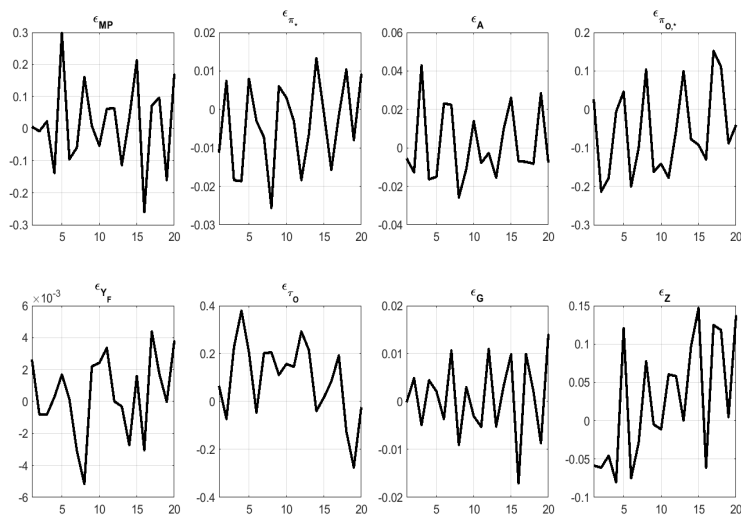
Vir: lastni izračuni.

Slika 7.2: Priorne in posteriorne porazdelitve parametrov modela DSGE s šoki v cenah nafte



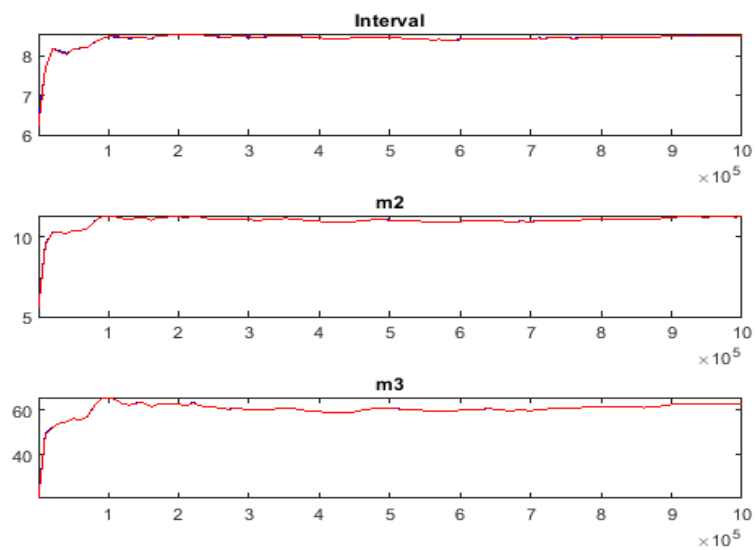
Vir: lastni izračuni.

Slika 7.3: Diagnostika posameznih šokov v modelu DSGE s šoki v cenah nafte



Vir: lastni izračuni.

Slika 7.4: Konvergenčna statistika modela DSGE s šoki v cenah nafte



Vir: lastni izračuni.