

UNIVERZA V LJUBLJANI
EKONOMSKA FAKULTETA

MAGISTRSKO DELO

UČINKI FISKALNE POLITIKE V RECESIJI IN EKSPANZIJI

Ljubljana, avgust 2014

GAŠPER PLOJ

IZJAVA O AVTORSTVU

Spodaj podpisani Gašper Ploj, študent Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, izjavljam, da sem avtor magistrskega dela z naslovom Učinki fiskalne politike v recesiji in ekspanziji, pripravljenega v sodelovanju s svetovalcem prof. dr. Igorjem Mastenom.

Izrecno izjavljam, da v skladu z določili Zakona o avtorski in sorodnih pravicah (Ur. l. RS, št. 21/1995 s spremembami) dovolim objavo magistrskega dela na fakultetnih spletnih straneh.

S svojim podpisom zagotavljam, da

- je predloženo besedilo rezultat izključno mojega lastnega raziskovalnega dela;
- je predloženo besedilo 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 v magistrskem delu, citirana oziroma navedena v skladu z Navodili za izdelavo zaključnih nalog Ekonomske fakultete Univerze v Ljubljani, in
 - pridobil vsa dovoljenja za uporabo avtorskih del, ki so v celoti (v pisni ali grafični obliki) uporabljena v tekstu, in sem to v besedilu tudi jasno zapisal;
- se zavedam, da je plagiatorstvo – predstavljanje tujih del (v pisni ali grafični obliki) kot mojih lastnih – kaznivo po Kazenskem zakoniku (Ur. l. RS, št. 55/2008 s spremembami);
- se zavedam posledic, ki bi jih na osnovi predloženega magistrskega dela dokazano plagiatorstvo lahko predstavljalo za moj status na Ekonomski fakulteti Univerze v Ljubljani v skladu z relevantnim pravilnikom.

V Ljubljani, dne _____

Podpis avtorja: _____

KAZALO

UVOD	1
1 FISKALNA POLITIKA	2
1.1 Osnove javnih financ	3
1.1.1 Funkcije javnih financ	5
1.2 Teoretični pogledi na stabilizacijsko funkcijo fiskalne politike	6
1.2.1 Keynesianska teorija: rojstvo aktivistične fiskalne politike	8
1.2.2 Novoklasična teorija: spogledovanje z irelevantnostjo fiskalne politike	14
1.2.3 Postrecesijska teoretična kakofonija: nasproti novemu konsenzu?	19
1.3 Pregled empirične literature	23
2 METODOLOGIJA ANALIZE UČINKOV FISKALNE POLITIKE	24
2.1 Vektorska avtoregresija.....	24
2.1.1 Ocenjevanje VAR modelov	31
2.2 Identifikacija učinkov fiskalne politike v VAR modelih	33
2.2.1 Rekurzivni pristop	34
2.2.2 Pristop Blancharda in Perottija	35
2.2.3 Pristop na podlagi omejitev predznakov impulzivnih odzivov	37
2.2.4 Pristop študij primerov	37
2.3 Bayesijski VAR modeli.....	38
2.3.1 Uvod v bayesijsko statistiko	39
2.3.2 Funkcija verjetja	41
2.3.3 Priorna porazdelitev	42
2.3.4 Posteriorna porazdelitev	44
2.3.5 Ocenjevanje mejnih posteriornih porazdelitev parametrov	46
2.3.6 Simulacijske metode Monte Carlo markovskih verig	47
2.3.7 Cenilka bayesijskega VAR modela.....	53
2.4 Vektorska avtoregresija z glatkimi prehodi	57
3 EMPIRIČNA ANALIZA NELINEARNIH UČINKOV FISKALNE POLITIKE ZA VELIKO BRITANIJO	58
3.1 Predstavitev podatkov	59
3.2 Rezultati ekonometrične analize	60
3.3 Diskusija.....	62
SKLEP.....	66
LITERATURA IN VIRI	68

KAZALO SLIK

Slika 1: Fiskalna politika v IS-LM modelu	12
Slika 2: Fiskalna politika v IS-LM modelu z likvidnostno pastjo.....	13
Slika 3: Učinki povečanja državne potrošnje v novokeynesianskem modelu	18
Slika 4: Utež recesijskega režima ter tehnične recesije.....	60
Slika 5: Funkcije impulznih odzivov za nelinearni in linearni model.....	61
Slika 6: Odzivi zasebne potrošnje in bruto investicij na povečanje državne potrošnje	64

KAZALO TABEL

Tabela 1: Fiskalni multiplikatorji v recesiji in ekspanziji, 1955 Q1 – 2013 Q4	62
Tabela 2: Deagregirani fiskalni multiplikatorji v recesiji in ekspanziji, 1955 Q1 – 2013 Q4 .	64
Tabela 3: Pregled ocen fiskalnih multiplikatorjev v izbranih študijah.....	65

UVOD

"The classical theorists resemble Euclidean geometers in a non-Euclidean world who, discovering that in experience straight lines apparently parallel often meet, rebuke the lines for not keeping straight — as the only remedy for the unfortunate collisions which are occurring. Yet, in truth, there is no remedy except to throw over the axiom of parallels and to work out a non-Euclidean geometry."

– J. M. Keynes, Splošna teorija zaposlenosti, obresti in denarja, 1936.

Fiskalna politika skupaj z monetarno politiko predstavlja ključno makroekonomsko orodje, s katerim lahko država vpliva na gospodarstvo. Dogodki, ki so sledili propadu banke Lehman Brothers v jeseni leta 2008, so razkrili temeljno nesoglasje ekonomske stroke glede učinkov fiskalne politike. Nekateri ekonomisti so na osnovi keynesianske teorije zagovarjali smiselnost močne proticiklične fiskalne politike, medtem ko so drugi, novoklasični ekonomisti, na podlagi sodobne ekonomske teorije upravičeno dvomili o smiselnosti takega početja. To nesoglasje pa ni ostalo omejeno zgolj na akademske debate, ampak se je v veliki meri odrazilo tudi na oblikovanju dejanske protikrizne fiskalne politike v zahodnem svetu. Ta je v preteklega pol desetletja namreč nihala od močnega keynesianskega stimulusa pa vse do agresivnega zmanjševanja državne porabe, ki naj bi preko učinkovanja na zaupanje vodilo k ponovni rasti.

Ponovno odkrito zanimanje ekonomske stroke za učinke fiskalne politike je mogoče pripisati dejstvu, da se je v nedavni "veliki recesiji" pokazalo, da je v primeru velikih negativnih povpraševalnih šokov zgolj monetarna politika nezadostna za stabilizacijo gospodarstva. V desetletjih, ki so sledila v ekonomski teoriji kontrarevolucionarnim 70. letom, se je namreč vzpostavil splošni konsenz, da je makroekonomsko stabilizacijo veliko bolj učinkovito dosežati s pomočjo monetarne politike kot s pomočjo fiskalne politike. Fiskalna politika je namreč v večini novoklasičnih in tudi novokeynesianskih modelov, ki so se razvili z vpeljavo cenovne rigidnosti v novoklasični teoretični okvir, relativno neučinkovita zaradi rikardijanske ekvivalence, ki predpostavlja popolno ponotranjenje časovno neskončne proračunske omejitve države. Vendar pa je splošna gospodarska kriza, ki je preplavila svet v drugi polovici leta 2008, postopno postavila pod vprašaj tak konsenz, saj drastična znižanja obrestnih mer, ki so se jih poslužile centralne banke razvitih držav, niso dosegla želenega učinka na spodbuditev gospodarske rasti. Obrestna mera, ki bi jo skladno s Taylorjevim pravilom morale postaviti centralne banke, je bila namreč močno negativna in izven dosega monetarne politike, ki je omejena z ničelno spodnjo mejo. Posledično se je tako v strokovni kot tudi v odločevalski javnosti ponovno vzbudil interes za teoretične in empirične učinke stabilizacijske funkcije fiskalne politike, glede katere pa še vedno ne obstaja strokovni konsenz. Različni ekonomski modeli namreč podajajo različne zaključke o tem, kakšni naj bi bili učinki fiskalne politike.

V sledečem delu zato nameravamo podrobneje predstaviti teoretične in empirične vidike analize učinkov fiskalne politike. Skozi pregled razvoja ekonomske literature bomo najprej predstavili različne poglede ekonomske teorije na učinke fiskalne politike, nato pa bomo te poglede poskusili soočiti z rezultati empiričnih analiz. V ta namen bomo tudi podrobneje predstavili različne metodološke vidike ekonometrične analize učinkov fiskalne politike, ki med drugim vključujejo tudi vprašanje, ali so učinki fiskalne politike povečini neodvisni od stanja gospodarstva, kot predvideva večina sodobne ekonomske teorije, ali pa se ti pomembno razlikujejo glede na stanje, v katerem se nahaja gospodarstvo. Na koncu nameravamo na to vprašanje odgovoriti tudi z lastno empirično analizo nelinearnih učinkov fiskalne politike na primeru Velike Britanije. Pri tem v navezavi na nedavne empirične in teoretične ugotovitve postavljamo hipotezo, da se učinki fiskalne politike v Veliki Britaniji razlikujejo glede na stanje, v katerem se nahaja gospodarstvo, da je fiskalni multiplikator javne porabe v recesiji večji kot v ekspanziji in da so razlike v velikosti fiskalnega multiplikatorja v veliki meri posledica različnih odzivov potrošnje in investicij v recesiji in ekspanziji.

Magistrsko delo je razdeljeno na tri vsebinske sklope. Prvo poglavje je namenjeno predstavitvi različnih aspektov javnih financ, ki med drugim vsebujejo tudi utemeljitev stabilizacijske funkcije fiskalne politike, ki je osrednji predmet našega raziskovanja. V nadaljevanju so predstavljeni različni pogledi ekonomske teorije na stabilizacijsko funkcijo fiskalne politike, poglavje pa zaključuje pregled empirične literature.

Drugo poglavje predstavlja metodologijo empirične analize učinkov fiskalne politike. Glede na to, da večina sodobne analize fiskalne politike temelji na podlagi metodologije vektorske avtoregresije, to ekonometrično metodo podrobno analiziramo. V nadaljevanju opišemo tudi različne načine identifikacije učinkov fiskalne politike v VAR modelih ter predstavimo model vektorske avtoregresije z glatkimi prehodi, ki je temelj naše empirične analize nelinearnih učinkov fiskalne politike, ki se razlikujejo glede na to, ali je gospodarstvo v recesiji ali v ekspanziji. Zaradi razumevanja zasnove modela pred tem orišemo tudi osnove bayesijske statistike.

Magistrsko delo zaključuje poglavje, ki je namenjeno predstavitvi rezultatov empirične analize na primeru Velike Britanije. Predstavljeni so učinki fiskalne politike v recesiji in ekspanziji ter njihovo kritično ovrednotenje znotraj konteksta sorodnih empiričnih raziskav.

1 FISKALNA POLITIKA

Makroekonomska politika je skupek ukrepov, s pomočjo katerih skušajo odločevalci vplivati na stanje gospodarstva in uresničevati različne ekonomske ter neekonomske cilje. V splošnem jo lahko razdelimo na dva dela: na monetarno politiko ter na fiskalno politiko. Monetarna politika predstavlja uporabo instrumentov v domeni centralne banke za doseganje cenovne stabilnosti in pospeševanje gospodarske rasti. Centralne banke, ki so običajno neodvisne od izvršilne veje oblasti, so v preteklosti te cilje poskušale dosegati na različne načine: s

fiksiranjem količine denarja v obtoku na žlahtne kovine, z monetarističnim ciljanjem količine (oz. rasti) denarja v obtoku, s ciljanjem inflacije, s ciljanjem nominalnega BDP-ja itd. V preteklih desetletjih se je kot primer optimalnega režima monetarne politike uveljavilo ciljanje določene stopnje inflacije na podlagi spreminjanja obrestne mere za medbančna posojila za "čez noč". Tako obnašanje lahko v poenostavljenem empiričnem smislu opišemo s Taylorjevim pravilom, pri katerem je ciljna obrestna mera centralne banke določena v odvisnosti od odstopanja trenutne stopnje inflacije od ciljne stopnje inflacije ter v odvisnosti od odstopanja trenutnega nivoja BDP-ja od potencialnega.

Pod pojmom fiskalna politika pa imamo v mislih uporabo instrumentov proračunske politike države za doseganje ciljev izvršilne veje oblasti. Vlade letno v okviru oblikovanja proračuna odločajo tako o višini proračuna države kot tudi o njegovi sestavi, s čimer poskušajo vplivati na gospodarstvo ter dosegati ekonomske, socialne, normativne in še katere druge cilje. Proračun države je sestavljen iz proračunskih odhodkov na eni strani ter iz proračunskih prihodkov na drugi strani, razliko med kategorijama pa predstavlja javnofinančni primanjkljaj oz. deficit. V primerjavi z monetarno politiko, ki je večinoma tehnokratske narave, je fiskalna politika v veliki meri normativna in odraža vrednote ter prepričanja predstavnikov izvršilne veje oblasti o tem, kakšna naj bi bila idealna družbena ureditev države. Izbira velikosti socialne države, stopnje podpore svobodnemu podjetništvu ter naklonjenosti liberalizaciji, privatizaciji in deregulaciji presega polje pozitivne ekonomske analize in stopa na področje normativne ekonomije, sociologije in politologije. Vendar pa dejstvo, da je fiskalna politika v veliki meri družbeno, politično in zgodovinsko determinirana, ne pomeni, da fiskalne politike ni mogoče podvreči pozitivni ekonomski analizi. Kot bomo namreč v tem delu poskušali prikazati, je ekonomska teorija oblikovala vrsto predpostavk o vplivu fiskalne politike na gospodarstvo, od katerih se nekatere izkažejo za bolj, druge pa za manj empirično verjetne. Če za monetarno politiko velja, da se je v preteklih desetletjih oblikoval širši konsenz o njenih učinkih, to za fiskalno politiko nikakor ne moremo trditi. Zgodovinsko gledano je namreč pogled ekonomske teorije na fiskalno politiko nihal od mnenja, da je ta popolnoma nepomembna, pa vse do mnenja, da je mogoče z njo natančno uglaševati (angl. *fine tuning*) gospodarstvo. Kot bo v nadaljevanju prikazano, se "resnica", kot pri mnogih stvareh, nahaja nekje vmes.

1.1 Osnove javnih financ

Javne finance so področje ekonomske znanosti, ki proučuje vlogo države v ekonomiji. To proučevanje vključuje iskanje odgovorov na 4 ključna vprašanja javnih financ (Gruber, 2011, str. 3):

1. Kdaj naj država intervenira v gospodarstvu?

Kateri pogoji morajo biti izpolnjeni, da je intervencija države utemeljena? Temeljni zaključek osnovne mikroekonomske analize je, da ravnotežni izid konkurenčnega trga v večini primerov

predstavlja družbeno najbolj učinkovito možnost. Vendar pa v realnem svetu obstajajo tudi nepopolnosti trga (angl. *market failure*), ki upravičujejo obstoj javnega sektorja, saj tržni mehanizem v tem primeru ne zagotavlja najbolj učinkovitega družbenega izida. Poleg tega želi večina družb preko javnega sektorja izvajati tudi določeno mero redistribucije, kar sicer v osnovi ni nujno povezano z ekonomsko učinkovitostjo, ampak je bolj posledica normativnih družbenih preferenc glede pravične porazdelitve virov in ustvarjenega dohodka. Vendar pa pri taki redistribuciji obstaja določena mera tehtanja med različnimi učinki le-te, saj lahko redistribucija dohodka in resursov v družbi in gospodarstvu povzroča mrtve izgube, ki imajo za posledico izgubo učinkovitosti. Legitimnost obstoja javnega sektorja je torej osnovana na prepletu pozitivne ter normativne ekonomske logike.

2. Kako naj država intervenira?

Država ima na voljo širok nabor mehanizmov, preko katerih lahko vpliva na gospodarstvo. Tržne neučinkovitosti lahko po eni strani poskuša odpraviti preko cenovnega mehanizma, pri čemer s pomočjo davkov ali subvencij spremeni (relativno) ceno dobrine. Alternativno lahko v celoti ali delno omeji prodajo izdelka, za katerega meni, da ga družba preveč proizvede oz. potroši, ali pa predpiše obvezno potrošnjo določenega izdelka, za katerega se predpostavlja, da ima pozitivne eksternalije v potrošnji. V tretjem primeru se lahko država odloči, da bo v celoti zaobšla mehanizem zasebnega trga in se odločila za javno oskrbo z dobrino. In končno se lahko tudi odloči, da bo namesto javne oskrbe izbrala zgolj možnost javnega financiranja oskrbe, ki se sicer odvija na zasebnem trgu.

3. Kakšni so učinki teh intervencij na gospodarske izide?

Država ima kot zelo velik udeleženec na trgu močan učinek na delovanje trgov. Politike, ki jih lahko država uvede, se med seboj razlikujejo po stopnji učinkovitosti in želja vsakega racionalnega odločevalca (angl. *policy maker*) je, da izbere takšno kombinacijo ukrepov, ki bodo imeli ob danih želenih učinkih čim manjše negativne eksternalije v obliki izgube učinkovitosti. Ta del (empiričnih) javnih financ je še posebej aktualen v primeru tega magistrskega dela, v katerem želimo analizirati učinke fiskalne politike. Ekonomska teorija namreč ponuja različne razlage o tem, kakšni naj bi bili učinki fiskalne politike na gospodarsko rast in edini način, kako lahko ocenimo ustreznost alternativnih razlag, je, da empirično ocenimo učinke fiskalne politike.

4. Zakaj se države (oz. vlade) odločijo intervenirati na način, kot ga je mogoče opaziti?

Upravljanje države in posledično tudi javnih financ je v svetu liberalne demokracije prepuščeno politikom, katerih glavno vodilo velikokrat nista le ekonomska učinkovitost in upravičenost, ampak tudi politična všečnost, praktična izvedljivost in kratkoročna naravnost. Posledično implementirane politike pogosto niso le 2. najboljše ekonomska rešitev, temveč se v svoji implementaciji zavoljo političnega kompromisa velikokrat v veliki

meri izognejo ekonomski logiki oz. to ex-post uporabljajo zgolj kot kvazi-legitimacijski dejavnik. Znotraj ekonomske teorije lahko na to problematiko gledamo kot na problem agregacije preferenc posameznikov, kar predstavlja pomembno področje ekonomske analize na meji med javnimi financami in politično ekonomijo. Oblikovanje fiskalne politike je močno podvrženo vplivu politične ideologije in je od nje v veliki meri neločljivo, saj so se vse velike spremembe v osnovi fiskalne politike (npr. rast socialne države po veliki depresiji, liberalna kontra-revolucija Thatcherjeve in Reagana itd.) zgodile kot posledica politično-ideoloških sprememb in ne na osnovi ekonomskih analiz, čeprav so bile te uporabljene za legitimizacijo implementiranih politik.

1.1.1 Funkcije javnih financ

V okviru študija javnih financ ločimo 3 ključne funkcije, ki jih te opravljajo (Stanovnik, 2008, str. 2): alokacijo produkcijskih tvorcev oz. finančnih virov, prerazdelitev dohodka in stabilizacijo gospodarstva.

Alokacijska funkcija javnih financ je pomembna v primeru, ko tržni mehanizem zaradi obstoja nepopolnosti trga ni sposoben sam zagotoviti učinkovite in družbeno želene alokacije resursov in končnih dobrin. Razlogi za takšno nepopolnost trga se nahajajo v obstoju javnih dobrin, v zunanjih učinkih oz. eksternalijah, v nepopolni konkurenci, v asimetriji informacij ter v negotovosti (Stanovnik, 2008, str. 3). Javne dobrine so dobrine, za katere velja, da so mejni stroški proizvodnje dodatne enote enaki nič, kar je posledica dejstva, da ni prisotno rivalstvo v potrošnji. V tem primeru trg ne spodbuja optimalne oskrbe z dobrino, kar zaradi maksimizacije družbene blaginje zahteva aktivno posredovanje države na trg. Eksternalije so stroški oz. koristi, ki jih potrošnja (ali proizvodnja) določene dobrine povzroči tretjim osebam, ki niso bile udeležene v potrošnji (ali proizvodnji) zadevne dobrine. Pri negativnih eksternalijah je posledično potrošnja (ali proizvodnja) višja od družbenega optimuma, ker zasebni agenti ne ponotranjijo stroškov, ki jih povzročijo tretjim osebam, medtem ko je pri pozitivnih eksternalijah potrošnja (ali proizvodnja) nižja od družbenega optimuma. Država lahko doseže prisilno ponotranjenje eksternih stroškov (ali koristi) in boljšo alokacijsko učinkovitost s pomočjo obdavčevanja ali subvencioniranja. Poseg države je potreben tudi, ko so v proizvodnji dobrine prisotne rastoče ekonomije obsega (padajoči mejni stroški) in imamo posledično opravka z naravnim monopolom, ki je posebna oblika nepopolne konkurence. Output je namreč pri naravnem monopolistu, ki maksimira dobiček, suboptimalen in posledično je potrebna državna intervencija, da ne pride do neto izgube družbene blaginje. Asimetrija informacij je v določenih primerih prav tako razlog za državno intervencijo, saj bi v drugačnem primeru manj informirani potrošniki lahko utrpeli veliko izgubo blaginje. Prevelika negotovost pa lahko povzroči neobstoj trga za določeno dobrino, saj so lahko določena tveganja za zasebna podjetja prevelika oz. pretežko merljiva (npr. socialna zavarovanja). V tem primeru je zgolj država sposobna zagotoviti oskrbo s tako dobrino.

S prerazdelitveno funkcijo javnih financ imamo v mislih prerazdeljevanje virov in dohodkov, ki ga opravlja država in ki naj bi zagotavljalo družbeno bolj sprejemljivo porazdelitev dohodkov od tiste porazdelitve, ki bi bila v osnovi dosežena na svobodnem trgu (Stanovnik, 2008, str. 6). Ta funkcija države je močno ideološko determinirana in se posledično v odvisnosti od družbenega okolja razlikuje med družbami. V družbah, kjer se je oblikoval družbeni konsenz na osnovi socialne enakosti in kolektivizma, je prisotnega več prerazdeljevanja kot v državah, ki dajo večji poudarek individualizmu in lastni odgovornosti.

Stabilizacijska funkcija javnih financ predstavlja načrtno uporabo javnih prihodkov in odhodkov za politično usmerjanje gospodarstva k cilju visoke zaposlenosti, zadovoljive stopnje gospodarske rasti, stabilnosti cen, zadovoljivega salda tekočega računa plačilne bilance itd. (Stanovnik, 2008, str. 7). Ta funkcija je močno povezana s keynesiansko teorijo, ki zagovarja aktivno vlogo države pri uglaševanju gospodarstva. Država bi skladno s to teorijo namreč morala igrati vlogo blažilca gospodarskih nihanj in posledično močno povečati svojo potrošnjo v času recesije, ko zasebna potrošnja in investicije upadejo, da ne bi prišlo do izpada "efektivnega povpraševanja" in povečanja brezposelnosti. Ideja takšne proticiklične fiskalne politike je osnovana na predpostavki, da lahko država s povečanjem javne potrošnje prispeva k povečanju BDP-ja, ki bo večje od velikosti povečanja javne potrošnje, zaradi česar se takšna stabilizacijska fiskalna politika na dolgi rok izplača in celo sama sebe financira. V primeru negativne proizvodne vrzeli ($y < y_{pot}$) bi torej optimalna fiskalna politika morala biti ekspanzivna ($G > T$), v primeru pozitivne proizvodne vrzeli pa restriktivna ($G < T$). Vendar pa nimajo vse ekonomske teorije enakega pogleda na učinke take stabilizacijske politike. Novoklasična ekonomska teorija, ki se je razvila v 70. letih 20. stoletja kot odziv na (navidezni) propad keynesianskega aktivnega pristopa v luči stagflacijskih šokov, tako predvideva, da je dejanski učinek aktivne fiskalne politike veliko manjši, kot ga predvideva keynesianska teorija. V osnovnem novoklasičnem kontekstu namreč običajno velja, da je povečanje BDP-ja kot posledica aktivne fiskalne politike manjše od povečanja javne potrošnje, kar posledično tudi pomeni, da je taka fiskalna politika najmanj neučinkovita, če ne celo nezaželena oz. nepotrebna. Odraž tega nestrinjanja glede učinkov fiskalne politike so bile tudi zelo različne politike držav v boju z veliko recesijo, ki se je začela v letu 2008 (Farrell & Quiggin, 2012, str. 17). Keynesianski ekonomisti so namreč predlagali aktivno proticiklično politiko, medtem ko so bili novoklasični ekonomisti zagovorniki zmanjševanja javnofinančnega primanjkljaja. Natančnejši osvetlitvi te kontroverznosti in predstavitvi različnih pogledov ekonomskih teorij na fiskalno politiko se bomo posvetili v naslednjem poglavju.

1.2 Teoretični pogledi na stabilizacijsko funkcijo fiskalne politike

Splošna teorije zaposlenosti, obresti in denarja, ki jo je leta 1936 objavil J. M. Keynes, predstavlja prelom z obstoječo ekonomsko teorijo, saj je v tem delu Keynes ovrigel veljavnost Sayevega zakona, ki pravi, da ponudba samodejno ustvarja povpraševanje, ter zagovarjal aktivno uporabo fiskalne politike za stabilizacijo nihanj outputa. Tak pogled je bil v velikem

nasprotju z do tedaj prevladujočo neoklasično ekonomsko paradigmo, ki je temeljila na predpostavki splošnega ravnotežja in ki je na področju fiskalne politike dajala poudarek uravnoveženim javnim financam. Velika depresija je z množično brezposelnostjo in vsesplošnim ekonomskim opustošenjem predstavljala plodovita tla za te revolucionarne ideje in posledično so bila desetletja po veliki depresiji v veliki meri zaznamovana s keynesiansko mislijo. Hicksova reformulacija Keynesovih idej v IS-LM model ter Samuelsonova sinteza keynesianske makroekonomske teorije z neoklasično mikroekonomsko teorijo predstavljata ključna dogodka keynesianske revolucije, ki je dosegla svoj vrhunec s splošno uveljavitvijo neokeynesianske misli v 60. letih prejšnjega stoletja (Klamer, 1984, str. 2).

Konec 60. let in začetek 70. let predstavljata obdobje krhanja neokeynesianskega konsenza. Razpad brettonwoodskega denarnega sistema, naftni šoki ter stagflacija so močno načeli avtoriteto neokeynesianske teorije, saj ta (vsaj navidezno) ni bila sposobna razložiti novonastalih ekonomskih okoliščin. Kontrarevolucionarne ideje, ki so težile k ponovni revitalizaciji klasičnih ekonomskih paradigem, so naletele na svojo priložnost za uveljavitev. Friedmanova hipoteza stalnega dohodka, Muthova formulacija racionalnih pričakovanj, Lucasova kritika keynesianskih makroekonomskih modelov ter modeli realnih poslovnih ciklov Kydlanda in Prescottta predstavljajo ključne elementa (monetaristično)-novoklasične protikeynesianske revolucije. Vsi ti elementi so skupaj kulminirali v hipotezi, da fiskalna in monetarna politika ne moreta biti učinkoviti orodji za izboljšanje delovanja gospodarstva. Racionalni agenti znotraj takega teoretskega okvirja namreč predvidijo učinke takih aktivističnih politik in skladno s tem prilagodijo svoje vedenje, kar posledično povzroči, da take sistematične politike nimajo realnih učinkov. Teoretični razvoj, ki je sledil tem dogodkom, je sicer postopno ovrgel nekatere najbolj kontroverzne ideje novoklasične teorije. To se je v osnovi dogodilo tudi zgoraj opisani hipotezi neučinkovitosti politik (angl. *policy-ineffectiveness proposition*), čeprav je bila v tem pogledu monetarna politika deležna veliko več kritične pozornosti kot fiskalna politika. V desetletjih, ki so sledila kontrarevolucionarnim 80. letom, se je posledično vzpostavil splošni konsenz, da je makroekonomsko stabilizacijo veliko bolj učinkovito dosežati s pomočjo monetarne politike kot s pomočjo fiskalne politike (Blinder, 2004, str. 1; Farrell & Quiggin, 2012, str. 14). Fiskalna politika je namreč v večini novoklasičnih in tudi novokeynesianskih modelov, ki so se razvili z vpeljavo cenovne rigidnosti v novoklasični teoretski okvir, še vedno relativno neučinkovita zaradi rikardijanske ekvivalence¹, ki predpostavlja popolno ponotranjenje časovno neskončne proračunske omejitve države (Auerbach, 2012, str. 158; Blanchard, Dell’Ariccia, & Mauro, 2010, str. 202).

Splošna gospodarska kriza, ki je preplavila svet v drugi polovici leta 2008 je postopno postavila pod vprašaj tak konsenz. Drastična znižanja obrestnih mer, ki so se jih poslužile centralne banke razvitih držav, niso dosegla zelenega učinka na spodbuditev gospodarske rasti. Obrestna mera, ki bi jo skladno s Taylorjevimi pravilom morale postaviti centralne banke, je

¹ Poimenovanje koncepta, ki ga je v svojem članku formuliral Robert Barro (1974), je najmanj neposrečeno, saj Ricardo dejansko sploh ni verjel v obstoj “rikardijanske” ekvivalence (O’Driscoll Jr., 1977, str. 207).

bila namreč močno negativna in izven dosega monetarne politike, ki je omejena z ničelnim spodnjim pragom (angl. *zero lower bound*) (Kahn, 2010, str. 68). Podobno se je zgodilo tudi z različnimi do tedaj relativno heterodoksnimi programi kvantitativnega sproščanja, ki so sicer omejili poglobljanje krize, niso pa vodili do hitrega povratka k rasti (Chung, Laforte, Reifschneider, & Williams, 2012, str. 50; Joyce, Miles, Scott, & Vayanos, 2012, str. 286). Vse to je vplivalo na ponovno reevalvacijo stabilizacijskih učinkov fiskalne politike in njeno vrnitev v središče pozornosti ekonomske javnosti. Samorefleksija, ki jo je v preteklega pol desetletja opravila ekonomske stroka, je pokazala, da obstaja precejšnje število aspektov fiskalne politike, o katerih je še veliko neznanega: o učinkih fiskalne politike, o optimalni sestavi paketov fiskalnih ukrepov, o razlikovanju med večanjem javne porabe in zmanjševanja davkov ter o faktorjih, ki so osnova za dolgoročno vzdržnost javnega dolga (Blanchard et al., 2010, str. 206). Preden se posvetimo predstavitev posameznih ekonomskih teorij velja tako vseeno poudariti, da v ekonomski stroki še vedno ni jasnega konsenza glede uporabnosti fiskalne politike za stabilizacijo outputa in glede njenih učinkov. Razprava stroke v preteklih letih je namreč pokazala, da se mnenja o tem (tudi zaradi razlik v ideoloških prepričanjih) močno razlikujejo (Farrell & Quiggin, 2012, str. 18; Parker, 2011, str. 704). Odraz tega je v preteklih letih bilo tudi izrazito nihanje svetovne, še posebej pa evropske fiskalne politike med aktivističnim keynesianizmom (2008-2009) in novoklasično-ordoliberalnim zategovanjem pasu (2010-2012).

1.2.1 Keynesianska teorija: rojstvo aktivistične fiskalne politike

Objava Keynesove Splošne teorije zaposlenosti, obresti in denarja (1936) ne predstavlja le začetek makroekonomije v moderni obliki (Blanchard & Johnson, 2013, str. 540), ampak tudi pričetek fiskalne revolucije, ki je tekom naslednjih treh desetletij fiskalno politiko postavila v središčno vlogo pri stabilizaciji gospodarstva (Blinder, 2004, str. 10). Predkeynesianska klasična teorija je namreč trdila, da je fiskalna politika neučinkovita pri upravljanju z gospodarsko aktivnostjo in bi posledično glavni cilj države moral biti uravnotežen proračun² (De Long, 1998, str. 71). Ta, t. i. zakladniški pogled³ (angl. *Treasury view*) na fiskalno politiko običajno povezujemo z ekonomisti, ki so bili povezani z britansko zakladnico (angl. *treasury*) in ki so nasprotovali Keynesovim idejam. Slednji so namreč trdili, da je dejanski neto učinek povečanja javnih izdatkov na ekonomsko aktivnost enak nič, saj povečanje javne porabe v določenem znesku nujno vodi do zmanjšanja zasebne potrošnje oz. investicij v enakem obsegu. Taka pozicija temelji na dojemljanju gospodarstva skozi temeljne predpostavke klasične ekonomske teorije, ki pravijo, da sile nevidne roke vedno vodijo gospodarstvo k polni zaposlenosti, kar pomeni, da je državna fiskalna intervencija v celoti

² Ameriški predsednik Hoover je na višku velike depresije v letu 1931 v svojem letnem nagovoru državljanom pozival k nujnosti uravnoteženja proračuna preko zviševanja davkov in zmanjševanja javne porabe, saj naj bi to vzpostavilo zaupanje na trgu in pospešilo gospodarsko okrevanje (De Long, 1998, str. 75).

³ Novoklasična reinkarnacija zakladniškega pogleda sta rikardijanska ekvivalenca in hipoteza neučinkovitosti politik.

nepotrebna oz. celo škodljiva. Recesije, če že obstajajo, so v takem teoretičnem ogrodju zgolj prehodne narave, saj se bo gospodarstvo brez intervencije države samodejno vrnilo k polni zaposlenosti. Zgodovinsko gledano je taka teoretična pozicija logična in neločljiva posledica klasične predpostavke veljavnosti Sayevega zakona.

