

TAMPEREEN YLIOPISTO
Johtamiskorkeakoulu

**PÄÄTÖSPERÄISEN FINANSSIPOLITIIKAN
VAIKUTUKSET SUOMEN KANSANTALOUDESSA**

Rakenteellinen VAR-analyysi

Peetu Keskinen
Taloustiede
Pro gradu -tutkielma
Marraskuu 2018
Ohjaajat: Mika Haapanen,
Jari Vainiomäki ja Henri Nyberg

Tiivistelmä

Tampereen yliopisto

Johtamiskorkeakoulu

KESKINEN, PEETU: Päätösperäisen finanssipolitiikan vaikutukset Suomen kansantaloudessa – Rakenteellinen VAR-analyysi

Pro gradu -tutkielma: 76 sivua, 9 liitesivua

Marraskuu 2018

Avainsanat: finanssipolitiikka, kerroinvaikutukset, makrotaloustiede, rakenteellinen vektoriautoregressiivinen malli, impulssivastefunktio, julkisten menojen kerroin

Mikä on finanssipolitiikan kerroin? Voiko julkisten menojen lisäys elvyttää taloutta nollakorkotilanteessa? Näihin kysymyksiin finanssipolitiikan empiirinen kirjallisuus on pyrkinyt vastaamaan vuoden 2008 finanssikriisin jälkeen. Tästä huolimatta Suomen aineistolla on toteutettu vain muutama empiirinen tutkimus finanssipolitiikan kerroinvaikutuksista. Tämä tutkielma laajentaa tätä niukkaa kirjallisuutta mallintamalla finanssipolitiikan kerrointa Suomen kansantaloudessa.

Aluksi käymme läpi päätösperäisen finanssipolitiikan toimintaa ja sen toteuttamiseen liittyviä haasteita. Tämän jälkeen siirrymme käsittelemään empiirisen kirjallisuuden keskeisimpiä tutkimustuloksia sekä viimeaikaisia kehitysaskelia. Empiirisen analyysin toteutamme rakenteellisella VAR-mallilla hyödyntämällä Suomen neljännesvuosiaineistoa vuosilta 1975–2017. Rakenteellisen VAR-mallin identifioinnissa sovellamme Blanchardin ja Perottin (2002) kehittämää identifiointimenetelmää. Lopuksi tarkastelemme tutkimustulosten luotettavuutta herkkyyksianalyysin ja diagnostisten testien avulla.

Tulosten mukaan Suomen finanssipolitiikan kerroin on positiivinen, mutta vaihtelee merkittävästi eri ajanjaksojen välillä. Perusmallin kumulatiivinen kerroinvaikutus on 0,35 kahden vuoden jälkeen ja maksimaalinen kerroinvaikutus 1,11. Nämä tulokset ovat hyvin linjassa empiirisen kirjallisuuden kanssa. Toisaalta osa-aineistolla suoritettut estimoinnit sekä diagnostiset testit antavat vahvoja viitteitä finanssipolitiikan epälineaarista kerroinvaikutuksista. Tutkimustulosten perusteella emme siis voi vakuuttavasti todeta, että finanssipolitiikan kerroinvaikutukset Suomen kansantaloudessa olisivat ykköstä suurempia.

Seuraavassa laskusuhdanteessa päätöksentekijöillä on käytössään tarkempaa tietoa päätösperäisen finanssipolitiikan vaikutuksista, mutta valtioiden velkaantuminen saattaa asettaa joissain tapauksissa liian suuria rajoitteita ekspansiivisen finanssipolitiikan harjoittamiselle. Tässä suhteessa vieläkin tarkempi tutkimustieto auttaisi hahmottamaan sitä, minkälaisissa tilanteissa finanssipolitiikan käyttö todella on perusteltua.

Sisällysluettelo

1 Johdanto	1
2 Finanssipolitiikan kerroinvaikutukset kirjallisuudessa.....	4
2.1 Päättösperäinen finanssipolitiikka	4
2.1.1 Aikaepäjohdonmukaisuus	8
2.1.2 Finanssipolitiikan viiveet.....	9
2.1.3 Finanssipolitiikka vuoden 2008 finanssikriisin jälkeen.....	10
2.2 Kerroinvaikutusten empiiriset tutkimustulokset	15
2.2.1 Makrotaloudelliset mallit.....	15
2.2.2 Yleisiä tuloksia finanssipolitiikan malleista	18
2.2.3 Tuloksia teoreettisilla malleilla.....	20
2.2.4 Empiiristen mallien johtopäätöksiä	27
2.2.5 Viimeaikaiset kehitysaskeleet	36
3 Aineisto.....	42
4 Tutkimusmenetelmät	45
4.1 Rakenteellinen VAR-malli.....	45
4.2 Identifiointi	46
4.3 Impulssivastefunktiot	51
5 Empiirinen analyysi.....	54
5.1 Rakenteellisen VAR-mallin samanaikaiset vaikutukset	55
5.2 Julkisten menojen shokin dynaamiset vaikutukset	58
5.3 Tulosten herkkyysanalyysi	61
5.3.1 Herkkyystarkastelu verojoustolle.....	62
5.3.2 Kerroinvaikutusten aikariippuvuus	63
5.4 Perusmallin spesifikaatiotestaus	66
6 Johtopäätökset	68
Lähteet	71
Liitteet	77

1 Johdanto

Päätöksentekijät pyrkivät reagoimaan taloudellisiin vaihteluihin suhdannepolitiikan avulla. Rahapolitiikka on hallinnut suhdannepolitiikkaa jättäen finanssipolitiikan varjoonsa. Viime vuosikymmenien aikana rahapolitiikan asema tärkeimpänä suhdannepoliittisena työkaluna on vain vahvistunut eikä aktiiviselle finanssipolitiikalle ei ole jäänyt kovin merkittävää roolia suhdannevaihteluiden tasaajana. Aktiivisen finanssipolitiikan käyttö suhdannepolitiikan välineenä on rajoittunut suurelta osin vain automaattisten vakauttajien toimintaan.

Päätösperäinen finanssipolitiikka ei ole nauttinut suurta suosiota taloustieteilijöiden keskuudessa, koska vahvoja ja itsenäisiä keskuspankkeja on pidetty luotettavampina toimijoina kuin poliittisen prosessin kautta valittuja päätöksentekijöitä. Vallitseva skeptisyys päätösperäistä finanssipolitiikkaa kohtaan johtuu ennen kaikkea poliittisten päätöksentekijöiden toiminnasta (Sørensen ja Whitta-Jacobsen 2010, 686). Heidän reagointi taloudellisiin shokkeihin lainsäädännön kautta on hidasta ja sitoutuminen julkisen velan hoitoon heikkoa. Rahapolitiikan avulla on ollut mahdollista reagoida hyvinkin nopeasti talouden toimintaympäristön muutoksiin ilman pelkoa hallitsemattomasta julkisesta velkaantumisesta.

Edellä mainituista syistä johtuen onkin luonnollista, että vuoden 2008 finanssikriisiin ja sitä seuranneeseen euroalueen velkakriisiin reagoitiin pääsääntöisesti tavanomaisen rahapolitiikan keinoin: keskuspankit laskivat nimelliskorot nopeasti lähelle nollarajaa elvyttääkseen taloutta, mutta odotettua heikompi talouskasvu johti siihen, että nimelliskorot painuivat aina nollarajalle saakka. Tavanomaisen rahapolitiikan ajautuminen umpikujaan palautti vähitellen taloustieteilijöiden mielenkiinnon päätösperäistä finanssipolitiikkaa kohtaan. He huomasivat nopeasti, että aikaisempi päätösperäiseen finanssipolitiikkaan liittyvä kirjallisuus on hyvin niukkaa. Tämä tilanne sai monet taloustieteilijät tutkimaan päätösperäisen finanssipolitiikan vaikutuksia finanssikriisin jälkeisessä tilanteessa, jossa nollakorkorajoite sitoo nimelliskorkoja. Tutkimustulokset viittasivat reilusti ykköstä

suurempiin finanssipolitiikan kerroinvaikutuksiin, kun nollakorkorajoite pätee nimelliskoroissa.¹ Nämä yllättävät tutkimustulokset palauttivat päätösperäisen finanssipolitiikan makrotaloudellisen tutkimuksen keskipisteeseen.

Finanssipolitiikan empiirisessä kirjallisuudessa keskeiseksi tutkimuskysymykseksi on muodostunut se, onko finanssipolitiikan kerroin ykköstä suurempi, jolloin sitä voidaan pitää tehokkaana suhdannepolitiikan välineenä. Empiirisen kirjallisuuden kasvaessa on käynyt yhä selvemmäksi se, että tutkijat eivät tule pääsemään yksimielisyyteen finanssipolitiikan kerroinvaikutusten tehokkuudesta lähiaikoina. Kerroinestimaatit ovat vaihdelleet negatiivisista aina suuriin positiivisiin kertoimiin saakka. Tästä kasvavasta finanssipoliittisesta tutkimuksesta huolimatta Suomen aineistolla ei ole toteutettu kuin kourallinen empiirisiä tutkimuksia, joista tärkeimpinä Lehmus (2014), Virkola (2014) sekä Keränen ja Kuusi (2016).

Tämän tutkielman päämäärä on laajentaa tätä niukkaa finanssipolitiikan kerroinvaikutuksiin liittyvää kirjallisuutta Suomessa. Päämäärän saavuttamiseksi pyrimme vastaamaan kahteen kysymykseen. Ensiksi, estimoimme Suomen neljännesvuosiaineistoa hyödyntäen yksinkertaisen kolmen muuttujan rakenteellisen VAR-mallin, jonka identifioinnissa seuraamme kirjallisuudessa suosittua tutkimusta Blanchard ja Perotti (2002). Tällä tavalla pystymme luotettavasti suhteuttamaan tulokset sekä tutkimuskirjallisuuden yleisiin johtopäätöksiin että Suomen aineistolla saatuihin kerroinestimaatteihin. Tutkielmassa tarkastellaan erityisesti sitä, onko finanssipolitiikan kerroin Suomessa ykköstä suurempi, jolloin päätösperäinen finanssipolitiikka voitaisiin nähdä relevanttina suhdannepoliittisena työkaluna.

Toiseksi, tutkielman tavoitteena on tarkastella kirjallisuudessa esitettyä kritiikkiä finanssipolitiikan lineaarisia malleja kohtaan. Kritiikin mukaan finanssipolitiikan lineaariset

¹ Päätösperäisen finanssipolitiikan kerroinvaikutuksia nollakorkotilanteessa on tutkinut mm. Christiano, Eichenbaum ja Rebelo (2011) sekä Woodford (2011).

mallit, kuten rakenteelliset VAR-mallit, eivät ole täsmällisesti spesifioituja johtuen päätösperäisen finanssipolitiikan suhdanneriippuvuudesta ja ennakointivaikutuksista². Gechertin ja Rannenbergin (2018) meta-analyysi antaa vahvoja viitteitä siitä, että kerroinvaikutukset ovat vahvasti suhdanneriippuvaisia.³ Parkerin (2011) mukaan finanssipolitiikan suhdanneriippuvien kertoimien estimointi lineaarisella mallilla tuottaa ainoastaan keskimääräisiä kertoimia. Tarkkojen kerroinestimaattien saamiseksi päätösperäistä finanssipolitiikkaa pitäisikin mallintaa epälineaarisilla malleilla. Tämän perusteella tarkastelemme diagnostisten testien avulla sitä, onko Suomen aineistolla estimoitu rakenteellinen VAR-malli sopiva työkalu tutkia finanssipolitiikan kerroinvaikutuksia vai saammeko viitteitä epälineaarisista vaikutuksista.

Tutkielma etenee seuraavasti. Luvussa 2 käydään läpi päätösperäisen finanssipolitiikan toimintaa sekä esitellään tärkeimmät empiiriset tutkimustulokset. Luvussa 3 kuvataan empiirisessä analyysissä käytettävä aineisto. Luvussa 4 kuvataan empiirisessä analyysissä käytettävät tutkimusmenetelmät. Luvussa 5 toteutetaan empiirinen analyysi. Luvussa 6 esitetään johtopäätökset.

² Tässä tutkielmassa emme ota huomioon päätösperäisen finanssipolitiikan ennakointivaikutuksia, joten sen mallintaminen jätetään empiirisen analyysin ulkopuolelle.

³ Suhdanneriippuvaisia kerroinvaikutuksia on tutkinut mm. Auerbach ja Gorodnichenko (2012), Canova ja Pappa (2011) sekä Cos ja Moral-Benito (2016).

2 Finanssipolitiikan kerroinvaikutukset kirjallisuudessa

2.1 Päätösperäinen finanssipolitiikka

Finanssipolitiikalla tarkoitetaan julkisen sektorin tulojen ja menojen sääntelyä, jolla vaikutetaan kansantalouden kokonaiskysyntään (Nurmi 2004, 141). Finanssipolitiikan kerroinvaikutus kuvaa sitä, kuinka paljon tuotantomäärä kasvaa, kun julkisia menoja lisätään yhdellä standardoidulla mittayksiköllä (Coenen, Kilponen ja Trabandt, 2010). Finanssipolitiikan kertoimella voidaan kuvata myös verojen alentamisen vaikutuksia tuotantoon, mutta tässä tutkielmassa keskitytään pelkästään julkisten menojen lisäyksestä aiheutuviin lyhyen aikavälin kerroinvaikutuksiin. Finanssipolitiikan kerroinvaikutuksilla tarkoitetaan julkisten menojen lisäyksestä aiheutuneita vaikutuksia kansantalouden tuotantoon.

Finanssipolitiikkaa voidaan käyttää osana suhdannepolitiikkaa, jonka tarkoitus on tasata taloudellisten shokkien aiheuttamia vaihteluita. Taloustieteellisessä kirjallisuudessa ei vallitse yksimielisyyttä siitä, kuinka paljon taloudellisiin shokkeihin pitäisi reagoida finanssipolitiikan avulla. Taloustiede jakautuu tässä suhteessa kahtia uusklassiseen ja keynesiläiseen koulukuntaan. Uusklassinen koulukunta perustaa ajatuksensa talouden itseohjautuvuuteen ja täystyöllisyyteen. Uusklassinen talousteoria näkee, että julkisten menojen lisäys aiheuttaa samankokoisen syrjäytymisvaikutuksen yksityisen sektorin menoihin. Syrjäytymisvaikutuksesta johtuen finanssipolitiikka nähdään täysin tehottomana suhdannepolitiikan välineenä. Tämän koulukunnan mukaan valtiolla ei tule olla aktiivista roolia suhdanteiden tasaajana. (Valtiontalouden tarkastusvirasto, 2009.)