Po drugi strani pa so nekateri ekonomisti (npr. Schumpeter in Hayek) kljub temu, da so dopuščali morebitno učinkovitost stabilizacijske funkcije fiskalne politike, odsvetovali uporabo le-te za boj proti recesijam, saj so zagovarjali stališče, da so recesije dobre same po sebi. Te naj bi namreč predstavljale nujni in tudi pozitivni korekcijski odziv gospodarstva na ekscesno investiranje v predkriznem obdobju (De Long, 1998, str. 73). Keynes je tak pogled označil kot napačen in celo smešen: "I do not understand how universal bankruptcy can do any good or bring us nearer to prosperity.", drugi pa so tak pogled na poslovne cikle označili kar kot pogled "zločina in kazni" (De Long, 1998, str. 76). Celo Friedman in Schwartzova (1963) sta v svojem monumentalnem delu empirično prikazala, da monetarna politika pred veliko depresijo ni bila neobičajno ekspanzivna in tako posredno zavrnila ta pogled.

Keynes je pod vplivom velike depresije zavrnil klasično predpostavko, da gospodarstvo naravno teži k polni zaposlenosti, in zagovarjal tezo, da mora država z aktivnim interveniranjem poskrbeti, da bo gospodarstvo dosegalo stanje potencialnega outputa. Po njegovem mnenju Sayev zakon namreč ne velja vedno na kratek rok, saj lahko v obdobjih recesije pride do izpada učinkovitega povpraševanja zaradi hipnega zmanjšanja zaupanja (angl. *confidence*) potrošnikov in podjetij. Slednje je namreč po njegovem mnenju nestabilno in podvrženo "živalskim duhovom" (angl. *animal spirits*) (Keynes, 1936, str. 81), kar posledično pomeni, da investicijske odločitve posameznikov niso odvisne zgolj od verjetnostne analize stroškov in koristi, ampak tudi od povsem psiholoških dejavnikov izven polja ekonomske analize. Dogodek, ki močno zamaje zaupanje potrošnikov in podjetij, lahko tako povzroči veliko zmanjšanje zasebnih investicij (zaradi zmanjšanja profitnih pričakovanj) in potrošnje (zaradi povečanja preventivnih prihrankov), kar posledično vodi do velikega povečanja obsega prihrankov v gospodarstvu, ki ne najdejo produktivne rabe. Posamezniki se namreč zaradi povečane negotovosti ne želijo odločiti za investicije, ampak hranijo svoja sredstva v likvidnih oblikah, kot sta npr. denar ali bančne rezerve (likvidnostna preferenca⁴). Poleg tega Keynes predvideva tudi obstoj nominalne rigidnosti plač v gospodarstvu, kar preprečuje avtomatično težnjo gospodarstva k vzpostavitvi novega ravnotežja, in privzema idejo Fisherja (1933), da povečanje fleksibilnosti plač ne bi rešilo problema depresij, saj bi gospodinjstva in podjetja zaradi negativnih inflacijskih pričakovanj še manj trošila, realno breme dolgov pa bi se povečevalo. V primeru, ko zaradi zelo velikega presežnega varčevanja gospodarstvo doseže ničelni spodnji prag na obrestno mero, lahko tako zgolj država z deficitnim fiskalnim trošenjem prepreči izpad učinkovitega povpraševanja in porast brezposelnosti, saj stimulacija potrošnje zasebnega sektorja preko zniževanja obrestne mere ni možna. Takšno situacijo, ko

⁴ Po Keynesovim mnenju je obrestna mera nagrada za odrekanje likvidnosti in ne nagrada za (medčasovno) odrekanje potrošnji, kot trdi teorija časovne preference (Keynes, 1936, str. 84).

je monetarna politika skoraj v celoti nesposobna stimulirati gospodarstvo, keynesianska teorija poimenuje likvidnostna past.

Keynes je ideje v svojem magnum opusu zapisal povečini v literarni obliki, kar je zaradi obsežnosti dela povzročilo precejšnjo zmedo glede osrednjega sporočila njegovega dela. Za pretvorbo njegovih idej v izčiščeno modelsko obliko je v veliki meri zaslužen John Hicks (1937), saj je ta že v prvem letu po objavi Splošne teorije predstavil svojo modelsko razlago, ki je obenem predstavljala tudi prvo različico kasnejšega IS-LM modela (Vroey & Malgrange, 2011, str. 2). Ta model je kasneje postal osrednji model keynesianske makroekonomije in v veliki meri še vedno predstavlja esencialni gradnik analize gospodarstva na kratki rok (Blanchard & Johnson, 2013, str. 85).

IS-LM model združuje analizo trga blaga z analizo trga denarja, pri čemer pa se ponudbene strani (trga dela) ne dotika. Na kratki rok se namreč predvideva, da so plače nominalno rigidne, kar implicitno povzroči neodzivnost ponudbene strani na spremembe v povpraševanju. Model je določen z dvema krivuljama: z IS krivuljo, ki določa ravnotežje na trgu blaga, in LM krivuljo, ki določa ravnotežje na trgu denarja.

IS krivuljo⁵ izpeljemo s pomočjo keynesianskega križa, ki določa, da je ravnotežje na trgu blaga določeno z enakostjo med agregatnim povpraševanjem po dobrinah in agregatno proizvodnjo. Agregatno povpraševanje je sestavljeno iz potrošnje gospodinjev (C), investicij (I) ter državne potrošnje (G). Potrošnja gospodinjev ($C = C_0 + cY$) je sestavljena iz avtonomne potrošnje ter variabilnega dela potrošnje, ki je odvisen od mejne nagnjenosti k potrošnji (c) in razpoložljivega dohodka ($YD = Y - T$). Takšna oblika potrošne funkcije je posledica keynesianske potrošne teorije, ki predvideva, da je potrošnja gospodinjev (na kratki rok) proporcionalna tekočemu razpoložljivemu dohodku. Zbrani davki so odvisni od ravni proizvodnje ($T = T_0 + \tau \cdot Y$), agregatne investicije ($I = I_0 - d \cdot i$) pa so odvisne od obrestnih mer: večje kot so obrestne mere, manj podjetja investirajo.

IS krivulja, ki označuje ravnotežje na trgu blaga je torej določena kot (1):

$$\begin{aligned} Y &= C + I + G \\ Y &= C_0 + c \cdot (Y - T) + I_0 - d \cdot i + G \\ Y &= C_0 + c \cdot (Y - T_0 - \tau \cdot Y) + I_0 - d \cdot i + G \\ Y &= \frac{1}{1 - c(1 - \tau)} [C_0 - cT_0 + I_0 - d \cdot i + G] \end{aligned} \quad (1)$$

S pomočjo zadnje vrstice zgornjega zapisa lahko tudi analiziramo, kako se ravnotežni dohodek odziva na spreminjanje državne potrošnje (2):

⁵ Zaradi poenostavitve bomo izpeljali IS-LM model zaprtega gospodarstva, vendar pa vpeljava tujine skoraj v ničemer ne spremeni zaključkov analize.

$$dY = \frac{1}{1 - c(1 - \tau)} \left[dG - d \cdot \frac{\partial i}{\partial G} dG \right] \quad (2)$$

Konstantni faktor desne polovice zgornjega zapisa ($1/(1 - c(1 - \tau))$) imenujemo keynesianski multiplikator. Ta nam pove, za koliko se ravnotežni dohodek poveča, če se državna potrošnja poveča za eno enoto ob neupoštevanju vpliva povečanja državne potrošnje na obrestne mere. Kot bomo kasneje namreč videli, v IS-LM modelu povečanje avtonomne potrošnje povzroči povišanje obrestnih mer, kar zmanjša investicije. Tak učinek, ki ga običajno poimenujemo kot izrinjanje investicij (angl. *crowding out*), je odvisen od tega, kakšna je odzivnost obrestnih mer na spremembe avtonomne potrošnje. Običajno se predvideva, da je ta učinek večji, ko je gospodarstvo blizu polne zaposlenosti, in manjši, ko je v gospodarstvu prisotna velika proizvodna vrzel. Če zaenkrat zanemarimo ta učinek, lahko ob predpostavki vrednosti parametrov $c = 0,75$ in $\tau = 0,4$ ugotovimo, da povečanje javne potrošnje za 1 enoto poveča output v takem IS-LM modelu za 1,8 enot. Tak enostaven izračun je tudi približno enak teoretičnim rezultatom velikih keynesianskih makroekonomskih modelov. Evans (1969, str. 16) na podlagi analize Wharton, Klein-Goldberger in Brookings modelov namreč pride do zaključka, da znašajo fiskalni multiplikatorji za državno porabo približno 2 (Ramey, 2011, str. 677). Povečanje BDP-ja je torej zaradi multiplikacijskega procesa veliko večje od začetnega povečanja državne potrošnje, iz česar lahko sklepamo, da je fiskalna politika v takem teoretičnem okvirju zelo učinkovita pri stabilizaciji outputa.

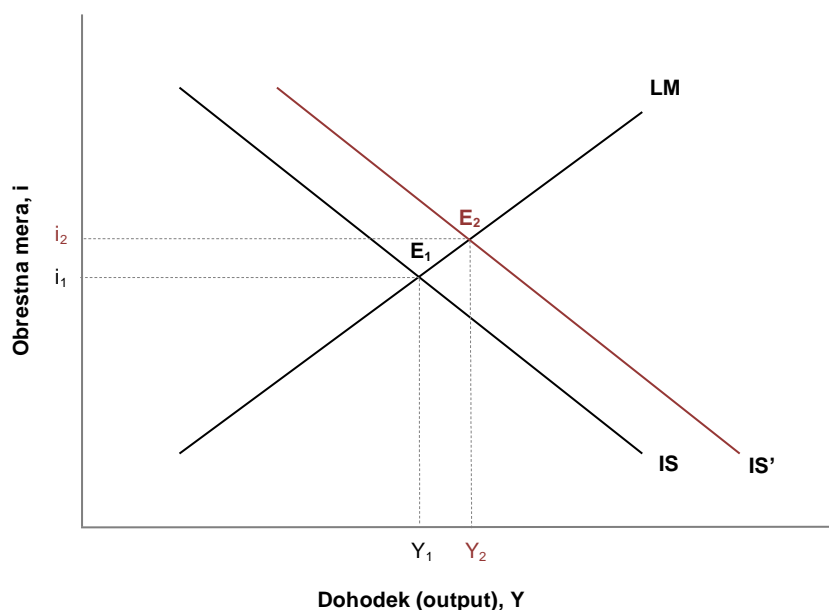
LM krivulja, ki predstavlja drugi del IS-LM modela, povezuje ravnovesne točke na trgu denarja. Te so dosežene, ko je ponudba (realnega) denarja enaka povpraševanju po (realnem) denarju.

$$\frac{M}{P} = YL(i) \quad (3)$$

Povečanje razpoložljivega dohodka (Y) povzroči povečanje povpraševanja po denarju, povečanje obrestne mere pa *ceteris paribus* povzroči zmanjšanje povpraševane količine denarja. Ob upoštevanju predpostavke, da je ponudba denarja fiksna, bo torej večji dohodek povzročil porast obrestne mere, kar posledično pomeni, da je LM krivulja naraščajoča funkcija dohodka.

Skupno ravnotežje IS-LM modela prikazuje sledeča Slika 1. Iz nje je razvidno, kaj se v gospodarstvu zgodi, ko pride do fiskalne ekspanzije: dohodek (output) naraste, obrestna mera pa prav tako. V takem kontekstu je zelo pomembno vprašanje, kakšen učinek ima fiskalna politika na povečanje outputa in višanje obrestnih mer, saj, kot je bilo razvidno že iz zapisa (2), ima višanje obrestne mere negativen učinek na zasebne investicije in posledično tudi na celotni output. Fiskalna politika je bolj učinkovita, ko je odzivnost obrestne mere manjša, saj je takrat fiskalni multiplikator večji.

Slika 1: Fiskalna politika v IS-LM modelu



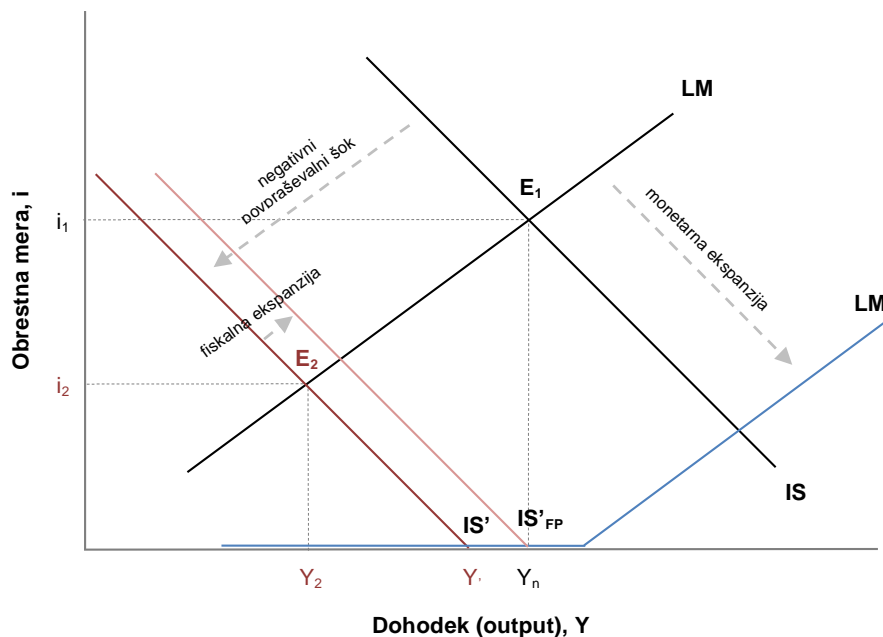
Vir: Prirejeno po O. Blanchard & D. R. Johnson, *Macroeconomics*, str. 95.

V običajnih razmerah je monetarna politika bolj učinkovito orodje za nadziranje nihanj BDP-ja, saj se je sposobna hitreje odzivati in jo je tudi lažje implementirati. Vendar pa, kot smo že omenili, obstajajo situacije, ko monetarna politika izgubi večino svoje učinkovitosti. Ko se namreč gospodarstvo nahaja v likvidnostni pasti, monetarna politika ne more več stimulirati outputa, saj so obrestne mere takrat že tako nizke, da jih ni več mogoče dodatno znižati s pomočjo monetarne ekspanzije. Obrestne mere se namreč pod ničelni spodnji prag ne morejo spustiti, saj pri ničelni obrestni meri dolžniški vrednostni papirji in gotovina (oz. bančne rezerve) postanejo substituti. Do pojava likvidnostne pasti običajno pride, ko gospodarstvo zadene velik negativni povpraševalni šok, ki zaradi negativnega vpliva na pričakovanja povzroči veliko povečanje varčevanja in zmanjšanje investicij. Rezultat takega presežka varčevanja je upad ravnotežne realne obrestne mere, ki izenači prihranke in investicije, globoko v negativno območje. V takem primeru se lahko zgodi, da je ravnotežna realna obrestna mera ($r = i - \pi^e$) tako bistveno nižja od 0, da jo je nemogoče doseči tudi, če centralna banka zniža svojo referenčno obrestno mero na 0, saj je najnižja realna obrestna mera, ki jo lahko centralna banka doseže enaka negativni vrednosti inflacije. Celotno situacijo lahko še dodatno poslabša pojav deflacije oz. vsaj dezinflacije, ki pogosto (na srednji rok) spremlja negativne povpraševalne šoke, saj ta zvišuje realno obrestno mero in s tem dodatno znižuje gospodarsko aktivnost.

V taki situaciji je, glede na že predstavljene omejene učinke heterodoksnih instrumentov monetarne politike (npr. kvantitativno sproščanje), fiskalna politika edino orodje, ki lahko preko povečanja državne potrošnje oz. zmanjšanja obdavčitve spodbudi gospodarsko rast. Pri

tem je pomembno dejstvo tudi to, da fiskalni multiplikatorji dosežejo svoj maksimum, ko je gospodarstvo v likvidnostni pasti, saj v tem primeru fiskalna ekspanzija ne povzroči dviga obrestne mere. Doseganje polnozaposlitvenega (naravnega) outputa je pogojeno s fiskalno ekspanzijo, saj je z monetarno ekspanzijo mogoče doseči le subpotencialne nivoje outputa. Shematično tako situacijo prikazuje Slika 2.

Slika 2: Fiskalna politika v IS-LM modelu z likvidnostno pastjo



Vir: Prirejeno po O. Blanchard & D. R. Johnson, *Macroeconomics*, str. 195.

Likvidnostna past je relativno redek pojav in zato je bila v ekonomski literaturi do pred kratkim verjetnostno podcenjena in neraziskana (Chung et al., 2012, str. 47). Za ključna pojava likvidnostne pasti štejejo veliko depresijo 30-tih let in japonsko deflacijsko izkušnjo v 90-tih letih (Krugman, 1998, str. 137). Veliko podatkov pa dodatno nakazuje tudi na zaključek, da se je precej razvitih gospodarstev znašlo v likvidnostni pasti tudi tekom (ponekod še vedno trajajoče) velike recesije, ki se je začela v letu 2008 (Pollin, 2012, str. 55).

Keynesiansko "uglaševanje" gospodarstva na podlagi zgoraj predstavljenega modela je močno zaznamovalo oblikovanje fiskalne politike v prvih desetletjih po II. svetovni vojni. Države so preko fiskalne ekspanzije zasledovale polno zaposlenost, preko ekspanzivne monetarne politike pa skrbele za stabilne obrestne mere in s tem izničevale negativne učinke fiskalne politike (i.e. izrivanje investicij). Taka mešanica politik (angl. *policy mix*) je kazala velike uspehe, ki pa so se konec 60-tih in v začetku 70-tih let sesuli v prah. Inflacijski šoki zaradi vietnamske vojne, razpada brettonwoodskega sistema ter naftnih kriz so porušili do tedaj stabilno razmerje med inflacijo in brezposelnostjo (Phillipsova krivulja) ter jasno demonstrirali omejitve keynesianskega upravljanja z agregatnim povpraševanjem. V situaciji naraščajočih omejitev na ponudbeni strani je ekspanzivna fiskalna politika pripeljala zgolj do

večanja inflacije, medtem ko je brezposelnost stagnirala ali pa še celo naraščala. V roku zgolj enega desetletja (1967 – 1977) se je posledično keynesianski konsenz dramatično sesul (Blinder, 2004, str. 11).

1.2.2 Novoklasična teorija: spogledovanje z irelevantnostjo fiskalne politike

IS-LM je dve desetletji in pol po II. svetovni vojni predstavljal dominantno orodje makroekonomske analize. To prevlado pa so konec 60. let pod vprašaj pričeli postavljati številni ekonomisti, ki so poudarjali potrebo po vpeljavi mikroekonomske osnove makroekonomskim keynesianskim modelom (Lucasova kritika) ter kazali na popolno zanemarjanje vpliva pričakovanj v obstoječih modelih. Razvoj mikroosnovanih (angl. *micro founded*) neravnotežnih (angl. *disequilibrium*) modelov je na začetku kazal določene uspehe, a je v veliki meri do začetka 70. let izgubil ves zalet. Namesto tega je začetek 70. let, ki predstavlja obdobje visoke teorije in ponovne evalvacije keynesianske teorije, postregel s hitrim vzponom novoklasične ekonomske teorije, ki je v celoti zavrгла izročilo Splošne teorije ter se ozrla nazaj k klasikom (Vroey & Malgrange, 2011, str. 6).

Novoklasična ekonomska teorija v osnovi izhaja iz monetaristične (Friedmanovske) tradicije, vendar pa se od nje razlikuje po večji rafiniranosti teoretičnih in metodoloških pozicij ter tudi po bolj ekstremnih pogledih na učinkovitost makroekonomskih stabilizacijskih politik (Screpanti & Zamagni, 2005, str. 340). Z razliko od keynesianskega pogleda, ki je poudarjal nepopolnost trgov in klical po intervencijskih politikah, novoklasična teorija predstavlja povratek k neoklasični ekonomski teoriji, ki je zgrajena na ogrodju Walrasove teorije splošnega ravnotežja s fleksibilnimi cenami in uravnoteženimi (angl. *clearing*) trgi. V odsotnosti rigidnosti se predpostavlja, da ima gospodarstvo edinstveno ravnotežje pri stanju polne (naravne) zaposlenosti, kar posledično pomeni, da ciklična (neprostovoljna) nezaposlenost v takem teoretičnem okvirju ne obstaja. Izpraznenje trgov je doseženo preko prilagajanja plač in cen, saj novoklasični modeli v izvorni obliki ne vsebujejo cenovnih rigidnosti. Modeli so zgrajeni na mikroekonomski metodologiji reprezentativnih agentov, ki maksimirajo koristnost (oz. dobiček) in oblikujejo naprej ozirajoča (racionalna) pričakovanja. Ključni predstavniki te šole so Robert Lucas, Thomas Sargent, Neil Wallace in Edward Prescott, ki so povezani s šolama lociranimi okrog velikih ameriških jezer: z Univerzo v Chicagu in z Univerzo v Minnesoti. Zato novoklasično ekonomijo nekateri poimenujejo tudi "sladkovodna ekonomija" (angl. *freshwater economics*), medtem ko se za ekonomijo keynesianske tradicije, ki se je deloma ohranila na obalnih univerzah ZDA, uporablja izraz "slanovodna ekonomija" (angl. *saltwater economics*).

Friedmanova kritika keynesianske teorije, ki predstavlja uvodni del novoklasične teoretične revolucije, temelji na dveh elementih: po eni strani je Friedman kritiziral keynesiansko potrošno funkcijo, po drugi strani pa zavrnil obstoj stabilne Phillipsove krivulje. Keynesianska potrošna funkcija, pri kateri je tekoča potrošnja odvisna od tekočega dohodka,

po Friedmanu (1957) ni najbolj ustrezna, saj potrošniki pri odločanju o potrošnji ne upoštevajo le tekočega dohodka ampak tudi vse prihodnje dohodke. V Friedmanovi formulaciji je permanentni dohodek oz. pričakovano dolgoročno povprečje dohodkov določeno z realnim premoženjem posameznika (tako fizični kot tudi človeški kapital), ki le temu omogoča generiranje prihodkov skozi celotno življenjsko obdobje. Pri njegovi hipotezi permanentnega dohodka potrošnja določajo spremembe v permanentnem dohodku in ne spremembe v tekočem oz. začasnem dohodku. Potrošniki namreč izvajajo medčasovno glajenje potrošnje (angl. *consumption smoothing*), kar posledično pomeni, da imajočasne spremembe v tekočem dohodku majhen vpliv na tekočo potrošnjo, saj je sprememba permanentnega dohodka v takem primeru relativno majhna ali pa celo zanemarljiva. Posledično pa se s tem zelo zmanjša tudi učinkovitost stabilizacijske fiskalne politike, ki bi poskušala z začasnim višanjem dohodkov potrošnikov povečati potrošnjo gospodinjstev. Friedman je zato za stabilizacijo namesto fiskalne politike predlagal monetarno politiko, kar je nato še dodatno težo dobilo z objavo njegovega velikega dela s področja monetarne zgodovine ZDA (1963) ter s predlogom monetarističnega ciljanja rasti količine denarja v obtoku.

Po drugi strani pa je Friedman, skupaj s Phelpsom, napadel keynesiansko predpostavko o stabilni povezavi med stopnjo inflacije in stopnjo brezposelnosti, ki jo empirično ponazarja Phillipsova krivulja. Trdil je namreč, da je ta povezava zgolj kratkoročne narave in da na dolgi rok stopnje brezposelnosti ni mogoče zmanjševati z monetarno ekspanzijo, saj je dolgoročna Phillipsova krivulja vertikalna pri naravni stopnji brezposelnosti. Monetarna politika torej na dolgi rok nima realnih (neinflacijskih) učinkov, na kratki rok pa sicer obstajajo realni učinki, a so ti mogoči zgolj v primeru nepričakovanih šokov monetarne politike. Ekonomski agenti v njegovem kontekstu namreč v vsakem obdobju popravijo pričakovanja o prihodnji stopnji inflacije (adaptivna pričakovanja), kar posledično pripelje do zaključka, da je mogoče dosegati stopnjo brezposelnosti, ki je nižja od normalne stopnje, le v primeru, ko se inflacija stalno povečuje (Screpanti & Zamagni, 2005, str. 338; Vroey & Malgrange, 2011, str. 7).

Novoklasiki so v nadaljevanju šli še korak dlje in trdili, da je monetarna politika popolnoma impotentna tudi na kratek rok. Na podlagi vpeljave racionalnih pričakovanj, ki jih je prvi sicer nepovezano formuliral Muth (1961), so ti namreč trdili, da monetarna politika ne more imeti realnih učinkov niti na kratek rok, saj ekonomski agenti v celoti predvidijo posledice dejanj centralne banke in skladno s tem prilagodijo svoje ravnanje. Znotraj svojega odločevalskega procesa ti namreč upoštevajo le realne vrednosti spremenljivk, na katere pa monetarna politika ne vpliva, in zaradi česar ima posledično monetarna politika tako na kratek, kot tudi na dolgi rok le inflacijske učinke.

Na področju fiskalne politike so novoklasiki prišli do podobnega zaključka kot Friedman, a so njegovo predpostavko permanentnega dohodka še nekoliko predrugačili. Večina novoklasičnih modelov namreč temelji na rikardijanski ekvivalenci (Barro, 1974), ki

predpostavlja, da so ekonomski agenti naprej ozirajoči (angl. *forward looking*) in da v celoti ponotranjijo državno proračunsko omejitev, ko sprejemajo odločitve o potrošnji (Blinder, 2004, str. 9). V tem primeru nima odločitev države o načinu financiranja javne porabe nobenega učinka na potrošne odločitve agentov. Deficitno trošenje je enako trošenju iz tekoče obdavčitve, saj agenti na državne obveznice ne gledajo kot na premoženje, ampak zgolj kot na odloženo davčno obveznost. Posledično povečano trošenje države v novoklasičnem (splošnoravnotežnem) modelu z rikardijansko ekvivalenco ne glede na način financiranja ne more imeti nobenega realnega učinka, saj povečanje javne potrošnje povzroči takojšnje zmanjšanje potrošnje gospodinjstev zaradi zmanjšanja neto sedanje vrednosti premoženja. Izrinjanje zasebne potrošnje (angl. *crowding out*) s strani državne potrošnje je torej v novoklasičnih modelih brez rigidnosti popolno (Gordon, 2009, str. 18). Pozitiven odziv outputa na povečanje državne potrošnje je prisoten le v primeru, ko agenti povečajo ponudbo dela zaradi zmanjšanja neto sedanje vrednosti premoženja (Parker, 2011, str. 706).

Zgoraj navedeni aspekti neučinkovitosti monetarne in fiskalne politike so vodili do razvoja modelov realnih poslovnih ciklov (angl. *real business cycles, RBC*), pri katerih so ciklična gibanja outputa in ostalih spremenljivk posledica realnih šokov (tehnologije, preferenc itd.) in ne monetarnih oz. povpraševalnih šokov. Začetek RBC modelov običajno povezujemo s Kydlandom in Prescottom (1982), ki sta v svojem delu pokazala, da lahko z zelo preprostim RBC modelom z dvema tehnološkima šokoma zelo dobro pojasnita delovanja ameriškega gospodarstva v obdobju 1950-75. V njunem modelu so ciklična nihanja outputa in zaposlenosti torej razložena kot optimalni odziv agentov na tehnološke šoke. Recesije per se ne obstajajo, saj obdobja zmanjševanja gospodarske aktivnosti predstavljajo učinkovit odziv gospodarstva na realne šoke, kar posledično tudi pomeni, da recesije niso odraz nepopolnosti trga, kot trdi keynesianska teorija, ampak učinkovit polnozaposlitveni odziv gospodarstva na realne spremembe⁶. V kolikor torej pristanemo na tako interpretacijo poslovnih ciklov, je fiskalna politika v recesijah popolnoma impotentna, saj je tudi takrat prisotno popolno izrinjanje zasebne potrošnje.

Novoklasični raziskovalni program, ki poudarja walrasijansko splošno ravnotežje, zavrača neoklasično sintezo, vključuje predpostavko racionalnih pričakovanj ter z razliko od keynesianske teorije daje poudarek izključno ponudbeni strani in mikroekonomsko osnovanim modelom, je naletel med keynesianskimi ekonomisti na različne odzive. Po eni strani so nekateri novoklasični pristop v celoti zavračali s izjavami, da je pri mikroekonomsko osnovanih novoklasičnih modelih prišlo do "zamenjave neurejene resnice z natančno napako" (Vroey & Malgrange, 2011, str. 13), po drugi strani pa so nekateri sprejeli Lucasovo kritiko in poskusili v novoklasični teoretični okvir vnesti elemente keynesianske teorije. Slednjo

⁶ Prescott (1999, str. 29) tako celo trdi, da velika depresija v ZDA ni bila posledica velikega izpada investicijskega povpraševanja, kot so razlagali keynesianci, ampak posledica (realnih) sprememb institucij trga dela in industrijskih politik, ki so znižale ustaljeno stanje zaposlenosti. Japonska stagnacija pa po drugi strani predstavlja zavestno odločitev gospodinjstev, da zmanjšajo število delovnih ur.

skupino običajno poimenujemo kot novokeynesiance. Ti so v novoklasični mikroosnovani modelski okvir poskušali ponovno uvesti neprostovoljno brezposelnost in realne učinke monetarne ter fiskalne politike. Večina novokeynesianskih modelov tako temelji na nepopolni konkurenci in določeni obliki cenovne rigidnosti, obenem pa ohranja vso mikroekonomsko konsistentnost novoklasičnih modelov.

Vzpon novokeynesianskih modelov je v sredini 90. let posledično pripeljal do zatona RBC modelov in pojava novih dinamičnih stohastičnih modelov splošnega ravnotežja (angl. *dynamic stochastic general equilibrium models, DSGE*). Ti modeli predstavljajo trenutni konsenz v ekonomski teoriji, saj se praktično celotna ekonomska stroka strinja z njihovo zasnovo, ki v osnovi sledi tradiciji RBC modelov (dinamično splošno ravnotežje, medčasovna substitucija, racionalna pričakovanja, eksogeni šoki itd.), a je dodatno obogatena z novokeynesiansko nepopolno konkurenco in cenovno rigidnostjo (Vroey & Malgrange, 2011, str. 17).

Kanonični DSGE model tako predpostavlja gospodarstvo s 4 tipi dobrin: delo, končna dobrina, vmesne dobrine ter denar. Končna dobrina, ki je proizvedena s pomočjo vmesnih dobrin, je homogena, njen trga pa je popolnoma konkurenčen. Vmesne dobrine so proizvedene s strani monopolističnih konkurentov ob predpostavki enofaktorske produkcijske funkcije (delo). Ta monopolistična podjetja lahko oblikujejo cene na podlagi pribitka na mejne stroške. Cenovna rigidnost tipa Calvo (1983) je uvedena s predpostavko prekrivajočih začasno fiksnih pogodb (angl. *staggered contracts*), pri katerih lahko podjetja spremenijo ceno le takrat, ko (z določeno verjetnostjo) dobijo signal (Vroey & Malgrange, 2011, str. 18).

V takem DSGE kontekstu ima monetarna politika, v nasprotju z RBC modeli, realne učinke, ki so nezanemarljivi, a vseeno omejeni na kratek rok. Povsem enako pa ni mogoče reči za učinke fiskalne politike. Ta je namreč v teh modelih veliko manj učinkovita, kot je mogoče sklepati na podlagi keynesianskih modelov. Slednji namreč predvidevajo fiskalne multiplikatorje, ki so precej večji od 1, medtem ko novokeynesianski DSGE modeli (npr. široko razširjeni model Smetsa in Woutersa (2003)) povečini predvidevajo multiplikatorje, ki so manjši od 1 (Parker, 2011, str. 706; Ramey, 2011, str. 675; Taylor, 2011, str. 687). V določenih primerih, ko je povečanje javnih izdatkov financirano z distorzijskimi davki, pa so lahko modelski fiskalni multiplikatorji celo izrazito negativni. Iz slednjega je torej mogoče posledično sprejeti sklep, da je fiskalna politika neučinkovita za stabilizacijo gospodarstva, saj je v tem primeru povečanje outputa manjše od povečanja državne potrošnje. Prisoten imamo torej močan učinek izrinjanja zasebne potrošnje s strani državne potrošnje.

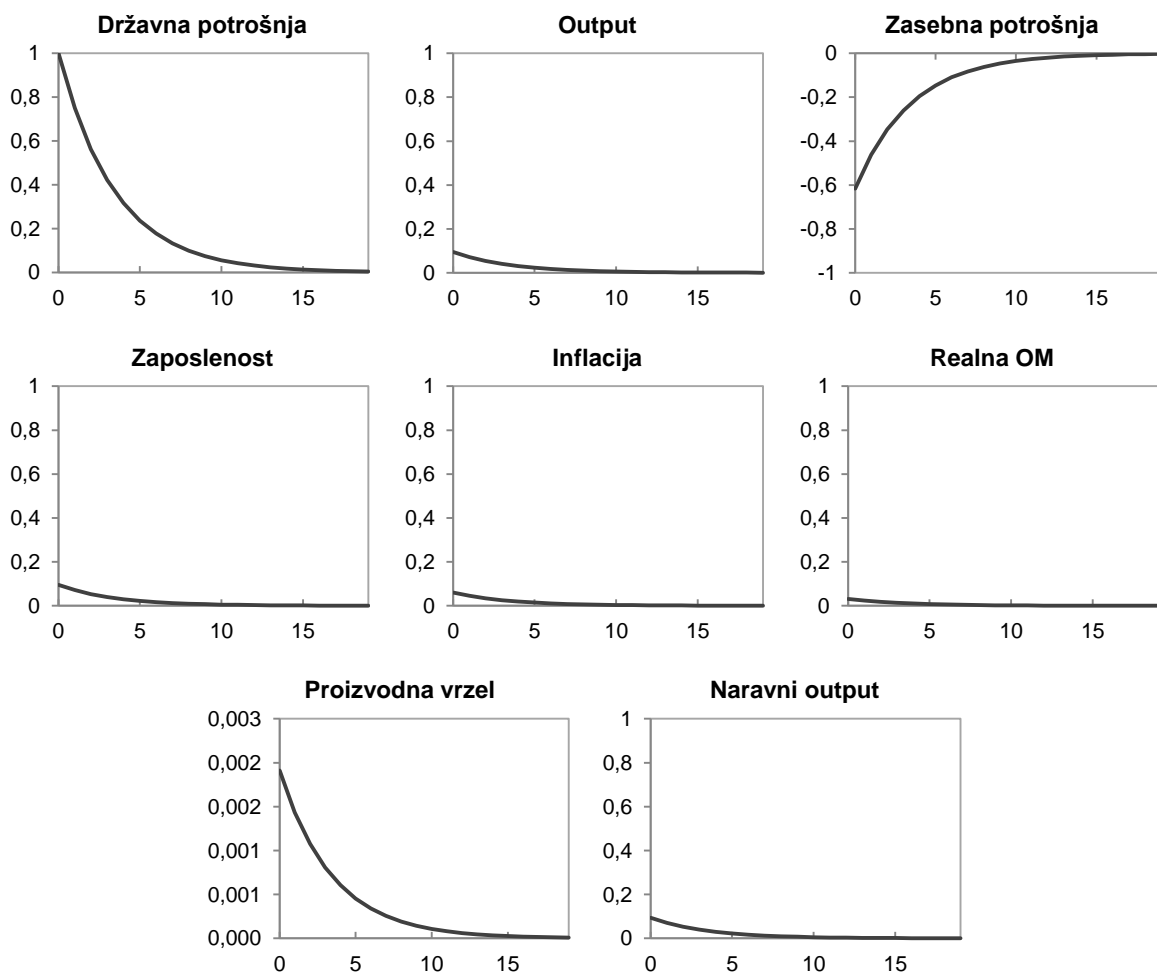
Izpeljavo takega preprostega novokeynesianskega modela prikazuje Priloga 1. V takem modelu potrošniki glede na vrednost celotnega premoženja, ki ga imajo skladno z vseživljenjsko proračunsko omejitvijo na voljo, medčasovno alocirajo potrošnjo tako, da maksimirajo vseživljenjsko koristnost. Take alokacije potrošnje zadostijo t.i. Eulerjevi enačbi

za potrošnjo (4), po kateri je potrošnja v obdobju t odvisna od diskontnega faktorja (β), realne obrestne mere (R) ter potrošnje v naslednjem obdobju:

$$u'(c)_t = \beta(1 + R)u'(c)_{t+1} \quad (4)$$

Potrošniki torej glede na dano realno premoženje izvajajo medčasovno glajenje potrošnje, saj ima funkcija koristnosti padajočo mejno koristnost. Simulacijske učinke povečanja državne potrošnje v takem modelu prikazuje Slika 3. Kot je razvidno, porast državne potrošnje za 1 odstotek nad ustaljeno stanje povzroči velik upad zasebne potrošnje, saj povečanje trenutne (ali prihodnje) obdavčitve zaradi rikardijanske ekvivalence povzroči zmanjšanje realnega premoženja gospodinjstev. Ker se gospodinjstva ravnavo skladno s teorijo permanentnega dohodka, to zmanjšanje premoženja takoj povzroči upad tekoče potrošnje. Output v takem modelu sicer vseeno malenkost naraste, saj se agenti zaradi premoženjskega učinka odločijo za večjo količino ponujenega dela, zaradi česar posledično naraste tudi naravni output. Povečana državna potrošnja v takem modelu povzroči tudi pozitivne inflacijske in obrestne pritiske, saj se pojavi pozitivna proizvodna vrzel.

Slika 3: Učinki povečanja državne potrošnje v novokeynesianskem modelu



Fiskalni multiplikator lahko iz zgoraj prikazanih rezultatov, ki dejansko predstavljajo elastičnosti, izračunamo po sledeči enačbi (5):

$$\frac{\Delta y}{\Delta g} = \frac{\% \Delta y}{\% \Delta g} \cdot \frac{Y}{G} \quad (5)$$

Upošteva je tak izračun in predpostavljeni delež državne potrošnje v BDP v višini 44 odstotkov dobimo vrednost fiskalnega multiplikatorja 0,22. Ta vrednost je skozi celotno obdobje nespremenjena, kar je posledica linearne narave (aproksimacije) zgoraj prikazanega modela. Linearizacija DSGE modelov namreč proizvede tako dinamiko učinkov fiskalne politike, ki je neodvisna od stanja gospodarstva. Za fiskalno politiko se tako predpostavlja, da je enako učinkovita tako v recesiji, ko je brezposelnost visoka in izkoriščenost proizvodnih zmogljivosti majhna, kot tudi v ekspanziji, ko velja ravno obratno (Parker, 2011, str. 707).

1.2.3 Postrecesijska teoretična kakofonija: nasproti novemu konsenzu?

Pojav velike recesije, ki se je v Združenih državah Amerike začela v drugi polovici leta 2008, je vsaj začasno postavil pod vprašaj novokeynesianski konsenz in na plan ponovno prinesel precejšnja razhajanja ekonomistov glede učinkovitosti stabilizacijske funkcije fiskalne politike. Na eni strani so bili keynesianski ekonomisti, ki so se zavzemali za obsežno proticiklično fiskalno stimulacijo (npr. Krugman, DeLong, Romer), na drugi strani pa ekonomisti glavne struje (npr. Barro, Fama, Cochrane), ki so na podlagi prevladujoče ekonomske teorije zavračali fiskalni stimulus (Eggertsson, 2010, str. 59; Farrell & Quiggin, 2012, str. 18). To ponovno prebujeno nestrinjanje se je odrazilo tudi pri formulaciji državnih fiskalnih programov, saj državni odločevalci na začetku krize niso bili prepričani, kako ukrepati. Realnopolitična nuja ukrepanja je nato sicer postavila teoretične pomisleke na stranski tir in pripeljala do oblikovanja relativno koordiniranega protikriznega odziva svetovnih vlad (Auerbach, Gale, & Harris, 2010, str. 142). Novi pragmatični status quo pa vseeno ni pomiril teoretičnih debat o višini fiskalnih multiplikatorjev. Romerjeva in Bernstein, ki sta bila ključna ekonomska svetovalca ameriškega predsednika Obame v letu 2009 in tudi pomembna oblikovalca protikriznega fiskalnega programa, sta, na primer, vladni ekspanzivni protikrizni program utemeljila na izračunih učinkov fiskalne politike narejenih v (staro) keynesianskih modelih. Ti so kazali na smiselnost fiskalne ekspanzije, saj sta fiskalni multiplikator predlaganega stimulacijskega paketa ocenila v višini 1,5. Nekateri drugi ekonomisti, ki so kritizirali njuno izbiro neortodoksnega modela, pa so na podlagi analize enakih predlaganih politik v novokeynesianskih modelih prišli do multiplikatorjev v višini le okoli 0,5 (Auerbach, 2012, str. 171; Taylor, 2011, str. 687). Rezultati analize učinkovitosti aktivistične fiskalne politike so torej v celoti temeljili na izbiri modelskih predpostavk.

V ospredje je ponovno prišlo vprašanje, ali so novoklasični modeli, ki predpostavljajo stalno splošno ravnotežje, najprimernejše orodje za modeliranje gospodarstva v recesiji, še posebej v luči dejstva, da se je njihova napovedna moč v zadnji krizi izkazala kot zelo nizka (čeprav v nekaterih pogledih ne posebej slabša od preostalih razpoložljivih modelov) (Edge & Gurkaynak, 2011, str. 17; Muellbauer, 2010, str. 1). Z zelo počasnim okrevanjem gospodarstva ob izjemno ekspanzivni monetarni politiki se je v središče ekonomskega diskurza vrnila tudi likvidnostna past oz. ničelna spodnja meja, ki je bila z izjemo kratke revitalizacije ob japonski izkušnji na prelomu tisočletja (Eggertsson & Woodford, 2004; Krugman, 1998), potisnjena na rob vse od Keynesa dalje. V luči zgoraj napisanega so tako nekateri bolj keynesiansko usmerjeni ekonomisti (npr. Krugman, DeLong itd.) pričeli poudarjati, da so enostavni tradicionalni (cenovnorigidni) keynesianski IS-LM modeli boljši za intuitivno razumevanje gospodarskih razmer v nedavni krizi kot mikroekonomsko osnovani novokeynesianski modeli, ki so med drugim tudi napačno predvidevali močno deflacijo ob pojavu negativne proizvodne vrzeli in zelo nizke vrednosti fiskalnih multiplikatorjev.

Velika recesija je tako ob siceršnjem pomanjkanju velike teoretične revolucije vseeno pripeljala do določenega teoretičnega napredka, saj je razvoj teorije v preteklih letih šel v smer večjega vključevanja različnih finančnih frikcij v makroekonomske modele, ki pa skoraj v celoti še vedno temeljijo na klasičnem novokeynesianskem raziskovalnem programu. Del Negro, Giannoni in Schorfheide (2013) so tako, na primer, nadgradili pred krizo široko aplicirani novokeynesianski model Smetsa in Woutersa (2003) s frikcijami na kreditnem trgu (Bernanke, Gertler, & Gilchrist, 1999) ter pokazali, da je mogoče s takim nadgrajenim modelom ex ante precej natančno napovedati tako globino velike recesije kot tudi odsotnost deflacije.

Na področju analize učinkov fiskalne politike pa je prišlo do precejšnega porasta analize nelinearnih učinkov fiskalne politike v odvisnosti od sposobnosti monetarne politike, da stabilizira output skladno s Taylorjevim pravilom. Implementacija ničelne spodnje meje na obrestno mero je v novokeynesianskih modelih tako pripeljala do pojava precejšnje diferenciacije v velikosti fiskalnih multiplikatorjev glede na prisotnost likvidnostne pasti. Čeprav taki modeli v času ekspanzije oz. v času polne zaposlenosti še vedno predvidevajo fiskalne multiplikatorje, ki so manjši od 1, pa v času recesije, ko je prisotna likvidnostna past, omogočajo fiskalne multiplikatorje, ki so večji od 1. Torej so v tem primeru rezultati novokeynesianskih modelov presenetljivo podobni rezultatom (staro)keynesianskih modelov. Vendar pa je pri takih modelih potrebno poudariti, da je nelinearnost fiskalnih multiplikatorjev v celoti posledica fiksiranosti obrestne mere pri 0 in ne rezultat pojava neizkoriščenih virov, kot velja pri keynesianskih modelih (Parker, 2011, str. 708).

Woodford (2011) tako na podlagi novokeynesianskega DSGE modela pokaže, da na velikost fiskalnega multiplikatorja sicer vpliva tudi prisotnost cenovnih in plačnih rigidnosti, vendar pa da ima največji učinek na velikost fiskalnega multiplikatorja prisotnost ničelne spodnje

meje oz. nesposobnost monetarne politike, da stabilizira output. Ko je monetarna politika omejena z ničelno spodnjo mejo, je fiskalni multiplikator občutno večji od ena in proticiklična fiskalna politika lahko v takem primeru z delno zapolnitvijo proizvodne vrzeli posledično tudi poveča družbeno blaginjo. Fiskalna ekspanzija namreč ob prisotnosti likvidnostne pasti povzroči padec realne obrestne mere in s tem stimulira zasebno potrošnjo. V prisotnosti dolgotrajne likvidnostne pasti tako ugotovi, da bi morala optimalna fiskalna politika skoraj v celoti zapolniti nastalo proizvodno vrzel, v primeru, ko pa je pojav likvidnostne pasti bolj kratkotrajne narave, bi morala biti optimalna višina fiskalnega stimulusa manjša. V splošnem pa velja, da je fiskalna politika učinkovita le do trenutka, ko ničelna spodnja meja preneha biti omejujoč pogoj in da je v primeru, ko monetarna politika ni omejena z ničelno spodnjo mejo, stabilizacijo outputa še vedno boljše prepustiti monetarni in ne fiskalni politiki.

Obstoj fiskalnih multiplikatorjev državnega trošenja, ki so v času likvidnostne pasti precej večji od 1, prikazujejo tudi Christiano, Eichenbaum in Rebelo (2011) ter Aruoba in Schorfheide (2013). Burgert in Schmidt (2013) v okviru novokeynesianskega modela pokažeta, da je v primeru prisotnosti likvidnostne pasti optimalna fiskalna politika ekspanzivna, vendar pa višina fiskalnega stimulusa upada z višino zadolženosti države. Erceg in Lindé (2014) prideta do zaključka, da so fiskalni multiplikatorji v primeru zavezujoče ničelne spodnje meje precej večji kot v "normalnih" časih in je posledično proračunski strošek fiskalne ekspanzije v času likvidnostne pasti minimalen. Obenem pa tudi ugotovita, da mejni fiskalni multiplikator upada z višino povečanja državnega trošenja. Evans, Guse in Honkapohja (2008) ugotovijo, da je v primeru močne likvidnostne pasti ekspanzivna fiskalna politika potrebna za preprečitev negativne deflacijske in proizvodne spirale. Ko se zaradi visoke zadolženosti države poveča deželno tveganje, so sicer fiskalni multiplikatorji v primeru likvidnostne pasti po eni strani manjši (Corsetti, Kuester, Meier, & Müller, 2013), vendar pa so po drugi strani večji, če je krizna fiskalna ekspanzija povezana s kredibilno srednjeročno konsolidacijo (kontrakcijo), ki zniža dolgoročne obrestne mere in stimulira zasebno potrošnjo (Corsetti, Meier, & Muller, 2012).

Eggertsson (2010) dodatno pokaže, da v primeru likvidnostne pasti niso vse oblike fiskalne ekspanzije enako učinkovite. Povečanje javnega trošenja v njegovem okolju, podobno kot že pri prej omenjenih avtorjih, proizvede precejšnje multiplikativne učinke, kar pa ne velja tudi za fiskalno ekspanzijo na podlagi zmanjševanja davčnega bremena na ponudbeni strani. Zmanjševanje obdavčitve dela in kapitala namreč v primeru zavezujoče ničelne spodnje meje na obrestne mere proizvede negativen odziv outputa, saj zmanjševanje factorske obdavčitve zmanjšuje mejne stroške in posledično privede do deflacijskih pritiskov. Posledično večje realne obrestne mere povzročijo dodatno poglobljanje proizvodne vrzeli, ker se monetarna politika ne more ustrezno prilagoditi. Zato so fiskalni multiplikatorji povezani z zmanjševanjem obdavčitve dela in kapitala negativni (primeru zmanjševanja obdavčitve dela znaša multiplikator celo -1) (Eggertsson, 2010, str. 60). Makroekonomska politika bi torej v primeru likvidnostne pasti morala težiti k stimulaciji agregatnega povpraševanja (preko

povečanja državne potrošnje, zmanjševanja obdavčitve potrošnje ali povečanja investicijskih olajšav) in ne k stimulaciji ponudbene strani preko zmanjševanja factorske obdavčitve, saj je ob ničelnih obrestnih merah nivo outputa določen s stanjem povpraševalne strani.

Eggertsson in Krugman (2012) na podlagi modela s heterogenimi agenti pokažeta tudi, da ima fiskalna politika velike multiplikativne učinke, ko je določen del agentov zaradi zunanjšega šoka (Minskyjev moment) prisiljen v razdolževanje. V tem primeru, ko dolžniki zmanjšujejo zadolženost, bi upniki za zagotovitev ravnotežja morali za enak znesek povečati trošenje, a tega ne naredijo, ker je obrestna mera, ki bi ob velikem povečanju varčevanja omogočila novo ravnotežje na trgu, zaradi ničelne spodnje meje nedosegljiva. Hipotetično povečevanje fleksibilnosti cen in plač je v takem kontekstu kontraproduktivno, saj bi posledično hitrejšo zmanjševanje cen (i.e. deflacija) zaradi povečanja presežka varčevanja in povečanja realnega bremena dolga privedlo do zmanjšanja agregatnega povpraševanja. Funkcija agregatnega povpraševanja je torej v primeru likvidnostne pasti naraščajoča in ne padajoča, kot običajno velja v ekspanziji. V taki situaciji, podobno kot pri Eggertssonu (2010) stimulacija ponudbene strani torej ne doseže zelenega učinka, saj ta dejansko zmanjšuje trenutni output in povečuje brezposelnost. V primeru take bilančne recesije (angl. *balance sheet recession*), ko določen del zasebnega sektorja zaradi razdolževanja ne more trošiti, je torej optimalno, da tekom procesa privatnega razdolževanja država preko ekspanzivne fiskalne politike nadomesti del izpadlega povpraševanja in posledično akumulira dolg, ki ga lahko nato odplača v času gospodarske ekspanzije. Rikardijanska ekvivalenca v takem modelu namreč ni več zavezujoča zaradi dolžniško (likvidnostno) omejenih agentov, kar posledično vodi do pojava multiplikatorjev v keynesianskem slogu (kjer je tekoča potrošnja odvisna od tekočega dohodka) (Eggertsson & Krugman, 2012, str. 1472).

Razvoj makroekonomske teorije je v preteklega pol desetletja torej pokazal na veliko možnosti za obstoj nelinearnih učinkov fiskalne politike, ki se lahko močno razlikujejo glede na to, ali je gospodarstvo v recesiji ali v ekspanziji. Pri tem je bilo sicer največ pozornosti namenjeno situaciji, ko je gospodarstvo v likvidnostni pasti, manj oz. skoraj nič pa ni bilo razvoja teoretičnih modelov, ki bi ocenjevali nelinearne učinke fiskalne politike zgolj v odvisnosti od velikosti proizvodne vrzeli. Razlog za tak razvoj dogodkov se najverjetneje nahaja v relativni enostavnosti simuliranja ničelne spodnje meje in v veliko težjem modeliranju diferenciranih stroškov proizvodnje outputa (v odvisnosti od proizvodne vrzeli) (Parker, 2011, str. 712). Kljub temu pa je sodeč po razvoju dogodkov mogoče sklepati, da se vsaj navidezno približujemo novemu postkriznemu teoretičnemu konsenzu, ki z razliko od novokeynesianskega predkriznega konsenza predvideva močno nelinearnost učinkov fiskalne politike in delno tudi utemeljuje ter upravičuje stabilizacijsko funkcijo fiskalne politike. V določeni meri lahko torej trdimo, da se je Keynesova ideja proticiklične fiskalne politike približno 80 let po objavi Splošne teorije spet vrnila v središče makroekonomske teorije.

1.3 Pregled empirične literature

Večina empirične literature s področja analize multiplikativnih učinkov fiskalne politike do pred kratkim ni razlikovala med učinki fiskalne politike v recesiji in ekspanziji. Po eni strani se razlog za to nahaja v predkrizni novoklasični splošnoravnotežni teoretični tradiciji, po drugi strani pa je to tudi odraz pomanjkanja podatkov in primernih ekonometričnih metod (Parker, 2011, str. 705). Te študije so torej analizirale vrednosti povprečnega fiskalnega (izdatkovnega) multiplikatorja skozi celotni poslovni cikel. Večina takih študij je v preteklih desetletjih na podlagi ekonometričnih analiz makroekonomskih časovnih serij prišla do zaključka, da fiskalni multiplikator znaša med 0,6 in 1,8 (Ramey, 2011, str. 679). Za ocenjene vrednosti takih fiskalnih multiplikatorjev se je tudi izkazalo, da so relativno neodvisne od izbire identifikacijske sheme za fiskalne šoke, saj različni ekonometrični pristopi vodijo do podobnih rezultatov. Blanchard in Perotti (2002) sta na podlagi SVAR metodologije in upoštevanja institucionalnih podatkov o fiskalnem sistemu dobila ocene multiplikatorja med 0,9 in 1,29. Ramey in Shapiro (1999), Edelberg, Eichenbaum in Fisher (1999) ter Eichenbaum in Fisher (2005) so na podlagi študij primerov eksogenega povečanja vojaških izdatkov dobili multiplikatorje med 0,6 in 1,2. Mountford in Uhlig (2005) sta na podlagi omejitve predznakov impulznih odzivov ocenila fiskalni multiplikator v višini 0,65, Gordon in Krenn (2010) pa sta na podlagi razcepa Choleskega prišla do fiskalnega multiplikatorja za obdobje 1919-1941 v višini 1,8. Zgoraj naštetje študije se sicer nanašajo na ZDA, vendar pa analize tudi za druge države vodijo do podobnih zaključkov (Ramey, 2011, str. 677).

Zgoraj naštetje študije dodatno tudi podrobneje razlikujejo fiskalne učinke glede na različne vrste javnega trošenja in najdejo statistično značilne razlike v višini fiskalnih multiplikatorjev. Ocene fiskalnih multiplikatorjev investicijskega trošenja so tako običajno večje od ocen multiplikatorjev za tekočo državno potrošnjo. Nekatere študije (npr. Alesina in Ardagna (2010)) so sicer po drugi strani nakazovale na zaključek, da so fiskalna krčenja v določenih primerih ekspanzivna, kar bi pomenilo, da je vrednost fiskalnega multiplikatorja negativna, vendar pa so sledeče študije (Ferguson & Johnson, 2011; IMF, 2010; Leigh, Pescatori, & Guajardo, 2011; Perotti, 2011) pokazale na številne pomanjkljivosti in ovrgle to hipotezo "ekspanzivnega varčevanja".

Pojav nedavne krize je zaradi velikega porasta brezposelnosti in neizkoriščenosti proizvodnih zmogljivosti postopno povzročil precejšen premik v empirični literaturi, saj se je povečalo zanimanje za nelinearne učinke fiskalne politike. Na podlagi ekonomske teorije je namreč mogoče trditi, da so fiskalni multiplikatorji večji v časih velike proizvodne vrzeli (in potencialno zavezujoče ničelne spodnje meje) ter manjši v času ekspanzije, ko je gospodarstvo na ravni naravne zaposlenosti. Auerbach in Gorodnichenko (2012) sta tako na podlagi modela vektorske avtoregresije z gladkimi prehodi med režimi (STVAR) pokazala na obstoj močne nelinearnosti fiskalnih multiplikatorjev v odvisnosti od stanja gospodarstva. Na podlagi analize sta namreč ugotovila, da znaša fiskalni multiplikator v ekspanziji med 0 in 0,5 ter v recesiji med 1,5 in 2. Podobno kot ostale študije, sta tudi onadva ugotovila, da obstaja

precejšna heterogenost v višini multiplikatorjev glede na tip državne porabe, pri čemer sta največje multiplikatorje ugotovila pri recesijskem obrambnem in investicijskem trošenju (Auerbach & Gorodnichenko, 2012, str. 9). Podobne multiplikatorje (v recesiji 1,4 in v ekspanziji 0,6) sta dobila tudi Hernandez de Cos in Moral-Benito (2013), ki sta STVAR metodologijo aplicirala na primeru Španije.

Nelinearne učinke fiskalne politike so potrdili tudi Baum, Poplawski-Ribeiro in Weber (2012), ki so na podlagi threshold VAR (TVAR) analize držav G7 (brez Italije) ocenili izdatkovni fiskalni multiplikator med recesijo v rangju 1,6 – 2,6 ter v ekspanziji med 0,3 in 1,6. Pri tem pa so ugotovili tudi precejšno heterogenost v višini multiplikatorjev med posameznimi državami, saj so bili ocenjeni multiplikatorji največji pri Japonski in ZDA, veliko manjši pa pri evropskih državah. Do podobnih rezultatov, a z manjšo heterogenostjo, so na podobnem vzorcu prišli tudi Batini, Callegari in Melina (2012).

Dokaze v prid nelinearnih učinkov fiskalne politike so dodatno dobili še Fazzari, Morley in Panovska (2013), Afonso, Baxa in Slavik (2011) ter Riera-Crichton, Vegh in Vuletin (2014), medtem ko Owyang, Ramey in Zubairy (2013) na podlagi analize povečanj vojaške potrošnje niso našli večjih fiskalnih multiplikatorjev v času visoke brezposlenosti.

2 METODOLOGIJA ANALIZE UČINKOV FISKALNE POLITIKE

Podatki, na podlagi katerih lahko izvajamo analizo vplivov fiskalne politike, so v osnovi skoraj vedno v obliki časovnih vrst. Zelo redko so namreč na voljo podatki, ki izvirajo iz kontroliranih eksperimentov, torej podatki pri katerih imamo na voljo tudi nasprotno (nerealizirano) stanje spremenljivk (angl. *counterfactual*), kar bi nam dejansko tudi omogočilo jasno oceno vzročno-posledičnih učinkov fiskalne politike. V odsotnosti celovitih podatkov o dejanskem in nasprotnem (nerealiziranem) stanju spremenljivk smo torej prisiljeni v uporabo časovnih podatkov, pri katerih je sklepanje o vzročno-posledičnih relacijah veliko bolj zapleteno. Upoštevanje to omejitev so se v zadnjih desetletjih v empirični makroekonomiji kot najboljše orodje za proučevanje makroekonomskih učinkov fiskalne in monetarne politike uveljavili različni ekonometrični modeli časovnih vrst, ki temeljijo na metodologiji vektorske avtoregresije (Caldara & Kamps, 2008, str. 6; Canova & Ciccarelli, 2013, str. 5). Ti relativno preprosti modeli z majhnim številom spremenljivk so se uveljavili v 80. letih, ko se je izkazalo, da imajo kljub enostavnejši zasnovi boljšo napovedno moč kot zapleteni (keynesianski) modeli simultanih enačb iz 60. let (Greene, 2003, str. 608).

2.1 Vektorska avtoregresija

Vektorska avtoregresija (VAR) je ekonometrična metoda sočasnega modeliranja več časovnih vrst, pri kateri obravnavamo vse vključene spremenljivke kot endogene in med seboj

soodvisne. Osnovni (reducirani) VAR(p) model s p vključenimi odlogi lahko po zgledu Lütkepohla in Krätzig (2004, str. 88) v matrični obliki zapišemo kot (6):

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (6)$$

pri čemer:

- y_t predstavlja vektor M endogenih spremenljivk (časovnih vrst) $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Mt})'$,
- A_1, \dots, A_p so matrike koeficientov dimenzije $M \times M$,
- u_t pa predstavlja vektor (neopazovanih) napak modela $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Mt})'$. Za napake se običajno predpostavlja, da so rezultat procesa belega šuma (angl. *white noise process*) $u_t \sim (0, \Sigma_u)$ z matematičnim upanjem 0 ($E(u_t) = 0$) in pozitivno definitno variančno-kovariančno matriko $\Sigma_u = E(u_t u_t')$.

Na daljši način lahko model vektorske avtoregresije (v primeru, ko je $M = 3$) zapišemo tudi kot:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{3t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1^{11} & A_1^{12} & A_1^{13} \\ A_1^{21} & A_1^{22} & A_1^{23} \\ A_1^{31} & A_1^{32} & A_1^{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ y_{3t-1} \end{bmatrix} + \dots \\ + \begin{bmatrix} A_p^{11} & A_p^{12} & A_p^{13} \\ A_p^{21} & A_p^{22} & A_p^{23} \\ A_p^{31} & A_p^{32} & A_p^{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-p} \\ y_{2t-p} \\ y_{3t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \end{bmatrix} \quad (7)$$

Pri ocenjevanju VAR modela torej sočasno modeliramo M različnih enačb, pri vsaki od teh pa moramo oceniti $(M \times p) + 1$ parametrov: $(M \times p)$ ocen parametrov za odloge in dodatno še 1 oceno parametra za regresijsko konstanto, v kolikor se odločimo za njeno vključitev⁷. Ker število ocenjevanih parametrov zelo hitro narašča s povečevanjem števila endogenih spremenljivk in števila odlogov, običajno v VAR modele vključimo relativno majhno število spremenljivk in odlogov, saj bi v nasprotnem primeru izgubili preveliko število stopinj prostosti ($T - n_{par}$) glede na omejeno dolžino časovnih vrst (T). Z manjšanjem števila stopinj prostosti se namreč povečuje standardna napaka regresijskih koeficientov, ki je odvisna od ocene variance in števila stopinj prostosti. To pa na koncu vodi to težjega dokazovanja statistične značilnosti ocen regresijskih koeficientov na podlagi t-vrednosti z običajno (limitno) referenčno vrednostjo $\pm 1,96$ za 95-odstotni interval zaupanja.

Problem določanja števila odlogov ob danih spremenljivkah, ki jih želimo modelirati, je torej dvoplasten: po eni strani nam povečevanje števila vključenih odlogov izboljšuje natančnost

⁷ Konstanto je potrebno v model vključiti, ko modeliramo procese, ki nimajo povprečne vrednosti enake 0. Zaradi poenostavitve prikazujemo model brez konstante.

modela (merjeno z R^2), po drugi strani pa nam to sočasno tudi povečuje standardne napake ocen regresijskih koeficientov, kar vodi k težjemu zavračanju ničelne hipoteze $H_0: \hat{\beta}_j = \beta_0$. Upošteva ta dva nasprotujoča cilja bi torej želeli določiti optimalno število vključenih odlogov (m), ki bi nam uravnotežili oba dejavnika. K temu problemu določanja optimalnega reda avtoregresije ($VAR(m)$) lahko pristopimo na več načinov (Lütkepohl & Krätzig, 2004, str. 110). Prva možnost je, da začnemo pri modelu z velikim številom vključenih odlogov $VAR(p_{max})$ in potem postopno zmanjšujemo število odlogov s testi hipotez, da so ocene regresijskih koeficientov enake 0: $H_0: A_{p_{max}} = 0$, $H_0: A_{p_{max-1}} = 0$ itd. Tako lahko s postopno eliminacijo pridemo do primernega končnega modela. Alternativni in tudi boljši pristop k reševanju tega problema pa vključuje uporabo informacijskih kriterijev (IK) (angl. *information criteria*). Pri tem pristopu ocenimo m različnih modelov $VAR(m)$ z redi $m = 0, \dots, p_{max}$ in na koncu izberemo tisto število odlogov p , ki minimizira vrednost izbranega informacijskega kriterija:

$$\hat{p} = \arg \min_m \{Cr(m)\}_{m=0}^{p_{max}} \quad (8)$$

Obstaja več oblik informacijskih kriterijev, splošna oblika IK pa je podana s sledečo enačbo (9):

$$Cr(m) = \log \det(\tilde{\Sigma}_u(m)) + c_T \varphi(m) \quad (9)$$

pri čemer $\tilde{\Sigma}_u(m)$ predstavlja variančno-kovariančno matriko ostankov modela $VAR(m)$, c_T je del, ki se nanaša na dolžino vzorca časovne vrste (T), $\varphi(m)$ pa je funkcija, ki kaznuje VAR modele visokih redov. Prvi del tega zapisa torej predstavlja mero natančnosti modela, ki zaradi odsotnosti popravka za stopinje prostosti v cenilki za varianco pada s povečevanjem m , drugi del pa predstavlja kazen za "pretirano prileganje modela" (angl. *overfitting*), saj le-ta narašča s povečevanjem m . Kot že rečeno imajo namreč večji modeli manj stopinj prostosti in posledično večjo varianco. Na voljo imamo več različnih informacijskih kriterijev, od katerih so najpogosteje uporabljani trije: IK Akaikeja ($AIC(m)$), IK Hannana & Quinna ($HQ(m)$) in IK Schwarza ($SC(m)$). Za IK Akaikeja je značilno, da asimptotično s pozitivno verjetnostjo preceni red VAR modela, medtem ko za ostala dva kriterija velja, da konsistentno ocenita red modela ob splošnih pogojih, da ima pravi VAR model končno število odlogov in da je izbrana vrednost p_{max} večja od prave vrednosti (Lütkepohl & Krätzig, 2004, str. 111).