Keynesiläisen talousteorian mukaan talouspolitiikan prioriteetti on suhdannevaihteluiden tasaaminen työttömyydestä aiheutuneiden hyvinvointitappioiden minimoimiseksi. Suhdannevaihteluihin reagoiva aktiivinen suhdannepolitiikka on siis keynesiläisen talousteorian mukaan tehokasta, koska julkisten menojen lisäyksen seurauksena yksityisellä sektorilla on enemmän rahaa käytössään huolimatta siitä, että osa näistä lisääntyneistä

tuloista todennäköisesti säästetään. Kulutuksen lisääntymisestä johtuen aktiivinen finanssipolitiikka johtaa kerroinvaikutuksiin.⁴ Nämä finanssipolitiikan kerroinvaikutukset voivat olla reilusti ykköstä suurempia. Ykköstä suuremmilla kerroinvaikutuksilla tarkoitetaan sitä, että julkisten menojen yhden euron lisäys kasvattaa tuotantoa enemmän kuin yhden euron. Suurin ero uusklassiseen teoriaan on se, että keynesiläinen talousteoria painottaa talouden hinta- ja palkkajäykkyyksistä aiheutuvia hitaita sopeutumismekanismeja. (Valtiontalouden tarkastusvirasto, 2009.)

Aktiivinen finanssipolitiikka voi perustua joko poliittisten päättäjien tilannekohtaiseen harkintaan tai ennalta sovittuihin sääntöihin. Harkinnanvaraisella eli päätösperäisellä finanssipolitiikalla tarkoitetaan erikseen poliittisen prosessin kautta tehtyjä julkisen sektorin menoihin ja tuloihin vaikuttavia päätöksiä. Päätösperäisestä finanssipolitiikasta voidaan erottaa suhdannetilanteen mukana vaihtelevat menot ja tulot, joiden reagointi ei riipu millään tavalla poliittisista päätöksistä. Tämän kaltaisia julkisen sektorin menoja ja tuloja kutsutaan automaattisiksi vakauttajiksi. Vastasyklinen finanssipolitiikka koostuu näistä kahdesta komponentista: päätösperäisestä ja automaattisesta osasta. (Burnside, 2005.)

Automaattisista vakauttajista johtuvien vaikutusten koko on usein paljon suurempi kuin päätösperäisellä finanssipolitiikalla tehdyt toimenpiteet. Molemmat mekanismit vaikuttavat kokonaiskysyntään, mutta automaattisten vakauttajien kautta vaikutukset talouteen ovat ennustettavampia ja viiveet lyhyempiä kuin päätösperäisellä finanssipolitiikalla. Automaattisten vakauttajien teho ei riipu suhdanneluontoisista tekijöistä, vaan esimerkiksi vero- ja tulosiirtojärjestelmän progressiivisuudesta. (Taylor, 2000.)

Dolls, Fuest ja Peichl (2010) ovat tutkineet sitä, kuinka automaattiset vakauttajat tasoittavat kotitalouksien käytettävissä olevia tuloja makrotaloudellisen shokin seurauksena. Heidän kiinnostuksen kohteena on erityisesti tulojen ja työllisyyden negatiivisten muutosten

⁴ Perinteisessä keynesiläisessä mallissa (IS-LM-AS) julkisten menojen kerroin voidaan esittää kuluttajien rajakulutusalttiuden (marginal propensity to consume, *mpc*) avulla: $\frac{1}{1-mpc}$, jossa rajakulutusalttiuus vaihtelee yleensä 0.5-0.9 välillä (Auerbach ja Gorodnichenko, 2012).

vaikutukset käytettävissä oleviin tuloihin. Tutkijat käyttävät Yhdysvaltojen ja 19 Euroopan valtion mikroainestoa ja hyödyntävät TAXSIM- ja EUROMOD-mikrosimulaatiomalleja. Simuloinnissa Euroopan maita kohdellaan yhtenä isona maana, jotta vertailu Yhdysvaltojen kanssa on luontevaa. Ensimmäisessä mallissa kaikkien kotitalouksien bruttotuloja vähennetään yhtäaikaisesti viidellä prosentilla. Toisessa mallissa osa kotitalouksista päätyy työttömäksi, minkä seurauksena he eivät saa lainkaan työtuloja. Jälkimmäinen malli simuloidaan niin, että kotitalouksien yhteenlasketut tulot laskevat ensimmäisen mallin tapaan viidellä prosentilla. Ensimmäinen malli kuvaa odottamattoman negatiivisen tuloshokin vaikutuksia ja toinen malli nopean työttömyysasteen nousun vaikutuksia.

Dollsin ym. (2010) mukaan ensimmäisen mallin tuloshokin jälkeen 38 prosenttia siitä vaimenee automaattisten vakauttajien vaikutuksesta Euroopassa ja 32 prosenttia Yhdysvalloissa. Molemmissa tapauksissa suurin osa näistä vaikutuksista tapahtuu verotuksen ja sosiaalivakuutusmaksujen kautta. Voidaan siis todeta, että näiden keventyminen tulojen vähetessä vaimentaa osaltaan tulojen alentumisen vaikutuksia. Sosiaalietuuksilla ei ole tässä suhteessa mitenkään suurta roolia.

Toisen mallin työttömyysshokin tapauksessa siitä vaimenee 47 prosenttia Euroopassa ja vain 32 prosenttia Yhdysvalloissa. Automaattisten vakauttajien suurta eroa selittää työttömyyskorvausten suuri merkitys Euroopassa suhteessa Yhdysvaltoihin. Euroopan osalta ne yksinään vaimentavat 19 prosenttia, kun taas Yhdysvalloissa vain 7 prosenttia.

Euroopassa valtioiden välillä on havaittavissa huomattavaa heterogeenisuutta. Tämä koskee sekä ensimmäisen mallin tuloshokkia että toisen mallin työttömyysshokkia. Yleisesti voidaan todeta, että automaattisten vakauttajien teho on voimakkaampi Pohjois- ja Manner-Euroopassa kuin Itä- ja Etelä-Euroopassa. Suomen kohdalla tuloshokin tapauksessa vaimenee 40 prosenttia ja työttömyysshokin 52 prosenttia. Erityisesti työttömyysshokin tapauksessa Suomen prosenttiosuudet ovat paljon pienemmät kuin verrattuna muihin Pohjoismaihin. Tämä on kuitenkin linjassa sen kanssa, että Suomessa

työttömyyskorvausjärjestelmä on Pohjoismaihin suhteutettuna tiukka. (Dolls ym. 2010, 15-16.)

Teoreettisesti päätösperäisen finanssipolitiikan tehokkuuteen vaikuttavat tekijät voidaan tiivistää kolmeen erilaiseen vaikutuskanavaan, joiden kautta kerroinvaikutukset ovat suurempia: 1) finanssipolitiikasta aiheutuvat vuotovaikutukset ovat mahdollisimman vähäisiä, 2) keskuspankin harjoittama rahapolitiikka on kevyttä ja 3) julkisen sektorin velkamäärä on kestävällä tasolla menolisäysten jälkeen.

Ensimmäiseen kohtaan liittyvät vuotovaikutukset ovat vähäisiä silloin, kun

- a) kuluttajien rajakulutusalttius on korkea
- b) menolisäykset kohdistuvat likviditeettirajoitteisiin kuluttajiin
- c) kuluttajat ovat lyhytnäköisiä ja
- d) tuotantokuilu on suuri eli talouden resurssit ovat vajaakäytössä.

Toiseen kohtaan liittyvä rahapolitiikka on kevyttä siinä tapauksessa, kun

- a) nimellinen korkotaso ei reagoi julkisten menojen lisäykseen ja
- b) valuuttakurssi on kiinteä.

Kolmanneksi, julkisen sektorin maltillinen velkamäärä vähentää pitkän aikavälin velanhoitokustannuksia. (Spilimbergo, Symansky ja Schindler, 2009.)

Näiden yleisten tekijöiden lisäksi voidaan tunnistaa muitakin finanssipolitiikan kertoimen kokoon vaikuttavia tekijöitä. Esimerkiksi finanssikriisin nettovaikutuksesta kertoimen kokoon on hyvin vaikea tehdä varmoja johtopäätöksiä. Finanssikriisin tuottama epävarmuus todennäköisesti lisää säästämistä, mikä johtaa rajakulutusalttiuden laskuun ja täten pienempiin kerroinvaikutuksiin. Toisaalta likviditeettirajoitteisten kuluttajien ja yritysten määrä kriisin aikana lisääntyy, mikä on seurausta laaja-alaisesta yksityisen sektorin velkamäärän vähentämisestä. Lisäksi, finanssikriisin aikana rahapolitiikka on yleisesti ottaen elvyttävää, mikä suurentaa kerroinvaikutuksia. Kaksi viimeisintä tekijää kasvattavat kerroinvaikutuksia. (Spilimbergo ym., 2009.)

2.1.1 Aikaepäjohdonmukaisuus

Päätösperäinen politiikka näyttäytyy aluksi ylivertaiselta suhteessa sääntöihin perustuvaan politiikkaan, jos päätöksentekijöiden voidaan nähdä maksimoivan koko yhteiskunnan hyvinvointia. Tässä tapauksessa päätösperäinen politiikka voidaan aina tapauskohtaisesti valita tiettyyn taloudelliseen tilanteeseen sopivaksi. Sääntöjen etuna voidaan nähdä niiden riippumattomuus poliittisesta prosessista. (Mankiw, 2010.)

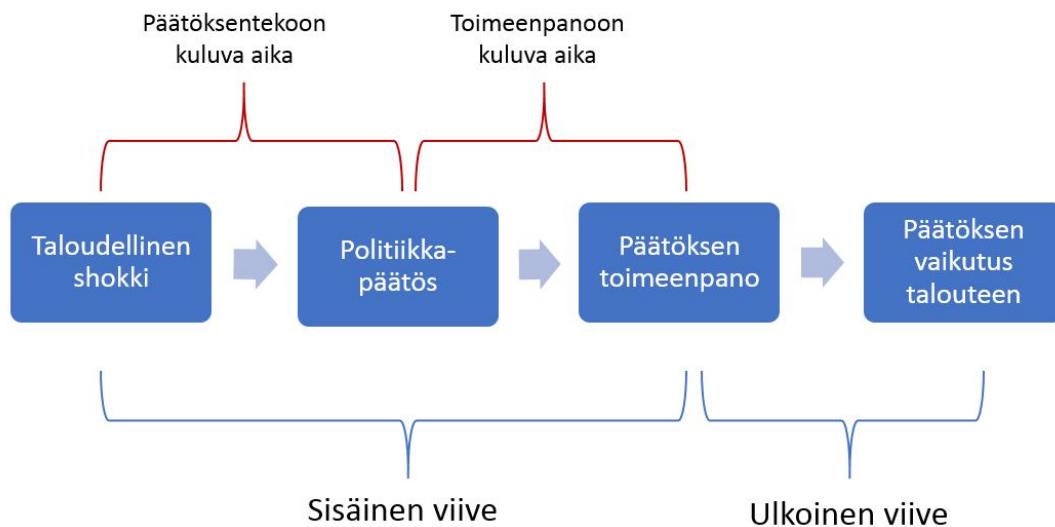
Kydland ja Prescott (1977) argumentoivat, että päätösperäinen finanssipolitiikka ei kuitenkaan tuota yhteiskunnan hyvinvoinnin maksimoitumista. Heidän mukaansa sääntöjen avulla päästään parempaan lopputulokseen, koska päätöksentekijät ovat alisteisia aikaepäjohdonmukaisuuden ongelmalle. Aikaepäjohdonmukaisuuden ongelma tarkoittaa sitä, että päätöksentekijät eivät pysty sitoutumaan sovittuihin ratkaisuihin yli ajan, vaan pyrkivät myöhemmin muuttamaan päätöksiä itselle edulliseen suuntaan. Poliittisen prosessin takia päätöksentekijät pyrkivät maksimoimaan omaa kannatustaan vaaleissa, joten näin ollen selkeät taloustieteelliset säännöt johtavat koko yhteiskunnan hyvinvoinnin parantumiseen, eikä vain päätösperäisen finanssipolitiikan käyttämiseen päätöksentekijöiden omien intressien ajamiseen.

Kydland ja Prescott (1977) ovat sitä mieltä, että aikaepäjohdonmukaisuuden ongelma johtaa uskottavuusongelmaan: Äänestäjät eivät voi koskaan olla varmoja pystyykö seuraava hallitus sitoutumaan edellisen hallituksen jo tehtyihin poliittisiin päätöksiin. Päätöksentekijät pitää sitouttaa noudattamaan tiettyjä taloustieteellisiä sääntöjä, jotta heillä ei olisi houkutusta kumota politiikkapäätöksiä jälkikäteen. Päätöksentekijät voidaan sitouttaa haluttuihin talouspoliittisiin tavoitteisiin, kuten alhaiseen inflaatioon tai matalaan valtionvelan määrään, esimerkiksi pakottavan lainsäädännön avulla. Edellä mainittujen haasteiden takia päätösperäinen on jäänyt sääntöihin perustuvan finanssipolitiikan varjoon. Finanssipolitiikka on alisteinen poliittisille suhdannevaihteluille, koska se on luonteeltaan päätösperäistä. Laskusuhdanteessa on suuri poliittinen paine tehdä mitä vaan talouden

elvyttämiseksi finanssipolitiikan avulla. Tämä saattaa johtaa siihen, että poliittiset päätöksentekijät ovat valmiita hyväksymään julkisten menojen lisäykset siitä huolimatta, että ne johtavat esimerkiksi kiihtyvään inflaatioon pitkällä aikavälillä. (Taylor, 2000.)

2.1.2 Finanssipolitiikan viiveet

Tehokkaan suhdannepolitiikan toteuttaminen on yleensä haastavaa, mikä johtuu poliittisen prosessin jäykkyydestä ja talouden sopeutumismekanismeista. Suhdannepolitiikan kannalta politiikkatoimien viiveet erotellaan sisäiseen ja ulkoiseen viiveeseen (kuvio 1). Sisäinen viive aiheutuu taloudellisen shokin ja shokkiin reagoitun politiikkapäätöksen toimeenpanon välillä. Sisäinen viive johtuu pääosin poliittisesta prosessista päätöksenteon ja lakien toimeenpanon suhteen.



KUVIO 1. Suhdannepolitiikan viiveet eri tasoilla.

Ulkoisella viiveellä tarkoitetaan sitä aikaa, joka kuluu ennen kuin politiikkapäätöksen vaikutukset näkyvät taloudessa. Talouden dynamiikasta johtuen suhdannepolitiikan vaikutukset eivät näy heti esimerkiksi kulutuksessa, investoinneissa tai tuloissa. Finanssipolitiikassa on pitkä sisäinen viive, koska päätökset pitää viedä poliittisen järjestelmän läpi toisin kuin rahapolitiikan kohdalla, jossa keskuspankki voi tehdä päätöksiä nopeallakin aikataululla. Rahapolitiikassa on kuitenkin pidempi ulkoinen viive kuin

finanssipolitiikassa. Yritykset tekevät investointipäätökset pitkälle aikavälille, joten nimellisen korkotason muuttaminen vaikuttaa yritysten investointeihin ja sitä kautta kokonaiskysyntään vasta noin puolen vuoden kuluttua nimellisen korkotason muutoksesta. (Mankiw 2010, 447.)