Z vpeljavo operatorja odloga (L) (angl. *lag operator*) (10), lahko osnovno obliko VAR modela (6) zapišemo tudi kot (11) oziroma (12).

$$LX_t = X_{t-1}, \quad L^n X_t = X_{t-n} \quad (10)$$

$$y_t = A_1 L y_t + A_2 L^2 y_t + \dots + A_p L^p y_t + u_t \quad (11)$$

$$(I - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p) y_t = A(L) y_t = u_t \quad (12)$$

Tak zapis nam omogoča, da se dotaknemo pomembne (in potrebne) lastnosti VAR modelov, stabilnosti. Uresničitev te lastnosti je potrebna za sklepanje iz ocenjenih VAR modelov, saj reprezentacija VAR modela v obliki drsečih sredin (angl. *moving-average representation*) obstaja le v primeru, ko je VAR model stabilen. V tem primeru imajo tudi funkcije impulznih odzivov znane interpretacije (Canova, 2007, str. 109). Stabilnost modela analiziramo s pomočjo karakterističnega polinoma (angl. *characteristic polynomial*), pri čemer velja, da je VAR model stabilen, če determinanta karakterističnega polinoma ni enaka nič za vsa kompleksna števila z , ki imajo absolutno vrednost manjšo ali enako 1 (13). V primeru, ko $VAR(p)$ model zapišemo v obliki $VAR(1)$, pa mora veljati, da so vse lastne vrednosti matrike A po absolutni vrednosti manjše od 1 oz. da so vse ničle karakterističnega polinoma $A(z) = I - Az$ večje od 1.⁸ Če prikazani $VAR(2)$ model lahko, na primer, v obliki $VAR(1)$ zapišemo kot kažejo enačbe (14) - (16).

$$\det(I - A_1 z - A_2 z^2 - \dots - A_p z^p) \neq 0 \quad \forall |z| \leq 1 \quad (13)$$

$$y_t = A y_{t-1} + u_t \quad (14)$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 \\ I & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ y_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (15)$$

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ y_{3t} \\ y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ y_{3t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1^{11} & A_1^{12} & A_1^{13} & A_2^{11} & A_2^{12} & A_2^{13} \\ A_1^{21} & A_1^{22} & A_1^{23} & A_2^{21} & A_2^{22} & A_2^{23} \\ A_1^{31} & A_1^{32} & A_1^{33} & A_3^{31} & A_3^{32} & A_3^{33} \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ y_{3t-1} \\ y_{1t-2} \\ y_{2t-2} \\ y_{3t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (16)$$

V kolikor je VAR model (12) stabilen, ga lahko v nadaljevanju zapišemo kot Woldovo reprezentacijo drsečih sredin $VMA(\infty)$ preko inverza karakterističnega polinoma (17) ali pa s

⁸ Lastne vrednosti matrike A rešijo enačbo $\det(A - \lambda I) = 0$. Torej lastne vrednosti ustrezajo obratni vrednosti ničel determinante karakterističnega polinoma $A(z) = I - Az$.

pomočjo iterativne substitucije nazaj (18) - (21)⁹ (Greene, 2003, str. 594; Lütkepohl & Krätzig, 2004, str. 165).

$$y_t = A(L)^{-1}u_t = \phi(L)u_t \quad (17)$$

$$y_t = Ay_{t_1} + u_t = A(Ay_{t-2} + u_{t-1}) + u_t = A^2y_{t-2} + Au_{t-1} + u_t \quad (18)$$

$$y_t = A^j y_{t-j} + \sum_{i=0}^{j-1} A^i u_{t-i} \quad (19)$$

$$y_t = \sum_{i=0}^{\infty} A^i u_{t-i} = u_t + Au_{t-1} + A^2 u_{t-2} + \dots \quad (20)$$

$$y_t = \Phi_0 u_t + \Phi_1 u_{t-1} + \Phi_2 u_{t-2} + \dots, \text{ kjer je } \Phi_0 = I \quad (21)$$

Tak zapis nam omogoča analiziranje odzivov endogenih spremenljivk na tranzitorne šoke s pomočjo funkcij impulzivnih odzivov. Koeficiente take reprezentacije VAR modela (20) si lahko namreč razlagamo kot odziv spremenljivk na enotske šoke, ki povzročijo odmik sistema od ravnotežnega stanja. Bolj nazorno: matrika A^s vsebuje koeficiente, ki nam povejo, za koliko se spremenijo vrednosti spremenljivk y v s obdobjih po tem, ko v model uvedemo šok (oz. inovacijo) u_t (22).

$$\frac{\partial y_{t+s}}{\partial u_t'} = A^s \quad (22)$$

Funkcijo, ki nam kaže celoten potek odziva posamezne spremenljivke oz. ki prikazuje vrednosti parcialnega odvoda j -te komponente vektorja y_t za obdobja $s = 1, 2, \dots$ glede na šok v i -ti komponenti v času t , imenujemo funkcija impulzivnih odzivov (Jordà, 2003, str. 3). V kolikor so spremenljivke v našem modelu stacionarne, so učinki uvedenega šoka na model zgolj prehodne narave in izginejo skozi čas (Lütkepohl & Krätzig, 2004, str. 166). Časovne vrste so stacionarne oz. integrirane reda 0 ($I(0)$), če imajo nevariabilen prvi (23) in drugi moment (24), torej imajo časovno nespremenljivo povprečno vrednost in varianco (Lütkepohl & Krätzig, 2004, str. 11).

$$E(y_t) = \mu_y \text{ za vse } t \in T \quad (23)$$

⁹ Če je VAR model stabilen in so posledično vse lastne vrednosti matrike A po absolutni vrednosti manjše od 1, velja $\lim_{j \rightarrow \infty} A^j = \lim_{j \rightarrow \infty} P \Lambda^j P^{-1} = 0$.

$$E(y_t - \mu_y)(y_{t-h} - \mu_y) = \gamma_h \quad (24)$$

za vse $t \in T$ in vsa cela števila h , da velja $t - h \in T$

V kolikor pa imamo v VAR modelu opravka za nestacionarnimi časovnimi serijami, torej serijami, ki se ne gibljejo okoli določene povprečne vrednosti, temveč imajo trend, se lahko zgodi, da šoki nimajo prehodne narave in posledično funkcije impulznih odzivov s časom ne konvergirajo k ničli. Kljub temu pa je mogoče matrice impulznih odzivov izračunati na enak način (20) kot pri stacionarnih serijah, vendar pa v tem primeru kumulativni impulzni odzivi v splošnem ne obstajajo (Lütkepohl & Krätzig, 2004, str. 168). Uporaba nestacionarnih serij prinaša s seboj tudi nekatere druge probleme, česar se bomo podrobneje dotaknili kasneje v delu namenjenemu ocenjevanju VAR modelov.

Pri konstrukciji funkcij impulznih odzivov je ključna izbira šokov, ki povzročijo odmik sistema od ravnotežja. Pri tem pa naletimo na težavo, da se šoki reduciranega VAR modela u_t s pripadajočo variančno-kovariančno matriko Σ_u le izjemoma zgodijo v izolaciji. Povečini so ti namreč korelirani s preostalimi šoki, kar povzroči, da variančno-kovariančna matrika ni diagonalna, kot bi sicer želeli. Pri analizi učinkov želimo namreč ugotoviti, kakšen je odziv spremenljivk sistema na izolirani šok izhajajoč iz ene same spremenljivke. Korelirani šoki pa nam to onemogočajo, saj zaradi sočasnega vpliva več koreliranih šokov ne moremo sklepati o čistih vplivih posameznih spremenljivk na dinamiko sistema.

Vektorska avtoregresija namreč v osnovni (reducirani) obliki nima teoretične ekonomske interpretacije in je posledično zgolj orodje za prikaz dinamičnih lastnosti analiziranih podatkov. Brez vpeljave navezav na določene teoretično osnovane ekonomske strukture, so rezultati takih reduciranih VAR modelov težko razumljivi. V 80. letih so se zato kot nadgradnja teh reduciranih modelov pojavili strukturni oz. identificirani VAR modeli. Njihova ključna lastnost je, da dajejo poudarek na identifikacijo napak sistema, za katere se predpostavlja, da so linearna kombinacija eksogenih strukturnih šokov. Načinov identifikacije teh (neopazovanih) strukturnih šokov je več: od osnovnega načina uporabe rekurzivne strukture za sočasne odnose med spremenljivkami na podlagi razcepa Choleskega, do definiranja strukturnih enačb na podlagi ekonomske teorije (npr. IS-LM model) in uvajanja omejitev pri dolgoročnih učinkih posameznih vrst šokov (Lütkepohl & Krätzig, 2004, str. 159).

V nadaljevanju torej želimo dobiti takšne šoke ε_t , ki bodo med seboj nekorelirani in nam bodo omogočili jasno sklepanje o odzivih spremenljivke y_i na impulzni šok spremenljivke y_j . Potrebujemo torej vmesni člen oz. preslikavo, ki nam bo korelirane oz. neortogonalne šoke u_t spremenila v ortogonalne šoke ε_t (25) (Jordà, 2003, str. 4).

$$\frac{\partial \hat{E}(y_{i,t+s} | y_{j,t}, \mathbf{Y}_{t-1}, \mathbf{Y}_{t-2}, \dots)}{\partial y_{j,t}} = \frac{\partial \hat{E}(y_{i,t+s} | y_{j,t}, \mathbf{Y}_{t-1}, \mathbf{Y}_{t-2}, \dots)}{\partial u_{j,t}} \frac{\partial u_{j,t}}{\partial \varepsilon_{j,t}} \quad (25)$$

Prvi, že omenjeni, način identifikacije strukturnih šokov je uporaba razcepa Choleskega za ortogonalizacijo šokov reduciranega VAR modela. Variančno-kovariančno matriko šokov reduciranega VAR modela, ki ima realne vrednosti ter je simetrična in pozitivno definitna, lahko vedno zapišemo kot produkt spodaj trikotne matrike A , diagonalne matrike D in zgoraj trikotne matrike A' . V kolikor matriko D še dodatno razstavimo na dva enaka dela, dobimo tudi končno obliko razcepa Choleskega (26):

$$\Sigma_u = ADA' = PIP' = AD^{1/2}D^{1/2}A' \quad (26)$$

Z uporabo zgoraj opisanega razcepa lahko nato definiramo novi vektor pravokotnih šokov ε_t , ki jih običajno imenujemo tudi strukturni šoki, kot:

$$\varepsilon_t \equiv A^{-1}u_t, \quad (27)$$

pri čemer dobimo novo diagonalno variančno-kovariančno matriko Σ_ε :

$$\Sigma_\varepsilon = E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = E(A^{-1}u_t u_t' (A^{-1})') = A^{-1}(ADA')(A^{-1})' = D \quad (28)$$

Alternativno lahko vektor strukturnih šokov definiramo tudi kot:

$$\varepsilon_t^{ALT} \equiv P^{-1}u_t, \quad (29)$$

s čimer dobimo ortogonalne šoke, katerih varianca je enaka 1:

$$\Sigma_\varepsilon^{ALT} = E(\varepsilon_t^{ALT} \varepsilon_t^{ALT'}) = E(P^{-1}u_t u_t' (P^{-1})') = P^{-1}(PIP')(P^{-1})' = I \quad (30)$$

Upošteva je ortogonalizacijo šokov na podlagi razcepa Choleskega lahko VAR model reducirane oblike (6) zapišemo v strukturni obliki kot (31):

$$B_0 y_t = B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = D \quad (31)$$

V tem primeru velja:

- $B_0 = A^{-1}$,
- $B_j = B_0 A_j$ za vse $j = 1, 2, \dots, p$
- $\varepsilon_t = B_0 u_t$.

Tak strukturni model ima tudi prilegajočo reprezentacijo drsečih sredin (32)

$$y_t = \Psi_0 \varepsilon_t + \Psi_1 \varepsilon_{t-1} + \dots, \quad (32)$$

kjer je $\Psi_i = \Phi_i A$ (21), saj velja, da so šoki (napake) reduciranega modela linearne kombinacije strukturnih šokov $u_t = A \varepsilon_t$ (27). Uporaba razcepa Choleskega za ortogonalizacijo šokov torej predvideva oblikovanje predpostavk o sočasnih korelacijah (angl. *contemporaneous correlations*) med endogenimi spremenljivkami. Upošteva dejstvo, da je matrika Γ spodaj trikotna z diagonalnimi elementi enakimi 1,¹⁰ velja, da je:

- spremenljivka y_{1t} odvisna od y_{t-1}, y_{t-2}, \dots
- spremenljivka y_{2t} odvisna od y_{1t} ter y_{t-1}, y_{t-2}, \dots
- spremenljivka y_{3t} odvisna od y_{1t}, y_{2t} ter y_{t-1}, y_{t-2}, \dots
- ...

Z uporabo identifikacijske sheme na podlagi razcepa Choleskega torej v odvisnosti od vrstnega reda endogenih spremenljivk vektorja y_t po zgledu Simsa (1980) oblikujemo hierarhično strukturo imenovano tudi Woldov kavzalni vrstni red (angl. *Wold causal ordering*), pri katerem je prva spremenljivka sočasno neodvisna, vse ostale pa so sočasno odvisne od predhodnih spremenljivk. Iz tega tudi izhaja dejstvo, da je identifikacija strukturnih šokov v tem primeru odvisna od vrstnega reda spremenljivk y_t , posledično pa mora biti razporeditev spremenljivk osnovana na podlagi ekonomske teorije, saj različne razporeditve rezultirajo v različnih funkcijah impulznih odzivov (Jordà, 2003, str. 5).

2.1.1 Ocenjevanje VAR modelov

Modele vektorske regresije je relativno enostavno oceniti, saj si lahko vsak pravilno specificiran $VAR(p)$ model k -tih endogenih spremenljivk predstavljamo kot model k -tih navidezno nepovezanih regresijskih enačb (angl. *seemingly unrelated regression equations model*), kar nam omogoča, da vsako enačbo posebej ocenimo s pomočjo cenilke najmanjših kvadratov (angl. *ordinary least squares estimator - OLS*). V kolikor so ostanki modela normalno porazdeljeni, je OLS cenilka enaka cenilki največjega verjetja (angl. *maximum likelihood estimator*), v nasprotnem primeru pa še vedno ostaja učinkovita cenilka posplošene metode momentov - GMM (Greene, 2003, str. 588).

Če z y_1, \dots, y_T označimo vzorčne vrednosti in z y_{-p+1}, \dots, y_0 predvzorčne (angl. *presample*) vrednosti, potem lahko ob uporabi matrik $Y = [y_1, \dots, y_T]$, $A = [A_1 : \dots : A_p]$, $U =$

¹⁰ Enako velja tudi za inverz A^{-1} .

$[u_1, \dots, u_T]$ ter $Z = [Z_0, \dots, Z_{T-1}]$, kjer je $Z_{t-1} = [y_{t-1}, \dots, y_{t-p}]'$, po zgledu Lütkepohla (2004, str. 93; 2005, str. 70) VAR(p) model (6) zapišemo kot¹¹:

$$Y = AZ + U \quad (33)$$

Cenilka najmanjših kvadratov je v tem primeru enaka:

$$\hat{A} = [\hat{A}_1 : \dots : \hat{A}_p] = YZ'(ZZ')^{-1} \quad (34)$$

Ob standardnih predpostavkah so OLS ocene parametrov VAR modela konsistentne in asimptotično normalno porazdeljene

$$\text{vec}(\hat{A}) \overset{a}{\sim} N(\text{vec}(A), \frac{\Sigma_{\hat{A}}}{T}) \quad (35)$$

variančno-kovariančna matrika pa je enaka:

$$\Sigma_{\hat{A}} = \text{plim}(ZZ'/T)^{-1} \otimes \Sigma_u \quad (36)$$

Asimptotične lastnosti ocen parametrov v osnovi veljajo za stacionarne $I(0)$ časovne serije, medtem ko pri nestacionarnih oz. integriranih $I(1+)$ serijah veljajo določene posebnosti. V kolikor imamo v modelu integrirane časovne serije, je variančno-kovariančna matrika ocen parametrov singularna in posledično t -, χ^2 - in F -testi niso nujno ustrezni za sklepanje o parametrih takega VAR modela. Vendar pa se lahko tem problemom v primeru integriranih serij $I(1)$ izognemo tako, da v model vključimo več odlogov ($p \geq 2$) kot je stopnja integriranosti spremenljivk. V kolikor pri takem modelu ne testiramo ničelne hipoteze, ki uvaja omejitve v vrednostih parametrov v vseh matrikah A_i ; $i = 1, \dots, p$, imajo običajni testi standardne asimptotične lastnosti. Tako imajo t -testi, ki se nanašajo zgolj na en parameter, v VAR modelih reda $p \geq 2$ običajno normalno porazdelitev in so primerni za testiranje statistične značilnosti ocen parametrov ($H_0 = 0$) (Dolado & Lutkepohl, 1996; Lütkepohl & Krätzig, 2004, str. 94). OLS cenilka je v takem primeru še vedno konsistentna, a manj učinkovita (Sims, Stock, & Watson, 1990).

Cenilka variančno-kovariančne matrike ostankov je enaka enačbi (37), pri čemer pa se jo zaradi zagotavljanja nepristranskosti običajno popravi še za stopinje prostosti (38) (Lütkepohl, 2005, str. 75). Obe cenilki sta asimptotično ekvivalentni, konsistentni in normalno porazdeljeni.

¹¹ Model je v razširjeni matrični obliki zapisan v Prilogi 2.

$$\tilde{\Sigma}_u = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t' \quad (37)$$

$$\hat{\Sigma}_u = \frac{T}{T - Kp - 1} \tilde{\Sigma}_u \quad (38)$$

2.2 Identifikacija učinkov fiskalne politike v VAR modelih

Večina sodobne empirične makroekonomske analize učinkov fiskalne politike temelji na uporabi agregatnih podatkov in (S)VAR modelov (Caldara & Kamps, 2008, str. 6; Ramey, 2011, str. 677). Kot smo že v prejšnjem poglavju prikazali, je pri uporabi teh modelov ključna izbira identifikacijske sheme, ki nam omogoči oblikovanje strukturnih šokov in posledično sklepanje o učinkih analiziranih spremenljivk.

Izhodišče naše metodološke razprave je VAR model reducirane oblike (39) s k endogenimi spremenljivkami, konstanto (μ_0), linearnim determinističnim trendom (t) in običajnimi predpostavkami ($E[u_t] = 0, E[u_t u_t'] = \Sigma_u$). Ker so analizirani agregatni podatki v večini primerov kvartalne narave, se zdi smiselna naravna odločitev za vključitev 4 odlogov endogenih spremenljivk (Blanchard & Perotti, 2002, str. 1332; Caldara & Kamps, 2008, str. 11).

$$X_t = \mu_0 + \mu_1 t + A(L)X_{t-1} + u_t \quad (39)$$

Ker so ostanki (oz. šoki) takega reduciranega modela korelirani med seboj, je potrebno najti takšno matrično transformacijo (A_0), ki nam ortogonalizira šoke in zgornji reducirani model spremeni v strukturnega (40). V takem, t. i. AB modelu (Lütkepohl, 2005, str. 364), je povezava med šoki reduciranega in strukturnega modela naslednja: $A_0 u_t = B e_t$. Za strukturne šoke običajno velja, da so nekorelirani med seboj, torej je variančno-kovariančna matrika (Σ_e) diagonalna.

$$A_0 X_t = A_0 \mu_0 + A_0 \mu_1 t + A_0 A(L) X_{t-1} + B e_t \quad (40)$$

Ključno metodološko vprašanje take empirične analize učinkov fiskalne politike je torej določitev identifikacijskih matrik A in B . V literaturi so se v preteklih desetletjih oblikovali štirje glavni pristopi k reševanju tega problema določitve najbolj učinkovite identifikacijske sheme, ki jih v nadaljevanju tudi podrobneje predstavljamo.

2.2.1 Rekurzivni pristop

Rekurzivni pristop temelji na že prikazani metodi ortogonalizacije šokov reduciranega modela s pomočjo razcepa Choleskega. Pri tem pristopu je matrika A spodaj diagonalna, matrika B pa je identitetne oblike. Taka oblika matrike A predpostavlja kavzalni zaporedni vrstni red spremenljivk v modelu, pri čemer pa imamo na voljo $k!$ različnih razporeditev, od katerih vsaka proizvede svojevrstne šoke. Caldara in Kamps (2008, str. 13) predlagata razporeditev, pri kateri je potrošnja države (g) na prvem mestu, BDP (y) na drugem, inflacija (π) na tretjem, davčni prihodki (τ) na četrtem in obrestna mera (i) na zadnjem mestu. V tem primeru je povezava med šoki reduciranega in strukturnega modela sledeča (41):

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -\alpha_{yg} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ -\alpha_{\pi g} & -\alpha_{\pi y} & 1 & 0 & 0 \\ -\alpha_{\tau g} & -\alpha_{\tau y} & -\alpha_{\tau \pi} & 1 & 0 \\ -\alpha_{rg} & -\alpha_{ry} & -\alpha_{r\pi} & -\alpha_{r\tau} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^y \\ u_t^\pi \\ u_t^\tau \\ u_t^r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^y \\ e_t^\pi \\ e_t^\tau \\ e_t^r \end{bmatrix} \quad (41)$$

V tem primeru:

- javna potrošnja ne reagira sočasno na spremembe v ostalih spremenljivkah sistema,
- BDP sočasno reagira zgolj na spremembe v javnem trošenju, medtem ko se na ostale spremembe sočasno ne odziva,
- inflacija se sočasno odziva na spremembe v javni potrošnji in BDP-ju, vendar se ne odziva v istem obdobju na spremembe davčnih prihodkov in obrestne mere,
- davki sočasno reagirajo na javno potrošnjo, BDP, inflacijo in davke,
- obrestna mera pa se sočasno odziva na vse spremenljivke v sistemu.

Takšno razvrstitev je mogoče utemeljiti na sledeči način. Javna potrošnja je v veliki meri (sočasno) neodvisna od stanja poslovnega cikla, saj je izvrševanje odhodkovne strani proračuna povečini odvisno le od odločitev izvršilne oblasti. Fiskalna politika na odhodkovni strani je sicer deloma, preko avtomatskih stabilizatorjev (javni transferi gospodinjstvom), pogojena s poslovnim ciklom, a lahko zaradi zamika v prenosu šokov izvirajočih v privatnem sektorju na javne izdatke, posplošimo, da je javna poraba sočasno neodvisna. Drugače od tega so davki zelo odvisni od stanja v gospodarstvu, zato jih uvrstimo za BDP in inflacijo, saj za obe spremenljivki predvidevamo, da sočasno vplivata na raven pobranih davkov. Pri taki razvrstitvi sicer damo prednost vplivu avtomatičnih stabilizatorjev na javnofinančne prihodke in zanemarimo potencialne sočasne učinke diskrecijske davčne politike na BDP in inflacijo. Obrestno mero razvrstimo na zadnje mesto na podlagi predpostavke, da se obrestna mera (v odvisnosti od referenčne obrestne mere centralne banke) odziva ne stanje preostalih spremenljivk. Taka utemeljitev predvideva, da centralna banka postavlja obrestne mere na podlagi reakcijske funkcije in da javna primarna potrošnja in prihodki niso odvisni od obrestne mere (Caldara & Kamps, 2008, str. 14).

Seveda pa je taka razvrstitev spremenljivk kljub določeni teoretični utemeljitvi v veliki meri arbitrarna. Posledično imamo v literaturi primere identifikacijske sheme na podlagi rekurzivnega pristopa, ki uporabljajo drugačno razvrstitev spremenljivk. Primer tega je tudi delo Auerbacha in Gorodnichenka (2012), ki bo v nadaljevanju podlaga za empirični del te magistrske naloge.

2.2.2 Pristop Blancharda in Perottija

Pristop, ki sta ga za identifikacijo strukturnih šokov izbrala Blanchard in Perotti (2002) ter Perotti (2005) temelji na uporabi institucionalnih podatkov o sistemih davkov in transferov, kar jima omogoči identifikacijo avtomatičnih odzivov davkov in potrošnje na gospodarsko aktivnost in posledično sklepanje o vplivih šokov fiskalne politike (Blanchard & Perotti, 2002, str. 1329). V njuni zasnovi reducirani šoki fiskalnih spremenljivk (u_t^g, u_t^r) predstavljajo linearno kombinacijo treh komponent (Perotti, 2005, str. 3):

1. avtomatičnega odziva davkov in državne potrošnje na šoke BDP-ja, cen in obrestne mere,
2. sistematičnih diskrecijskih odzivov države na šoke BDP-ja, cen in obrestne mere, kot je na primer sistematična proticiklična politika (e.g. znižanje davkov v recesiji), in
3. naključnih (nesistematičnih) diskrecijskih šokov fiskalne politike, ki predstavljajo zelene strukturne fiskalne šoke.

Upošteva dejstvo, da zakonodajalec potrebuje precej časa, da zaradi spremenjenih makroekonomskih okoliščin implementira spremembe v fiskalni politiki, lahko sklepamo, da v četrletnih podatkih sočasni sistematični diskrecijski odzivi države na makroekonomske šoke praktično ni. Posledično lahko torej reducirane šoke zapišemo kot kombinacijo zgolj prve in zadnje komponente (42) - (46), pri čemer pa lahko prvo komponento ocenimo iz razpoložljivih podatkov preko izračuna elastičnosti javne potrošnje in davkov glede na različne makroekonomske spremenljivke.

$$u_t^g = \alpha_{gy}u_t^y + \alpha_{g\pi}u_t^\pi + \alpha_{gr}u_t^r + \beta_{g\tau}e_t^\tau + e_t^g \quad (42)$$

$$u_t^r = \alpha_{ry}u_t^y + \alpha_{r\pi}u_t^\pi + \alpha_{rr}u_t^r + \beta_{r\tau}e_t^\tau + e_t^r \quad (43)$$

$$u_t^y = \alpha_{yg}u_t^g + \alpha_{y\tau}u_t^\tau + e_t^y \quad (44)$$

$$u_t^\pi = \alpha_{\pi g}u_t^g + \alpha_{\pi y}u_t^y + \alpha_{\pi r}u_t^r + e_t^\pi \quad (45)$$

$$u_t^r = \alpha_{rg}u_t^g + \alpha_{ry}u_t^y + \alpha_{r\pi}u_t^\pi + \alpha_{r\tau}u_t^\tau + e_t^r \quad (46)$$

Zgornji sistem enačb ni identificiran, saj vsebuje 17 prostih parametrov, medtem ko ima variančno-kovariančna matrika reduciranih ostankov le 10 različnih elementov, ki se nanašajo na odnose med dvema različnima spremenljivkama¹². Da bi torej dosegli identifikacijo, moramo v sistem vnesti še določene omejitve. Blanchard in Perotti tako v nadaljevanju izračunata elastičnosti posameznih prihodkovnih postavk proračuna glede na njihovo davčno osnovo in nato na podlagi tega pridobita agregatno vrednost elastičnosti državnih prihodkov glede na BDP ($\alpha_{\tau y} = 1,85$). Za elastičnost javnih izdatkov glede na BDP (α_{gy}) določita, da je enaka 0, ker v modelu uporabljata javne izdatke, ki ne vključujejo javnih transferjev, elastičnost prihodkov glede na inflacijo pa po njih izračunih znaša $\alpha_{\tau\pi} = 1,25$. Elastičnost javnih izdatkov glede na inflacijo $\alpha_{g\pi}$ znaša 0,5, saj v odsotnosti indeksacije realno breme plač javnih uslužbencev upade ob nepričakovanem povečanju inflacije¹³. Elastičnosti javnih izdatkov glede na obrestno mero (α_{gr}) in davkov glede na obrestno mero ($\alpha_{r\tau}$) sta enaki 0, saj njihuni državni izdatki in davki ne vključujejo plačanih in prejetih obresti. Na koncu določita še, da je vrednost parametra $\beta_{g\tau}$ enaka 0, kar pomeni, da se odločitve o javni porabi sprejmejo pred odločitvami glede prihodkov (Caldara & Kamps, 2008, str. 15).

Upoštevanje zgoraj navedene vrednosti je mogoče identificiran sistem relacij med reduciranimi in strukturnimi šoki zapisati na naslednji način (47):

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0,5 & 0 & 0 \\ -\alpha_{yg} & 1 & 0 & -\alpha_{y\tau} & 0 \\ -\alpha_{\pi g} & -\alpha_{\pi y} & 1 & -\alpha_{\pi\tau} & 0 \\ 0 & -1,85 & -1,25 & 1 & 0 \\ -\alpha_{rg} & -\alpha_{ry} & -\alpha_{r\pi} & -\alpha_{r\tau} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^y \\ u_t^\pi \\ u_t^\tau \\ u_t^r \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ \beta_{\tau g} & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^g \\ e_t^y \\ e_t^\pi \\ e_t^\tau \\ e_t^r \end{bmatrix} \quad (47)$$

Ključna prednost takega načina identifikacije je v tem, da za razliko od rekurzivnega pristopa definirane v prejšnji točki omogoča tako upoštevanje sočasnega vpliva avtomatskih stabilizatorjev na davčne prihodke kot tudi ocenitev sočasnih učinkov davčnih šokov na BDP in inflacijo. Pri rekurzivnem načinu identifikacije je namreč možno le eno ali drugo, saj so vsi elementi nad diagonalo v matriki A enaki 0. Po drugi strani pa je ocenjevanje takega modela bolj zapleteno, saj zaradi nelinearnosti povezav med strukturnimi parametri v A in B ne obstaja eksplicitna rešitev cenilke največje verjetnosti, zaradi česar je posledično potrebno uporabiti iterativni optimizacijski algoritem (Caldara & Kamps, 2008, str. 16).

¹² Variančno-kovariančna matrika z dimenzijami 5×5 ima sicer $(6 \times 5)/2$ edinstvenih elementov, vendar pa se jih le $(5 \times 4)/2$ nanaša na kovariance.

¹³ Vse spremenljivke v modelu Blancharda in Perottija (2002) ter Perottija (2005) so v realnih vrednostih in logaritmirane.

2.2.3 Pristop na podlagi omejitev predznakov impulzivnih odzivov

Naslednji identifikacijski pristop sta na polje analize fiskalne politike po vzoru študij monetarne politike vnesla Mountford in Uhlig (2005). Ta način identifikacije fiskalnih šokov temelji na postavitvi omejitev predznakov impulzivnih odzivov in z razliko od rekurzivnega ali Blanchard-Perotti pristopa ne zahteva postavitve omejitev glede sočasnih odnosov med reducirani in strukturnimi šoki v sistemu (Caldara & Kamps, 2008, str. 16). Tak pristop je zato po mnenju avtorjev primer "agnostične identifikacije", saj v model ne vpeljuje predpostavk, ki jih ni mogoče izpeljati iz podatkov samih (Mountford & Uhlig, 2005, str. 9). Poleg tega ta pristop tudi ne zahteva identifikacije šokov vseh spremenljivk v sistemu, ampak se lahko v analizi osredotočimo zgolj na neko podmnožico spremenljivk, ki nas najbolj zanimajo.

Mountford in Uhlig (2005), ki v svojem delu privzameta zasnovo fiskalnih spremenljivk Blancharda in Perottija (2002), identificirata strukturne (ortogonalne) šoke s pomočjo algoritemskega iskanja takih impulzivnih odzivov, ki najbolj ustrezajo značilnostim šokov definiranih s kriterijsko funkcijo (Mountford & Uhlig, 2005, str. 2). V izhodišču definirata 4 vrste šokov: šok poslovnega cikla, šok monetarne politike, šok javne porabe in davčni šok. Identifikacija je nato v nadaljevanju dosežena na podlagi sledečih omejitev. Šok poslovnega cikla identificirata, če se v 4 obdobjih po takem šoku BDP in davčni prihodki povečajo (+), kar naj bi ustrezalo tako šokom povpraševalne kot tudi ponudbene strani. Šok monetarne politike v 4 sledečih obdobjih povzroči dvig obrestnih mer (+) in padec cen (-). Šok javne porabe in davčni šok pa sta definirana zgolj s tem, da se vrednost prve oz. druge spremenljivke v 4 obdobjih po šoku poveča (+). Na podlagi tako postavljenih omejitev predznakov impulzivnih odzivov nato s pomočjo numeričnih metod najdeta take funkcije impulzivnih odzivov, pri katerih so fiskalni šoki ortogonalni na šoke poslovnega cikla in posledično iz njih sklepata o učinkih fiskalne politike (Mountford & Uhlig, 2005, str. 7).

2.2.4 Pristop študij primerov

Pri tem pristopu, ki sta ga s svojim delom utemeljila Ramey in Shapiro (1999), identifikacija strukturnih šokov ne temelji na ekonometrični metodologiji, ampak izhaja iz zgodovinskih podatkov o višini izdatkov za obrambo v ZDA, zaradi česar nekateri ta pristop imenujejo tudi "pripovedni" pristop (angl. *narrative approach*). Ključen element tega pristopa je torej identifikacija takih epizod povečanja javnih izdatkov za obrambo, za katere je mogoče z veliko verjetnostjo trditi, da so eksogene glede na makroekonomske okoliščine in torej predstavljajo ortogonalni šok fiskalne politike. Ker je tako identificiran šok že v osnovi ortogonalen na ostale šoke, posledično ni potrebno reduciranega VAR modela, ki ga ocenimo iz razpoložljivih podatkov, spreminjati v SVAR model in se preko tega lahko torej izognemo vsem problemom povezanim z določitvijo sočasnih odnosov med spremenljivkami VAR modela.

Ramey in Shapiro (1999) sta v povojni zgodovini ZDA identificirala 3 velika povečanja javnih izdatkov za vojsko, za katera je z veliko verjetnostjo mogoče trditi, da so eksogena: povečanje izdatkov zaradi korejske vojne (1950), povečanje izdatkov zaradi vietnamske vojne (1965) in povečanje izdatkov v času Carterjeve in Reaganove administracije zaradi sovjetske invazije Afganistana (1980). Kasneje sta na podlagi takega pristopa Eichenbaum in Fisher (2005) določila še četrti šok, ki je povezan s povečanjem izdatkov za obrambo na začetku "vojne proti terorju" po napadu na Svetovni trgovinski center v New Yorku 11. septembra 2001.

Na podlagi tako identificiranih epizod lahko v naslednjem koraku definiramo 4 indikatorske (angl. *dummy*) spremenljivke (D_{it}), ki imajo izmenjujoče vrednost 1 na začetku velikega povečanja javnih izdatkov za obrambo (1950:3, 1965:1, 1980:1, 2001:3) in 0 sicer. V kolikor Z_t predstavlja vektor spremenljivk našega VAR modela, t časovni trend in D_{it} nepravne spremenljivke, lahko celotni model zapišemo kot (48), kjer $\mathcal{D}_4(L)$ predstavlja polinom odlogov, ki se nanaša na indikatorske spremenljivke za fiskalne ekspanzije. Tako specificiran model vključuje tudi koeficient A_2 , ki po zgledu Perrona (1989) predpostavlja prelom trenda časovne serije BDP-ja v drugem četrtletju 1973.

$$Z_t = A_0 + A_1 t + A_2(t \geq 1973 : 2) + A_3(L)Z_{t-1} + \sum_{i=1}^4 A_4(L)D_{it} + u_t \quad (48)$$

Impulzne odzive spremenljivk modela na eksogene vojaške šoke lahko nato v naslednjem koraku dobimo s pomočjo (49) (Eichenbaum & Fisher, 2005, str. 4).

$$[I - A_3(L)L]^{-1} A_4(L) \quad (49)$$

Kot že rečeno, je mogoče že iz tako ocenjenega VAR modela reducirane oblike sklepati o učinkih fiskalne politike na ostale spremenljivke, saj predpostavljamo, da so epizode velikega povečanja vojaških izdatkov eksogene glede na preostale makroekonomske spremenljivke. O vplivih drugih spremenljivk pa iz takega modela ne moremo ničesar sklepati, saj so preostali šoki med seboj korelirani.

2.3 Bayesianski VAR modeli

Do sedaj predstavljeni (S)VAR modeli so v osnovi linearni, kar pomeni, da se vrednosti ocenjenih parametrov ne spreminjajo in so fiksne za celotni vzorec. To tudi pomeni, da s takimi modeli ne moremo analizirati učinkov fiskalne politike, ki bi bili odvisni od makroekonomskega stanja gospodarstva. Ekonomska teorija namreč ponuja precej razlag, zakaj bi bili učinki fiskalne politike v nekaterih obdobjih večji kot v drugih. Keynesianska

teorija tako trdi, da so učinki fiskalne politike večji v recesijah kot v ekspanzijah. Podobni zaključki izhajajo tudi iz novoklasičnih modelov, ki vključujejo cenovno rigidnost in možnost likvidnostne pasti. Da bi take učinke lahko empirično analizirali, pa moramo uvesti novo obliko vektorske avtoregresije, ki bo omogočala ocenjevanje parametrov, ki so odvisni od stanja gospodarstva. Eden izmed novejših primerov takih modelov, je model vektorske avtoregresije z glatkimi prehodi med režimi (angl. *smooth transition vector autoregression*), ki sta ga razvila Auerbach in Gorodnichenko (2012). Ker pa takega modela zaradi velikega števila parametrov ni mogoče učinkovito oceniti s klasičnimi metodami, moramo najprej predstaviti metodologijo bayesijske statistike, na podlagi katere lahko nato ocenimo takšen model.

2.3.1 Uvod v bayesijsko statistiko

V statistiki ločimo dva pristopa: frekventističnega in bayesijskega. Frekventistični pristop, ki je najbolj razširjen, temelji na predpostavki, da je določen vzorec podatkov, ki ga imamo na voljo, zgolj eden izmed mnogih vzorcev, ki bi jih lahko ustvarili iz neopazovane celotne populacije, v kolikor bi vzorčenje (oz. eksperimente) ponavljali v neskončnost. Parametri, ki se nanašajo na to neopazovano populacijo, so fiksni, vendar neznani, medtem ko imajo ocene parametrov na podlagi različnih (hipotetičnih) vzorcev določeno verjetnostno porazdelitev, na podlagi katere lahko potem s pomočjo intervalov zaupanja sklepamo o veljavnosti hipotez glede prave vrednosti ocenjevanih parametrov. Po drugi strani pa bayesijski pristop predvideva, da prave vrednosti parametrov niso fiksne, ampak se na njih gleda kot na naključne spremenljivke in jih je zato mogoče opisati zgolj v obliki verjetnostne porazdelitve. Za podatke iz realiziranega vzorca se predvideva, da so edini na voljo in fiksni. Bistvo bayesijskega pristopa je torej, da v stiku z dostopnimi podatki izboljšujemo oceno predhodne subjektivne porazdelitve vrednosti parametrov in se posledično preko posodabljanja te distribucije vedno bolj približujemo objektivnejši oceni parametrov. Bayesijski pristop, v nasprotju s frekventističnim pristopom, zahteva kvantifikacijo predhodnih prepričanj glede vrednosti parametrov v obliki priorne porazdelitve, zaradi česar nekateri takemu pristopu očitajo pretirano subjektivnost (Cameron & Trivedi, 2005, str. 419).

Ključni gradnik bayesijske statistike, Bayesov izrek, lahko izpeljemo iz osnovnih pravil verjetnosti. V kolikor definiramo A in B kot dva naključna dogodka, lahko skupno verjetnost¹⁴, torej verjetnost da se zgodita A in B , zapišemo kot produkt pogojne verjetnosti A (verjetnost A , če se je B že zgodil) in mejne verjetnosti dogodka B (50).

$$p(A, B) = p(A|B)p(B) \quad (50)$$

¹⁴ V nadaljevanju bomo kljub terminološki nekonsistentnosti zaradi enostavnosti uporabljali izraz verjetnost namesto izrazov funkcija gostote verjetnosti (za zvezne slučajne spremenljivke) in funkcija verjetnosti (za diskretne slučajne spremenljivke).

Alternativno lahko izraz za skupno verjetnost z zamenjavo mest A in B zapišemo tudi kot produkt pogojne verjetnosti B in mejne verjetnosti A (51):

$$p(A, B) = p(B|A)p(A) \quad (51)$$

Z izenačenjem desnih strani enačb (50) in (51) in majhno preureditvijo dobimo Bayesov teorem oz. Bayesovo pravilo, ki predstavlja bistvo bayesianške statistike (Koop, 2003, str. 1). Bayesovo pravilo (52) pravi, da je pogojna verjetnost B enaka produktu pogojne verjetnosti A in mejne verjetnosti B , deljenemu s pogojno verjetnostjo A .

$$p(B|A) = \frac{p(A|B)p(B)}{p(A)} \quad (52)$$

Ekonometrija se ukvarja z ocenjevanjem modelov, pri katerih lahko na podlagi ocenjenih parametrov θ sklepamo o lastnostih podatkov y . Če torej apliciramo zgoraj zapisano Bayesovo pravilo na ekonometrično področje, lahko z zamenjavo B s θ in A z y dobimo zapis (53):

$$p(\theta|y) = \frac{p(y|\theta)p(\theta)}{p(y)} \quad (53)$$

S takim zapisom torej poskušamo odgovoriti na vprašanje, kaj lahko povemo o vrednostih parametrov θ , če imamo na voljo podatke y . V tem izrazu se tudi pokaže ključna razlika med bayesianškim pristopom in frekventističnim, saj je iz zgornjega zapisa evidentno, da so pri bayesianškem pristopu parametri obravnavani kot naključne spremenljivke s pripadajočo verjetnostno porazdelitvijo, medtem ko pa frekventistični pristop obravnava (populacijske) parametre kot fiksne.

Imenovalec ulomka, ki predstavlja mejno porazdelitev vzorca, je formalno definiran kot (54), pri čemer $R(\theta)$ predstavlja nosilec¹⁵ funkcije $p(\theta)$ (Cameron & Trivedi, 2005, str. 421).

$$p(y) = \int_{R(\theta)} p(y|\theta)p(\theta)d\theta \quad (54)$$

Ker je tako definirana mejna porazdelitev podatkov neodvisna od vrednosti parametrov θ , ki so predmet našega zanimanja, lahko imenovalec zapisa (53) izpustimo in v nadaljevanju Bayesovo pravilo z uporabo znaka za proporcionalnost (\propto) zapišemo kot (55):

¹⁵ Nosilec funkcije (angl. *support*) je množica vrednosti θ , pri katerih je vrednost funkcije različna od 0.

$$p(\theta|y) \propto p(y|\theta)p(\theta) \quad (55)$$

Tak zapis nam torej pove, da je pogojna verjetnost parametrov glede na razpoložljive podatke $p(\theta|y)$ proporcionalno enaka produktu pogojne verjetnosti podatkov $p(y|\theta)$ in mejne verjetnosti parametrov $p(\theta)$. V okviru bayesijske terminologije se za pogojno verjetnost parametrov običajno uporablja izraz posteriorna verjetnost (angl. *posterior probability*), za pogojno verjetnost podatkov izraz verjetje (angl. *likelihood*) in za mejno porazdelitev parametrov priorna verjetnost (Koop, 2003, str. 2)

Če uporabimo terminološko korektne izraze za zvezne verjetnostne spremenljivke, lahko rečemo, da je posteriorna funkcija gostote verjetnosti parametrov (angl. *posterior density*) proporcionalno enaka produktu funkcije verjetja (angl. *likelihood function*) in priorne funkcije gostote verjetnosti parametrov (angl. *prior density*). Priorna funkcija gostote verjetnosti ni odvisna od podatkov, ampak vsebuje naše predhodno vedenje o distribuciji vrednosti parametrov θ . Kot taka je priorna porazdelitev zelo subjektivna in predstavlja kontroverzni aspekt bayesijskega pristopa.¹⁶ Funkcija verjetja predstavlja empirično opazovano porazdelitev podatkov glede na vrednosti parametrov modela. Posteriorna funkcija verjetnosti pa je ključni element naše analize, saj združuje tako subjektivne predhodne vedenje o parametrih priorne porazdelitve z empirično ocenjenimi vrednostmi funkcije verjetja in predstavlja vse naše znanje o parametrih θ , potem ko smo videli podatke y . V osnovi nam torej bayesijski modeli omogočajo, da na podlagi novih podatkov izboljšamo svoje predhodno vedenje o vrednosti parametrov (Koop, 2003, str. 3).

Upoštevanje terminološke oznake različnih delov zgoraj izpeljanega Bayesovega pravila lahko končno obliko posteriorne funkcije verjetnosti alternativno zapišemo kot (56). Ker tak zapis funkcije verjetnosti iz že zgoraj zapisanih razlogov ne vsebuje marginalne funkcije verjetnosti podatkov, ki zgolj normalizira posteriorno distribucijo oz. predstavlja normalizacijsko konstanto, imenujemo tako formulacijo jedro (angl. *kernel*) funkcije verjetnosti (Cameron & Trivedi, 2005, str. 421).

$$p(\theta|y) \propto L(y|\theta)\pi(\theta) \quad (56)$$

2.3.2 Funkcija verjetja

Funkcija verjetja je funkcija, s pomočjo katere na podlagi dosegljivih podatkov ocenimo parametre modela. Predstavlja korekcijo za naše subjektivne ocene parametrov. Izbira

¹⁶ Znana je izjava: "Tisti, ki uporablja bayesijsko statistiko, na podlagi nejasnega/meglenega pričakovanja konja in bežnega pogleda na osla, trdno sklepa, da je videl mulo."

primerne oblike funkcije verjetja je zato eden izmed ključnih elementov bayesianskega ocenjevanja modelov in je v veliki meri odvisna od narave procesa, ki je generiral podatke (angl. *data generating process*). V primeru, ko bi, na primer, analizirali rezultate eksperimenta metanja kovanca, bi kot naravno izbiro uporabili Bernoullijevo porazdelitev, ki predvideva dva možna izida eksperimenta (glava ali cifra) in predpostavlja neodvisnost poskusov, v primeru analize števnih podatkov (angl. *count data*) pa Poissonovo distribucijo. Sicer pa je največkrat v praktičnih aplikacijah uporabljena cenilka največjega verjetja, ki predpostavlja normalno ali pa Studentovo t distribucijo. V tem pogledu je bayesiansko ocenjevanje modelov podobno frekventističnemu ocenjevanju na podlagi cenilke največjega verjetja, saj tam prav tako predpostavimo določeno obliko distribucije podatkov (Greenberg, 2008, str. 21).

Na primeru linearnega regresijskega modela, za katerega velja $u_i|x_i \sim N(0, \sigma^2)$ in posledično tudi $y_i|x_i, \beta, \sigma^2 \sim N(x_i'\beta, \sigma^2)$, lahko funkcijo verjetja zapišemo kot (57) (Greenberg, 2008, str. 43):

$$\begin{aligned} L(y_1, \dots, y_n|\beta, \sigma^2) &= L(y_1|\beta, \sigma^2)L(y_2|\beta, \sigma^2) \cdots L(y_n|\beta, \sigma^2) \\ &= \prod_{i=1}^n L(y_i|\beta, \sigma^2) \\ &= \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right)^{n/2} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} \sum (y_i - x_i'\beta)^2\right] \end{aligned} \quad (57)$$

2.3.3 Priorna porazdelitev

V primerjavi s klasičnim ocenjevanjem modelov na podlagi frekventističnega pristopa se razlika pri bayesianskem ocenjevanju nahaja v potrebi po oblikovanju priorne porazdelitve parametrov. Ta naj bi odražala raziskovalčevo predhodno znanje o analizirani tematiki, ki lahko po eni strani izhaja iz predhodno opravljenih študij ali pa na drugi strani zgolj iz njegovih domnev. Priorna porazdelitev je posledično podvržena veliki meri subjektivnosti, saj jo lahko vsak raziskovalec oblikuje po svoji volji, s čimer lahko v primeru majhnih vzorcev tudi močno vpliva na končne rezultate analize. Možnost vplivanja na rezultate preko subjektivne izbire priorne porazdelitve je eden izmed ključnih očitkov kritikov bayesianskega pristopa, čemur pa se je mogoče delno izogniti z izbiro neinformativnih priornih porazdelitev, za katere je značilna velika razpršenost oz. varianca, ali pa z izbiro priorne porazdelitve, ki je ocenjena iz podatkov na podlagi drugačnega metodološkega pristopa (Cameron & Trivedi, 2005, str. 425).

Priorno porazdelitev parametrov opišemo s pomočjo funkcije (gostote) verjetnosti, ki ima običajno določeno srednjo vrednost – aritmetično sredino (μ) in mero razpršenosti – varianco (τ^2). Parametre, ki določajo obliko priorne porazdelitve, imenujemo hiperparametri (angl.

hyperparameters), saj nam to poimenovanje omogoča razlikovanje med parametri modela, ki jih želimo oceniti, in hiperparametri, ki niso primarni fokus našega raziskovanja in jih uporabljamo zgolj za določitev oblike priorne porazdelitve parametrov. Za določitev priorne porazdelitve lahko uporabimo eno izmed velikega števila razpoložljivih oblik distribucij: normalno distribucijo, kot na primer prikazuje primer (58), gama distribucijo, Wishartovo distribucijo, χ -kvadrat distribucijo itd. Izbira vrste distribucije in hiperparametrov, ki določajo obliko le-te, odraža naše vedenje o obliki distribucije vrednosti parametrov, omejitvah intervala vrednosti, asimetričnosti porazdelitve itd.

$$\theta \sim \mathcal{N}(\mu, \tau^2) \quad (58)$$

Priorna porazdelitev odraža tudi gotovost prepričanja o vrednostih parametrov. V kolikor smo zelo prepričani, kakšna naj bi bila pravilna vrednost parametra, bo distribucija zelo zgoščena okoli te vrednosti in bo posledično tudi razpršenost (varianca) zelo majhna. Če pa ne vemo točno, kakšna naj bi bila pravilna vrednost parametra, bomo za priorno porazdelitev izbrali tako funkcijo verjetnosti, ki bo sicer imela neko srednjo vrednost, ampak bo poleg tega imela tudi zelo veliko razpršenost, kar pomeni, da bo celotna porazdelitev precej ploska. Tako izražena naša prepričanja pa imajo velik vpliv na končno obliko posteriorne porazdelitve, saj ima bolj zgoščena priorna porazdelitev večji vpliv na končno porazdelitev kot bolj razpršena priorna porazdelitev. Na tak način lahko torej preko oblikovanja priorne porazdelitve z gotovostjo svojih prepričanj in svojega vedenja vplivamo na končno posteriorno porazdelitev parametrov.

Glede na količino podatkov, ki jih odraža priorna porazdelitev ločimo informativne (angl. *informative*) in neinformativne (angl. *noninformative*) priorne porazdelitve. Kot je že iz imen mogoče razbrati, gre v prvem primeru za priorne porazdelitve, ki so relativno zgoščene okoli neke srednje vrednosti, medtem ko gre v drugem primeru za zelo razprščene, ploske priorne porazdelitve (angl. *flat prior*). Neinformativna priorna porazdelitev vsebuje zelo malo podatkov o porazdelitvi parametrov in ima posledično zelo majhen vpliv na posteriorno porazdelitev parametrov. Skrajni primer take neinformativne porazdelitve je zvezna enakomerna porazdelitev (angl. *uniform distribution*), pri kateri vsem vrednostim parametra θ pripišemo enako verjetnost c (59) (Cameron & Trivedi, 2005, str. 425):

$$\pi(\theta) = c \quad \forall \theta, \quad c > 0 \quad (59)$$

Z oblikovanjem take priorne porazdelitve se v celoti izognemo problemu vpliva subjektivnosti na končno posteriorno porazdelitev. Vendar pa ima taka izbira tudi svoje slabosti. V primeru, ko namreč ne določimo zgornje in spodnje meje intervala zvezne enakomerne porazdelitve parametra in so torej vrednosti parametra v celoti neomejene, je takšna funkcija gostote verjetnosti nepravna (angl. *improper density function*), saj integral

funkcije po celotnem nosilcu ni enak 1, ampak je $\int \pi(\theta)d\theta = \infty$. V takem primeru se lahko zgodi, da je tudi posteriorna porazdelitev nepravna, čeprav za večino največkrat uporabljenih funkcij verjetja velja, da je posteriorna porazdelitev kljub taki formulaciji priorne porazdelitve prava (angl. *proper*) (Cameron & Trivedi, 2005, str. 426).

Ko izbiramo funkcijsko obliko priorne porazdelitve parametrov, moramo upoštevati tudi dejstvo, da v povezavi z izbrano distribucijsko obliko funkcije verjetja (vzorčna funkcija gostote) ne omogočajo vse oblike priorne porazdelitve "lepe" analitične oblike posteriorne porazdelitve parametrov. Taka porazdelitev je namreč možna zgolj v primeru, ko obe funkciji gostote verjetnosti (vzorčna in priorna) spadata v isti razred porazdelitev. V kolikor to velja, imenujemo tako dvojico porazdelitvenih funkcij naravni konjugirani par (angl. *natural conjugate pair*), pripadajočo priorno porazdelitev pa naravna konjugirana priorna porazdelitev (angl. *natural conjugate prior*) (Cameron & Trivedi, 2005, str. 428). Izbira take priorne porazdelitve je zaželena, saj omogoča enostavnejšo analitično izpeljavo ocen parametrov iz posteriorne porazdelitve in je posledično tudi računsko enostavnejša. Omejitve v procesorski moči računalnikov so v preteklosti namreč predstavljale veliko oviro numeričnim simulacijskim metodam, ki se jih moramo sicer posluževati v primeru izbire nekonjugiranih priornih porazdelitev. A je v preteklih letih tehnološki napredek postopoma rahljal to omejitev in posledično v sedanosti izbira poljubnega para porazdelitev ne predstavlja več nobene ovire pri izpeljevanju končnih vrednosti parametrov. K simulacijskim metodam, ki jih uporabljamo v takih primerih, se podrobneje sicer vrnemo še v nadaljevanju.

2.3.4 Posteriorna porazdelitev

Posteriorna porazdelitev parametrov je enaka produktu funkcije verjetja in priorne porazdelitve in je znotraj bayesianskega pristopa ključna za sklepanje o vrednostih parametrov, saj vsebuje vse razpoložljive podatke o parametrih. Vsebuje tako naše predhodno znanje o vrednostih parametrov (priorna porazdelitev), kot tudi podatke o vrednostih parametrov, ki so rezultat analize razpoložljivih podatkov (funkcija verjetja). V tem smislu je mogoče na tak pristop k ocenjevanju vrednosti parametrov gledati kot na metodo posodabljanja in izboljševanja informacij o vrednostih parametrov: preden smo analizirali podatke, je bilo naše znanje o parametrih mogoče opisati s priorno porazdelitvijo $\pi(\theta)$, po uporabi podatkov za oceno parametrov pa je naše osveženo znanje vsebovano v posteriorni porazdelitvi $\pi(\theta|y)$ (Greenberg, 2008, str. 15).

Idejo in glavne lastnosti posteriorne porazdelitve lepo ilustrira sledeči primer, ki ga povzemamo po Greenbergu (2008, str. 15–18).

Predstavljajmo si, da želimo analizirati eksperiment s kovancem in želimo ugotoviti, kakšni sta verjetnosti, da kovanec pristane na eni ali na drugi strani. Funkcijo verjetja za posamezni met kovanca lahko s pomočjo Bernoulijeve porazdelitve zapišemo kot (60):

$$L(y_i|\theta) = \theta^{y_i}(1 - \theta)^{1-y_i} \quad (60)$$

Pri tem je verjetnost, da kovanec pristane na glavi, enaka $P(y_i = 1|\theta) = \theta$, in verjetnost, da kovanec pristane na cifri, enaka $P(y_i = 0|\theta) = 1 - \theta$. Za n neodvisnih metov kovanca lahko funkcijo verjetja zapišemo kot (61):

$$\begin{aligned} L(y_1, \dots, y_n) &= \theta^{y_1}(1 - \theta)^{1-y_1} \dots \theta^{y_n}(1 - \theta)^{1-y_n} \\ &= \prod_{i=1}^n \theta^{y_i}(1 - \theta)^{1-y_i} \\ &= \theta^{\sum y_i} (1 - \theta)^{n - \sum y_i} \end{aligned} \quad (61)$$

Da bi lahko dobili posteriorno porazdelitev, moramo najprej definirati priorno porazdelitev parametra θ . Ker ta parameter predstavlja verjetnost, da kovanec pristane na glavi in posledično velja $0 \leq \theta \leq 1$, mora biti tudi priorna porazdelitev definirana zgolj na tem intervalu. Pogosto izbrana porazdelitev v takem primeru je beta porazdelitev $beta(\alpha, \beta)$, ki je definirana s hiperparametroma α in β in ima obliko¹⁷ (62):

$$\pi(\theta) = \frac{\Gamma(\alpha + \beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} \theta^{\alpha-1} (1 - \theta)^{\beta-1}, \quad 0 \leq \theta \leq 1, \quad \alpha, \beta > 0 \quad (62)$$

Prva momenta beta porazdelitve sta enaka (63), iz česar je razvidno, da nam ta distribucija omogoča fleksibilnost pri določitvi priornih prepričanj. V kolikor menimo, da imamo opravka s poštenim kovancem, torej da je verjetnost glave in cifre enaka $1/2$, izberemo enaki vrednosti hiperparametrov α in β , njuna velikost pa odraža našo prepričanost o vrednosti parametra. Večji kot sta namreč ti vrednosti, manjšo varianco ima priorna porazdelitev. Po drugi strani pa nam izbira $\alpha = \beta = 1$ da neinformativno (plosko) priorno porazdelitev v obliki zvezne enakomerne porazdelitve. V kolikor izberemo vrednosti α in β , ki nista enaki, dobimo asimetrično porazdelitev: večja kot je α v primerjavi z β , bolj je priorna porazdelitev pomaknjena proti 1. Grafični prikaz različnih oblik beta porazdelitve v odvisnosti od vrednosti parametrov α in β se nahaja v Prilogi 3.

$$E(\theta) = \frac{\alpha}{\alpha + \beta} \quad Var(\theta) = \frac{\alpha\beta}{(\alpha + \beta)^2(\alpha + \beta + 1)} \quad (63)$$

Izbira priorne porazdelitve parametra θ na podlagi beta porazdelitve nam skupaj z definirano funkcijo verjetja (61) da posteriorno porazdelitev, ki ima analitično rešljivo obliko. To torej

¹⁷ V primeru, ko sta α in β celi števili, velja $\frac{\Gamma(\alpha+\beta)}{\Gamma(\alpha)\Gamma(\beta)} = \frac{(\alpha+\beta-1)!}{(\alpha-1)!(\beta-1)!}$

pomeni, da smo v tem primeru izbrali konjugirano priorno porazdelitev. Posteriorna porazdelitev parametrov modela, pri katerem je funkcija verjetja osnovana na podlagi Bernoulijeve porazdelitve in beta priorne porazdelitve parametrov, ima obliko beta porazdelitve. Z množenjem funkcije verjetja in priorne porazdelitve lahko posteriorno porazdelitev parametrov v našem primeru zapišemo kot (64):

$$\begin{aligned}\pi(\theta|y) &\propto L(y|\theta)\pi(\theta) \\ &\propto \theta^{\sum y_i} (1-\theta)^{n-\sum y_i} \theta^{\alpha_0-1} (1-\theta)^{\beta_0-1} \\ &\propto \theta^{(\alpha_0+\sum y_i)-1} (1-\theta)^{(\beta_0+n-\sum y_i)-1}\end{aligned}\quad (64)$$

V zgornjem zapisu je bila normalizacijska konstanta beta priorne porazdelitve absorbirana v proporcionalno konstanto, saj ni odvisna ob vrednosti parametra θ . Kot je sedaj razvidno iz zapisa, ima posteriorna porazdelitev $\pi(\theta|y)$ obliko beta porazdelitve s posodobljenimi vrednostmi parametrov $\alpha_1 = \alpha_0 + \sum y_i$ in $\beta_1 = \beta_0 + n - \sum y_i$. Po zgledu (63) lahko tudi enostavno dobimo pričakovano vrednost posteriorne porazdelitve kot (65):

$$\begin{aligned}E(\theta|y) &= \frac{\alpha_1}{\alpha_1 + \beta_1} \\ &= \frac{\alpha_0 + \sum y_i}{\alpha_0 + \beta_0 + n} \\ &= \left(\frac{\alpha_0 + \beta_0}{\alpha_0 + \beta_0 + n} \right) \frac{\alpha_0}{\alpha_0 + \beta_0} + \left(\frac{n}{\alpha_0 + \beta_0 + n} \right) \frac{\sum y_i}{n} \\ &= \left(\frac{\alpha_0 + \beta_0}{\alpha_0 + \beta_0 + n} \right) \frac{\alpha_0}{\alpha_0 + \beta_0} + \left(\frac{n}{\alpha_0 + \beta_0 + n} \right) \bar{y}\end{aligned}\quad (65)$$

Iz takega zapisa je jasno razvidno, da je pričakovana vrednost posteriorne porazdelitve $E(\theta|y)$ enaka tehtanemu povprečju med pričakovano vrednostjo priorne porazdelitve $\alpha_0/(\alpha_0 + \beta_0)$ in cenilko največjega verjetja \bar{y} , ki predstavlja vrednost parametra θ , ki maksimizira $L(y|\theta)$. Razvidno je tudi, da ko se večja vzorec n , se večja utež, ki jo bayesijsko ocenjevanje parametra daje cenilki največjega verjetja in torej velja, da je v limitnem primeru ($n \rightarrow \infty$) bayesijska cenilka enaka cenilki največjega verjetja. S povečevanjem vzorca je torej vpliv priorne porazdelitve na posteriorno porazdelitev vedno manjši in posledično se vedno bolj zmanjšuje tudi vpliv subjektivnosti izbire priorne porazdelitve.

2.3.5 Ocenjevanje mejnih posteriornih porazdelitev parametrov

V večini primerov ocenjujemo modele, ki nimajo zgolj enega parametra, ampak so določeni z vektorjem več parametrov $\theta = (\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q)$, od katerih ima tudi vsak svojo pripadajočo (mejno) porazdelitev. V takem primeru je posteriorna porazdelitev multivariatna in iz nje ni mogoče tako enostavno sklepati o vrednostih parametrov, kot je bilo prikazano v prejšnjem

poglavju. Da bi iz take posteriorne porazdelitve lahko sklepali o vrednostih parametrov, moramo najprej za vsak posamezni parameter ugotoviti mejno posteriorno porazdelitev, kar pa ni trivialno opravilo.

V kolikor je posteriorna porazdelitev $\pi(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q | y)$ multivariatna, lahko mejno posteriorno porazdelitev parametra θ_k dobimo tako, da skupno posteriorno porazdelitev (angl. *joint posterior*) integriramo po vseh preostalih elementih vektorja θ (66) (Cameron & Trivedi, 2005, str. 430):

$$\begin{aligned}\pi(\theta_k | y) &= \int \pi(\theta_1, \dots, \theta_q | y) d\theta_1 \dots d\theta_{k-1} \dots d\theta_{k+1} \dots d\theta_q \\ &= \int \pi(\theta | y) d\theta_{-k}\end{aligned}\tag{66}$$

Iz tako pridobljene mejne porazdelitve lahko nato izračunamo povprečno vrednost parametra $E(\theta_k)$, kot prikazuje (67). Prav tako je mogoče iz take mejne porazdelitve ugotoviti tudi druge opisne statistike porazdelitve vrednosti parametra, kot so mediana, standardni odklon, 5. in 95. centil itd.

$$E(\theta_k) = \int_{R(\theta_k)} \theta_k \pi(\theta_k | y) d\theta_k\tag{67}$$

Kljub navidezni enostavnosti zgoraj opisanega postopka, pa je integriranje po velikem številu spremenljivk težavno in v primeru, ko integral ni standardne oblike, tudi analitično neizvedljivo. V takih primerih moramo uporabiti računalniško podprte numerične metode, s pomočjo katerih lahko na podlagi simulacij ocenimo mejne porazdelitve parametrov.

2.3.6 Simulacijske metode Monte Carlo markovskih verig

Numerične simulacijske metode so z razvojem informacijske tehnologije in povečanjem procesorske moči našle široko polje potencialnih implementacij znotraj statistike in ekonometrije. S pomočjo njih lahko namreč generiramo vzorce iz (znanih) funkcij gostote verjetnosti in posledično na osnovi tako generiranih vzorcev sklepamo o lastnostih distribucije. Zaradi zapletenosti multivariatnih funkcij gostote slednje namreč velikokrat ni možno zgolj na podlagi analitičnih izpeljav, saj te zaradi zapletenosti ne obstajajo oz. so izrazito kompleksne. Simulacijske metode nam torej omogočajo, da iz posteriorne porazdelitve parametrov bayesiankega modela $\pi(\theta | y)$ generiramo vzorec v poljubni velikosti (G) in nato na podlagi take simulirane porazdelitve sklepamo o marginalnih (posteriornih) porazdelitvah parametrov $\pi(\theta_k | y)$. S tem načinom se tudi izognemo potrebi po zapletenem integriranju po več spremenljivkah $\pi(\theta_k | y) = \int \pi(\theta | y) d\theta_{-k}$. V shematskem

prikazu simuliranega vzorca (68) vertikalni stolpci predstavljajo marginalno porazdelitev posameznih parametrov $\pi(\theta_k|y)$ (Greenberg, 2008, str. 74).

$$\begin{array}{cccc}
 \theta_1^{(1)} & \theta_2^{(1)} & \dots & \theta_q^{(1)} \\
 \theta_1^{(2)} & \theta_2^{(2)} & \dots & \theta_q^{(2)} \\
 \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\
 \theta_1^{(G)} & \theta_2^{(G)} & \dots & \theta_q^{(G)}
 \end{array} \tag{68}$$

Pričakovano vrednost parametra lahko iz take marginalne porazdelitve izračunamo kot preprosto povprečje vseh vrednosti parametra simuliranega vzorca (69):

$$\widehat{E}(\theta_k) = G^{-1} \sum_{g=1}^G \theta_k^g \tag{69}$$

Pri tem pa velja poudariti, da so v odvisnosti od kompleksnosti funkcij gostote verjetnosti nekatere metode bolj uporabne kot druge. V primeru enostavnih funkcij lahko uporabljamo enostavnejše simulacijske metode, kot so npr. metoda transformacije verjetnostnega integrala (angl. *probability integral transformation method*), metoda kompozicije (angl. *method of composition*), algoritem sprejmi/zavrni (angl. *accept-reject algorithm*) in pomembnostno vzorčenje (angl. *importance sampling*). Ko pa imamo opravka z zapletenimi multivariatnimi funkcijami gostote, moramo uporabiti naprednejše metode Monte Carlo markovskih verig (angl. *Monte Carlo Markov chains – MCMC*), kot sta Gibbsov algoritem/vzorčnik (angl. *Gibbs algorithm/sampler*) in Metropolis-Hastingsov algoritem (angl. *Metropolis-Hastings algorithm*) (Greenberg, 2008, str. 63). V nadaljevanju se bomo zaradi prostorske omejitve posvetili predvsem slednjim metodam, saj so te ključne za razumevanje naše empirične analize. Preden pa se lahko lotimo predstavitve obeh algoritmov, se moramo najprej na kratko posvetiti markovskim verigam, saj te predstavljajo konceptualni temelj obeh algoritmov.

Vzemimo, da X_t predstavlja vrednost naključne (stohastične) spremenljivke v času t in prostor stanj (angl. *state space*) predstavlja razpon mogočih vrednosti X . Naključna spremenljivka predstavlja markovski proces (angl. *Markov process*), če je tranzicijska verjetnost med dvema različnima vrednostma prostora stanj odvisna le od trenutnega stanja (vrednosti) naključne spremenljivke (70) (Walsh, 2004, str. 3):

$$Pr(X_{t+1} = s_j | X_0 = s_k, \dots, X_t = s_i) = Pr(X_{t+1} = s_j | X_t = s_i) \tag{70}$$

Markovski proces je torej brez spomina in posledično za sklepanje o prihodnosti potrebujemo zgolj informacijo o trenutnem stanju procesa. Zaporedje naključnih spremenljivk, generiranih z markovskim procesom, imenujemo markovska veriga. Za markovsko verigo končnih stanj

(angl. *finite state*) lahko tranzicijsko jedro, ki vsebuje tranzicijske verjetnosti, zapišemo s pomočjo tranzicijske matrike

$$T = \begin{bmatrix} t_{11} & \cdots & t_{1m} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ t_{m1} & \cdots & t_{mm} \end{bmatrix}, \quad (71)$$

kjer posamezni element matrike predstavlja verjetnost, da se markovski proces iz stanja s_i premakne v stanje s_j (72). Posledično mora seveda za vsako vrstico veljati tudi $\sum_{j=1}^m t_{ij} = 1$.

$$t_{ij} = P(i, j) = P(i \rightarrow j) = Pr(X_{t+1} = s_j | X_t = s_i) \quad (72)$$

Verjetnost, da se veriga v času $t + 1$ nahaja v stanju s_i , zapišemo s pomočjo enačbe Chapman-Kolmogorova (73), ki pravi, da je ta enaka vsoti produktov verjetnosti, da se v trenutnem času nahajamo v posameznem stanju, in tranzicijskih verjetnosti iz teh posameznih stanj v stanje s_i (73). Z večkratnim ponavljanjem te enačbe lahko tudi opišemo evolucijo markovske verige.

$$Pr(X_{t+1} = s_i) = \sum_{k=1}^m Pr(X_{t+1} = s_i | X_t = s_k) \cdot Pr(X_t = s_k) \quad (73)$$

V kolikor definiramo vrstični vektor $\pi(t)$, ki vsebuje verjetnosti, da se v času t nahajamo v posameznem stanju prostora stanj, lahko enačbo Chapman-Kolmogorova zapišemo tudi v bolj strnjeni matrični obliki (74).

$$\pi(t + 1) = \pi(t)T \quad (74)$$

Intuitivno lahko vidimo, da lahko vektor verjetnosti posameznih stanj $\pi(t)$ z večkratnim množenjem s tranzicijsko matriko zapišemo v odvisnosti od vektorja začetnega stanja $\pi(0)$ (75), pri čemer posamezni element $t_{ij}^{(t)}$ matrike T^t predstavlja verjetnost, da se markovski proces nahaja v stanju s_i , če se je pred t -obdobji začel v stanju s_j : $t_{ij}^{(t)} = Pr(X_{0+t} = s_i | X_0 = s_j)$.

$$\pi(t) = \pi(t - 1)T = (\pi(t - 2)T)T = \pi(t - 2)T^2 = \pi(0)T^t \quad (75)$$

V določenih primerih za markovsko verigo obstaja stacionarna porazdelitev π^* , za katero velja, da so verjetnosti, da se nahajamo v posameznem stanju, neodvisne od začetnega stanja.