Kuten kuvio 1 havainnollistaa, sisäinen viive voidaan jakaa vielä kahteen erilliseen osaan: päätöksentekoon ja lakimuutosten toimeenpanoon kuluvaan aikaan. Päätöksentekoon liittyvillä viiveillä tarkoitetaan politiikkapäätöksen tekemiseen kulunutta aikaa, kun reagoidaan talouteen vaikuttavaan shokkiin. Esimerkiksi BKT:n laskiessa negatiivisen shokin jälkeen poliittisilta päätöksentekijöiltä kuluu aikaa tehdä politiikkapäätös siitä, reagoidaanko negatiiviseen shokkiin julkisia menoja lisäämällä vai verotusta keventämällä. Toimeenpanoon liittyvillä viiveillä tarkoitetaan lakimuutosten toimeenpanemiseen kuluvaan aikaan. (Blanchard ja Perotti 2002, 1350.)

Taylorin (2000) mukaan rahapolitiikka on suhdannepoliittisena työkaluna etulyöntiasemassa suhteessa finanssipolitiikkaan, koska sen sisäinen viive on lyhyempi kuin finanssipolitiikalla. Rahapolitiikalla on myös etuna päätöksenteon joustavuus: keskuspankki pystyy reagoimaan yllättäviin taloudellisiin muutoksiin hyvin nopeasti.

Suhdannepolitiikassa ilmeneviä viiveitä pyritään lyhentämään tiettyjen talouteen sisäänrakennettujen mekanismien avulla. Näitä mekanismeja kutsutaan automaattisiksi vakauttajiksi. Automaattiset vakauttajat reagoivat taloudellisiin suhdannevaihteluihin ilman politiikkapäätöksiä. Esimerkiksi työttömyyskorvaukset tasaavat suhdannevaihteluita, koska laskusuhdanteessa työttömyyskorvausten määrä nousee, mikä ylläpitää kuluttajien ostovoimaa heikossakin taloustilanteessa ansiotulojen laskiessa (Mankiw 2010, 448).

2.1.3 Finanssipolitiikka vuoden 2008 finanssikriisin jälkeen

Finanssipolitiikan kerroinvaikutuksia on tutkittu taloustieteellisessä kirjallisuudessa, mutta vasta finanssi- ja eurokriisin myötä tutkijoiden kiinnostus on siirtynyt suuremmalla

mittakaavalla kohti kerroinvaikutusten arviointia. Viime vuosikymmenien aikana rahapolitiikan vaikutuksia talouden eri muuttujiin on tutkittu enemmän kuin finanssipolitiikan. Tämä epätasapaino makrotaloustieteen eri tutkimusalueiden välillä saattaa osittain johtua siitä, että keskuspankit ovat tukeneet rahapoliittista tutkimusta enemmän kuin mitä valtionvarainministeriöt finanssipoliittista tutkimusta (Ramey 2011a, 673).

Auerbachin (2012) mukaan päätöseräinen finanssipolitiikka on viime vuosikymmeninä kohdannut huomattavaa skeptisyyttä taloustieteilijöiden joukossa. Hänen mukaansa päätöseräistä finanssipolitiikkaa on pidetty tehottomana juuri edellä mainittujen viiveiden takia. Lisäksi automaattisten vakauttajien on ajateltu toteuttavan vastasyklisiä finanssipolitiikkaa ilman, että valtion pitää ottaa omaa aktiivista roolia finanssipolitiikan suhteen. Keskuspankkien kasvava riippumattomuus poliittisesta päätöksenteosta sekä kehitys rahapolitiikan teoriassa ja käytännöissä ovat osaltaan johtaneet siihen, että nimellisen korkotason hallinnasta on tullut keskeisin suhdannepolitiikan työkalu.

Vuoden 2008 finanssikriisin jälkeinen talouden toimintaympäristö on kuitenkin asettanut tehokkaan rahapolitiikan toteuttamiselle huomattavia haasteita. Rahapolitiikka on menettänyt tehoaan, koska korkotaso on ollut hyvin lähellä nolaa eikä nimellisen korkotason laskeminen ole ollut mahdollista. Täten, keskuspankilla ei ole ollut mahdollisuuksia vaikuttaa nimellisen korkotason kautta reaaliiseen korkotasoon. Tällaista tilannetta kutsutaan nollakorko-ongelmaksi. Lisäksi, talouden hitaan elpymisen takia finanssipolitiikan sisäisten viiveiden aiheuttamat kustannukset ovat suhteellisesti pienempiä pitkän laskusuhdanteen tapauksessa. Lyhyessä laskusuhdanteessa päätöseräisen finanssipolitiikan vaikutus saattaa näkyä vasta silloin, kun talouden suhdannetilanne on jo kääntynyt. Tällöin päätöseräinen finanssipolitiikka saattaa ylikuumentaa taloutta ja näin ollen kääntyä itseään vastaan.

Päätöseräinen finanssipolitiikka on alkanut näyttää yhä houkuttelevammalta vaihtoehdolta finanssikriisin jälkeisessä toimintaympäristössä. Tämän takia myös tutkijoiden mielenkiinto

on siirtynyt mallintamaan päätösperäisen finanssipolitiikan kerroinvaikutuksia. Mielenkiinnon siirtymisestä kertoo se, että finanssipolitiikan vaikutuksia tutkineiden julkaisujen lukumäärä kasvoi 27 julkaisusta 98 julkaisuun aikavälillä 2008–2013 (Gechert ja Rannenberg, 2018).

Kasvanut kiinnostus finanssipolitiikan kerroinvaikutuksista on synnyttänyt monenlaisia näkemyksiä kerroinvaikutusten mittaluokasta. Tutkimuskirjallisuudessa ei ole yleisesti hyväksyttyä näkemystä kerroinvaikutusten suuruudesta ja tilanteen ristiriitaisuutta on kutsuttu jopa kerroinvaikutusten sekasotkuksi (Leeper, Traum ja Walker, 2017). Osa tutkijoista on sitä mieltä, että kiristävän finanssipolitiikan nettovaikutukset ovat positiivisia. Toisaalta jotkut tutkijat ovat tyrmänneet idean kiristävän finanssipolitiikan positiivisista vaikutuksista ja argumentoineet vahvasti elvyttävän finanssipolitiikan puolesta.⁵

Pitkittyneen euroalueen taloudellisen kriisin myötä myös isot ylikansalliset instituutiot ovat ajautuneet erimielisyyksiin finanssipolitiikan kerroinvaikutuksista. Kansainvälisen valuuttarahaston (2012) mukaan finanssipolitiikan kerroinvaikutukset euroalueella on aliarvioitu, mikä on johtanut ylioptimistisiin kasvuodotuksiin. Tämä kritiikki on kohdistunut erityisesti Euroopan Komissioon. Komissio on puolustautunut kritiikkiin väittäen, että Kansainvälisen valuuttarahaston käyttämät mallit eivät ole tarkasti määriteltyjä ja ne luottavat liikaa tilastollisiin poikkeamiin (Euroopan Komissio, 2012).

Tähän liittyen Blanchard ja Leigh (2013) ovat tutkineet reaalian bruttokansantuotteen kasvuennusteita velkakriisin alussa ja verranneet niitä toteutuneisiin kasvulukuihin. Tutkimuksen johtopäätös on se, että reaalian bruttokansantuotteen kasvuennusteet ovat olleet merkittävästi yliarvioituja suhteessa toteutuneisiin kasvulukuihin. Ennustetun bruttokansantuotteen kasvun ja kiristävän finanssipolitiikan välillä vallitsee negatiivinen

⁵ Tähän keskusteluun liittyen, katso Alesina ja Ardagna (2010) sekä Guajardo, Leigh ja Pescatori (2014).

korrelaatio. Mitä suurempia sopeutustoimia toteutettiin, sitä heikompi on talouskasvu ollut velkakriisin alkuvuosina.

Ennustevirheiden syyksi Blanchard ja Leigh (2013) löytävät kolme tekijää. Ensimmäiseksi, reaalisena korkotasoa ei pystytty vaikuttamaan, koska euroalueella nimellinen korkotaso oli jo lähellä nollaa. Toiseksi, ihmisten kulutusalttius ja yritysten investointihalukkuus riippui todellisuudessa enemmän nykyhetken tasostaan kuin tulevaisuuden odotetusta tasosta. Kolmanneksi, näyttää siltä, että finanssipolitiikan kerroinvaikutukset riippuvat suhdannetilanteesta. Yhdessä nämä kolme tekijää ovat vaikuttaneet julkisten menojen normaalia suurempaan kertoimeen, mikä on johtanut talouskasvun yliarvioimiseen kehittyneissä maissa. Tämä tutkimustulos antaa tukea Kansainvälisen valuuttarahaston (2012) väitteille ylioptimistisista kasvuodotuksista euroalueella.

Näyttää siltä, että finanssipolitiikan kerroinvaikutuksia aliarvioitiin merkittävästi, kun finanssipolitiikan viritystä mietittiin kansallisella ja ylikansallisella tasolla. Tilanne on johtanut tutkijat etsimään syitä siihen, mitkä talouden vaikutusmekanismit ovat saattaneet johtaa suuriin kerroinvaikutuksiin. Eggertson ja Krugman (2012) ovat tutkineet tilannetta, jossa kotitaloudet ja yritykset ovat korkeasti velkaantuneita. Kun talouteen tulee negatiivinen shokki, esimerkiksi asuntokuplan puhkeaminen, seuraa tästä kotitalouksien ja yritysten havahtuminen velkaantumisen riskeille. Kotitaloudet vähentävät nopeasti kulutustaan ja yritykset investointejaan, koska molemmat haluavat päästä eroon liian korkeasta velkaantuneisuudesta. Tarpeeksi laaja-alainen yksityisen sektorin säästämisen lisääntyminen vähentää kulutusta. Koko makrotalouden tasolla tapahtuva kulutuksen äkillinen lasku saattaa johtaa talouden taantumaa tai jopa lamaan.

Eggertson ja Krugman (2012) argumentoivat, että tässä tilanteessa kotitalouksien kulutusalttius riippuu tosiasiallisesti enemmän nykyhetken tuloista eikä niinkään tulevaisuuden odotetuista tuloista. Myös yritysten investointihalukkuus riippuu enemmän voittojen nykyhetken tasostaan eikä tulevista voitoista. Kulutus- ja investointihalukkuuden muutoksen takia kotitaloudet ja yritykset reagoivat nyt paljon herkemmin tulojen ja

voittojen muutoksiin. Ongelman ydin on siinä, että velalliset (kotitaloudet ja yritykset) ovat likviditeettirajoitteisia: he ovat pakotettuja vähentämään velkamääräänsä.

Eggertsonin ja Krugmanin (2012) mukaan julkisen sektorin toteuttama velkarahoitteinen finanssipoliittinen elvytys estää kulutuksen äkillisen laskun sekä antaa yksityiselle sektorille aikaa vähentää omaa velkaantumista kestävämmälle tasolle. Elvyttävän finanssipoliitiikan avulla vältytään työttömyyden nousun ja tuotannon tason laskun aiheuttamilta kustannuksilta, kun valtio väliaikaisesti ylläpitää korkeaa työllisyyttä ja tuotannon tasoa. Julkinen sektori voi vähentää velkaantumistaan sen jälkeen, kun yksityisen sektorin velkamäärä on palautunut jälleen kestäväälle tasolle. Julkisen sektorin elvyttävän finanssipoliitiikan ehtona on alhainen julkinen velkamäärä, jotta sillä on mahdollisuuksia harjoittaa tämän kaltaista finanssipoliitikkaa.

Esimerkiksi eurokriisin yhteydessä kysymykset kriisimaille sopivasta finanssipoliitiikan virityksestä liittyivät juuri tähän kysymykseen julkisen sektorin velkakestävydestä pitkällä aikavälillä ja finanssipoliitiikan kerroinvaikutuksista lyhyellä aikavälillä. Suurilla finanssipoliitiikan kerroinvaikutuksilla lyhyellä aikavälillä voi olla myös kauaskantoisia vaikutuksia pitkällä aikavälillä. Fatas ja Summers (2018) ovat tutkineet hystereesin vaikutusta pitkän aikavälin talouskasvuun. Hystereesi tarkoittaa sitä, että taloudellisella taantumalla on pysyviä vaikutuksia BKT:n pitkän aikavälin tasoon. Tässä yhteydessä Fatas ja Summers keskittävät huomionsa siihen, onko tiukalla finanssipoliitilla ollut vaikutuksia tuotannon tason pitkän aikavälin kasvuasteeseen. Johtopäätös on se, että kiristävällä finanssipoliitilla on ollut kauaskantoisia negatiivisia vaikutuksia BKT:hen. Monet tutkijat ovatkin sitä mieltä, että hystereesin aiheuttamien vaikutusten pitäisi ohjata talouspoliittista päätöksentekoa nykyistä paljon voimakkaammin.

2000-luvun talouskriisien myötä finanssipoliitiikan tutkimus on noussut uudestaan makrotaloustieteessä keskeiseen asemaan. Tavanomaiset rahapoliittiset toimenpiteet eivät ole aikaisempaan tapaan onnistuneet nostamaan talouksia kriisien pohjalta. Hidas talouskasvu ja korkea työttömyys ovat antaneet aihetta pohtia sitä, onko suhdannepolitiikan

välineet valittu oikeilla perusteilla. Tämän lisäksi on esitetty kysymyksiä siitä, onko nykyaikaisista makrotaloudellisista malleista hyötyä politiikka-analyysissä, jos ne eivät pysty antamaan mitään viitteitä suurten talouskriisien synty- ja vaikutusmekanismeista. Kritiikki on kohdistunut erityisesti yleisen tasapainon malleihin, joissa finanssipolitiikalla ei ole yleensä ollut suurta roolia, vaan rahapolitiikka toimii näissä malleissa suhdannepolitiikan työkaluna.

2.2 Kerroinvaikutusten empiiriset tutkimustulokset

Tässä luvussa avataan viimeaikaisia tutkimustuloksia teoreettisten ja empiiristen mallien kautta, joilla on omat vahvuudet ja heikkoudet, mutta kummatkin lähestymistavat tarjoavat hyviä työkaluja kerroinvaikutusten tutkimiseen. Päämääränä on antaa kattava yleiskuva kerroinvaikutuksiin liittyvästä kirjallisuudesta sekä kuvata teoreettisilla ja empiirisillä malleilla saatuja tutkimustuloksia ja niiden välisiä eroja ja yhteneväisyyksiä. Luvussa kiinnitetään erityistä huomiota mallien taustalla oleviin oletuksiin sekä näiden oletusten seurauksiin finanssipolitiikan kerroinvaikutuksille.

2.2.1 Makrotaloudelliset mallit

Taloustieteelliset mallit voidaan jaotella kahteen laajaan ryhmään: teoreettisiin ja empiirisiin malleihin. Teoreettisten mallien tarkoitus on johtaa todennettavissa olevia johtopäätöksiä talouden toiminnasta. Näissä malleissa talous koostuu eri toimijoista, jotka tietyt rajoitteet huomioon ottaen maksimoivat hyötyään tai muulla tavalla määriteltyä tavoitefunktioita. Teoreettiset mallit tarjoavat kvalitatiivisia johtopäätöksiä tarkasti määriteltyihin kysymyksiin. Empiiristen mallien päämääränä on puolestaan vahvistaa teoreettisten mallien johtopäätökset sekä tuottaa näistä johtopäätöksistä tarkkoja numeerisia tutkimustuloksia. Teoreettinen malli saattaa esimerkiksi ehdottaa positiivista korrelaatiota kulutuksen ja

tulojen välillä. Tämän jälkeen empiirisen mallin avulla voidaan yrittää estimoida sitä, kuinka paljon kulutus keskimäärin nousee tulojen noustessa. (Ouliaris, 2011.)

Finanssipolitiikan kerroinvaikutusten estimoinnissa teoreettisiin malleihin kuuluvat uusklassiset reaalisten suhdannevaihteluiden (*real business cycle*, RBC) mallit sekä uuskeynesiläiset dynaamiset stokastiset yleisen tasapainon (*dynamic stochastic general equilibrium*, DSGE) mallit. Empiiriset mallit pitävät sisällään rakenteelliset vektoriautoregressiiviset (*structural vector autoregressive*, SVAR) mallit sekä muut aikasarja-analyysiä hyödyntävät estimointimenetelmät. Näitä menetelmiä on tosin käytetty vähemmän uudemmassa tutkimuskirjallisuudessa. (Gechert, 2015.)

Endersin (2014, 282) mukaan makrotaloudellisten hypoteesien testaus ja kasvuennusteet on perinteisesti johdettu käyttämällä kokonaistaloudellisia makromalleja⁶, joista rakenneyhtälöiden parametrit estimoitiin yksi kerrallaan. Tämän jälkeen kaikki rakenneyhtälöt kerättiin yhteen, jotta pystyttiin muodostamaan kokonaisvaltaiset makrotaloudelliset ennusteet eri muuttujille. Suuret makromallit saivat metodologista kritiikkiä, koska malleilla ei nähty olevan vahvaa mikrotaloustieteellistä pohjaa. Lucasin (1976) esittämän kritiikin mukaan makroekonometrinen mallien pitää perustua mikrotaloustieteellisille oletuksille ja kuluttajien rationaaliselle käyttäytymiselle. DSGE- ja SVAR-mallit ovat vastanneet parhaiten tähän makromalleja kohtaan esitettyyn kritiikkiin, minkä seurauksena ne ovat nousseet tärkeimmiksi malleiksi finanssipoliittisessa kirjallisuudessa (Auerbach, 2012).

Teoreettisissa malleissa mallintaminen tapahtuu simuloimalla politiikkamuutosten vaikutuksia talouden eri muuttujiin laskennallisia menetelmiä käyttäen. Puolestaan empiirisissä malleissa mallintaminen tapahtuu estimoimalla tilastollisia menetelmiä käyttäen malli, jonka avulla voidaan vetää johtopäätöksiä politiikkamuutosten vaikutuksista eri

⁶ Esimerkkejä tämän kaltaisista makromalleista ovat mm. Klein-Goldberger, Wharton ja Brookings-instituutin mallit.

muuttujien suhteen. Kilianin ja Lutkepohlin (2017, 189) mukaan kummankaan mallin valinnalle yli toisen ei ole olemassa vakuuttavia perusteluita. Molemmilla malleilla on omat vahvuudet ja heikkoudet eikä kumpaakaan pitäisi käyttää mekaanisesti taloustieteen sovelluksissa.

Metodologisella tasolla teoreettisten ja empiiristen mallien välillä on eroteltava tapa, jolla parametrit valitaan malliin. Teoreettisten mallien parametrit valitaan joko kalibroimalla tai estimoimalla, empiirisissä malleissa pelkästään estimoimalla. Kalibroinnissa mallin parametriarvot valitaan 1) vastaamaan havaittuja pitkän aikavälin säännönmukaisuuksia tai 2) luottamalla olemassa olevaan empiiriseen tietoon, riippumattomiin tutkimustuloksiin ja kansantalouden tilinpitoon. Jos edellä mainitut tavat ovat poissuljettuja, parametriarvot valitaan talousteorian osoittamalla tavalla. Mitä enemmän parametreja voidaan asettaa ensimmäisellä tavalla, sitä parempi. Estimoinnissa parametriarvot valitaan sen sijaan hyödyntäen tavanomaisia tilastollisia testausmenetelmiä. (De Vroey 2016, 278-279.)

Yksinkertaistaen voidaan ajatella, että tilastollisessa testauksessa noudatetaan kilpailullista ja kalibroinnissa sopeutuvaa strategiaa parametriarvojen valinnassa. Kilpailullisessa strategiassa teoria ehdottaa ja tilastollinen testaus hyväksyy tai hylkää. Samaan aikaan vaihtoehtoiset teorit kilpailevat siitä, mikä teoria vastaa havaittuja säännönmukaisuuksia parhaiten. Sopeutuvassa strategiassa lähtöpisteenä on epärealistinen malli, joka on yksinkertaistettu esitysmuoto teorian ydinsisällöstä. Vasta tämän jälkeen malliin lisätään realistisempia piirteitä. Sopeutuvassa strategiassa ei ole missään vaiheessa tarkoitus testata ja mahdollisesta hylätä teorian ydintä, vaan pyrkiä toistamaan aikasarjojen kuvaamia makrotaloudellisia säännönmukaisuuksia teorian ydinsisällön rajoissa. (Hoover 1995, 29.)

Nykyään useimmat tutkijat käyttävät vain tilastollisia estimointimenetelmiä malliparametrien valitsemiseen. Ekonometriselle estimoinnille ei ole olemassa vaihtoehtoa, jos olemme kiinnostuneita ekonometrisen mallin yhteensopivuudesta ja sen kyvystä selittää havaittua dataa. 2000-luvun aikana myös bayesiläinen lähestymistapa on noussut yhdeksi

keskeisimmäksi menetelmäksi estimoida niin teoreettisen kuin empiirisenkin mallin parametrit. (Kilian ja Lutkepohl 2017, 182-183.)

2.2.2 Yleisiä tuloksia finanssipolitiikan malleista

Gechert (2015) on toteuttanut meta-analyysin, joka kattaa yli sata tutkimusta ja yli tuhat finanssipolitiikan kerroinestimaattia. Hänen mukaansa akateeminen kirjallisuus hyödyntää finanssipoliittisten kerroinvaikutusten tutkimisessa monia eri malleja, identifointimenetelmiä ja mallispesifikaatioita. Tutkimustulokset vaihtelevat negatiivisista kertoimista suuriin positiivisiin kertoimiin asti (taulukko 1). Gechert on laskenut finanssipolitiikan kertoimet kumulatiivisten ja maksimaalisten kerroinvaikutusten keskiarvoina, koska kirjallisuudessa näiden raportoinnissa on vaihtelevia käytäntöjä.

Tilastollisesti kertoimet ovat positiivisia ja niiden keskimääräinen estimaatti on lähellä ykköstä. Eniten kerroinvaikutusten estimoinnissa on käytetty neljännesvuosiaineistoja, mutta myös vuosiaineistoilla on tehty joitakin tutkimuksia. Gechertin (2015) keräämässä aineistossa neljännesvuosiaineistolla saatuja kerroinestimaatteja oli 569 kappaletta ja vuosiaineistolla 183 kappaletta.

TAULUKKO 1

<i>malliluokka</i>	DSGE-NK	RBC	MAKRO	SVAR
Keskiarvo	0.76	0.55	1.05	1.00
Keskihajonta	0.66	0.78	0.48	0.85
Maksimi	3.90	2.50	2.50	3.73
Minimi	-0.83	-1.50	0.20	-1.75
havaintomäärä	358	54	92	440

Finanssipoliittisten kertoimien tunnuslukuja eri malliluokkien välillä (Gechert, 2015).

Taulukko 1 havainnollistaa sitä, kuinka suuria keskimääräisiä kertoimia tietyillä malliluokilla on saatu julkisten menojen lisäyksen vaikutuksesta bruttokansantuotteeseen. VAR-mallit edustavat suurta suhteellista osuutta kaikkien malliluokkien joukossa. Toiseksi suosituimpana malliluokkana ovat uuskeynesiläiset DSGE-mallit. Loput kirjallisuudessa käytetyt malliluokat eivät ole saaneet VAR- ja DSGE-mallien kaltaista suosiota tutkijoiden keskuudessa.

Empiirisillä malleilla saadaan näiden malliluokkien osalta kaikista suurimpia kerroinestimaatteja, mutta erityisesti VAR-mallien osalta keskihajonta on suurta eri identifiointimenetelmien välillä. Laajojen makromallien kohdalla finanssipolitiikan kertoimet ovat tilastollisesti suuremmat verrattuna VAR-malleihin, vaikka kertoimien keskiarvot ovat hyvin lähellä toisiaan. RBC-malleilla saadaan oletetusti pienimmät kertoimet, mikä johtuu suurelta osin RBC-mallikehikosta. Kerroinestimaattien vaihteluväli malliluokan sisällä on suurta. Tämä tulos ei ole sinänsä yllättävä, koska myös RBC-mallien kohdalla käytetään runsaasti erilaisia mallispesifikaatioita. Pienen mittakaavan uuskeynesiläisten DSGE-mallien kohdalla ei ole tilastollisesti merkitsevää eroa VAR-malleihin, mutta suuren mittakaavan DSGE-mallit antavat tilastollisesti pienempiä kertoimia verrattuna VAR-malleihin. Tämä eroavaisuus pienten ja suurten DSGE-mallien kohdalla voi selittyä sillä, että pienen mittakaavan DSGE-mallit ovat monessa tapauksessa suunniteltuja mallintamaan erityislaatuisia olosuhteita, kuten esimerkiksi nollakorko-ongelmaa (Gechert 2015, 575).

Gechertin (2015, 556) mukaan useimmat rakenteelliset makromallit sisältävät lyhyellä aikavälillä keynesiläisiä ja pitkällä aikavälillä uusklassisia ominaisuuksia. Mallien lyhyen aikavälin dynamiikan vuoksi finanssipolitiikan kertoimet ovat yleensä ykköstä suurempia. Rakenteellisia makromalleja on hyödynnetty kirjallisuudessa jonkin verran, mutta tässä tutkielmassa rajaamme kyseisen malliluokan yksityiskohtaisemman tarkastelun ulkopuolelle, koska tutkimuskirjallisuudessa käytetään pääasiassa uuskeynesiläisiä DSGE- sekä rakenteellisia VAR-malleja eri identifiointimenetelmillä.

2.2.3 Tuloksia teoreettisilla malleilla

Uusklassinen mallikehikko. Hyvänä lähtökohtana teoreettiseen uusklassiseen mallikehikkoon on Baxter ja King (1993). Heillä mallin oletuksina ovat joustavat hinta- ja palkkamekanismit sekä omaa hyötyään yli ajan maksimoiva edustava kuluttaja, jolle ricardolainen ekvivalenssi on voimassa. Sørensenin ja Whitta-Jacobsenin (2010) mukaan ricardolainen ekvivalenssi tarkoittaa sitä, että vero- tai velkarahoitteisella julkisten menojen lisäyksellä ei ole vaikutusta yksityiseen kulutukseen. Rationaaliset kuluttajat tiedostavat valtion intertemporaalisen budjettirajoitteen ja ymmärtävät, että nykyhetken verojen alentaminen vastaa tulevaisuudessa maksettavia diskontattuja veroja. Lisäksi, mallissa on täydellisesti kilpaillut työ- ja hyödykemarkkinat, eikä finanssipolitiikan vaikutukset tapahdu keynesiläisen kysyntävaikutuksen, vaan varallisuus- ja substituutiovaikutusten sekä verovääristymien kautta.

Baxter ja King (1993) osoittavat, että finanssipolitiikan kerroin on merkittävästi negatiivinen, kun julkisten menojen lisäys on väliaikainen ja se rahoitetaan nostamalla samanaikaisesti vääristäviä veroja budjettitasapainon saavuttamiseksi. Finanssipolitiikan kerroin nousee, mutta jää alle ykkösen, kun julkisten menojen väliaikainen lisäys rahoitetaankin tulevaisuudessa maksettavilla könttäsommaveroilla. Pysyvällä julkisten menojen lisäyksellä on suurempi kerroin, koska negatiivinen varallisuusvaikutus lisää työn tarjontaa, mikä johtaa pääoman rajatuottavuuden kasvuun. Tämä puolestaan johtaa investointien lisääntymiseen pitkällä aikavälillä. Kaikissa tapauksissa yksityinen kulutus vähenee, mutta joissain tapauksissa investointien nousu pystyy kompensoimaan kulutuksen laskun, minkä takia kerroinvaikutus on positiivinen. Tavanomaisessa RBC-mallissa ei ole siis itsestään selvää se, onko julkisten menojen kerroinvaikutukset positiivisia vai negatiivisia.

Fatas ja Mihov (2001) laajentavat edellistä RBC-mallia yhdellä merkittäväällä muutoksella: he sallivat julkisten menojen lisäyksen velkarahoituksella. Baxter ja King (1993) eivät sallineet budjetin alijäämäisyyttä, vaan mallinsivat velkarahoitusta tulevaisuudessa

maksettavien könttäsummaverojen avulla. Budjettialijäämän salliminen johtaa siihen, että ricardolainen ekvivalenssi ei ole voimassa. Lisäksi, he mallintavat kerroinvaikutuksia sekä joustamattomalla että täysin joustavalla työn tarjonnalla. Mitä joustavampi työn tarjonta, sitä suurempia ovat muutokset tarjonnassa.

Fatas ja Mihov (2001) argumentoivat, että vääristävillä veroilla rahoitetun menolisäyksen kerroinvaikutus on aina negatiivinen. Könttäsummaveroilla ja velkarahalla rahoitettujen menolisäysten dynamiikka on samankaltainen: suurella työn tarjontajoustolla positiivinen kerroinvaikutus on mahdollinen. Negatiivisen varallisuusvaikutuksen myötä kotitaloudet lisäävät tarjontaa paljon, kun tarjontajousto on korkea. Tarjonnan lisääntyminen johtaa tuotannon ja pääoman rajatuottavuuden kasvuun. Pääoman rajatuottavuuden nousu luo kannustimia lisätä investointeja. Kaikissa simuloinneissa yksityinen kulutus vähenee. Korkealla tarjontajoustolla investointien määrä kasvaa, kun rahoitustapana on könttäsummaverot tai velkarahoitus. Näissä tapauksissa kerroinvaikutus on positiivinen, koska investointien kasvu kompensoi kulutuksen laskun aivan kuten edellisessä simuloinnissa.

Näissä reaalisien suhdannevaihteluiden (RBC) malleissa talouden toimintaa määrittävät tarjontatekijät sekä lyhyellä että pitkällä aikavälillä. Tämän kaltaisissa uusklassisissa malleissa kerroinvaikutukset ovat yleensä välillä $0 < k < 1$, missä k on finanssipolitiikan kerroin. Kerroinvaikutukset riippuvat suurelta osin mallissa käytetyistä joustoista esimerkiksi kulutuksen ja vapaa-ajan suhteen (Woodford, 2011).