Torej bo pri taki markovski verigi vedno obstajala enaka marginalna porazdelitev, da končamo v določenem stanju, ne glede na to, iz katerega stanja izhajamo. Takšno stanje obstaja, ko je veriga nerazcepna, aciklična in ko ima tranzicijska matrika T vsaj eno lastno vrednost enako 1. Markovska veriga je nerazcepna (angl. *irreducible*), če je iz poljubnega začetnega stanja mogoče doseči poljubno končno stanje s pozitivno verjetnostjo, in aciklična (angl. *aperiodic*), če se povratki v posamezna stanja lahko zgodijo ob nerednih časih in niso vezani na ciklično obnašanje, ko bi na primer bil povratek v določeno stanje možen le vsakič drugič¹⁸ (Greenberg, 2008, str. 78).

Stacionarna porazdelitev zadošča pogoju $\pi^* = \pi^*T$, kar pomeni, da ponovna aplikacija tranzicijske matrike na tako stacionarno porazdelitev ne proizvede drugačne (marginalne) porazdelitve. Če obstaja stacionarna porazdelitev, lahko posledično zapišemo

$$\lim_{n \rightarrow \infty} T^n = A, \quad (76)$$

oziroma, če upoštevamo razcep tranzicijske matrike na podlagi lastnih vektorjev, tudi kot (77).

$$\lim_{n \rightarrow \infty} T^n = \lim_{n \rightarrow \infty} (PDP^{-1})^n = \lim_{n \rightarrow \infty} PD^nP^{-1} = A \quad (77)$$

Iz zgornjega zapisa je jasno razvidno, da je pogoj za obstoj stacionarne porazdelitve, da ima matrika tranzicijskih verjetnosti vsaj eno lastno vrednost enako 1. Končna (limitna) tranzicijska matrika ima torej vse vrstice enake vrstičnemu vektorju stacionarne porazdelitve in posledično torej velja, da ne glede na začetno stanje markovske verige vedno končamo pri enaki porazdelitvi.

Zgoraj napisano lahko posplošimo tudi na markovske procese z zveznim prostorom stanj, če definiramo tranzicijsko verjetnostno jedro $P(x, y)$ (78), zvezno enačbo Chapman-Kolmogorova (79) in ravnotežni pogoj za stacionarno zvezno porazdelitev (80). Znotraj takega konteksta x predstavlja trenutno stanje verige, y pa prihodnje stanje (Walsh, 2004, str. 6).

$$\int P(x, y) dy = 1 \quad (78)$$

$$\pi_t(y) = \int \pi_{t-1}(x) P(x, y) dy \quad (79)$$

$$\pi^*(y) = \int \pi^*(x) P(x, y) dy \quad (80)$$

¹⁸ Primer take ciklične tranzicijske matrike: $T_{ciklična} = \begin{bmatrix} 0 & T_{1,2} \\ T_{2,1} & 0 \end{bmatrix}$

S pojavom simulacijskih metod Monte Carlo markovskih verig (MCMC) v zgodnjih 90. letih 20. stoletja se je močno razširilo polje uporabnosti bayesianских metod, saj so te omogočile simulacijo zapletenih posteriornih funkcij gostot verjetnosti (Greenberg, 2008, str. 76). Ključno pri MCMC metodah je konstrukcija takega tranzicijskega jedra, ki bo imel stacionarno gostoto enako ciljni (posteriorni) gostoti parametrov. V primeru, ko nam uspe najti tako jedro, lahko začnemo vzorčiti pri katerihkoli vrednostih parametrov θ , saj bo markovska veriga postopno konvergirala k pravi posteriorni porazdelitvi parametrov, ki jo predstavlja stacionarna porazdelitev. MCMC metode nam tako dajo približek prave posteriorne porazdelitve parametrov. Obstajata dva ključna načina konstrukcije takega tranzicijskega jedra in to sta Gibbsov vzorčnik in Metropolis-Hastingsov (MH) algoritem.

Gibbsov vzorčnik je posebni primer MH algoritma in je zaradi svoje preproste zasnove in implementacije najbolj pogosto uporabljan, vendar pa za razliko od MH algoritma zahteva popolno poznavanje pogojnih verjetnosti posameznih parametrov $p(\theta_k|\theta_{-k})$. Ideja za Gibbsovim vzorčnikom temelji namreč na dejstvu, da je veliko bolj enostavno sekvenčno simulirati (vzorčiti) iz pogojne verjetnostne porazdelitve, kot pa pridobiti mejno porazdelitev z integriranjem multivariatne porazdelitve. Pri tem pristopu torej sekvenčno simuliramo d naključnih spremenljivk iz d znanih pogojnih porazdelitev, namesto da bi v enem koraku generirali en d -dimenzionalni vektor iz polne multivariatne skupne porazdelitve (Walsh, 2004, str. 16).

Predpostavljajmo, da imamo d -dimenzionalno ciljno (posteriorno) porazdelitev $p(\theta)$, pri čemer bomo zaradi preglednosti zanemarili odvisnost od podatkov $p(\theta|y)$, in da poznamo vse pogojne porazdelitve parametrov $p(\theta_k|\theta_{-k})$ ter znamo direktno vzorčiti iz njih. Sekvenčno vzorčenje v tem primeru poteka po sledečem postopku (Cameron & Trivedi, 2005, str. 448):

1. Najprej določimo vektor poljubnih začetnih vrednosti parametrov $\theta^{(0)} = (\theta_1^{(0)}, \dots, \theta_d^{(0)})$.
2. Vrednosti parametrov nato popravljamo tako, da sekvenčno vzorčimo naključne vrednosti d -tih parametrov iz d pogojnih porazdelitev (81), kar nam na koncu prvega kroga da vektor popravljenih vrednosti parametrov $\theta^{(1)} = (\theta_1^{(1)}, \dots, \theta_d^{(1)})$:

$$\begin{aligned}
 & p(\theta_1^{(1)}|\theta_2^{(0)}, \dots, \theta_d^{(0)}) \\
 & p(\theta_2^{(1)}|\theta_1^{(1)}, \theta_3^{(0)}, \dots, \theta_d^{(0)}) \\
 & \quad \vdots \\
 & p(\theta_d^{(1)}|\theta_1^{(1)}, \theta_2^{(1)}, \dots, \theta_{d-1}^{(1)})
 \end{aligned} \tag{81}$$

3. Po končanem prvem krogu ponovimo vse korake z vektorjem popravljenih vrednosti in to počnemo, dokler ni dosežena konvergenca.

Ko je konvergenca dosežena, simulirani vzorec predstavlja ciljno skupno posteriorno porazdelitev parametrov. Dokazano je tudi bilo, da je tako stohastično Gibbsovo zaporedje $\{\theta^{(n)}\}$ markovska veriga s pravilno stacionarno porazdelitvijo, ki je neodvisna od izbranih začetnih vrednosti. Po doseženi konvergenci lahko iz tako simuliranega vzorca izračunamo ustrezne momente marginalne ali skupne posteriorne porazdelitve parametrov. Da pa bi te ocene čim bolj temeljile na vrednostih generiranih iz želene posteriorne porazdelitve, iz vzorca zavržemo določen začetni del vrednosti, ki pripadajo tako imenovani fazi ogrevanja (angl. *burn-in phase*). Za te vrednosti se namreč predvideva, da so še vedno pod vplivom izhodiščnih vrednosti (Cameron & Trivedi, 2005, str. 449).

Metropolis-Hastingsov algoritem lahko po drugi strani uporabimo tudi, ko funkcije pogojnih verjetnosti niso standardne oblike in posledično ne moremo direktno vzorčiti iz njih. V kolikor je jedro posteriorne porazdelitve parametrov izračunljivo, lahko z MH algoritmom skonstruiramo tako zaporedje $\{\theta^{(n)} | n = 1, 2, \dots\}$, da njegova porazdelitev konvergira k posteriorni porazdelitvi parametrov. Jedro posteriorne porazdelitve lahko, če zanemarimo odvisnost od podatkov y , zapišemo kot $p(\theta) = f(\theta)/K$, pri čemer K predstavlja normalizacijsko konstanto, za katero ni nujno in potrebno, da jo znamo izračunati.

Koraki MH algoritma so v nadaljevanju sledeči (Cameron & Trivedi, 2005, str. 450; Walsh, 2004, str. 7):

1. S pomočjo aproksimacije posteriorne porazdelitve na podlagi znane funkcije (npr. multivariatne t -distribucije) izberemo izhodiščno vrednost vektorja parametrov $\theta^{(0)}$, za katerega mora veljati $p(\theta^{(0)}) > 0$.
2. Nato v prvem krogu ($n = 1$) iz izbrane predlagalne funkcije gostote (angl. *proposal/jumping distribution*) $J_n(\theta^a | \theta^b) = J_1(\theta^{(1)} | \theta^{(0)})$ izberemo (vzorčimo) kandidatno točko θ^* .
3. Upoštevaje to kandidatno točko θ^* izračunamo razmerje gostot v kandidatni in trenutni točki $\theta^{(n-1)}$ kot (82):

$$\alpha = \frac{p(\theta^*)/J_n(\theta^* | \theta^{n-1})}{p(\theta^{n-1})/J_n(\theta^{(n-1)} | \theta^*)} \quad (82)$$

4. Če izbrana točka poveča gostoto funkcije ($\alpha > 1$), sprejmemo kandidatno točko ($\theta^{(1)} = \theta^*$) in se vrnemo k 2. koraku. V kolikor pa točka zmanjša gostoto ($\alpha < 1$), jo sprejmemo le z verjetnostjo α . V takem primeru iz enakomerne porazdelitve na intervalu $(0,1)$ generiramo naključno vrednost U in kandidatno točko sprejmemo, če velja $\alpha \geq U$. Če pa je $\alpha < U$, kandidatno točko zavržemo in se vrnemo k koraku 2. Na MH algoritem lahko torej gledamo kot na iterativno metodo, ki maksimizira gostoto $p(\theta)$.

MH algoritem oblikuje markovsko verigo, ki se po dovolj velikem številu simulacij približa stacionarni porazdelitvi. Če upoštevamo fazo ogrevanja, ki traja prvih k simulacij, sledeči vzorci parametrov $\theta_{k+1}, \dots, \theta_{k+n}$ izvirajo iz ciljne posteriorne porazdelitve $f(\theta)$ in na podlagi katerih lahko nato izračunamo zelene momente posteriorne porazdelitve parametrov.

2.3.7 Cenilka bayesijskega VAR modela

Pri modelih vektorske avtoregresije se velikokrat srečamo s problemom, ko postane število parametrov, ki jih želimo oceniti preveliko, da bi lahko take modele učinkovito ocenili s pomočjo klasičnih frekventističnih metod. Število parametrov modela $M(Mp + d)$ namreč geometično raste s povečevanjem števila endogenih spremenljivk, ki jih želimo modelirati (M), in proporcionalno s številom vključenih odlogov (p). V kolikor želimo oceniti nelinearne modele, pa se to število še dodatno povečuje s povečevanjem kompleksnosti nelinearnih odnosov. V takem primeru se torej soočamo s problemom "pretiranega prileganja modela" (angl. *overfitting*), ki preko zmanjšanja števila stopinj prostosti povzroči neučinkovitost klasičnega ocenjevanja. Kot rešitev tega problema neučinkovitosti klasičnih ocenjevalnih metod je v 80. letih Litterman ponudil bayesijski način ocenjevanja VAR modelov, za katerega se je izkazalo, da ima tudi boljšo napovedno moč kot klasični načini ocenjevanja (Ciccarelli & Rebucci, 2003, str. 5).

Standardni VAR model $y_t = A(L) y_{t-1} + CD_t + e_t$ z M spremenljivkami, p odlogi ter d determinističnimi spremenljivkami (konstanta, trend, ...) lahko s preureditvijo (transponiranjem) zapisa (33) zapišemo kot (83):

$$Y = XA + E \quad (83)$$

Če definiramo vektorje $y = \text{vec}(Y)$, $\alpha = \text{vec}(A)$ in $e = \text{vec}(E)$, lahko model zapišemo tudi v obliki sistema simultanih enačb (84), ki se bo izkazala za zelo priročno v okviru bayesijske analize (Canova, 2007, str. 335). Izpeljavo take oblike prikazuje Priloga 4 (prirejeno po (Canova, 2007, str. 119; Koop & Korobilis, 2010, str. 4)).

$$y = (I_M \otimes X)\alpha + e \quad e \sim (0, \Sigma_e \otimes I_T) \quad (84)$$

S pomočjo takega zapisa lahko nato na podlagi multivariatne funkcije normalne porazdelitve zapišemo funkcijo verjetja za VAR model kot (85)

$$L(\alpha, \Sigma_e) = \frac{1}{(2\pi)^{0.5MT}} |\Sigma_e \otimes I_T|^{-0.5} \times \exp\{-0.5(y - (I_M \otimes X)\alpha)'(\Sigma_e^{-1} \otimes I_T)(y - (I_M \otimes X)\alpha)\} \quad (85)$$

oziroma upošteva je enakost (86)

$$\begin{aligned} (y - (I_M \otimes X)\alpha)'(\Sigma_e^{-1} \otimes I_T)(y - (I_M \otimes X)\alpha) &= \\ (\Sigma_e^{-0.5} \otimes I_T)(y - (I_M \otimes X)\alpha)'(\Sigma_e^{-0.5} \otimes I_T)(y - (I_M \otimes X)\alpha) &= \\ [(\Sigma_e^{-0.5} \otimes I_T)y - (\Sigma_e^{-0.5} \otimes X)\alpha]' [(\Sigma_e^{-0.5} \otimes I_T)y - (\Sigma_e^{-0.5} \otimes X)\alpha] & \end{aligned} \quad (86)$$

tudi kot (87):

$$\begin{aligned} L(\alpha, \Sigma_e) &= \frac{1}{(2\pi)^{0.5MT}} |\Sigma_e \otimes I_T|^{-0.5} \\ &\times \exp\{-0.5 [(\Sigma_e^{-0.5} \otimes I_T)y - (\Sigma_e^{-0.5} \otimes X)\alpha]'\} \\ &\times [(\Sigma_e^{-0.5} \otimes I_T)y - (\Sigma_e^{-0.5} \otimes X)\alpha] \} \end{aligned} \quad (87)$$

Funkcijo verjetja za VAR model lahko na podlagi korakov, ki sicer presegajo to delo, zapišemo tudi kot produkt funkcije normalne porazdelitve in funkcije inverzne Wishart porazdelitve, kar posledično pomeni, da ob primerni izbiri konjugirane priorne porazdelitve, dobimo posteriorno porazdelitev parametrov, ki je analitično rešljiva (Canova, 2007, str. 336). Primer take konjugirane porazdelitve je normalna priorna porazdelitev (88):

$$g(\alpha) = N(\bar{\alpha}, \bar{\Sigma}_a) \quad (88)$$

Funkcijo gostote za tako normalno priorno porazdelitev zapišemo kot (89):

$$g(\alpha) \propto |\Sigma_a|^{-0.5} \exp[-0.5(\alpha - \bar{\alpha})'\Sigma_a^{-1}(\alpha - \bar{\alpha})] \quad (89)$$

Posteriorno porazdelitev parametrov v naslednjem koraku dobimo, če zmnožimo priorno porazdelitev parametrov (89) s funkcijo verjetja (87), pri čemer lahko zaradi uporabe znaka za proporcionalnost vse konstante izpustimo (90):

$$\begin{aligned} g(\alpha|y) &\propto |\Sigma_a|^{-0.5} \exp[-0.5(\alpha - \bar{\alpha})'\Sigma_a^{-1}(\alpha - \bar{\alpha})] \times |\Sigma_e \otimes I_T|^{-0.5} \\ &\times \exp\{-0.5 [(\Sigma_e^{-0.5} \otimes I_T)y - (\Sigma_e^{-0.5} \otimes X)\alpha]'\} \\ &\times [(\Sigma_e^{-0.5} \otimes I_T)y - (\Sigma_e^{-0.5} \otimes X)\alpha] \} \end{aligned} \quad (90)$$

Po preurejanju zgornjega zapisa, pridemo do končne oblike posteriorne porazdelitve parametrov (91) (Canova, 2007, str. 337):

$$g(\alpha|y) \propto \exp \left[-0.5(\alpha - \tilde{\alpha})' \tilde{\Sigma}_a^{-1} (\alpha - \tilde{\alpha}) \right] \quad (91)$$

kjer velja:

$$\tilde{\alpha} = \left[\bar{\Sigma}_a^{-1} + (\Sigma_e^{-1} \otimes X'X) \right]^{-1} \left[\bar{\Sigma}_a^{-1} \bar{\alpha} + (\Sigma_e^{-1} \otimes X)y \right] \quad (92)$$

$$\tilde{\Sigma}_a = \left[\bar{\Sigma}_a^{-1} + (\Sigma_e^{-1} \otimes X'X) \right]^{-1} \quad (93)$$

$$\hat{\Sigma}_e = \frac{1}{T-1} \hat{e}_t' \hat{e}_t, \quad \hat{e}_t = y_t - (I_M \otimes X) \hat{\alpha} \quad (94)$$

Iz zgoraj zapisanega torej izhaja, da je posteriorna porazdelitev parametrov VAR modela normalna s povprečno vrednostjo $\tilde{\alpha}$ in varianco $\tilde{\Sigma}_a$ (Canova, 2007, str. 337). To nam tudi omogoča analitično izpeljavo mejne porazdelitve parametrov modela.

Seveda pa izbira normalne porazdelitve za priorno porazdelitev ni edina možnost, ki jo imamo na voljo. Literatura kot preostale možnosti navaja še različne kombinacije neinformativnih in normalnih informativnih porazdelitev, pogojne konjugirane porazdelitve (kombinacija normalne in inverzne Wishartove porazdelitve), empirične priorne porazdelitve (empirično bayesiansko ocenjevanje), hierarhične priorne porazdelitve in katerekoli druge nekonjugirane porazdelitve, ki pa posledično zahtevajo implementacijo MCMC metod (Canova, 2007, str. 336; Ciccarelli & Rebucci, 2003, str. 7; Koop & Korobilis, 2010, str. 5). Kljub vsem zgoraj naštetim možnostim pa se v empirični literaturi kot ena izmed največkrat uporabljenih priornih porazdelitev pojavlja t.i. Littermanova oz. Minnesota priorna porazdelitev, ki temelji na normalni porazdelitvi in jo je v 80. letih zasnoval Robert Litterman z Univerze v Minnesoti (Del Negro & Schorfheide, 2010, str. 10).

Littermanova priorna porazdelitev (LPP) parametrov predvideva, da si spremenljivke v modelu lahko predstavljamo kot naključne spremenljivke, katerih gibanje sledi naključnemu prehodu (angl. *random walk*) in jih lahko torej posledično zapišemo kot $y_{i,t} = y_{i,t-1} + \eta_{i,t}$. Takemu zapisu običajno ustrezajo makroekonomske spremenljivke v (log)-nivojih (angl. *levels*), medtem ko za spremenljivke v stopnjah rasti običajno predvidevamo, da so neodvisne enako porazdeljene (DDDD) (Del Negro & Schorfheide, 2010, str. 11).

Skladno z interpretacijo naključnega prehoda LPP predvideva, da so vrednosti vseh parametrov $\bar{\alpha}$ enake 0, izjema temu pa so zgolj parametri $\bar{\alpha}_{i1}, i = 1, \dots, M$, ki predstavljajo vrednosti parametrov za prve odloge posamezne spremenljivke. Za variančno-kovariančno

matriko parametrov Σ_a se predpostavlja, da je diagonalna in da so posamezni elementi $\sigma_{ij,l}$, kjer i predstavlja posamezno enačbo, j posamezno spremenljivko in l posamezni odlog, enaki (Canova, 2007, str. 338):

$$\begin{aligned}\sigma_{ij,l} &= \frac{\lambda_0}{h(l)}, \quad \text{če je } i = j, \forall l \\ &= \lambda_0 \frac{\lambda_1}{h(l)} \cdot \left(\frac{\sigma_i}{\sigma_j} \right)^2, \quad \text{če je } j \text{ endogena in } i \neq j, \forall l \\ &= \lambda_0 \cdot \lambda_2, \quad \text{če je } j \text{ eksogena}\end{aligned}\tag{95}$$

Variančno-kovariančna matrika je torej določena s hiperparametri $\lambda_i, i = 0,1,2$, z razteznim faktorjem, ki je odvisen od varianc napak modela, in deterministično funkcijo odlogov $h(l)$. Hiperparameter λ_0 predstavlja tesnost variance (oz. nejasnosti) prvega odloga spremenljivke, ki jo v enačbi modeliramo, λ_1 relativno tesnost variance ostalih spremenljivk, λ_2 relativno tesnost variance eksogenih spremenljivk in $h(l)$ relativno varianco ne-prvih odlogov.

V primeru VAR(2) modela iz priloge 4, ki nima determinističnih spremenljivk, lahko Littermanovo priorno porazdelitev zapišemo kot (96)

$$g(\alpha) = N(\bar{\alpha}, \bar{\Sigma}_a)\tag{96}$$

kjer je vektor povprečnih vrednosti enak $\bar{\alpha} = [1,0,0,0,0,1,0,0]$ in variančno-kovariančna matrika, upošteva $h(l) = l$, enaka (97):

$$\bar{\Sigma}_a = \begin{bmatrix} \lambda_0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \lambda_0 \lambda_1 \left(\frac{\sigma_1}{\sigma_2} \right)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \frac{\lambda_0}{2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \frac{\lambda_0}{2} \lambda_1 \left(\frac{\sigma_1}{\sigma_2} \right)^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda_1 \left(\frac{\sigma_2}{\sigma_1} \right)^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \lambda_0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{\lambda_0}{2} \lambda_1 \left(\frac{\sigma_2}{\sigma_1} \right)^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{\lambda_0}{2} \end{bmatrix}\tag{97}$$

Prednost takšne diagonalne variančno-kovariančne matrike, ki ne predvideva soodvisnosti med parametri različnih enačb, je ta, da je posteriorna porazdelitev parametrov enaka, če enačbe VAR modela ocenjujemo skupaj ali pa če vsako enačbo ocenimo posebej. Ta lastnost, ki ni značilna za vse priorne porazdelitve, poenostavi ocenjevanje modelov.

Po drugi strani pa velja na koncu samo še poudariti, da Littermanova priorna porazdelitev jemlje variančno-kovariančno matriko ostankov za fiksno in je ne opiše kot naključnostno

spremenljivko. Torej taka priorna porazdelitev ni v celoti bayesijske narave (Koop & Korobilis, 2010, str. 6) Kljub temu odstopanju pa je Littermanova priorna porazdelitev ena najbolj pogosto uporabljenih v bayesijski VAR literaturi.

2.4 Vektorska avtoregresija z gladkimi prehodi

Splošni model vektorske avtoregresije, ki smo ga do sedaj predstavili, je v osnovi linearen, kar pomeni, da so ocenjeni parametri modela fiksni in se ne spreminjajo v odvisnosti od stanja sistema. Tak model je mogoče uporabiti za analizo povprečnih učinkov fiskalne politike skozi celotni poslovni cikel, ne moremo pa ga uporabiti za analizo nelinearnih učinkov fiskalne politike, torej za ugotavljanje, kako se učinki fiskalne politike razlikujejo glede na stanje poslovnega cikla. Ker pa je cilj tega magistrskega dela analiza nelinearnih učinkov fiskalne politike, bomo v nadaljevanju predstavili nelinearni VAR model, ki sta ga razvila Auerbach in Gorodnichenko (2012) in ki nam omogoča prav to.

Model vektorske avtoregresije z gladkimi prehodi (angl. *smooth transition VAR*, *STVAR*) nam omogoča vpeljavo regresijskih parametrov, ki so odvisni od stanja sistema (angl. *state dependent*), in nam posledično omogoča razlikovanje med učinki fiskalne politike v ekspanziji in recesiji. Ključna prednost tega modela v primerjavi z ostalimi modeli, ki omogočajo razlikovanje med različnimi režimi (npr. *threshold VAR*), je v tem, da pri STVAR modelu prehajanje med režimi poteka gladko in ne diskretno. Posledično ta model omogoča večjo natančnost in učinkovitost ocen parametrov modela, saj se za ocenjevanje parametrov obeh režimov uporablja celotni razpoložljivi vzorec in ne zgolj tisti del, ki pripada posameznemu diskretno določenemu režimu. Ta vidik je še posebej pomemben pri analizi učinkov fiskalne politike v odvisnosti od stanja poslovnega cikla, saj so obdobja recesij relativno kratka in redka, kar bi posledično v primeru take diskretne določitve režimov, povzročilo, da bi bile ocene parametrov za recesijski režim nestabilne in netočne (Auerbach & Gorodnichenko, 2012, str. 3)

Model vektorske avtoregresije z gladkimi prehodi zapišemo kot (98) - (102):

$$\mathbf{X}_t = (1 - F(z_{t-1}))\Pi_E(L)\mathbf{X}_{t-1} + F(z_{t-1})\Pi_R(L)\mathbf{X}_{t-1} + \mathbf{u}_t \quad (98)$$

$$\mathbf{u}_t \sim N(0, \Omega_t) \quad (99)$$

$$\Omega_t = \Omega_E(1 - F(z_{t-1})) + \Omega_R F(z_{t-1}) \quad (100)$$

$$F(z_t) = \frac{\exp(-\gamma z_t)}{1 + \exp(-\gamma z_t)}, \quad \gamma > 0 \quad (101)$$

$$\text{var}(z_t) = 1, \quad E(z_t) = 0 \quad (102)$$

V zapisu (98) X_t predstavlja vektor endogenih spremenljivk, $\Pi_E(L)$ in $\Pi_R(L)$ pa polinoma koeficientov odlogov za ekspanzijo in recesijo. Prehajanje med režimi se dogaja na podlagi tranzicijske spremenljivke $F(z_t)$, kjer z_t predstavlja indeks ekonomske aktivnosti. S $F(z_t) \approx 1$ označujemo močno recesijo, s $F(z_t) \approx 0$ pa močno ekspanzijo. V izvorni specifikaciji Auerbacha in Gorodnichenka (2012, str. 4) je $X_t = [G_t \ T_t \ Y_t]'$ sestavljen iz logaritma realne državne potrošnje, logaritma realnih pobranih davkov in logaritma realnega BDP-ja. Indeks z_t sta AG izračunala kot 7-četrletne drseče sredine rasti BDP-ja. V izogib problemu povratne zanke med fiskalno politiko in indeksom z_t ta v model vstopa s prvim odlogom ($t - 1$). Identifikacija učinkov fiskalne politike je dosežena na podlagi razcepa Choleskega, kar posledično pomeni, da predpostavljamo hierarhično strukturo sočasnih odnosov med spremenljivkami. Zgoraj prikazana razporeditev spremenljivk v X_t torej pomeni, da šoka pobranih davkov in BDP-ja nimata sočasnega vpliva na državno porabo, kar je mogoče utemeljiti na dejstvu, da se fiskalna politika odziva na spremembe v makroekonomskem okolju z določenim zamikom.

Taka specifikacija modela (100) predvideva tudi konstrukcijo ločenih variančno-kovariančnih matrik ostankov za oba režima, kar posledično pomeni, da se med režimoma razlikujejo tudi sočasni odnosi med spremenljivkami. Različna dinamika učinkov šokov med režimoma je v takem modelu torej dosežena na dva načina: prvič, dinamično preko različnih polinomov odlogov $\Pi_E(L)$ in $\Pi_R(L)$ in drugič, kot posledica različnih sočasnih odnosov med spremenljivkami zaradi režimsko odvisnih variančno-kovariančnih matrik ostankov.

Izbrana priorna porazdelitev parametrov STVAR modela je Littermanovega tipa. Model je ocenjen s pomočjo metode Monte Carlo markovskih verig, pri čemer pa je potrebno poudariti, da pri STVAR modelu nimamo opravka s klasičnim bayesijskim ocenjevanjem. Model namreč ocenjujemo s pomočjo kvazi-bayesijske cenilke oz. s pomočjo t.i. cenilke Laplacovega tipa (angl. *Laplace type estimator*), ki sta jo na podlagi bayesijske metodologije razvila Chernozhukov in Hong (2003). Podrobnejša predstavitev posebnosti te metodologije vsekakor presega okvir tega magistrskega dela, velja pa vseeno omeniti, da je v primeru našega visokoparametriziranega modela ključna prednost te cenilke v primerjavi s klasičnim bayesijskim pristopom računaska učinkovitost.

3 EMPIRIČNA ANALIZA NELINEARNIH UČINKOV FISKALNE POLITIKE ZA VELIKO BRITANIJO

V nadaljevanju magistrskega dela smo analizirali obstoj nelinearnih učinkov fiskalne politike na primeru Velike Britanije. Izbira te države je v veliki meri posledica dejstva, da ima poleg ZDA le redkokatera država dovolj dolge časovne serije podatkov za fiskalne spremenljivke,

ki bi omogočale učinkovito in zanesljivo analizo s STVAR modelom. Poleg tega pa VB zaradi svoje pestre fiskalne zgodovine (porast socialne države po II. svetovni vojni in thatcherijansko zmanjševanje vloge države v 80. letih) predstavlja zanimivo gospodarstvo za raziskovanje učinkov fiskalne politike.

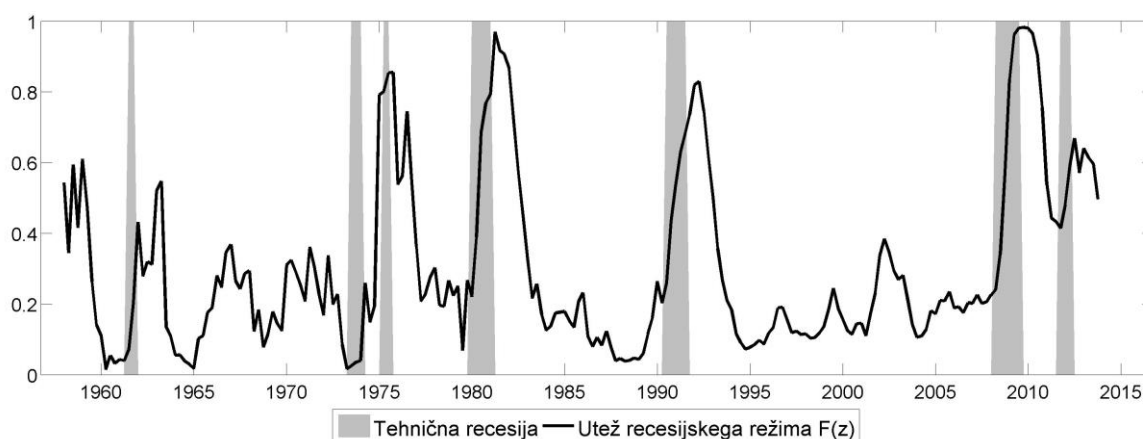
Na podlagi ekonometrične analize smo tako poskušali ugotoviti, ali se učinki fiskalne politike v VB razlikujejo v recesiji in ekspanziji. V ta namen smo po zgledu Auerbacha in Gorodnichenka (2012) ocenili model vektorske avtoregresije z gladkimi prehodi ter iz dobljenih rezultatov izračunali vrednosti fiskalnih multiplikatorjev za recesijo in ekspanzijo. Pri specifikaciji modela smo v celoti prevzeli zasnovo Auerbacha in Gorodnichenka, kar pomeni, da smo uporabili enake izhodiščne vrednosti parametrov, enake priorne porazdelitve (Littermanova priorna porazdelitev), enako zasnovo tranzicijske spremenljivke ter enako število vključenih odlogov. Tako odločitev glede števila vključenih odlogov podpirajo tudi izračunane vrednosti informacijskih kriterijev (Priloga 5). Z modelom smo ocenili zgolj vrednosti izdatkovnega fiskalnega multiplikatorja, saj je pri analizi davčnih učinkov težko zgolj na podlagi VAR metodologije izločiti učinke stanja gospodarstva na višino pobranih davkov. Posledično pa tudi ni mogoče sklepati, ali so modelski šoki v višini davkov posledica zavestne spremembe fiskalne politike ali pa zgolj endogeni odziv na spremembo BDP-ja. V primeru odhodkovne strani proračuna tega problema v veliki meri ni, saj je odločitev o proračunski porabi v precej večji, čeprav ne izključni (npr. nadomestila za brezposelne) meri posledica diskrecijske volje odločevalcev.

3.1 Predstavitev podatkov

Vektor endogenih spremenljivk modela $X_t = [G_t T_t Y_t]'$ je sestavljen iz logaritma realnih odhodkov sektorja države (G), logaritma realnih prihodkov sektorja države (T) in logaritma realnega bruto domačega proizvoda (Y). Podatke o četrtnih vrednostih spremenljivk smo za obdobje 1955 Q1 – 2013 Q4 pridobili s spletne strani statističnega urada Velike Britanije (Office for National Statistics). Podatki za bruto domači proizvod so bili že v osnovi v realnih vrednostih in sezonsko prilagojeni, medtem ko smo podatke za obe fiskalni spremenljivki morali sezonsko prilagoditi in deflacionirati. Desezioniranje smo opravili s pomočjo Eurostatovega programu Demetra+ na podlagi TramoSeats metodologije. Po priporočilu uradnega priročnika (Grudkowska, 2013, str. 83) smo uporabili vnaprej pripravljene modul RSA4. Obe tako sezonsko prilagojeni spremenljivki smo nato deflacionirali z BDP deflatorjem.