Uuskeynesiläinen mallikehikko. Christianon, Eichenbaumin ja Trabandt (2018) mukaan minkä tahansa tärkeän makrotaloudellisen toimenpiteen lopputulema muodostuu talouden erilaisten voimien nettovaikutuksesta. Heidän mukaansa keskeiseksi haasteeksi muodostuu arvioida sitä, mitkä voimat ovat suhteellisesti tärkeämpi lopputuleman kannalta ja mitkä eivät. Dynaamiset stokastiset yleisen tasapainon (DSGE) mallit ovat makrotaloudellisessa analyysissä tärkeimmät työkalut tällaisten arviontien tekemiseen avoimella ja läpinäkyvällä tavalla.

Dynaaminen stokastinen yleisen tasapainon (DSGE) malli voidaan määritellä seuraavasti: *dynaamisuus* viittaa kotitalouksien ja yritysten eteenpäin katsovan käyttäytymisen mallintamiseen, *stokastisuus* viittaa taloudellisten shokkien huomioimiseen, *yleinen* viittaa koko talouden huomioimiseen sekä *tasapaino* tarkoittaa kotitalouksien ja yritysten ulkoisten rajoitteiden ja päämäärien huomioimista (Kocherlakota 2010, 9-10).

Uuskeynesiläiset dynaamiset stokastiset yleisen tasapainon (DSGE) mallit laajentavat perinteisiä uusklassisia RBC-malleja. Uuskeynesiläiset DSGE-mallit pyrkivät mallintamaan taloudessa vallitsevaa epätäydellistä kilpailua sekä erilaisia hinta- ja palkkajäykkyyksiä monopolistisen kilpailun ja Calvo-hinnoittelun⁷ avulla. Näiden ominaispiirteiden huomioon ottamisella DSGE-mallit pyrkivät vastaamaan perinteiseen keynesiläiseen yleisen tasapainon mallien saamaan kritiikkiin, jonka mukaan yleisen tasapainon vallitessa tahaton työttömyys olisi mahdotonta. (Kiema, 2016.)

Lyhyellä aikavälillä DSGE-mallien keynesiläiset ominaispiirteet mahdollistavat tuotantokuilun syntymisen sekä finanssipolitiikan kysyntävaikutukset, vaikka ricardolainen ekvivalenssi on voimassa. Finanssipolitiikan kerroinvaikutus on suurelta osin riippuvainen reaalisen korkotason muutoksista. Tavanomaisessa uuskeynesiläisessä DSGE-mallissa rahapolitiikkaa voidaan mallintaa esimerkiksi Taylorin säännön avulla. Kun keskuspankin oletetaan toimivan Taylorin säännön mukaan, johtaa julkisten menojen lisääminen osittaiseen investointien ja kulutuksen syrjäytymisvaikutukseen. Näissä malleissa finanssipolitiikan kerroin on yleensä $0 < k < 1$. (Gechert 2015, 556.)

Yksityisen kulutuksen reagointi. Yksityinen kulutus on merkittävin kokonaiskysynnän osa. Suomessa bruttokansantuotteesta noin 52 prosenttia muodostuu yksityisestä kulutuksesta ja se vaihtelee keskimäärin yhtä paljon kuin bruttokansantuote; noin kahden keskihajonnan verran (Sørensen ja Whitta-Jacobsen, 2010). Keynesiläisen talousteorian

⁷ Calvo-hinnoittelulla tarkoitetaan oletusta, jonka mukaan talouden toimijat eivät voi muuttaa asettamia hintojaan kaikilla periodeilla ja hintaa asettaessa he eivät tiedä koska hintaa on seuraavan kerran mahdollista muuttaa (Kiema, 2016).

mukaan julkisten menojen lisäys kasvattaa yksityistä kulutusta, kun taas uusklassinen teoria ennustaa yksityisen kulutuksen laskevan. (Blanchard ja Perotti 2002, 1360-1361.)

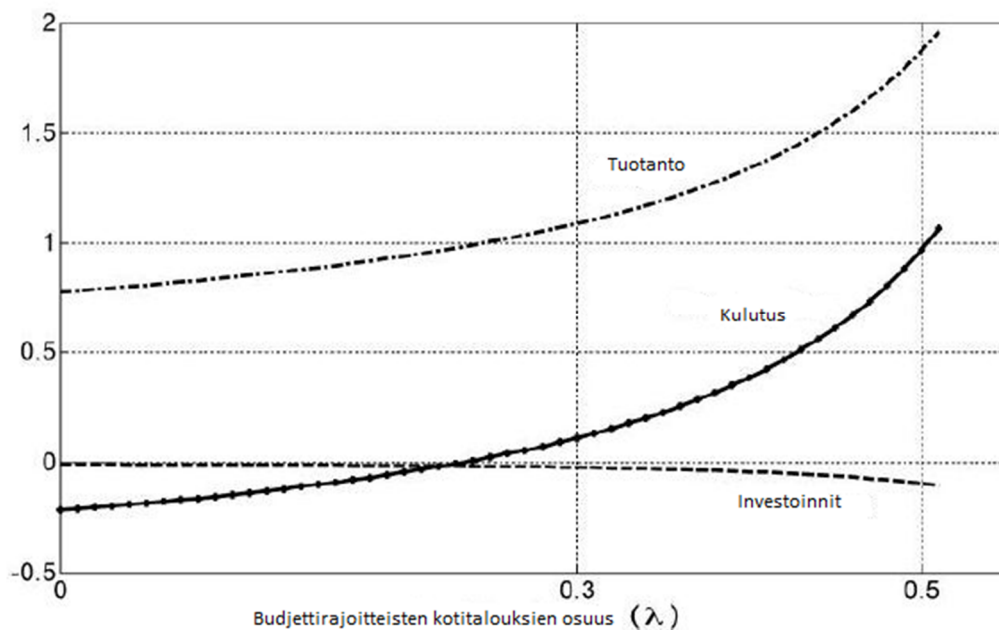
Teoreettisten mallien erisuuruiset estimaatit finanssipoliittiselle kertoimelle johtuvat osaltaan siitä, miten yksityinen kulutus reagoi julkisten menojen lisääntymiseen. Yleisesti ottaen empiiriset tutkimustulokset eivät ole mitenkään yksiselitteisiä yksityisen kulutuksen reagoinnin suuruusluokasta. Osa tutkimuksista on saanut tilastollisesti suuriakin positiivisia vaikutuksia, kun taas toiset päätyvät hyvin pieniin yksityisen kulutuksen muutoksiin. Tutkimustulokset eivät kuitenkaan anna mitään viitteitä siitä, että yksityinen kulutus laskisi merkittävästi julkisia menoja lisättäessä, mikä tässä suhteessa tukee keynesiläistä talousteoriaa. (Galí, López-Salido ja Vallés, 2007.)

Teoreettisessa mallikehikossa finanssipoliitiikan kerroinvaikutusten kannalta on hyvin merkitsevää se, millä tavalla kuluttajien käyttäytyminen mallinnetaan. Uusklassisessa RBC-mallissa ricardolaisen ekvivalenssin seuraus on se, että julkisten menojen lisääminen ei stimuloi taloutta edes lyhyellä aikavälillä, koska kotitaloudet mieltävät julkisten menojen lisäämisen tarkoittavan vain korkeampia veroja tulevaisuudessa. Toisin sanoen kotitalouksien nettovarallisuus ei lisäännä julkisten menojen lisäyksen seurauksena. Ricardolaiset kotitaloudet ovat eteenpäin katsovia ja ymmärtävät valtion intertemporaalisen budjettirajoitteen eivätkä tästä syystä lisää tämän hetken kulutustaan. Tavanomaisessa RBC-mallissa julkisten menojen lisäys alentaa tämänhetkisten tulojen nettonykyarvoa, mikä johtaa negatiiviseen varallisuusvaikutukseen, joka puolestaan aiheuttaa yksityisen kulutuksen vähentymisen. (Ramey, 2011a.)

Fatas ja Mihov (2001) kritisoivat uusklassisia RBC-malleja siitä, että ne eivät tue empiirisiä tutkimustuloksia. He rakentavat tavanomaisen RBC-mallin ja vertaavat tuloksia rekursiivisella VAR-mallilla saatuihin tuloksiin. Kaikilla RBC-mallin estimoinneilla tuloksena oli kulutuksen vähentyminen. Tämä on ristiriidassa VAR-mallilla saatujen tulosten kanssa, joissa kulutus nousee kaikkien kulutuksen eri komponenttien osalta. Lisäksi,

työllisyyden ja kulutuksen välillä on empiirisesti havaittu vallitsevan positiivinen korrelaatio, mutta RBC-mallilla työllisyys liikkuu eri suuntaan kulutuksen kanssa.

Empiiristen havaintojen ja teoreettisten mallien selkeä ristiriita yksityisen kulutuksen vaikutussuunnasta julkisten menolisäysten tapauksessa on herättänyt keskustelua siitä, kuinka realistisia RBC-mallit todellisuudessa ovat. Mankiw (2000) on ottanut kantaa tähän ja vaatinut systemaattista muutosta siihen, kuinka kotitalouksien käyttäytymistä makromalleissa mallinnetaan. Hänen mielestään ricardolaiset kotitaloudet eivät yksinään pysty mallintamaan kaikkien kotitalouksien todellista käyttäytymistä tarpeeksi hyvin. Hän argumentoi, että kulutuksen tasaaminen yli ajan ei ole täydellistä eikä suurella osalla ihmisistä ole lainkaan varallisuutta, jota he voisivat käyttää intertemporaaliseen kulutuksen tasaamiseen.



KUVIO 2. Likviditeettirajoitteisten kotitalouksien osuuden vaikutus tuotantoon, kulutukseen ja investointeihin (Galí ym., 2007).

Galí ym. (2007) estimoivat uuskeynesiläisen DSGE-mallin, johon he lisäävät ricardolaisten kotitalouksien rinnalle likviditeettirajoitteisia kotitalouksia. Likviditeettirajoitteiset kotitaloudet eivät lainaa tai säästä, vaan ne kuluttavat kaikki nykyhetken tulonsa. Kuvio 2 havainnollistaa sitä, kuinka likviditeettirajoitteisten kotitalouksien suhteellisen osuuden

lisääminen nostaa finanssipolitiikan kerroinvaikutuksia epätäydellisten työmarkkinoiden tapauksessa jopa kakkosen suuruiseksi. Huomion arvoista on myös se, että yksityinen kulutus reagoi positiivisesti, kun likviditeettirajoitteisten kotitalouksien suhteellinen osuus on suurempi kuin neljäsosa. Galí ym. mukaan tutkimustulos tarjoaa ratkaisun empiiristen tutkimusten ja DSGE-mallien perustulosten väliseen ristiriitaan yksityisen kulutuksen reagoinnista julkisiin menolisäyksiin. Likviditeettirajoitteisten kotitalouksien lisääminen empiirisesti uskottavilla parametreilla ($\lambda=0,25$) johtaa julkisten menojen ja kulutuksen positiiviseen korrelaatioon. Tätä johtopäätöstä tukee myös laajat aikasarjaekonometriset ja mikrotaloustieteelliset tutkimukset. Ramey (2011a) kritisoi sitä, että Galí ym. tekemät oletukset käytännössä muuttavat mallin takaisin perinteiseksi keynesiläiseksi malliksi, joilla saadaan usein epätavanomaisen suuria finanssipolitiikan kertoimia.

Linnemann (2006) argumentoi, että myös uusklassisessa RBC-mallissa yksityisen kulutuksen ja työllisyyden kasvu on mahdollinen julkisia menoja lisättäessä. Kun hyötyfunktioa muokataan sellaiseksi, jossa yksityinen kulutus ja työllisyys ovat komplementteja, saadaan aikaan molempien muuttujien kasvu. Kirjallisuuden valossa näyttää siltä, että julkisten menojen lisäys johtaa yksityisen kulutuksen kasvuun, mallista riippumatta.

Nollakorko-ongelma. Christianon ym. (2011) mukaan tavanomaisilla uuskeynesiläisillä DSGE-malleilla finanssipolitiikan kertoimet vaihtelevat ykkösen molemmin puolin. Nykyisen teoreettisen kirjallisuuden perusteella näyttää olevan hankala argumentoida, että finanssipolitiikan kerroin olisi huomattavasti ykköstä suurempi. He kuitenkin huomauttavat, että finanssipolitiikan kerroin voi olla huomattavasti suurempi kuin yksi silloin, kun keskuspankkia sitoo nollakorkorajoite nimellisessä korkotasossa. Ramey (2011a) mukaan nollakorkorajoite on ainoa tilanne, jossa finanssipolitiikan kerroin voi olla ykköstä suurempi, kun oletetaan kuluttajien käyttäytyvän optimaalisesti.

Talouden normaaleissa olosuhteissa uuskeynesiläisillä DSGE-malleilla julkiset menolisäykset nostavat tuotantoa ja kiihdyttävät inflaatiota. Inflaation kiihtyminen saa aikaan reaalisen korkotason nousun, kun rahapolitiikkaa harjoitetaan Taylorin säännön perusteella, jossa

keskuspankki reagoi tavoitteesta poikkeavaan inflaatioon nostamalla nimelliskorkoja. Nimelliskorkojen nosto johtaa reaalisen korkotason nousuun. Korkeampi reaalinen korkotaso vähentää investointien ja kulutuksen kysyntää. Tämän syrjäytymisvaikutuksen takia finanssipolitiikan kerroin on pääasiassa alle ykkösen. Nollakorko-ongelman tapauksessa julkisten menojen lisäys ei johdakaan reaalisen korkotason nousuun, koska nimellinen korkotaso on nollassa. Nyt inflaation kiihtyminen johtaa reaalisen korkotason laskuun, mikä kasvattaa investointeja ja kulutusta. (Christiano ym., 2018.)

Myös Taylor (2000) näkee, että finanssipolitiikka voi osoittautua tehokkaaksi suhdannepoliittiseksi työkaluksi nollakorko-ongelman tapauksessa. Kun nimellinen korkotaso iskeytyy nollarajalle, johtaa tämä siihen, että pienikin inflaation hidastuminen tarkoittaa reaalisen korkotason nousua. Reaalisen korkotason nousu taas vähentää kysyntää ja lisää entisestään paineita inflaation suuremmalle hidastumiselle. Tässä tapauksessa hän pitää finanssipolitiikka turvallisena suhdannepoliittisena työkaluna.

Christianon ym. (2011) mukaan keskuspankki ei voi nollakorkorajoitteen sitoessa alentaa reaalista korkotasoa, mutta inflaation kautta reaalista korkotasoa on mahdollista alentaa. Inflaatio-odotukset nousevat, kun valtio käyttää ekspansiivista finanssipolitiikkaa ja lisää julkisia menoja. Korkeammat inflaatio-odotukset laskevat reaalista korkotasoa, mikä puolestaan lisää yksityistä kulutusta. Yksityisen kulutuksen lisääntyminen taas nostaa kokonaistuotantoa. Lisäksi, julkisten menojen lisääminen katkaisee nollakorko-ongelmaan liittyvän deflaatiokierteen, joka saattaa sisältää talouden kannalta hyvinkin suuria odottamattomia riskejä. Heidän mukaansa tämän kaltainen tilanne johtaa ykköstä reilusti suurempaan finanssipolitiikan kertoimeen.

Coenen ym. (2012) argumentoivat, että empiirisillä malleilla on selkeitä rajoitteita, joihin teoreettisilla malleilla voidaan vastata. Heidän mukaan empiiriset mallit eivät sovellu politiikka-analyysiin silloin, kun raha- ja finanssipolitiikka on hyvin epätavanomaista. Tämä näkökulma on erityisen olennainen finanssi- ja eurokriisin kohdalla, joissa keskuspankit ovat laskeneet nimelliset korot historiallisen matalalle tasolle. Tässä suhteessa teoreettiset mallit

voivat tarjota tärkeää informaatiota nykyisten kriisien paremmalle ymmärtämiselle, koska ne eivät empiiristen mallien tapaan hyödynnä pelkästään historiaan perustuvaa informaatioita.

Uuskeynesiläiset DSGE-mallit eivät siis ole lähtökohtaisesti ensimmäisen sukupolven keynesiläisiä malleja, joissa kerroinvaikutukset ovat suuria. Pikemminkin uuskeynesiläisten mallien tulokset ovat perustapauksissa laadullisesti samankaltaisia kuin reaalisten suhdannevaihteluiden malleissa, mikäli oletetaan vain nimellisiä jäykkyyksiä. Esimerkiksi uusklassisissa malleissa on haastavaa saada yksityinen kulutus reagoimaan positiivisesti julkisten menojen lisäykseen negatiivisen varallisuusvaikutuksen takia. Jotta yksityinen kulutus saadaan kasvamaan julkisten menojen lisäyksen seurauksena, kuten empiirisissä tutkimuksissa usein havaitaan, tuleekin uuskeynesiläisiin malleihin tuoda lisäoletuksia esimerkiksi tapainmuodostuksen (habit formation) tai likviditeettirajoitteisten kuluttajien muodossa. (Kuismanen, 2012.)

Pohjimmiltaan teoreettisten mallien pohjalta estimoidut finanssipoliittiset kerroinvaikutukset ovat riippuvaisia siitä mekanismista, kuinka julkisten menojen lisääminen nostaa tehtyjen työtuntien määrää ja miten tehokkaasti nämä lisääntyneet työtunnit välittyvät talouteen nostamaan taloudellista toimeliaisuutta ja sitä kautta kokonaistuotannon määrää (Ramey 2011a, 674).

2.2.4 Empiiristen mallien johtopäätöksiä

Empiiristen mallien viitekehys. Empiirisillä malleilla on kaikista luontevinta tutkia finanssipolitiikan kertoimen suuruutta, koska näiden mallien avulla voidaan hyödyntää aggregaattiaineistoa (Ramey, 2011a). Erityisesti VAR-malleista on tullut merkittävin ekonometrinen työkalu, niin raha- kuin finanssipolitiikan vaikutusten arvioinnissa. Ekspanstiivisen finanssipolitiikan osalta ekonometristen työkalujen kehittyminen ei kuitenkaan ole johtanut yhteisymmärrykseen edes tärkeimpien makrotaloudellisten

muuttujien, kuten yksityisen kulutuksen, reaali-palkan ja työllisyyden, vaikutussuunnasta. (Caldara ja Kamps, 2008.)

Tavallisessa VAR-mallissa standardimuodossa muuttujia selitetään niiden omilla viivästetyillä arvoilla. Yksinkertaisimmassa finanssipolitiikan VAR-mallissa muuttujina ovat julkiset menot, verotulot ja tuotanto. VAR-mallissa ei ole erikseen määritelty sitä mekanismia, minkä kautta muutokset talouspolitiikassa (esimerkiksi julkisissa menoissa) vaikuttavat tuotantoon. Tästä syystä VAR-mallissa ei ole mahdollista erotella tarkemmin muuttujien vuorovaikutussuhteita: ei voida eritellä sitä, mikä on talouspolitiikan muutoksen vaikutus tuotantoon siitä, mikä on tuotannon muutoksen vaikutus talouspolitiikkaan. Rakenteellinen VAR-malli (SVAR-malli) tarjoaa tähän viitekehyksen rekursiivisen oletusten muodossa. Oletukset koskevat sitä järjestystä missä shokit talouspolitiikkaan ja tuotantoon esiintyvät. Ydinkysymys empiirisessä lähestymistavassa on se, kuinka aidot politiikkamuutokset *identifioidaan* VAR-malliin asetettujen rajoitteiden avulla. (Auerbach, 2012.)

VAR-lähestymistapaa on kritisoitu siitä, että se ei pohjaa riittävästi rajoitteiden asettamisessa taloustieteellisen teoriaan. Esimerkiksi Choleskyn hajotelma pitää sisällään hyvin vahvat oletukset siitä, mikä on rakenteellisten shokkien taustalla oleva rakenne (Enders 2014, 294). Choleskyn hajotelma onkin sattumanvarainen ja heikko lähestymistapa, ellei ole vahvoja perusteluja rekursiivisen rakenteen asettamiselle (Lutkepohl 2005, 358).

Endersin (2014, 314) mukaan rakenteellisessa VAR-mallissa on nimenomaan tarkoitus käyttää hyväksi talusteoriaa ja näin ollen välttää Choleskyn hajotelman kaltaiset sattumanvaraiset rajoitteet. Rajoitteiden asettamisella talusteorian avulla muodostamme selkeän ja perustellun yhteyden standardimuodon ja rakenteellisten shokkien välille. Standardimuodon VAR-mallin tarkoitus on vain tiivistää aineiston sisältämän informaation, minkä jälkeen rakenteellisen VAR-mallin päämäärä on aineistosta tehtävien tulkintojen muodostaminen (Fry ja Pagan, 2011). Rakenteellisen VAR-mallin vetovoima tulee esiin siinä, että malli kontrolloi finanssipolitiikan muuttujien endogeeniset liikkeet asettamalla

vain minimaaliset rajoitukset VAR-mallin rakenteeseen, toisin kuin teoreettisten mallien kohdalla (Caldara ja Kamps, 2012). Näitä VAR-malliin asetettavia rajoituksia kutsutaan identifiointimenetelmiksi.

Finanssipolitiikan tutkimuskirjallisuudessa on kehitetty lukuisia identifiointimenetelmiä aitojen politiikkamuutosten identifioimiseksi. Rakenteellisessa VAR-mallissa joudutaan ottamaan kantaa siihen, minkälaisia rajoitteita rakenteelliseen malliin asetetaan. Yleensä rajoitteiden asettaminen tapahtuu parametrirajoitteiden avulla (Fry ja Pagan, 2011). Mallin rakenne määrittää muuttujien väliset dynaamiset riippuvuussuhteet. Käytännössä tämä tarkoittaa kysymystä siitä, millä muuttujilla on samanaikainen vaikutus toisiin muuttujiin ja missä järjestyksessä nämä muuttujat malliin asetetaan.

Identifiointimenetelmät. VAR-malleille on olemassa kaksi pääasiallista identifiointistrategiaa finanssipolitiikan tutkimuskirjallisuudessa. Ensimmäinen strategia perustuu johtopäätökseen, jossa finanssipolitiikan shokit nähdään taloustilanteesta riippumattomina eksogeenisinä shokkeina. Tätä strategiaa finanssipolitiikan shokkien identifioimiseksi käyttää Ramey ja Shapiro (1998) sekä Ramey (2011b). Toinen identifiointistrategia hyödyntää rakenteellista VAR-mallia. Tässä strategiassa finanssipolitiikan eksogeeniset shokit identifioidaan erilaisten VAR-malliin asetettujen rajoitteiden avulla. Tätä strategiaa hyödyntävät Fatas ja Mihov (2001), Blanchard ja Perotti (2002) ja Mountford ja Uhlig (2009).

Mountfordin ja Uhligin (2009) käyttämässä identifiointimenetelmässä VAR-mallin identifioituvuus varmistetaan impulssivasteiden etumerkkirajoitteilla, kun taas muissa identifiointimenetelmissä parametrirajoitteilla. Rakenteellisen VAR-mallin identifiointi etumerkkirajoitteiden avulla on järkevää etenkin silloin, kun mallin muuttujat määräytyvät samanaikaisesti, jolloin mitkään parametrirajoitteet eivät ole perusteltavissa. Kuitenkin monissa tapauksissa parametrirajoitteiden asettaminen on perusteltua esimerkiksi institutionaalista informaatioita hyväksi käyttäen. Tällöin parametrirajoitteiden asettaminen on parempi tapa identifioida rakenteellinen malli. (Fry & Pagan, 2011.)

Ramey ja Shapiro (1998) ovat kehittäneet identifiointimenetelmän, jossa hyödynnetään epätavanomaisen suurta puolustusmenojen kasvua eri ajanjaksoilla (*War Episodes* -menetelmä). He argumentoivat, että nämä suuret puolustusmenojen lisäykset sota-aikana ovat taloustilanteesta riippumattomia, jolloin niitä voidaan kohdella eksogeenisinä shokkeina. Hall (2009) argumentoi, että toisen maailmasodan aikaiset finanssipolitiikan kerroinestimaatit eivät ole luotettavia, koska talouden rakenne ei vastaa nykypäivän modernia kapitalistista talousjärjestelmää. Tämän lisäksi hän huomauttaa, että muutokset puolustusmenoissa Vietnamin sodan, Reaganin vuosien tai Irakin sodan aikana eivät ole tarpeeksi suuria shokkeja, jotta niiden pohjalta pystyttäisiin johtamaan luotettavia kerroinestimaatteja.

Ramey (2011b) pyrkii vastaamaan edellä mainittuun kritiikkiin. Hän hyödyntää Romerin ja Romerin (2010) tutkimusta, jossa he käyttävät lainsäädännöllisiä asiakirjoja veropolitiikan muutoksia kuvaavan ennustemuuttujan luomiseen. Ramey (2011b) muodostaa uutislähteiden perustella oman finanssipolitiikan muutoksia kuvaavan ennustemuuttujan (*narratiivimenetelmä*). Hän saa kertoimeksi $0,6 < k < 0,8$ kun toisen maailmansodan ajanjakso jätetään pois aikasarjasta. Kun kyseinen ajanjakso pidetään mukana, on kerroin lähellä ykköstä.

Tällä ennustemuuttujalla on kuitenkin hyvin alhainen ennustuskyky, kun toisen maailmansodan ja Korean sodan ajanjaksot jätetään huomioimatta. Tästä syystä Ramey (2011b) hyödyntää myös *Survey of Professional Forecasters* -kyselytutkimusta muodostaakseen paremman ennustemuuttujan. Tämän ennustemuuttujan käyttö antaa viitteitä siitä, että julkisten menojen väliaikainen lisäys johtaa tuotannon, kulutuksen ja investointien laskuun. Myös Auerbach ja Gorodnichenko (2012) estimoivat lineaarisessa VAR-mallissaan noin ykkösen suuruisen finanssipolitiikan kerroinvaikutuksen nimenomaan puolustusmenojen lisäämiselle.

Toinen identifiointistrategia perustuu vahvasti Simsin (1980) ajatuksiin mallintaa makrotaloudellisten muuttujien vuorovaikutussuhteita rakenteellisen VAR-mallin avulla.

VAR-mallin palauttamiseksi rakennemuotoon pitää siihen asettaa rajoitteita mallin identifioitavuuden takaamiseksi. Ajatus mielivaltaisten rajoitteiden asettamisesta VAR-malliin ei tunnu sopivan Simsin (1980) alkuperäisten ideoiden kanssa yhteen. Valitettavasti ei ole olemassa mitään vakuuttavaa tapaa kiertää rajoitteiden asettamista, jos halutaan varmistaa rakenteellisen VAR-mallin identifioitavuus (Enders 2014, 298).

Haasteellisin tehtävä rajoitteiden asettamisessa on niiden valinta. Talousteoria voi antaa joitakin suuntaviivoja niiden asettamiselle, mutta monessa tapauksessa talousteoria ei tarjoa valmiita ratkaisuja tähän ongelmaan. Yksinkertaisin tapa identifioida rakenteellinen VAR-malli on *rekursiivinen* menetelmä, jossa muuttujat asetetaan malliin niiden eksogeenisuuden suhteen. VAR-mallin identifiointi voidaan toteuttaa Choleskyn hajotelman avulla, jossa residuaalit hajotetaan kolmionmuotoiseen tyyliin (Enders 2014, 294). Käytännössä tämä tarkoittaa sitä, että ensimmäiseksi asetetaan se muuttuja, jolle muilla mallissa olevilla muuttujilla ei ole samanaikaista vaikutusta.

Kolmen muuttujan yksinkertaisessa rekursiivisessa VAR-mallissa muuttujat voidaan asettaa esimerkiksi niin, että ensimmäisenä muuttujana on julkiset menot, toisena muuttujana verot ja kolmantena muuttujana tuotanto. Tässä tapauksessa veroilla ja tuotannolla ei ole samanaikaista vaikutusta ensimmäiseksi asetettuun muuttujaan eli julkisiin menoihin. Julkiset menot siis reagoivat vain muiden muuttujien viivästettyjen arvojen kautta, eivät samanaikaisesti. Tuotannolla ei ole myöskään samanaikaista vaikutusta toiseksi asetettuun muuttujaan eli veroihin, mutta julkisilla menoilla on samanaikainen vaikutus veroihin. Toisin sanoen verot reagoivat samanaikaisesti julkisten menojen muutoksiin. Viimeiseksi asetetun muuttujan kohdalla muilla muuttujilla (julkiset menot ja verot) on samanaikainen vaikutus tuotantoon.

Fatas ja Mihov (2001) käyttävät *rekursiivista* VAR-mallia finanssipolitiikan kerroinvaikutusten estimoinnissa. He hyödyntävät suodattamatonta neljännesvuosiaineistoa ja käyttävät rakenteellisen VAR-mallin estimoinnissa muuttujina julkisia menoja, veroja, BKT:tä, kuluttajahintaindeksiä ja valtion kolmen kuukauden joukkovelkakirjalainan korkoa.

Estimoinnin tuloksena saadaan yli ykkösen suuruinen julkisten menojen kerroin. Tämän jälkeen he laajentavat perusmalliaan tutkiakseen tarkemmin, kuinka BKT:n eri komponentit reagoivat julkisten menojen lisäykseen. He tekevät johtopäätöksen, että erityisesti yksityisen kulutuksen vahva positiivinen reagointi selittää suuren osan BKT:n yli ykkösen suuruudesta kerroinvaikutuksesta. Investoinnit eivät reagoi voimakkaasti julkisten menojen lisäykseen.

Rekursiivinen menetelmä on yksinkertainen tapa identifioida rakenteellinen VAR-malli. Tämän lähestymistavan suurin heikkous on taloustieteellisen teorian puute rajoitteiden asettamisessa. *Rekursiivinen* menetelmä tekee vahvan oletuksen mallin taustalla vaikuttavaan rakenteeseen, koska osalla muuttujista on samanaikaisia vaikutuksia toisiin muuttujiin ja osalla ei ole. Koska VAR-malliin asetetut rajoitteet vaikuttavat siihen sisällytettyjen muuttujien käyttäytymiseen merkittävästi, tulisi niiden perustua taloustieteellisiin lähtökohtiin. Rakenteellisen VAR-mallin päämäärä on nimenomaan palauttaa rakenteelliset häiriöt käyttämällä hyväksi standardimallista estimoituja residuaaleja. (Enders 2014, 314.)