Indeks ekonomske aktivnosti smo po zgledu AG izračunali kot 7-četrtno drsečo sredino realne rasti BDP-ja. Prehajanje med recesijskim ($F(z_t) \approx 1$) in ekspanzivnim režimom ($F(z_t) \approx 0$) na podlagi tako definirane indeksa prikazuje Slika 4. Razvidno je, da smo s tako oblikovano tranzicijsko spremenljivko precej dobro zajeli obdobja tehničnih recesij, ki so definirana kot najmanj 2 zaporedni četrtletji negativne rasti.

Slika 4: Utež recesijskega režima ter tehnične recesije



Model smo nato na podlagi metodologije Monte Carlo markovskih verig s 100.000 simulacijami ocenili v programu Matlab. Iz dobljenih funkcij impulznih odzivov, ki v izvorni obliki predstavljajo elastičnosti, smo fiskalne multiplikatorje izračunali po formuli (103):

$$\frac{\Delta y}{\Delta g} = \frac{\% \Delta y}{\% \Delta g} \cdot \frac{Y}{G} \quad (103)$$

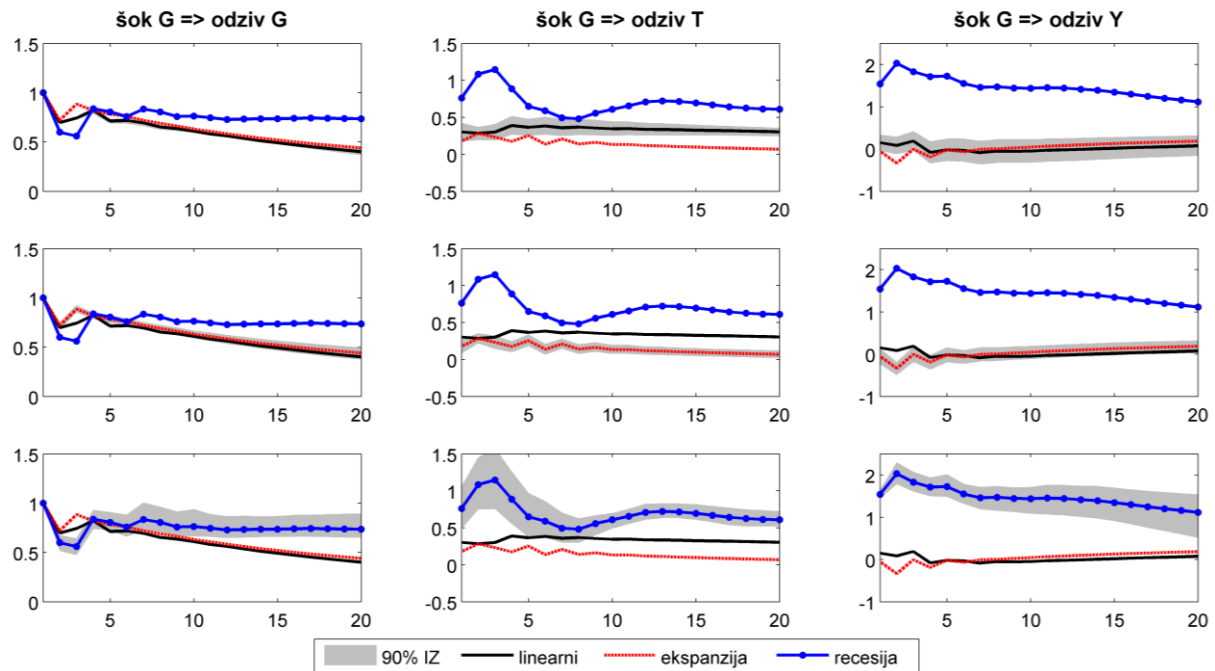
3.2 Rezultati ekonometrične analize

Izračunane funkcije impulznih odzivov, s katerimi prikazujemo učinke povečanja državnih odhodkov za 1 funt, prikazuje Slika 5. Prikazane so tako funkcije impulznih odzivov za recesijo in ekspanzijo, ki izvirajo iz nelinearnega STVAR modela, kot tudi funkcije impulznih odzivov linearnega modela, ki ne razločuje med različnimi stanji gospodarstva. Sivi pasovi predstavljajo pripadajoče 90-odstotne intervale zaupanja.

Iz rezultatov je jasno razvidno, da v primeru Velike Britanije obstajajo nelinearni učinki fiskalne politike. Povečanje državne porabe v recesiji namreč povzroči veliko močnejši učinek na BDP kot v ekspanziji, ko je učinek manjši in na kratek rok celo malenkost negativen. Precej različen je tudi učinek povečanja trošenja države na pobrane davke, saj se ti med recesijo izdatno povečajo, medtem ko se v ekspanziji sicer povečajo, a je to povečanje precej manjše. Iz tega je mogoče sklepati dvoje. Prvič, da je ekspanzivna fiskalna politika med recesijo običajno (najverjetneje zaradi vprašanj o finančni vzdržnosti) povezana tudi z večanjem davčne obremenitve, medtem ko v času ekspanzije tak odziv (najverjetneje zaradi nižjih proračunskih primanjkljajev in posledično manj perečega problema vzdržnosti) ni tako izrazito prisoten. In drugič, da fiskalna ekspanzija zaradi multiplikativnih učinkov na gospodarsko rast v recesiji povzroči veliko večje povečanje pobranih davkov kot v ekspanziji, ko so fiskalni multiplikatorji manjši.

Funkcije impulznih odzivov za G in T, ki izvirajo iz linearnega modela, se nahajajo med funkcijami impulznih odzivov za recesijo in ekspanzijo, kar je tudi skladno z našimi pričakovanji, saj rezultati linearnega modela predstavljajo nekakšno povprečje obeh režimov. Šoki državne porabe so v obeh režimih izrazito persistentni, saj funkcije impulznih odzivov zelo počasi konvergirajo proti 0. Intervali zaupanja so zelo ozki, iz česar lahko sklepamo, da so modelske ocene učinkovite, model pa je dobro specificiran.

Slika 5: Funkcije impulznih odzivov za nelinearni in linearni model



Razlike med učinki fiskalne politike v recesiji in ekspanziji prikazuje tudi Tabela 1, ki vsebuje vrednosti izračunanih fiskalnih multiplikatorjev. Slednje smo izračunali na dva načina: pri prvem načinu smo upoštevali zgolj maksimalen možen učinek povečanja državne potrošnje za 1 funt, pri drugem pa smo upoštevali celoten dolgoročni učinek povečanja državne potrošnje za 1 funt, saj smo pri izračunu upoštevali tudi persistentnost fiskalnega šoka. Zaključki so pri obeh specifikacija podobni: v recesiji znaša fiskalni multiplikator približno 2, v ekspanziji pa med 0,1 in 0,2. Glede na majhne standardne napake ocen fiskalnih multiplikatorjev lahko s precejšnjo gotovostjo trdimo, da se v primeru VB vrednosti fiskalnih multiplikatorjev močno razlikujejo v odvisnosti od stanja gospodarstva.

Tabela 1: Fiskalni multiplikatorji v recesiji in ekspanziji, 1955 Q1 – 2013 Q4

	$\max_{h=1,\dots,20}\{Y_h\}$	$\Sigma_{h=1}^{20} Y_h / \Sigma_{h=1}^{20} G_h$
Ekspanzija	0,18	0,05
St. napaka ocene	(0,08)	(0,10)
Recesija	2,03	1,93
St. napaka ocene	(0,16)	(0,19)
Linearni model	0,21	0,07
St. napaka ocene	(0,14)	(0,16)

3.3 Diskusija

Ocenjene vrednosti fiskalnih multiplikatorjev so skladne z našimi pričakovanji in postavljenimi hipotezami. Empirično dejstvo, da so fiskalni multiplikatorji večji v recesiji kot v ekspanziji, je tudi združljivo tako s keynesiansko kot tudi s sodobno novokeynesiansko teorijo, ki dopušča obstoj ničelne spodnje meje na obrestno mero, močno pa se razlikuje od zaključkov tradicionalnih novoklasičnih (oz. novokeynesianskih) modelov, ki ne dopuščajo prisotnosti ničelne spodnje meje. Empirični zaključki namreč potrjujejo domnevo, da fiskalna ekspanzija v primeru negativne proizvodne vrzeli povzroči veliko manjši učinek izrinjanja na zasebne investicije in potrošnjo kot v času ekspanzije, ko je gospodarstvo blizu polne oz. naravne zaposlenosti, saj je v recesiji odzivnost obrestnih mer na fiskalno politiko veliko manjša kot v ekspanziji, potrošniki pa so zaradi likvidnostnih omejitev veliko bolj odzivni na spremembe v tekočem dohodku (Jappelli & Pistaferri, 2010, str. 16).

Za ilustracijo zgoraj napisanega smo v nadaljevanju ocenili dvorežimski STVAR model z državno potrošnjo (G), zbranimi davki (T), potrošnjo (C) in bruto investicijami (GCF). Spremenljivke vektorja $X_t = [G_t T_t C_t GCF_t]'$ so v tem primeru zgrajene na enak način kot pri osnovnem modelu, saj so vse spremenljivke v realnih vrednosti in sezonsko prilagojene. Potrošnjo smo v vektorju razvrstili pred bruto investicije, saj predpostavljamo, da ima potrošnja sočasni vpliv na bruto investicije, medtem kot v obratni smeri sočasni vpliv ni prisoten. Predvidevamo namreč, da so bruto investicije funkcija potrošnje: večja kot je tekoča in pričakovana prihodnja potrošnja, večje bodo investicije. Tranzicijske spremenljivke nismo spreminjali in ostaja enaka kot na Sliki 4.

Rezultati modela, ki jih prikazuje Slika 6, potrjujejo naše poprejšnje zaključke. Potrošnja se namreč med recesijo poveča v odzivu na povečanje državne potrošnje, v ekspanziji pa se malenkost zmanjša. Iz tega bi lahko sklepali, da je v času recesije mejna nagnjenost k potrošnji iz tekočega dohodka veliko večja kot v času ekspanzije. Tak odziv je mogoče pojasniti z likvidnostno omejenimi potrošniki, ki v recesiji zaradi frikcij na finančnem trgu ne morejo učinkovito izvajati glajenja potrošnje preko medčasovne alokacije dohodka. V prisotnosti takih nepopolnosti kreditnega trga je namreč mogoče pričakovati, da bo mejna nagnjenost k potrošnji iz začasnega povečanja dohodka večja (Jappelli & Pistaferri, 2010, str. 16). Po drugi strani pa je mogoče v ekspanziji opaziti majhen, a vseeno opazen negativen

odziv zasebne potrošnje na povečanje državne potrošnje. Tak odziv je konsistenten z zaključki novokeynesianskih (oz. novoklasičnih) modelov, ki predvidevajo, da potrošniki ob povečanju državne potrošnje zmanjšajo svojo potrošnjo, saj se jim zaradi povečanja sedanje ali pa pričakovane prihodnje obdavčitve zmanjša realno premoženje. Na podlagi hipoteze stalnega dohodka pa tako zmanjšanje realnega premoženja vodi k nižji potrošnji. Podoben odziv je mogoča opaziti tudi v recesiji, vendar pa se ta pojavi z precejšnjim zamikom (12 četrtnetij po začetnem šoku). Iz tega lahko sklepamo, da se potrošniki pričnejo ponovno ravnati skladno z zaključki rikardijanske ekvivalence takoj, ko se gospodarska situacija izboljša in se kreditni trgi stabilizirajo. Glede na to, da je v povojnem obdobju povprečna recesija v VB trajala 3 – 4 četrtnetja, lahko z veliko gotovostjo namreč sklepamo, da je 12 četrtnetij po šoku javne porabe, ki se zgodi v recesiji, gospodarstvo ponovno v fazi ekspanzije in razne finančne omejitve niso več tako zavezujoče.

Podobno dinamiko opazimo tudi pri odzivih bruto investicij na povečanje državne potrošnje. Med recesijo se namreč bruto investicije odzovejo na fiskalno ekspanzijo izrazito pozitivno. Tak odziv lahko razložimo z dvema dejavnikoma. Prvič, med recesijo, ko obstaja precejšnja količina presežnega varčevanja, negativen učinek državne potrošnje na obrestne mere ni prisoten, zaradi česar posledično tudi povečanje državne potrošnje ne povzroči učinka izrinjanja zasebnih investicij. In drugič, povečana državna potrošnja ima v času recesije lahko močan stimulacijski učinek na investicije preko izboljšanja zasebnih pričakovanj o prihodnji gospodarski aktivnosti. Fiskalna stimulacija namreč povzroči rast BDP-ja in prihodkov potrošnikov, kar posledično izboljša zasebna pričakovanja podjetij o prihodnjih prihodkih. Ker pa se povečajo pričakovani prihodki in dobički podjetij, se povečajo tudi investicije, ki so potrebne za zadovoljitev pričakovane rasti povpraševanja.

Po drugi strani pa v ekspanziji velja ravno nasprotno, saj je mogoče zaznati negativen odziv investicij na povečanje državne potrošnje. Fiskalna ekspanzija v času polne zaposlenosti namreč negativno vpliva na zviševanje obrestnih mer, zaradi česar večja državna potrošnja posledično tudi izrinja zasebne investicije. Obenem pa je učinek na profitna pričakovanja premajhen, da bi izničil učinek izrinjanja, saj podjetja zaradi gospodarske rasti že v osnovi predvidevajo rast prihodkov in dobičkov.

Slika 6: Odzivi zasebne potrošnje in bruto investicij na povečanje državne potrošnje

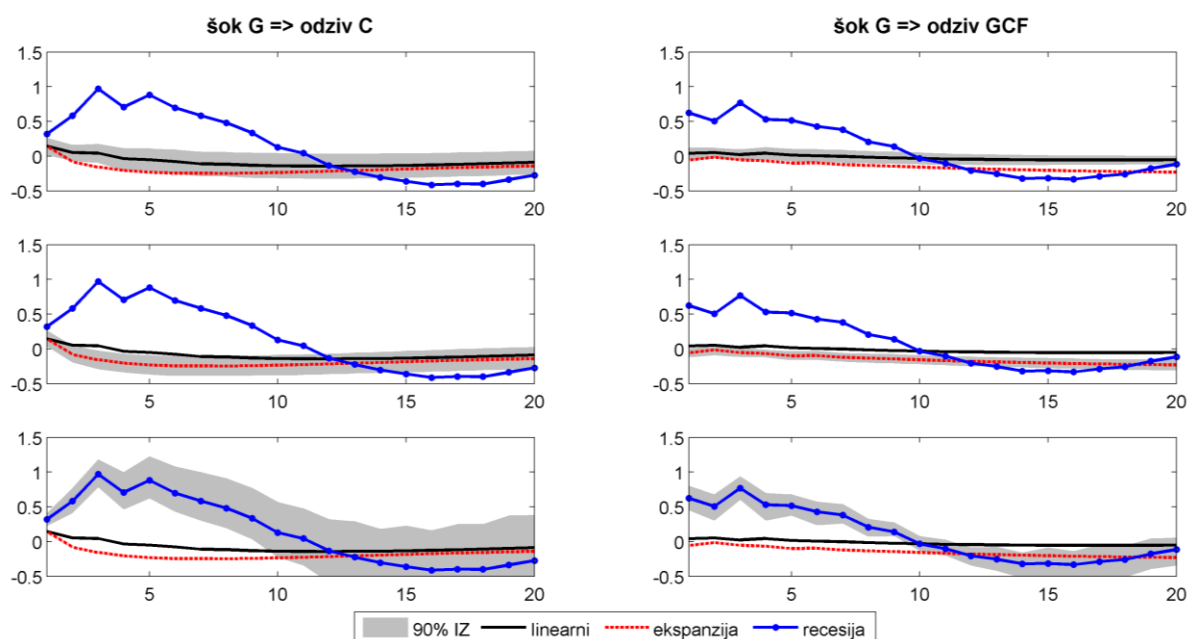


Tabela 2: Deagregirani fiskalni multiplikatorji v recesiji in ekspanziji, 1955 Q1 – 2013 Q4

	Zasebna potrošnja (C)		Bruto investicije (GCF)	
	$\max_{h=1,\dots,20}\{C_h\}$	$\sum_{h=1}^{20} C_h / \sum_{h=1}^{20} G_h$	$\max_{h=1,\dots,20}\{GCF_h\}$	$\sum_{h=1}^{20} GCF_h / \sum_{h=1}^{20} G_h$
Ekspanzija	0,15	-0,24	-0,02	-0,20
St. napaka ocene	(0,07)	(0,08)	(0,04)	(0,04)
Recesija	0,97	0,40	0,76	0,25
St. napaka ocene	(0,15)	(0,22)	(0,26)	(0,03)
Linearni model	0,15	-0,12	0,05	-0,03
St. napaka ocene	(0,08)	(0,05)	(0,05)	(0,05)

Če se vrnemo nazaj k osrednjim rezultatom naše analize učinkov fiskalne politike, lahko ugotovimo tudi, da so naše ocene multiplikatorjev skladne z ugotovitvami drugih empiričnih študij, ki so se ukvarjale z analizo nelinearnih učinkov fiskalne politike. Kot je namreč razvidno iz Tabele 3, se dobljene vrednosti nahajajo znotraj razpona ocen, ki so jih spodaj navedeni avtorji dobili na podlagi enake ali nekoliko drugačne metodologije. Iz naše analize in spodnjega pregleda empiričnih rezultatov lahko torej z veliko gotovostjo trdimo, da je vrednost fiskalnega multiplikatorja v recesiji običajno precej večja od 1, v ekspanziji pa manjša od 1. Te vrednosti so kljub določeni heterogenosti v veliki meri tudi neodvisne od izbire ekonometrične metodologije.

Tabela 3: Pregled ocen fiskalnih multiplikatorjev v izbranih študijah

Študija	Metodologija	Država	Fiskalni multiplikator	
			Recesija	Ekspanzija
Auerbach & Gorodnichenko (2012)	STVAR	ZDA	1,5-2	0-0,5
Hernandez de Cos & Moral-Benito (2013)	STVAR	Španija	1,4	0,6
Baum, Poplawski-Ribeiro, Weber (2012)	TVAR	G7 (brez Italije)	1,2 – 1,3	0,7 - 0,8
Batini, Callegari & Melina (2012)	TVAR	ZDA	2,2	-0,5
		Japonska	2	1,1
		Italija	1,8	0,5
		Francija	1,8	1,9
		Evroobmočje	2,5	0,1
Riera-Crichton, Vegh & Vuletin (2014)	direktna projekcija	OECD (30 držav)	1,3 – 3,2	0 (neznačilen)

Opomba: Tabela prikazuje vrednosti odhodkovnih multiplikatorjev.

Predstavljene ocene fiskalnih multiplikatorjev imajo potencialno velike posledice za oblikovanje optimalne fiskalne politike, saj upravičujejo močno stabilizacijsko vlogo fiskalne politike. Skladno z dobljenimi rezultati bi bilo namreč smiselno, da država v primeru recesije poveča državno potrošnjo, saj ima taka potrošnja velike multiplikativne učinke na BDP, medtem ko je povečevanje državne potrošnje v času ekspanzije nesmiselno, saj zaradi močnega učinka izrinjanja privede le do izjemno majhnega porasta BDP-ja.

Posledično pa je mogoče tudi ugotoviti, da je v primeru, ko so v recesiji prisotni večji fiskalni multiplikatorji kot v ekspanziji, optimalno fiskalno konsolidacijo preložiti na čas, ko se gospodarstvo vrne v ekspanzijo. Fiskalna konsolidacija, ki daje poudarek na hitrem zmanjševanju proračunskega primanjkljaja v recesiji, ima namreč veliko večji negativni učinek na gospodarsko rast kot fiskalna konsolidacija, ki je izpeljana v času, ko se gospodarstvo že vrne k rasti (Baum et al., 2012, str. 20). Enako zmanjšanje odhodkov lahko namreč v recesiji zaradi večjega fiskalnega multiplikatorja povzroči večje zmanjšanje BDP-ja kot v ekspanziji. Sočasno pa velja dodatno tudi poudariti, da lahko hitro zmanjševanje državnih odhodkov v recesiji, ko je fiskalni multiplikator zelo velik, vodi do poglobitve recesije, ne da bi bil dosežen kakršen koli fiskalni učinek (Batini et al., 2012, str. 32). Zmanjševanje državnih odhodkov namreč zaradi zmanjševanja gospodarske aktivnosti vodi do zmanjševanja pobranih davkov, kar lahko v določenih primerih v celoti izniči začetno varčevanje, saj ostane fiskalni deficit praktično nespremenjen. Taka politika pa obenem vodi tudi do relativnega povečevanja zadolženosti države, saj se delež dolga v BDP-ju zaradi poglobljanja recesije povečuje.

Optimalna protikrizna fiskalna politika bi torej na eni strani morala vključevati stimulacijo gospodarstva v recesiji z deficitno državno potrošnjo ter kredibilno fiskalno konsolidacijo v obdobju, ko se gospodarstvo vrne v ekspanzijo. Seveda pa pri tem (v luči preteklih izkušenj nekoliko naivno) predpostavljamo dvoje: da ima država dovolj fiskalnega manevrskega prostora, da lahko izpelje tako politiko, ne da bi na obvezniškem trgu vzbudila dvome o dolgoročni vzdržnosti svojega javnega dolga, ter da so odločevalci sposobni dovolj hitro

implementirati protikrizne fiskalne ukrepe, ki bi izkoristili maksimalni multiplikativni vpliv državne potrošnje na BDP.

V luči takih omejitev posledično menimo, da je v primerih plitvih in kratkotrajnih recesij monetarna politika še vedno optimalno stabilizacijsko orodje, fiskalno politiko pa je smiselno uporabiti za makroekonomsko stabilizacijo zgolj v primeru velikih negativnih povpraševalnih šokov, ko se monetarna politika zaradi pojava likvidnostne pasti izkaže kot neučinkovito orodje za stabilizacijo gospodarstva. Da pa bi bila fiskalna politika v primeru takih močnih šokov lahko po potrebi dovolj agresivna, je potrebna srednjeročna stabilizacija javnega dolga na taki ravni, ki omogoča agresivno fiskalno ekspanzijo brez vzbujanja dvomov o dolgoročni vzdržnosti javnega dolga. V tem pogledu se aktivna proticiklična fiskalna politika jasno povezuje z logiko vpeljave zakonsko zavezujočih fiskalnih pravil, ki v časih recesije dopuščajo dovolj velike proračunske primanjkljaje, v času ekspanzije pa odločevalcev zahtevajo oblikovanje dovoljšnjih proračunskih presežkov.

SKLEP

Nedavna globalna recesija je v ekonomski stroki povzročila revizijo teoretičnih in empiričnih učinkov fiskalne politike. Številne študije so namreč na podlagi kompleksnih ekonometričnih metodologij ugotovile, da se učinki fiskalne politike razlikujejo glede na to, ali se gospodarstvo nahaja v recesiji ali v ekspanziji. Rezultati večine analiz vodijo do zaključka, da so fiskalni multiplikatorji v recesiji večji od 1, v ekspanziji pa manjši od 1. Tak zaključek ima potencialno velike posledice za oblikovanje optimalne fiskalne politike, saj utemeljuje učinkovitost fiskalne politike za stabilizacijo gospodarstva, kar je v precejšnjem nasprotju z novoklasično ekonomsko teorijo, ki predstavlja prevladujočo teoretično strujo zadnjih desetletij. Ta namreč na podlagi rikardijanske ekvivalence in maksimizacijskega obnašanja agentov predpostavlja, da so fiskalni multiplikatorji precej manjši od 1, kar posledično pomeni, da je za stabilizacijo gospodarstva smiselna uporaba le monetarne, ne pa tudi fiskalne politike. Na prvi pogled bi torej lahko sklepali, da je novoklasična ekonomska revolucija, ki je v makroekonomijo vnesla mikroekonomsko konsistentnost, v določeni meri to tudi oddaljila od realnosti in da imajo v času recesij stari keynesianski "ad hoc" modeli večjo napovedno moč. Vendar pa je teoretični razvoj v preteklega pol desetletja take napovedi pokazal za preuranjene, saj so modeli Woodforda (2011), Eggertssona (2010) ter Eggertssona in Krugmana (2012) jasno demonstrirali, da je mogoče fiskalne multiplikatorje, ki so večji od 1, dobiti tudi znotraj novoklasičnega teoretičnega okvira, če vpeljemo ničelno spodnjo mejo na obrestne mere. Obenem pa so modelske analize (Burgert & Schmidt, 2013) tudi pokazale, da je v primeru likvidnostne pasti optimalna fiskalna politika ekspanzivna.

Do podobnih zaključkov smo s pomočjo empirične analize nelinearnih učinkov fiskalne politike prišli tudi sami na podlagi analize fiskalnih multiplikatorjev v recesiji in ekspanziji v primeru Velike Britanije med letoma 1955 in 2013. S pomočjo modela vektorske avtoregresije z gladkimi prehodi smo ugotovili, da znaša fiskalni multiplikator med recesijo

približno 2, med ekspanzijo pa približno 0, kar je skladno tudi z ugotovitvami preostalih študij, ki so z enako ali drugačno metodologijo analizirale nelinearne učinke fiskalne politike. Dodatno smo tudi ugotovili, da se v recesiji in ekspanziji močno razlikujejo odzivi zasebne potrošnje in investicij na povečanje državne potrošnje. Obe komponenti BDP-ja se namreč v recesiji povečajo v odzivu na šok državne potrošnje, v ekspanziji pa zmanjšajo. Take ugotovitve nakazujejo na zaključek, da so teoretični impulzni odzivi zasebne potrošnje na povečanje državne potrošnje v sodobnih DSGE modelih v celoti konsistentni z obnašanjem gospodarstva v času ekspanzije, medtem ko je v času recesije njihova napovedna moč precej vprašljiva. Vendar pa je naša relativno preprosta analiza premalo obširna, da bi lahko sklepali tako heterodoksne zaključke. Kljub temu pa ugotovitve naše analize in drugih študij kažejo na dejstvo, da je obnašanje ekonomije precej drugačno v recesiji kot v ekspanziji, kar, po našem mnenju, predstavlja zelo zanimivo raziskovalno področje, ki bo v prihodnosti verjetno deležno še precej pozornosti.

LITERATURA IN VIRI

1. Afonso, A., Baxa, J., & Slavik, M. (2011). *Fiscal developments and financial stress: a threshold VAR analysis* (Working Paper 1319). Frankfurt: European Central Bank.
2. Alesina, A., & Ardagna, S. (2010). Large Changes in Fiscal Policy: Taxes versus Spending. V J. R. Brown (ur.), *Tax Policy and the Economy* (str. 35–68). Chicago: University of Chicago Press.
3. Aruoba, S. B., & Schorfheide, F. (2013). *Macroeconomic Dynamics Near the ZLB: A Tale of Two Equilibria* (NBER Working Paper 19248). Cambridge: National Bureau of Economic Research.
4. Auerbach, A. J. (2012). The Fall and Rise of Keynesian Fiscal Policy. *Asian Economic Policy Review*, 7(2), 157–175.
5. Auerbach, A. J., Gale, W. G., & Harris, B. H. (2010). Activist Fiscal Policy. *Journal of Economic Perspectives*, 24(4), 141–164.
6. Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 1–27.
7. Barro, R. J. (1974). Are Government Bonds Net Wealth? *Journal of Political Economy*, 82(6), 1095.
8. Batini, N., Callegari, G., & Melina, G. (2012). *Successful Austerity in the United States, Europe and Japan* (IMF Working Paper 12/190). Washington: International Monetary Fund.
9. Baum, A., Poplawski-Ribeiro, M., & Weber, A. (2012). *Fiscal Multipliers and the State of the Economy* (IMF Working Paper 12/286). Washington: International Monetary Fund.
10. Bernanke, B. S., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1999). The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. V J. B. Taylor & M. Woodford (ur.), *Handbook of macroeconomics. Volume 1C* (str. 1341–1393). Cambridge: NBER.
11. Blanchard, O., Dell’Ariccia, G., & Mauro, P. (2010). Rethinking Macroeconomic Policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(6), 199–215.
12. Blanchard, O., & Johnson, D. R. (2013). *Macroeconomics*. Englewood Cliffs: Prentice Hall.
13. Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329–1368.

14. Blinder, A. (2004). *The Case Against the Case Against Discretionary Fiscal Policy* (Working Paper 102). Princeton: Princeton University, Department of Economics, Center for Economic Policy Studies.
15. Burgert, M., & Schmidt, S. (2013). *Dealing with a liquidity trap when government debt matters: optimal time-consistent monetary and fiscal policy* (Working Paper 1622). Frankfurt: European Central Bank.
16. Caldara, D., & Kamps, C. (2008). *What are the effects of fiscal shocks? A VAR-based comparative analysis* (Working Paper 877). Frankfurt: European Central Bank.
17. Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12, 383–398.
18. Cameron, A., & Trivedi, P. (2005). *Microeconometrics Methods and Application*. New York: Cambridge University Press.
19. Canova, F. (2007). *Methods for Applied Macroeconomic Research*. Princeton: Princeton University Press.
20. Canova, F., & Ciccarelli, M. (2013). *Panel vector autoregressive models: a survey* (Working Paper 1507). Frankfurt: European Central Bank.
21. Chernozhukov, V., & Hong, H. (2003). An MCMC approach to classical estimation. *Journal of Econometrics*, 115(2), 293–346.
22. Christiano, L., Eichenbaum, M., & Rebelo, S. (2011). When Is the Government Spending Multiplier Large? *Journal of Political Economy*, 119(1), 78–121.
23. Chung, H., Laforte, J.-P., Reifschneider, D., & Williams, J. C. (2012). Have We Underestimated the Likelihood and Severity of Zero Lower Bound Events? *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(1), 47–82.
24. Ciccarelli, M., & Rebucci, A. (2003). *Bayesian VARs: A Survey of the Recent Literature with an Application to the European Monetary System* (IMF Working Paper 03/102). Washington: International Monetary Fund.
25. Corsetti, G., Kuester, K., Meier, A., & Müller, G. J. (2013). Sovereign Risk, Fiscal Policy, and Macroeconomic Stability. *The Economic Journal*, 123(566), F99–F132.
26. Corsetti, G., Meier, A., & Muller, G. J. (2012). Fiscal Stimulus with Spending Reversals. *Review of Economics and Statistics*, 94(4), 878–895.
27. De Long, J. B. (1998). Fiscal Policy in the Shadow of the Great Depression. V M. D. Bordo, C. Goldin, & E. N. White (ur.), *The defining moment: The Great Depression and the American economy in the twentieth century* (str. 67–85). San Francisco: Federal Reserve Bank of San Francisco.

28. Del Negro, M., Giannoni, M. P., & Schorfheide, F. (2013). *Inflation in the Great Recession and New Keynesian models* (Staff Report 618). New York: Federal Reserve Bank of New York.
29. Del Negro, M., & Schorfheide, F. (2010). Bayesian Macroeconometrics. Najdeno 22. marca 2014 na spletnem naslovu: http://economics.sas.upenn.edu/~schorf/papers/bayesian_macro.pdf
30. Dolado, J. J., & Lutkepohl, H. (1996). Making Wald Tests Work for Cointegrated VAR Systems. *Econometric Reviews*, 15(4), 369–386.
31. Edelberg, W., Eichenbaum, M., & Fisher, J. D. M. (1999). Understanding the Effects of a Shock to Government Purchases. *Review of Economic Dynamics*, 2(1), 166–206.
32. Edge, R. M., & Gurkaynak, R. S. (2011). *How useful are estimated DSGE model forecasts?* (Discussion Series 2011-11). Washington: Federal Reserve Board.
33. Eggertsson, G. B. (2010). What Fiscal Policy Is Effective at Zero Interest Rates? V *NBER Macroeconomics Annual 2010* (str. 59 – 112). Chicago: University of Chicago Press.
34. Eggertsson, G. B., & Krugman, P. (2012). Debt, Deleveraging, and the Liquidity Trap: A Fisher-Minsky-Koo Approach. *Quarterly Journal of Economics*, 127(3), 1469–1513.
35. Eggertsson, G. B., & Woodford, M. (2004). *Optimal Monetary and Fiscal Policy in a Liquidity Trap* (NBER Working Paper 10840). Cambridge: National Bureau of Economic Research.
36. Eichenbaum, M. S., & Fisher, J. D. M. (2005). Fiscal Policy in the Aftermath of 9/11. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37(1), 1–22.
37. Erceg, C., & Lindé, J. (2014). Is There a Fiscal Free Lunch in a Liquidity Trap? *Journal of the European Economic Association*, 12(1), 73–107.
38. Evans, G. W., Guse, E., & Honkapohja, S. (2008). Liquidity Traps, Learning and Stagnation. *European Economic Review*, 52(8), 1438–1463.
39. Evans, M. K. (1969). Reconstruction and Estimation of the Balanced Budget Multiplier. *Review of Economics and Statistics*, 51(1), 14–25.
40. Farrell, H., & Quiggin, J. (2012). Consensus, Dissensus and Economic Ideas: The Rise and Fall of Keynesianism During the Economic Crisis. Najdeno 5. aprila 2014 na spletnem naslovu: <http://www.henryfarrell.net/Keynes.pdf>
41. Fazzari, S. M., Morley, J., & Panovska, I. (2013). *State-dependent effects of fiscal policy*. (Working paper 2012-27A). Kensington: Australian School of Business.