Blanchard ja Perotti (2002) perustavat oman identifiointimenetelmänsä *rekursiivisen* lähestymistavan ulkopuolelle. He ottavat estimoinnissa huomioon mallin ulkopuolelta johdetut väliset vuorovaikutussuhteet. Identifiointimenetelmän keskeinen oletus on se, että valtio ei pysty reagoimaan havaittuihin BKT:n muutoksiin vuosineljänneksen sisällä, mikä johtuu poliittisen ja lainsäädännöllisen prosessin jäykkyydestä. Muiden muuttujien välisten vuorovaikutussuhteiden arvioinnissa he käyttävät vero- ja tulonsiirtojärjestelmistä kerättyä institutionaalista informaatiota. Tätä informaatiota hyödyntäen he estimoivat julkisille menoille ja veroille joustot taloudellisen aktiviteetin suhteen. Julkisten menojen jousto taloudellisen aktiviteetin suhteen kuvastaa automaattisten vakauttajien vaikutusta. Blanchard ja Perotti saavat tutkimustuloksena noin ykkösen suuruisen julkisten menojen kertoimen. Heidän tutkimustulos on siis linjassa yleisen näkemyksen kanssa siitä, että julkisten menojen lisäys nostaa BKT:tä. Tämän lisäksi kaksikko argumentoi menojen

lisäyksen johtavan yksityisen kulutuksen kasvuun, mutta yksityisten investointien laskuun syrjäytymisvaikutuksen takia.

Blanchard&Perotti -menetelmässä ei *rekursiivisen* lähestymistavan tapaan aseteta pelkästään nollarajoitteita parametreille identifioitavuuden saavuttamiseksi, vaan tämän lisäksi hyödynnetään mallin ulkopuolella estimoituja parametrejä. Finanssipoliittisessa tutkimuskirjallisuudessa tämä menetelmä on saavuttanut hyvin suuren suosion tutkijoiden keskuudessa: yli puolet VAR-malleilla ja neljäsosa kaikista tutkimuksista on toteutettu kyseisellä identifiointimenetelmällä (Gechert, 2015).

Perotti (2005) laajentaa edellä käsiteltyä menetelmää ottamalla huomioon myös rahapolitiikan ja inflaation vaikutukset. Hän estimoi OECD-maiden aineistoa hyödyntäen finanssipoliitiikan kertoimen eikä löydä tukea ykköstä suuremmalle kertoimelle. Julkisten menojen lisäyksen vaikutus BKT:hen ja muihin sen komponentteihin on pieni. Giordano, Momigliano, Neri ja Perotti (2007) käyttävät myös samaa identifiointimenetelmää, kun he tutkivat rakenteellisen VAR-mallin avulla finanssipoliitiikan vaikutuksia Italian aineistolla. Heidän mukaansa yhden prosentin julkisten menojen lisäys johtaa kolme vuosineljänneksen jälkeen BKT:n 0,6 prosentin suuruiseen kasvuun. Julkisten menojen lisäyksellä on siis merkittävä vaikutus taloudelliseen aktiviteettiin. Kahden vuoden jälkeen kumulatiivinen kerroinvaikutus on 2,4.

Myös Suomen aineistolla on tehty muutamia finanssipoliitiikan kerroinvaikutuksiin liittyviä tutkimuksia. Lehmus (2014) käyttää rakenteellista VAR-mallia *Blanchard&Perotti* -menetelmää identifioidakseen rakenteelliset shokit ja johtaakseen näistä impulssivastefunktiot kolmelle mallissa olevalle muuttujalle. VAR-malliin sisällytetään julkiset menot, verot ja bruttokansantuote. Lehmus saa kerroinestimaatiksi yli yksi viiden vuosineljänneksen jälkeen, mutta vaikutus vaimenee tähän jälkeen nopeasti ja kolme vuoden jälkeen kerroinestimaatti putoaa alle ykkösen. Lisäksi, VAR-mallin kerroinestimaatit ovat herkkiä tarkastelujakson valinnan suhteen. Investointien sisällyttäminen malliin näyttää nostavat finanssipoliitiikan kerroinvaikutuksia. Lehmus (2014) ei ota huomioon mahdollisia

talouden agenttien ennakointivaikutuksia, joihin uudemmassa kirjallisuudessa on kiinnitetty paljon huomiota.

Virkola (2014) puolestaan vertailee kahta pientä avotaloutta, Suomea ja Ruotsia, keskenään tutkiakseen eri valuuttakurssiregiimien vaikutuksia finanssipolitiikan tehokkuuteen. Hän rakentaa tutkimuksensa rakenteellisen VAR-mallin varaan ja rakenteellisten shokkien identifiointi tapahtuu *Blanchard&Perotti* -menetelmällä. Virkola (2014) ottaa taloudellisten toimijoiden ennakointivaikutukset huomioon, joilla näyttää olevan merkitystä rakenteellisten shokkien identifioimisen kannalta. Hänen mukaansa odottamattomilla finanssipolitiikan shokeilla on suurempi finanssipolitiikan kerroinvaikutus, mikä osoittaa taloudellisten toimijoiden reagoivan finanssipolitiikan shokkeihin ennen niiden todellista toimeenpanoa.

Perusasetelman VAR-malli ilman ennakointivaikutusten huomioon ottamista antaa pienen tai negatiivisen finanssipolitiikan kerroinvaikutuksen. Kun toimijoiden ennakointivaikutukset otetaan huomioon, kerroinvaikutus kasvaa yli ykkösen suuruiseksi positiiviseksi kertoimeksi. Virkolan (2014) tutkimus osoittaa sen, kuinka tärkeä rooli ennakointivaikutusten mallintamisella on finanssipolitiikan todellisiin taloudellisiin vaikutuksiin.

Kirjallisuudessa paljon käytettyä *Blanchard&Perotti* -menetelmää on kritisoitu siitä, että se ei ota tarpeeksi hyvin huomioon ennakointivaikutuksia. Viimeaikainen kirjallisuus on kyseenalaistanut sen, edustavatko rakenteellisen VAR-mallin innovaatiot todella finanssipolitiikan odottamattomia shokkeja. Toinen esiin nostettu ongelma on se, että identifiointimenetelmä ei aseta finanssipolitiikan kerroinvaikutuksia millään tavalla ehdolliseksi julkisen velan rakenteelle, joka on merkittävä tekijä finanssipolitiikan pitkän aikavälin kestävyuden kannalta.⁸ Velkarakenteen mallintaminen vaatisi epälineaarisen

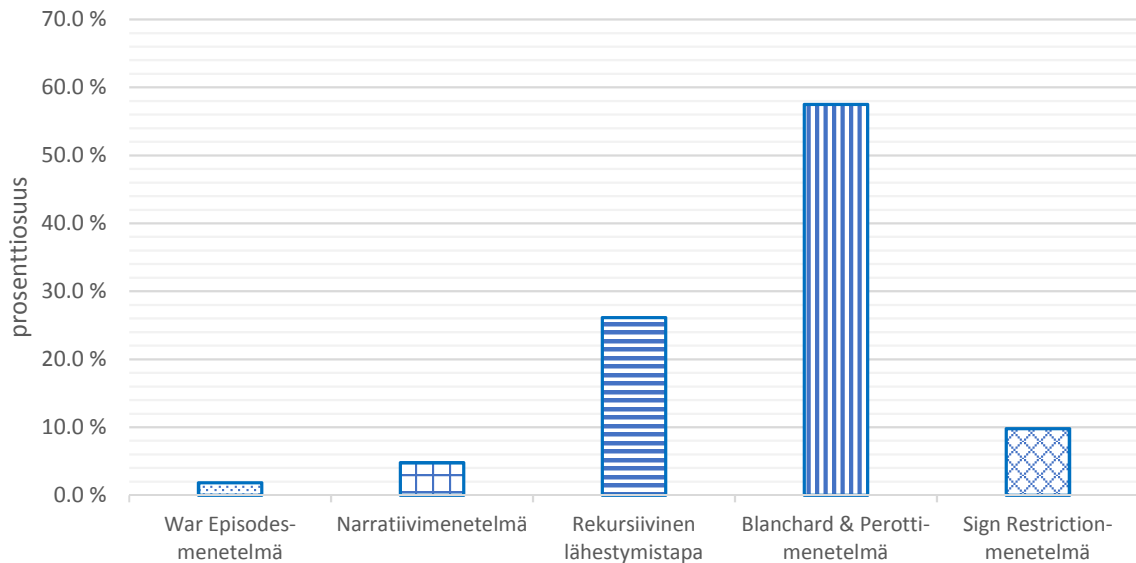
⁸ Katso esimerkiksi Chung ja Leeper (2007).

mallin, mikä johtaisi monimutkaisempaan mallirakenteeseen. (Kilian ja Lutkepohl 2017, 232.)

Viimeinen kirjallisuudessa vakiintunut identifiointimenetelmä on Mountford ja Uhlig (2009). Tutkijat identifioivat finanssipolitiikan shokit suhdanneluontoisista shokeista asettamalla rajoitteita impulssivastefunktioiden etumerkeille (*Sign Restriction* -menetelmä). He erottelevat neljä erilaista shokkia: suhdanneluontoiset, rahapoliittiset, meno- ja veroshokit. Tässä menetelmässä palautettavien shokkien lukumäärän ei tarvitse vastata mallissa olevien muuttujien lukumäärää. Tämän lisäksi ei ole myöskään tarpeellista asettaa lineaarisia rajoitteita standardimuodon residuaalien ja rakenteellisten häiriöiden välille, kuten *rekursiivisessa* ja *Blanchard&Perotti* -menetelmässä (Caldara ja Kamps, 2008).

Mountford ja Uhlig (2009) saavat Yhdysvaltain aineistolla kerroinvaikutuksen, joka on lähellä ykköstä ja linjassa aikaisemmin saatujen tutkimustulosten kanssa siitä huolimatta, että he soveltavat toisenlaista identifiointimenetelmää. Kaksikon tutkimustuloksissa julkisten menojen lisäyksen jälkeen investoinnit laskevat syrjäytymisvaikutuksen takia ja yksityinen kulutus nousee. Tulos kulutuksen vähäisen nousun kanssa on ristiriidassa tavanomaisen uusklassisen RBC-mallin kanssa, jossa kulutuksen voidaan olettaa laskevan. Investointien syrjäytysvaikutus häviää ja tuotantovaikutukset kasvavat hieman suuremmiksi, kun Mountford ja Uhlig (2009) ottavat huomioon talouden toimijoiden ennakoivaikutukset. Tutkimustulokset *Sign Restriction* -menetelmällä antavat viitteitä maltillisesta julkisten menojen kerroinvaikutuksesta. Näidenkään tulosten valossa ei voida argumentoida, että kerroinvaikutukset olisivat merkittävästi ykköstä suurempia.

Kuviossa 3 havainnollistetaan näiden viiden eri identifiointimenetelmän suosiota VAR-malleilla toteutettujen tutkimusten joukossa. Ensimmäiseen identifiointistrategiaan perustuvat *War Episodes*- ja *narratiivimenetelmä* eivät ole saavuttaneet suurta suosioita tutkimuskirjallisuudessa. Vain noin joka seitsemäs tutkimus sadasta tehtiin käyttämällä jompaakumpaa näistä identifiointimenetelmistä.



KUVIO 3. VAR-mallien identifiointimenetelmien suhteelliset osuudet (Gechert, 2015).

Suuressa osassa finanssipolitiikan kerroinvaikutuksia tutkineissa julkaisuissa tutkimusmenetelmänä on rakenteellinen VAR-malli, jossa finanssipolitiikan shokit identifioidaan *rekursiivisella*, *Blanchard&Perotti*- tai *Sign Restriction* -menetelmällä. Suosituin identifiointimenetelmä on *Blanchard&Perotti* -menetelmä, joka kattaa melkein 60 prosenttia kaikista VAR-mallilla tehdyistä tutkimuksista. Selkeästi toiseksi ja kolmanneksi suosituimmat menetelmät ovat *rekursiivinen lähestymistapa* ja *Sign Restriction* -menetelmä.

2.2.5 Viimeaikaiset kehitysaskeleet

Finanssipolitiikan kerroinvaikutusten mittaamista tavanomaisen VAR-mallin avulla voidaan kritisoida kahdesta syystä: lineaarinen VAR-malli ei ota huomioon finanssipolitiikan epälineaarisuuksia tai ennakoiva vaikutuksia (Caggiano, Castelnuovo, Colombo ja Nodari, 2015). Keskitytään seuraavaksi tarkastelemaan kumpaakin tapausta yksityiskohtaisemmin.

Epälineaariset vaikutukset. Finanssikriisin myötä makrotaloustieteelliseen keskusteluun on noussut kysymys siitä, onko finanssipolitiikan kerroin riippuvainen suhdannetilanteesta. Parker (2011) argumentoi, että monet nykyiset teoreettiset ja empiiriset mallit ovat lineaarisia malleja. Tämä pätee nimenomaan aikaisemmissa luvuissa esiteltyihin DSGE- ja

SVAR-malleihin. Hänen mukaansa nämä mallit eivät salli finanssipolitiikan tehokkuuden vaihtelevan suhdannetilanteen mukana; finanssipolitiikka oletetaan yhtä tehokkaaksi nousukauden huipulla kuin laskusuhdanteen pohjalla.⁹

Tämän oletuksen avulla on mahdollista sivuuttaa perinteinen keynesiläinen ajatus siitä, että julkisten menojen lisäys voi auttaa parantamaan resurssien tehokasta käyttöä. Laskusuhdanteessa resurssit ovat taloudessa vajaakäytössä, jolloin julkisilla menolisäyksillä voidaan lisätä tuotantoa ja työllisyyttä. Parkerin (2011) mukaan finanssipolitiikan vaikutuksia mallinnettaessa pitäisi huomioida kertoimen riippuvuus suhdannetilanteesta sekä elvytyksen koosta. Lähtökohtaisesti malleissa oletetaan, että pienellä ja suurella julkisten menojen lisäyksellä on yhtä suuri rajakerroinvaikutus.

Ennakointivaikutukset. Luvussa 2.1 kuvattujen finanssipolitiikkaan liittyvien viiveiden ja epävarmuuden lisäksi Lucasin (1972) mukaan talouden toimijat saattavat muuttaa toimintaansa ennen kuin politiikkapäätökset saadaan voimaan. Lucas näkee talouden toimijat rationaalisina agentteina, jotka tarkkailevat taloudellista toimintaa ja siihen liittyviä päätöksiä joka hetki. Näin ollen suhdannepolitiikan avulla toteutetut taloutta tasapainottavat vaikutukset voivat jäädä vähäisiksi, koska talouden toimijat sopeuttavat toimintaansa jo ennen politiikkapäätösten varsinaista toimeenpanoa.