42. Ferguson, T., & Johnson, R. (2011). A World Upside Down? Deficit Fantasies in the Great Recession. *International Journal of Political Economy*, 40(1), 3–47.
43. Fisher, I. (1933). The debt-deflation theory of great depressions. *Econometrica*, 1(4), 337–357.
44. Friedman, M. (1957). A Theory of the Consumption Function. V *A Theory of the Consumption Function* (str. 20–37). Princeton: Princeton University Press.
45. Friedman, M., & Schwartz, A. J. (1963). *A Monetary History of the United States, 1867-1960*. Princeton: Princeton University Press.
46. Gordon, R. J. (2009). Is Modern Macro or 1978-era Macro More Relevant to the Understanding of the Current Economic Crisis? Najdeno 11. marca 2014 na spletnem naslovu:
http://stevereads.com/papers_to_read/is_modern_macro_or_1978_era_macro_more_relevant_to_the_understanding_of_the_current_economic_crisis.pdf
47. Gordon, R. J., & Krenn, R. (2010). *The End of the Great Depression 1939-41: Policy Contributions and Fiscal Multipliers* (NBER Working Paper 16380). Cambridge: National Bureau of Economic Research.
48. Greenberg, E. (2008). *Introduction to Bayesian Econometrics*. New York: Cambridge University Press.
49. Greene, W. (2003). *Econometric analysis*. Upper Saddle River: Prentice-Hall.
50. Gruber, J. (2011). *Public Finance and Public Policy*. New York: Worth Publishers.
51. Grudkowska, S. (2013). Demetra+ User Manual. Najdeno 20. maja 2014 na spletnem naslovu: http://www.cros-portal.eu/sites/default/files//Demetra+ User Manual - October 2013_0.pdf
52. Hernandez de Cos, P., & Moral-Benito, E. (2013). *Fiscal multipliers in turbulent times: The case of Spain* (Banco de Espana Working Paper 1309). Madrid: Banco de Espana.
53. Hicks, J. R. (1937). Mr. Keynes and the „Classics“; A Suggested Interpretation. *Econometrica*, 5, 147–159.
54. IMF. (2010). *World Economic Outlook: Recovery, Risk, and Rebalancing*. Washington: IMF.
55. Jappelli, T., & Pistaferri, L. (2010). *The Consumption Response to Income Changes* (NBER Working Paper 15739). Cambridge: National Bureau of Economic Research.

56. Jordà, O. (2003). Notes on Estimation and Interpretation of Dynamic Relationships. Najdeno 22. aprila 2014 na spletnem naslovu: <http://www.econ.ucdavis.edu/faculty/jorda/class/235b/varnotes/vars.pdf>
57. Joyce, M., Miles, D., Scott, A., & Vayanos, D. (2012). Quantitative Easing and Unconventional Monetary Policy—an Introduction. *Economic Journal*, 122(564), F271–88.
58. Kahn, G. A. (2010). Taylor Rule Deviations and Financial Imbalances. *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 95(2), 63–99.
59. Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London: MacMillan. Najdeno 9. marca 2014 na spletnem naslovu: http://mercury.ethz.ch/serviceengine/Files/ISN/125515/ipublicationdocument_singledocument/0a26b9c2-f618-4f62-a280-4144a23330e4/en/1366_KeynesTheoryofEmployment.pdf
60. Klamer, A. (1984). *The New Classical Macroeconomics. Conversations with New Classical Economists and their Opponents*. Brighton: Harvester Press.
61. Koop, G. (2003). *Bayesian Econometrics*. Chichester: Wiley.
62. Koop, G., & Korobilis, D. (2010). Bayesian Multivariate Time Series Methods for Empirical Macroeconomics. Najdeno 25. aprila 2014 na spletnem naslovu: <http://personal.strath.ac.uk/gary.koop/kk3.pdf>
63. Krugman, P. R. (1998). It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap. *Brookings Papers on Economic Activity*, (2), 137–187.
64. Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 50(6), 1345–1370.
65. Leigh, D., Pescatori, A., & Guajardo, J. (2011). *Expansionary Austerity New International Evidence* (IMF Working Paper 11/158). Washington: International Monetary Fund.
66. Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer.
67. Lütkepohl, H., & Krätzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.
68. Mountford, A., & Uhlig, H. (2005). *What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?* (CRC 649 Discussion Papers: SFB649DP2005-039). Berlin: Humboldt University.
69. Muellbauer, J. (2010). *Household decisions, credit markets and the macroeconomy: implications for the design of central bank models* (BIS Working Paper 306). Basel: BIS.

70. Muth, J. F. (1961). Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica*, 29, 315–335.
71. O’Driscoll Jr., G. P. (1977). The Ricardian Nonequivalence Theorem. *Journal of Political Economy*, 85(1), 207–210.
72. Owyang, M. T., Ramey, V., & Zubairy, S. (2013). Are Government Spending Multipliers Greater during Periods of Slack? Evidence from Twentieth-Century Historical Data. *American Economic Review*, 103(3), 129–134.
73. Parker, J. a. (2011). On Measuring the Effects of Fiscal Policy in Recessions. *Journal of Economic Literature*, 49(3), 703–718.
74. Perotti, R. (2005). *Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries* (CEPR Discussion Paper 4842). London: CEPR.
75. Perotti, R. (2011). *The „Austerity Myth“: Gain Without Pain?* (NBER Working Paper 17571) Cambridge: National Bureau of Economic Research.
76. Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361–1401.
77. Pollin, R. (2012). The Great US Liquidity Trap of 2009-2011: Are We Stuck Pushing on Strings? *Review of Keynesian Economics*, 55–76.
78. Prescott, E. C. (1999). Some Observations on the Great Depression. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 23(1), 25–31.
79. Ramey, V. (2011). Can Government Purchases Stimulate the Economy? *Journal of Economic Literature*, 49(3), 673–685.
80. Ramey, V., & Shapiro, M. D. (1999). *Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending* (NBER Working Paper 6283). Cambridge: NBER.
81. Riera-Crichton, D., Vegh, C. A., & Vuletin, G. (2014). Fiscal multipliers in recessions and expansions: Does it matter whether government spending is increasing or decreasing? Najdeno 2. maja 2014 na spletnem naslovu: http://dornsife.usc.edu/assets/sites/744/docs/Riera-Crichton_Vegh_Vuletin.pdf
82. Screpanti, E., & Zamagni, S. (2005). *An Outline of the History of Economic Thought*. New York: Oxford University Press.
83. Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48.
84. Sims, C. A., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1990). Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica*, 58(1), 113–144.

85. Smets, F., & Wouters, R. (2003). An Estimates Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area. *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123–1175.
86. Stanovnik, T. (2008). *Javne finance*. Ljubljana: Ekonomska fakulteta.
87. Taylor, J. B. (2011). An Empirical Analysis of the Revival of Fiscal Activism in the 2000s. *Journal of Economic Literature*, 49(3), 686–702.
88. Vroey, M. D. E., & Malgrange, P. (2011). *The History of Macroeconomics from Keynes's General Theory to the Present* (Discussion Paper 2011028). Louvain: Universite catholique de Louvain, Institut de Recherches Economiques et Sociales.
89. Walsh, B. (2004). Markov Chain Monte Carlo and Gibbs Sampling. Najdeno 11. aprila 2014 na spletnem naslovu: <http://web.mit.edu/~wingated/www/introductions/mcmc-gibbs-intro.pdf>
90. Woodford, M. (2011). Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(1), 1–35.

PRILOGE

KAZALO PRILOG

Priloga 1: Izpeljava preprostega dinamičnega novokeynesianskega modela.....	1
Priloga 2: VAR model v razširjeni matrični obliki	8
Priloga 3: Oblike beta distribucije za različne vrednosti parametrov α in β	9
Priloga 4: VAR model v obliki sistema simultanih enačb	10
Priloga 5: Določitev optimalnega števila vključenih odlogov s pomočjo informacijskih kriterijev	12

Priloga 1: Izpeljava preprostega dinamičnega novokeynesianskega modela

Sledeči model predstavlja različico dinamičnega stohastičnega modela splošnega ravnotežja z monopolistično konkurenco in nominalno cenovno rigidnostjo. Vključuje 4 sektorje: gospodinjstva, popolno konkurenčna podjetja, ki proizvajajo homogeno končno dobrino, monopolistično konkurenčna podjetja, ki proizvajajo diferencirane vmesne dobrine, in državo.

Gospodinjstva trošijo, dobavljajo delovno silo, posedujejo denar ter varčujejo. Podjetja, ki proizvajajo končno dobrino iz vmesnih dobrin so popolni konkurenti, podjetja, ki proizvajajo vmesne dobrine pa so monopolistični konkurenti, ki postavljajo cene skladno s predpostavko začasno fiksnih prekrivajočih pogodb (angl. *staggered contracts*) Calvovega (1983) tipa. Država izvaja monetarno in fiskalno politiko.

V nadaljevanju prikazujemo oris izpeljave zgoraj predstavljenega modela. Nekateri koraki so zaradi prostorske omejitve izpuščeni.

• GOSPODINJSTVA

Gospodarstvo je sestavljeno iz kontinuuma neskončno dolgo živečih gospodinjstev, ki trošijo končno dobrino (C_t), dobavljajo podjetjem delovno silo (N_t) ter varčujejo v obliki realnih denarnih blagajn (M_t/P_t) ali enodobnih obveznic (B_t), ki konec obdobja prinašajo nominalni donos (R_{t+1}^n). Funkcija koristnosti gospodinjstev ima sledečo obliko (104):

$$U_t = \frac{\chi_{t+i}}{1-\gamma} C_{t+i}^{1-\gamma} + \frac{a_m}{1-\gamma_m} \left(\frac{M_{t+i}}{P_{t+i}} \right)^{1-\gamma_m} - \frac{a_n}{1+\gamma_n} N_{t+i}^{1+\gamma_n} \quad (104)$$

Obenem pa se gospodinjstva soočajo s sledečo proračunsko omejitvijo (105):

$$C_t = \frac{W_t}{P_t} N_t + \Pi_t - T_t - \frac{M_t - M_{t-1}}{P_t} - \frac{\frac{1}{1+i_t} B_t - B_{t-1}}{P_t} \quad (105)$$

W_t predstavlja nominalno plačo v gospodarstvu, χ_t preferenčne šoke, Π_t dobiček, ki je razdeljen gospodinjstvom, ki imajo v lasti podjetja, T_t pa davke v absolutnem znesku (angl. *lump sum*), ki jih morajo gospodinjstva plačati državi. Dodatno velja tudi $\gamma, \gamma_m < 1$ in $\gamma_n > 1$.

Reprezentativno gospodinjstvo izbere takšne kombinacije potrošnje, ponudbe dela, realne količine denarja in realne količine obveznic, da ob upoštevanju proračunske omejitve (105) maksimira vseživljenjsko koristnost (106):

$$E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} \beta^i \left(\frac{\chi_{t+i}}{1-\gamma} C_{t+i}^{1-\gamma} + \frac{a_m}{1-\gamma_m} \left(\frac{M_{t+i}}{P_{t+i}} \right)^{1-\gamma_m} - \frac{a_n}{1+\gamma_n} N_{t+i}^{1+\gamma_n} \right) \right] \quad (106)$$

Ta maksimizacijski problem gospodinjstev lahko s pomočjo Bellmanove enačbe zapišemo kot dinamični maksimizacijski problem (107) ob pogoju (105).

$$v \left(\frac{M_{t-1}}{P_t}, \frac{B_{t-1}}{P_t} \right) = \max_{N_t, C_t, \frac{B_t}{P_t}, \frac{M_t}{P_t}} \left[U_t + \beta E_t v \left(\frac{M_t}{P_{t+1}}, \frac{B_t}{P_{t+1}} \right) \right] \quad (107)$$

Pripadajoči pogoji prvega reda so (108) – (110):

$$\frac{\partial f(\cdot)}{\partial N_t} : \frac{W_t}{P_t} = \frac{a_n N_t^{\gamma_n}}{\chi_t C_t^{-\gamma}} \quad (108)$$

$$\frac{\partial f(\cdot)}{\partial \frac{B_t}{P_t}} : C_t^{-\gamma} = \beta E_t \left[\frac{\chi_{t+1}}{\chi_t} C_{t+1}^{-\gamma} R_t^n \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] \quad (109)$$

$$\frac{\partial f(\cdot)}{\partial \frac{M_t}{P_t}} : \frac{M_t}{P_t} = \left(\frac{\chi_t}{a_m} \right)^{-\frac{1}{\gamma_m}} C_t^{\frac{\gamma}{\gamma_m}} \left(\frac{i_t}{1+i_t} \right)^{-\frac{1}{\gamma_m}} \quad (110)$$

• PODJETJA, KI PROIZVAJAJO KONČNE DOBRINE

Podjetja, ki proizvajajo homogeno končno dobrino Y_t^f , so popolnokonkurenčna in v proizvodnji uporabljajo vmesne dobrine $Y_t(z)$. Njihova produkcijska funkcija je (ob upoštevanju, da je $\varepsilon > 1$) enaka (111):

$$Y_t^f = \left[\int_0^1 Y_t(z)^{\frac{\varepsilon_t-1}{\varepsilon_t}} dz \right]^{\frac{\varepsilon_t}{\varepsilon_t-1}} \quad (111)$$

Reprezentativno podjetje izbere takšno količino vmesnih proizvodov, da maksimira dobiček $\pi_t = P_t Y_t^f - E_t$. Povpraševanje po vmesnih dobrinah (inputih) lahko torej dobimo preko minimizacije stroškov (112)

$$\min_{Y_t(z)} \int_0^1 Y_t^f(z) P_t(z) dz \quad (112)$$

ob pogoju (113)

$$\left[\int_0^1 Y_t(z)^{\frac{\varepsilon_t-1}{\varepsilon_t}} dz \right]^{\frac{\varepsilon_t}{\varepsilon_t-1}} \geq \bar{Y} \quad (113)$$

Optimizacijski problem lahko torej zapišemo v obliki (114):

$$\mathcal{L} = \int_0^1 Y_t(z) P_t(z) dz - \lambda \left(\left[\int_0^1 Y_t(z)^{\frac{\varepsilon_t-1}{\varepsilon_t}} dz \right]^{\frac{\varepsilon_t}{\varepsilon_t-1}} - \bar{Y} \right) \quad (114)$$

Optimalno količino vmesnih dobrin oz. povpraševanje po njih (115) dobimo z odvajanjem (114) in z upoštevanjem dejstva, da Langrangev multiplikator v tem primeru predstavlja mejne stroške. Ker podjetja delujejo v popolni konkurenci obenem, tudi velja $MC = P$.

$$Y_t(z) = Y_t^f \left(\frac{P_t(z)}{P_t} \right)^{-\varepsilon_t} \quad (115)$$

Celotno povpraševanje po vmesnih dobrinah dobimo, če integriramo (115) po f ,

$$Y_t(z) = \int_0^1 Y_t^f(z) df = \left(\frac{P_t(z)}{P_t} \right)^{-\varepsilon_t} Y_t \quad (116)$$

agregatni cenovni indeks pa dobimo s kombiniranjem zgoraj dobljene funkcije povpraševanja in produkcijske funkcije (111):

$$P_t = \left[\int_0^1 P(z)^{1-\varepsilon_t} dz \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_t}} \quad (117)$$

• **PODJETJA, KI PROIZVAJAJO VMESNE DOBRINE**

Na trgu vmesnih dobrin obstaja kontinuum monopolističnih konkurentov $z \in [0,1]$. Vsako izmed teh podjetij z se sooča s padajočo funkcijo povpraševanja (115), pri proizvodnji homogenega polproizvoda pa uporablja le delo N_t (118):

$$Y_t(z) = A_t N_t(z) \quad (118)$$

pri čemer A_t predstavlja tehnološko konstanto. Podjetja postavljajo cene skladno s Calvovo (1983) specifikacijo, kjer $1 - \theta$ predstavlja verjetnost, da podjetje spremeni ceno proizvoda, θ pa verjetnost, da jo pusti nespremenjeno. Verjetnost spremembe cene je neodvisna od časa in podjetja. Ko podjetja dobijo signal, da lahko spremenijo cene, jih postavijo optimalno, na podlagi maksimizacije pričakovanih dobičkov ob dani produkcijski funkcije (118), krivulji

povpraševanja (115) in pogostosti prilagoditve cene. Podjetja, ki ne prilagodijo cene, prilagodijo količino outputa, da zadostijo povpraševanju. V vsakem primeru podjetja izberejo takšno količino inputa (N_t), da ob danem povpraševanju minimizirajo stroške.

Povpraševanju po delu in mejni stroški

Problem minimizacije stroškov ob dani količini lahko zapišemo kot (119):

$$\mathcal{L} = \frac{W_t}{P_t} N_t(z) - \lambda [-Y_t(z) + A_t N_t(z)] \quad (119)$$

Pogoj prvega reda je ob upoštevanju dejstva, da Lagrangev multiplikator predstavlja mejne stroške, enak (120):

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial N_t(z)} : \frac{W_t}{P_t} = mc_t A_t \quad (120)$$

Oblikovanje cen v primeru fleksibilnih cen

Podjetja izberejo takšno ceno vmesnega izdelka $P_t(z)$, ki maksimira dobiček (121) ob pogoju optimalne zaposlitve inputov (120).

$$\max_{P_t(z)} \left[\frac{P_t(z)}{P_t} Y_t(z) - \frac{W_t}{P_t} N_t(z) \right] \quad (121)$$

S substitucijo (120) v (121) in z odvajanjem po $P_t(z)$ dobimo enačbo za optimalno postavljanje cen (122), ki so odvisne od realnih mejnih stroškov in pribitka na mejne stroške ($1 + \mu_t$):

$$\frac{P_t(z)}{P_t} = \frac{\varepsilon_t}{\varepsilon_t - 1} mc_t = (1 + \mu_t) mc_t \quad (122)$$

Oblikovanje cen v primeru rigidnosti cen

V tem primeru podjetja postavljajo cene skladno s Calvovo specifikacijo. Z verjetnostjo $1 - \theta$ dobijo priložnost, da postavijo ceno optimalno, z verjetnostjo θ pa morajo ohraniti ceno na enaki ravni kot v predhodnem obdobju.

Podjetje, ki ima v času t možnost določiti optimalno ceno, želi ob dani produkcijski funkciji maksimirati sedanjo vrednost dobičkov (123)

$$\max_{P_t(z)} E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\theta\beta)^i \Lambda_{t,t+i} \left(\frac{P_t(z)}{P_{t+i}} - mc_{t+i} \right) \left(\frac{P_t(z)}{P_{t+i}} \right)^{-\varepsilon_{t+i}} Y_{t+i} \quad (123)$$

pri čemer $\Lambda_{t,t+i}$ predstavlja stohastični diskontni faktor (124):

$$\Lambda_{t,t+i} = \left(\frac{\chi_{t+i} C_{t+i}}{\chi_t C_t} \right)^{-\gamma} \quad (124)$$

Z odvajanjem po $P_t(z)$ in precejšnjim preurejanjem dobimo enačbo za optimalno ceno (125), ki je odvisna od pričakovane poti nominalnih mejnih stroškov, agregatnega outputa ter agregatnih cen:

$$P_t^*(z) = \sum_{i=0}^{\infty} \omega_{t,t+i} (1 + \mu_{t+i}) mc_{t+i}^n, \quad (125)$$

$$\omega_{t,t+i} = \frac{E_t \left[(\theta\beta)^i \Lambda_{t,t+i} Y_{t+i} \left(\frac{1}{P_{t+i}} \right)^{1-\varepsilon_{t+i}} \right]}{E_t \left[\sum_{i=0}^{\infty} (\theta\beta)^i \Lambda_{t,t+i} Y_{t+i} \left(\frac{1}{P_{t+i}} \right)^{1-\varepsilon_{t+i}} \right]} \quad (126)$$

Upošteva je deleže podjetij, ki spremenijo cene, in tistih, ki so prisiljeni ohraniti enake cene, lahko agregatni cenovni indeks zapišemo kot (127):

$$P_t = \left[\theta P_{t-1}^{1-\varepsilon_t} + (1 - \theta) P_t^{*1-\varepsilon_t} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_t}} \quad (127)$$

• AGREGACIJA IN OSTALE PREDPOSTAVKE

Z določenimi poenostavitvami lahko agregatno produkcijsko funkcijo v bližini ustaljenega stanja zapišemo kot $Y_t = A_t N_t$. V simetričnem ravnotežju so ex-post vsa vmesna podjetja enaka $\{P_t(z) = P_t, Y_t(z) = Y_t, N_t(z) = N_t\}, \forall z$. V agregatu mora biti celotna proizvodnja enaka vsoti zasebne in državne potrošnje: $Y_t = G_t + C_t$. Monetarna politika sledi Taylorjevemu pravilu, pri katerem je obrestna mera določena v odvisnosti od inflacijske in proizvodne vrzeli.

• **RAVNOTEŽJE**

Ravnotežje izpeljanega novokeynesianskega DSGE modela zapišemo s pomočjo sledečega sistema enačb:

Agregatno povpraševanje

$$Y_t = C_t + G_t \quad (128)$$

$$C_t^{-\gamma} = \beta E_t \left(\frac{\chi_{t+1}}{\chi_t} C_{t+1}^{-\gamma} \frac{P_t}{P_{t+1}} R_t^n \right) \quad (129)$$

Agregatna ponudba

$$Y_t = A_t N_t \quad (130)$$

$$A_t m c_t = a_n \frac{N_t^{\gamma_n}}{\chi_t C_t^{-\gamma}} \quad (131)$$

$$P_t = \left[\theta P_{t-1}^{1-\varepsilon_t} + (1-\theta) \left(\sum_{i=0}^{\infty} \omega_{t,t+i} (1 + \mu_{t+i}) m c_{t+i}^n \right)^{1-\varepsilon_t} \right]^{\frac{1}{1-\varepsilon_t}} \quad (132)$$

Eksogeni procesi

$$1 + i_t = e^{\phi_\pi \ln \pi_t} + e^{\phi_x \ln x_t} + e^{\ln \varepsilon_t^{mvp}} \quad (133)$$

$$\ln \varepsilon_t = (1 - \rho_\varepsilon) \ln \varepsilon + \rho_\varepsilon \ln \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t^\varepsilon \quad (134)$$

$$\ln G_t = (1 - \rho_G) \ln G + \rho_G \ln G_{t-1} + \varepsilon_t^G \quad (135)$$

$$\ln A_t = (1 - \rho_A) \ln A + \rho_A \ln A_{t-1} + \varepsilon_t^A \quad (136)$$

$$\ln \chi_t = (1 - \rho_\chi) \ln \chi + \rho_\chi \ln \chi_{t-1} + \varepsilon_t^\chi \quad (137)$$

• **LOGLINEARIZIRAN MODEL**

Zaradi računskih omejitev je potrebno zgoraj napisani sistem enačb pred simulacijo spremeniti s pomočjo loglinearizacije v sistem diferenčnih enačb. Postopka linearizacije v nadaljevanju zaradi prostorske omejitve natančneje ne prikazujemo, ampak podajamo zgolj končni rezultat.

Agregatno povpraševanje

$$\hat{y}_t = \frac{C}{Y} \hat{c}_t + \frac{G}{Y} \hat{g}_t \quad (138)$$

$$\hat{c}_t = \frac{1}{\gamma} \left(\hat{\chi}_t - E_t \left(\hat{\chi}_{t+1} + \hat{R}_t^N - \hat{\pi}_{t+1} \right) \right) + E_t \hat{c}_{t+1} \quad (139)$$

Agregatna ponudba

$$\hat{y}_t = \hat{a}_t + \hat{n}_t \quad (140)$$

$$\hat{a}_t + \hat{m}c_t = \gamma_n \hat{n}_t + \gamma \hat{c}_t - \hat{\chi}_t \quad (141)$$

$$\hat{\pi}_t = \frac{(1-\theta)(1-\theta\beta)}{\theta} \left(\hat{m}c_t + \frac{1}{\varepsilon-1} \hat{\varepsilon}_t \right) + \beta E_t \hat{\pi}_{t+1} \quad (142)$$

$$\hat{x}_t = \hat{y}_t - \hat{y}_t^n, \quad \hat{y}_t^n = \frac{\hat{\chi}_t + (1+\gamma_n)\hat{a}_t + \gamma \frac{G}{C} \hat{g}_t}{\gamma_n + \gamma \frac{Y}{C}} \quad (143)$$

Eksogeni procesi

$$\hat{R}_t^N = \phi_\pi \hat{\pi}_t + \phi_x \hat{x}_t + \varepsilon_t^{MP} \quad (144)$$

$$\hat{\varepsilon}_t = \rho_\varepsilon \hat{\varepsilon}_{t-1} + \epsilon_t \quad (145)$$

$$\hat{g}_t = \rho_G \hat{g}_{t-1} + \varepsilon_t^G \quad (146)$$

$$\hat{a}_t = \rho_A \hat{a}_{t-1} + \varepsilon_t^A \quad (147)$$

$$\hat{\chi}_t = \rho_\chi \hat{\chi}_{t-1} + \varepsilon_t^X \quad (148)$$

Priloga 2: VAR model v razširjeni matrični obliki

$$Y = AZ + U$$

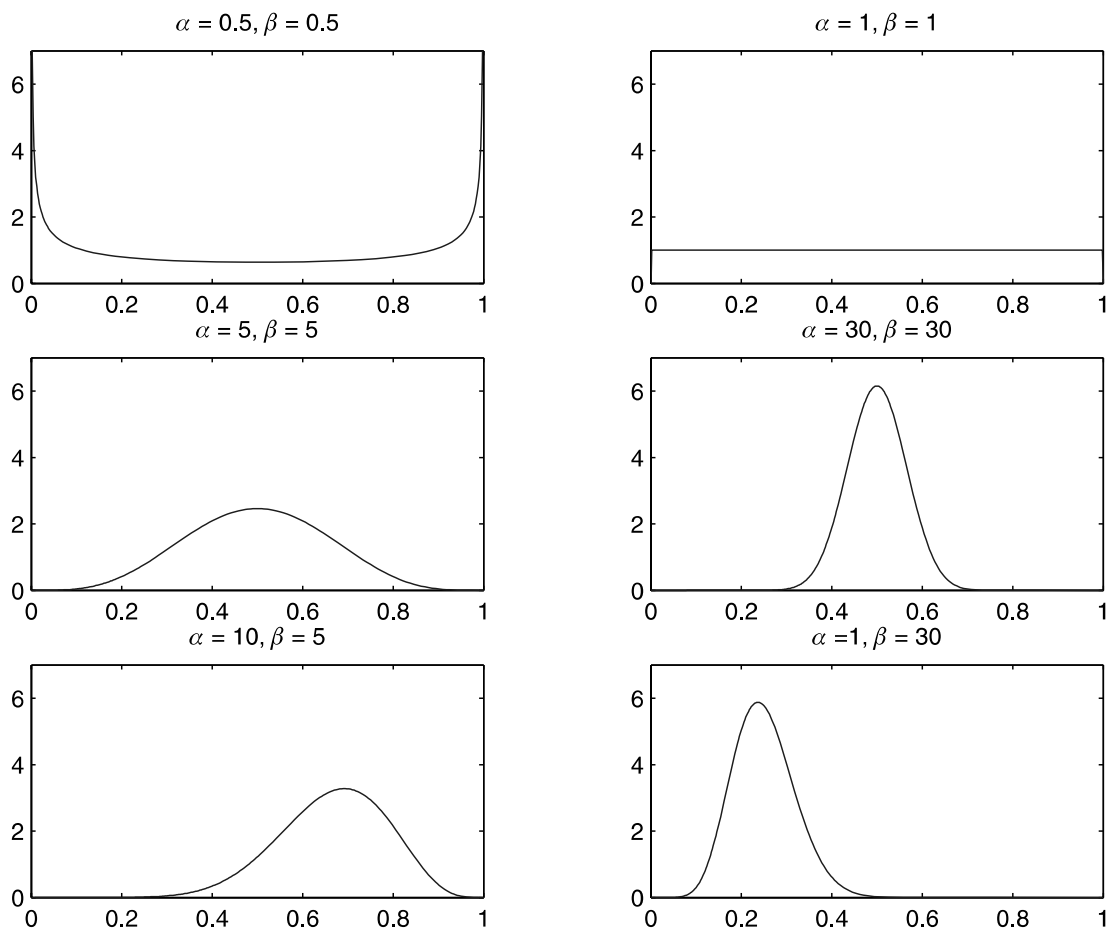
$$Y = \begin{bmatrix} y_1 & y_2 & \cdots & y_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_{1,1} & y_{1,2} & \cdots & y_{1,T} \\ y_{2,1} & y_{2,2} & \cdots & y_{2,T} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ y_{k,1} & y_{k,2} & \cdots & y_{k,T} \end{bmatrix}$$

$$A = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \cdots & A_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{1,1}^1 & a_{1,2}^1 & \cdots & a_{1,k}^1 & \cdots & a_{1,1}^p & a_{1,2}^p & \cdots & a_{1,k}^p \\ a_{2,1}^1 & a_{2,2}^1 & \cdots & a_{2,k}^1 & \cdots & a_{2,1}^p & a_{2,2}^p & \cdots & a_{2,k}^p \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots & \ddots \\ a_{k,1}^1 & a_{k,2}^1 & \cdots & a_{k,k}^1 & \cdots & a_{k,1}^p & a_{k,2}^p & \cdots & a_{k,k}^p \end{bmatrix}$$

$$Z = \begin{bmatrix} y_0 & y_1 & \cdots & y_{T-1} \\ y_{-1} & y_0 & \cdots & y_{T-2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ y_{-p+1} & y_{-p+2} & \cdots & y_{T-p} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_{1,0} & y_{1,1} & \cdots & y_{1,T-1} \\ y_{2,0} & y_{2,1} & \cdots & y_{2,T-1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ y_{k,0} & y_{k,1} & \cdots & y_{k,T-1} \\ y_{1,-1} & y_{1,0} & \cdots & y_{1,T-2} \\ y_{2,-1} & y_{2,0} & \cdots & y_{2,T-2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ y_{k,-1} & y_{k,0} & \cdots & y_{k,T-2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ y_{1,-p+1} & y_{1,-p+2} & \cdots & y_{1,T-p} \\ y_{2,-p+1} & y_{2,-p+2} & \cdots & y_{2,T-p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ y_{k,-p+1} & y_{k,-p+2} & \cdots & y_{k,T-p} \end{bmatrix}$$

$$U = \begin{bmatrix} u_1 & u_2 & \cdots & u_T \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} u_{1,1} & u_{1,2} & \cdots & u_{1,T} \\ u_{2,1} & u_{2,2} & \cdots & u_{2,T} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ u_{k,1} & u_{k,2} & \cdots & u_{k,T} \end{bmatrix}$$

Priloga 3: Oblike beta distribucije za različne vrednosti parametrov α in β



Vir: E. Greenberg, *Introduction to Bayesian Econometrics*, 2008, str. 16

Priloga 4: VAR model v obliki sistema simultanih enačb

$$Y = XA + E$$

$$Y = [y_1 \quad y_2 \quad \cdots \quad y_M]$$

$$X = [y_{t-1} \quad y_{t-2} \quad \cdots \quad y_{t-p} \quad D]$$

$$A = [A_1 \quad \cdots \quad A_p \quad C]'$$

$$Y_{(T \times M)} = X_{(T \times (Mp+d))} A_{((Mp+d) \times M)} + E_{(T \times M)}$$

$$\alpha = \text{vec}(A) \quad y = \text{vec}(Y) \quad e = \text{vec}(E)$$

$$y = (I_M \otimes X)\alpha + e \quad e \sim (0, \Sigma_e \otimes I_T)$$

V primeru, ko imamo VAR model z 2 spremenljivkama in 2 odlogoma, velja:

$$y = \begin{bmatrix} y_{1,1} \\ \vdots \\ y_{1,T} \\ y_{2,1} \\ \vdots \\ y_{2,T} \end{bmatrix}$$

$$I_2 \otimes X = \begin{bmatrix} X & 0 \\ 0 & X \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_{1,t-1} & y_{2,t-1} & y_{1,t-2} & y_{2,t-2} & D_t & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ y_{1,T-1} & y_{2,T-1} & y_{1,T-2} & y_{2,T-2} & D_T & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & y_{1,t-1} & y_{2,t-1} & y_{1,t-2} & y_{2,t-2} & D_t \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & y_{1,T-1} & y_{2,T-1} & y_{1,T-2} & y_{2,T-2} & D_T \end{bmatrix}$$

$$\alpha = \text{vec}(A) = \begin{bmatrix} a_{11}^1 \\ a_{12}^1 \\ a_{11}^2 \\ a_{11}^2 \\ c_1 \\ a_{21}^1 \\ a_{22}^1 \\ a_{21}^2 \\ a_{21}^2 \\ c_2 \end{bmatrix} \quad e = \begin{bmatrix} e_{1,1} \\ \vdots \\ e_{1,T} \\ e_{2,1} \\ \vdots \\ e_{1,T} \end{bmatrix}$$

Priloga 5: Določitev optimalnega števila vključenih odlogov s pomočjo informacijskih kriterijev

Slika: Izračunane vrednosti informacijskih kriterijev

Selection-order criteria

Sample: 7 - 236

Number of obs = 230

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	433.684				4.7e-06	-3.74507	-3.72698	-3.70023
1	1953.09	3038.8	9	0.000	9.4e-12	-16.8791	-16.8067	-16.6997*
2	1968.82	31.448	9	0.000	8.8e-12	-16.9375	-16.8109	-16.6236
3	1977.44	17.239	9	0.045	8.9e-12	-16.9342	-16.7533	-16.4858
4	2002.76	50.654*	9	0.000	7.7e-12*	-17.0762*	-16.841*	-16.4932
5	2007.1	8.6622	9	0.469	8.0e-12	-17.0356	-16.7462	-16.3181
6	2012.03	9.8786	9	0.360	8.3e-12	-17.0003	-16.6566	-16.1483

Endogenous: lnG lnT lnGDP

Exogenous: _cons