Finanssipolitiikan vaikutuksia estimoitaessa oletetaan, että talouden toimijat reagoivat vain realisoituneisiin shokkeihin. Finanssipolitiikka on kuitenkin alisteinen potentiaaliselle ja jopa merkittävän suurille ennakointivaikutuksille, kun talouden toimijat todellisuudessa sopeuttavat toimintaansa vastaamaan odotuksia tulevasta finanssipolitiikan virityksestä. Eteenpäin katsovat talouden agentit sopeuttavat intertemporaalista yli ajan tapahtuvaa toimintaa jo siinä vaiheessa, kun uusista finanssipolitiikan toimista keskustellaan ja päätetään avoimesti. Lisäksi, osa talouden toimijoista saattaa reagoida vasta siinä vaiheessa,

⁹ Michailat (2014) tarjoaa tukea Parkerin esittämälle kritiikille johtamalla teoreettisen viitekehyksen sille, miksi päätösperäinen finanssipolitiikka on riippuvainen suhdannetilanteesta.

kun finanssipolitiikan toimia toteutetaan. Tämä vaikutus voi esimerkiksi johtua siitä, että osa kotitalouksista on likviditeettirajoitteisia, mikä estää heitä tasaamaan intertemporaalista kulutustaan yli ajan. (Virkola, 2014.)

Päätösperäisen finanssipolitiikan vaikutusten arviointi saattaa tuottaa harhaisia estimaatteja kerroinvaikutusten todelliseen kokoon nähden, jos ekonometrisessä analyysissä ei oteta huomioon näitä edellä mainittuja ennakointivaikutuksia. Ennakointivaikutukset johtuvat siitä, että talouden toimijat saattavat lisätä kulutustaan jo tänään, jos odotukset tulevaisuudessa harjoitetusta politiikasta lisäävät kuluttajien nettovarallisuutta (Virkola, 2014). Yang (2005) osoittaa, että vain yhden vuosineljänneksen mittaiset ennakointivaikutukset ovat tarpeeksi suuria vääristämään finanssipolitiikan kerroinestimaatteja. Tästä syystä on realistista olettaa, että eteenpäin katsovat kuluttajat voivat reagoida politiikkapäätöksiin jo niiden ilmoitusvaiheessa. Edellä kuvatut ongelmat voidaan ratkaista hyvällä narratiivimuuttujalla, jonka avulla on mahdollista kontrolloida tulevien finanssipolitiikan shokkien aiheuttamat ennakointivaikutukset (Mertens ja Ravn, 2010).

Finanssipolitiikan epälineaariset mallit. Auerbach ja Gorodnichenko (2012) pyrkivät vastaamaan tähän haasteeseen mallintaa finanssipolitiikan suhdanneriippuvaista kerrointa. He rakentavat epälineaarisen STVAR-mallin (*smooth transition vector autoregression*), jossa talouden kaksi eri regiimiä määritellään BKT:n kasvuasteen seitsemän vuosineljänneksen liikkuvan keskiarvon avulla. Auerbach ja Gorodnichenko rakentavat mallin osittain *Blanchard&Perotti* -menetelmän pohjalle, mutta laajentavat estimointimenetelmää kolmella eri tavalla.

Ensiksi, julkisten menojen kerroin on suhdanneriippuvainen, joten malli pystyy vangitsemaan nousu- ja laskusuhdanteessa vallitsevan talouden dynamiikan. Toiseksi, Auerbach ja Gorodnichenko (2012) estimoivat finanssipolitiikan kertoimet tarkasti julkisten menojen eri komponenteille, joiden kerroinvaikutus BKT:hen saattaa olla hyvinkin eri kokoinen. Julkisten menojen eri komponentit on jaettu kahdella eri tavalla:

puolustusmenoihin ja muihin julkisiin menoihin sekä kulutukseen ja investointeihin. Kolmanneksi, Auerbach ja Gorodnichenko tarjoavat tarkemman menetelmän ottaa talouden toimijoiden ennakkointivaikutukset huomioon VAR-mallikehikossa. Tällä tavalla he pyrkivät vastaamaan *Blanchard&Perotti* -menetelmän saamaan kritiikkiin.

Yhdysvaltain neljännesvuosiaineistoa ajalta 1947:1-2008:4 käyttäen Auerbach ja Gorodnichenko (2012) argumentoivat, että finanssipolitiikan kerroin riippuu vahvasti suhdannetilanteesta. He arvioivat laskusuhdanteen kerroinvaikutuksen olevan välillä $1 < k < 1,5$ ja $0 < k < 0,5$ noususuhdanteen osalta. Impulssivastefunktioilla on selkeästi erilainen muoto lineaariseen malliin verrattuna. Yhden yksikön kokoinen shokki puolustusmenoihin antaa kerroinvaikutukseksi vähän yli ykkösen, mikä on linjassa esimerkiksi Ramey (2011b) kanssa.

Kirchner, Cimadomo ja Hauptmeier (2010) hyödyntävät TVP-VAR -mallia (*time-varying parameters vector autoregression*), jossa finanssipolitiikan epälineaariset vaikutukset otetaan VAR-mallissa huomioon ajassa muuttuvien kertoimien avulla. He käyttävät euroalueen neljännesvuosidataa ajalta 1980-2008 ja argumentoivat, että finanssipolitiikan kerroin on laskenut ajan suhteen euroalueella. 1980-luvulla kerroinvaikutukset olivat noin ykkösen luokkaa, mutta 2010-luvulle tultaessa kerroin on enää 0,5.

Baum ja Koester (2011) tutkivat finanssipolitiikan epälineaarista kerrointa vektoriautoregressiivisen kynnyksimallin (*threshold vector autoregression*) avulla Saksan neljännesvuosiaineistoa hyödyntäen. He käyttävät *Blanchard&Perotti* -menetelmää identifioidakseen rakenteelliset shokit. Baum ja Koester määrittelevät kaksi regiimiä tuotantokuilun perusteella erotellakseen nousu- ja laskusuhdanne regiimit toisistaan. Positiivinen tuotantokuilu edustaa noususuhdannetta ja negatiivinen tuotantokuilu laskusuhdannetta. He estimoivat viiden prosentin julkisten menojen lisäykselle kertoimet 1,27 laskusuhdanteessa ja 0,26 noususuhdanteessa. Lineariselle mallille he saavat kertoimen 0,7 mikä osoittaa sen, että lineaarisen mallit saattavat antaa hyvinkin harhaanjohtavan kuvan todellisesta finanssipolitiikan kertoimesta.

Suomen aineistolla epälineaarisen finanssipolitiikan mallin on estimoinut Keränen ja Kuusi (2016). He rakentavat STVAR-mallin, jonka avulla he tutkivat finanssipolitiikan sopeutustoimien vaikutusta bruttokansantuotteeseen Suomessa. Heidän käyttämät tutkimusmenetelmät pohjaavat hyvin suosittuun artikkeliin Auerbach ja Gorodnichenko (2012). He käyttävät neljännesvuosiaineistoa ajalta 1975:2–2015:2 sekä muuttujina julkisia menoja, veroja ja bruttokansantuotetta. Keränen ja Kuusen tutkimustulokset ovat yhtenäisiä Auerbachin ja Gorodnichenkon saamien tulosten kanssa finanssipolitiikan kerroinvaikutusten suhteen. Laskusuhdanteessa kerroin voi nousta yli kakkosen suuruiseksi ja noususuhdanteessa negatiiviseksi. Perustulos on kuitenkin selvä: finanssipolitiikan kerroinvaikutus näyttää myös Suomen aineistolla riippuvan vahvasti suhdannetilanteesta.

Cos ja Moral-Benito (2016) laajentavat Auerbachin ja Gorodnichenkon (2012) käyttämää epälineaarista STVAR-mallia pelkän suhdanneriippuvuuden ulkopuolelle. He määrittelevät nousu- ja laskusuhdanteen lisäksi regiimit julkistalouden ja pankkijärjestelmän heikolle ja vahvalle tilalle. Tulevaisuudessa näiden regiimien eri tiloja voitaisiin yhdistellä niin, että olisi mahdollista vertailla esimerkiksi finanssipolitiikan kerrointa laskusuhdanteessa heikon ja vahvan pankkijärjestelmän tapauksissa. Heidän tutkimuksessaan tämä ei ole mahdollista liian pienen otoskoon takia, mikä on usein ongelma tilariippuvaisten mallien kohdalla.

Uraauurtavassa tutkimuksessa Jorda ja Taylor (2016) perustavat finanssipolitiikan kerroinvaikutusten estimoinnin mikrotaloustieteestä tutulle menetelmälle: he identifioivat finanssipolitiikan shokit hyödyntäen Rubinin kausaalimallia. He hyödyntävät OECD:n paneelinaineistolla Propensity Score Matching -menetelmää estimoidakseen finanssipolitiikan kiristämisen keskimääräisen vaikutuksen BKT:hen. Tutkimuksen johtopäätös on, että BKT:n yhden prosentin suuruinen finanssipolitiikan kiristäminen johtaa laskusuhdanteessa 3,5 prosentin reaalisen BKT:n laskuun seuraavan viiden vuoden aikana. Noususuhdanteessa BKT laskee vain noin kaksi prosenttia.

Auerbach ja Gorodnichenko (2011) käyttävät Jordan (2005) kehittämää estimointimenetelmää (*local projections*), jonka avulla finanssipolitiikan epälineaarisuudet

on mahdollista ottaa paremmin huomioon impulssivasteita johdettaessa. Heidän puolivuotisaineisto koostuu OECD-maista, jossa vanhoille jäsenmaille aineistoa kattaa vuodet 1985–2010 ja uudemmille jäsenmaille vuodet 1993–2010. Tutkimustulos on linjassa oletuksen kanssa, jonka mukaan finanssipolitiikan kertoimet riippuvat vahvasti suhdannetilanteesta. Kirjoittajat argumentoivat, että päätösperäinen finanssipolitiikka saattaa olla tehokas suhdannepoliittinen työkalu laskusuhdanteessa.

Ramey ja Zubairy (2014) soveltavat myös Jordan (2005) estimointimenetelmää mallintaessaan finanssipolitiikan kerroinvaikutuksia Yhdysvaltojen epätavanomaisen pitkällä neljännesvuosiaineistolla, joka kattaa vuodet 1889–2013. He käyttävät työttömyysastetta talouden suhdannetilanteen indikaattorina. He argumentoivat tuloksien perusteella, että nousu- ja laskusuhdanteessa finanssipolitiikan kerroin ei eroa tilastollisesti merkittävästi toisistaan. Keskimääräinen kerroinvaikutus ei eroa merkittävästi ykkösestä, minkä perusteella tutkijat kyseenalaistavat aikaisemmat tutkimustulokset finanssipolitiikan kerroinvaikutusten suhdanneriippuvuudesta.

Cosin ja Moral-Beniton (2016) mukaan yleispätevien kertoimien sijaan fokus tulisi kohdistaa tapauskohtaisempaan analyysiin, jossa otetaan huomioon mahdollisimman monta kertoimiin vaikuttavaa tekijää. He argumentoivat, että laskusuhdanteessa finanssipolitiikan kerroin voi olla yli ykkösen suuruinen, mutta Espanjan heikon julkisen talouden tilan vuoksi kerroinvaikutukset voivat olla jopa negatiivisia. Myös Coenen ym. (2012) alleviivaavat sitä, että tulevaisuudessa olisi tärkeä yhden keskimääräisen kertoimen estimoinnin sijaan ottaa enemmän huomioon taloudessa vallitsevia erityislaatuisia piirteitä. Heidän mielestään olisi tärkeä tutkia esimerkiksi sitä, millaisia tuotantovaikutuksia valtionvelan kasvulla on nimenomaan pitkällä aikavälillä. Viimeaikainen finanssipolitiikan kerroinvaikutuksiin liittyvä kirjallisuus on osoittanut, että kertoimet ovat maakohtaisia ja aikariippuvaisia.

Erilaiset mallispesifikaatiot tai identifiointimenetelmät voivat tuottaa suuren joukon erilaisia kerroinestimaatteja, koska kerroinvaikutukset riippuvat hyvin seikkaperäisesti yksityisen sektorin toiminnasta sekä harjoitetusta talouspolitiikasta. Näiden vaikutuskanavien

mallintaminen vaihtelee sekä teoreettisten että empiiristen mallien välillä kuin niiden sisälläkin. Vahvat oletukset mm. kotitalouksien ja yritysten käyttäytymisestä voivat rajoittaa sitä, mitä tutkimustuloksia ylipäätään saadaan. Esimerkiksi tavanomaisella RBC-mallilla on mahdotonta saada aikaan suuria kerroinestimaatteja ja toisaalta likviditeettirajoitteisia kuluttajia sisältävällä uuskeynesiläisellä DSGE-mallilla¹⁰ on epätodennäköistä tuottaa pieniä kerroinestimaatteja. Nämä tulokset riippumatta siitä, mitä informaatiota tutkimusaineisto sisältää kerroinvaikutuksista. (Leeper ym., 2017.)

3 Aineisto

Pääosa aineistosta koostuu Virkolan (2014) käyttämästä Suomen aineiston tapauksessa harvinaisen pitkästä neljännesvuosiaineistosta, joka kattaa vuodet 1975–2011. Tämä aineisto on kerätty Tilastokeskuksen neljännesvuositilinpäädöstä, pois lukien yritysten maksamat välittömät verot, jotka on saatu Suomen Pankin neljännesvuosiarviosta (Virkola, 2014). Aikasarjaa on päivitetty vuosille 2012–2017 käyttämällä Eurostatin neljännesvuosiaineistoa. Alkuperäisen ja päivitetyn aikasarjan kehitys on hyvin samankaltaista päällekkäisten vuosien 1999–2011 osalta, joten on luontevaa käyttää periodilta toiselle saatuja prosentuaalisia muutoksia alkuperäisen aikasarjan päivittämiseen aina vuoden 2017 loppuun asti.

Tutkielmassa käytetty aineisto kattaa ajan 1975:1–2017:4. Aineisto sisältää Suomen bruttokansantuotteen (X_t), julkiset menot (G_t) sekä verotulot (T_t). Julkiset menot G_t määritellään julkisyhteisöiden kulutuksen ja investointien summana. Nettomääräiset verotulot T_t määritellään yritysten ja henkilöiden välittömien verojen, välillisten verojen ja kotitalouksille maksettujen nettomääräisten sosiaaliturvamaksujen sekä yksityiselle sektorille maksettujen tukipalkkioiden summana. Kaikki muuttujat ovat reaalisia, logaritmoituja ja

¹⁰ Tämän kaltaisen mallin on estimoinut mm. Galí ym. (2007).

kausitasoitettuja.¹¹ Käytämme neljännesvuosiaineistoa, jolloin voimme hyödyntää finanssipolitiikan sisäisiä viiveitä asettaessamme parametrirajoitteita, kuten Blanchard ja Perotti (2002).

Sims (1980) sekä Sims, Stock ja Watson (1990) suosittelivat välttämään muuttujien differensiointia siinäkin tapauksessa, vaikka ne sisältäisivät yksikköjuuren. Kirjoittajat argumentoivat, että VAR-analyysin päämääränä on tutkia muuttujien välisiä riippuvuussuhteita. Heidän mukaansa muuttujien differensiointi stationaariseksi aikasarjaksi hukkaa tärkeää informaatiota muuttujien välisistä pitkän aikavälin riippuvuussuhteista. Tästä syystä finanssipolitiikan VAR-mallit estimoidaan usein ilman muuttujien differensiointi stationaariseksi aikasarjaksi.

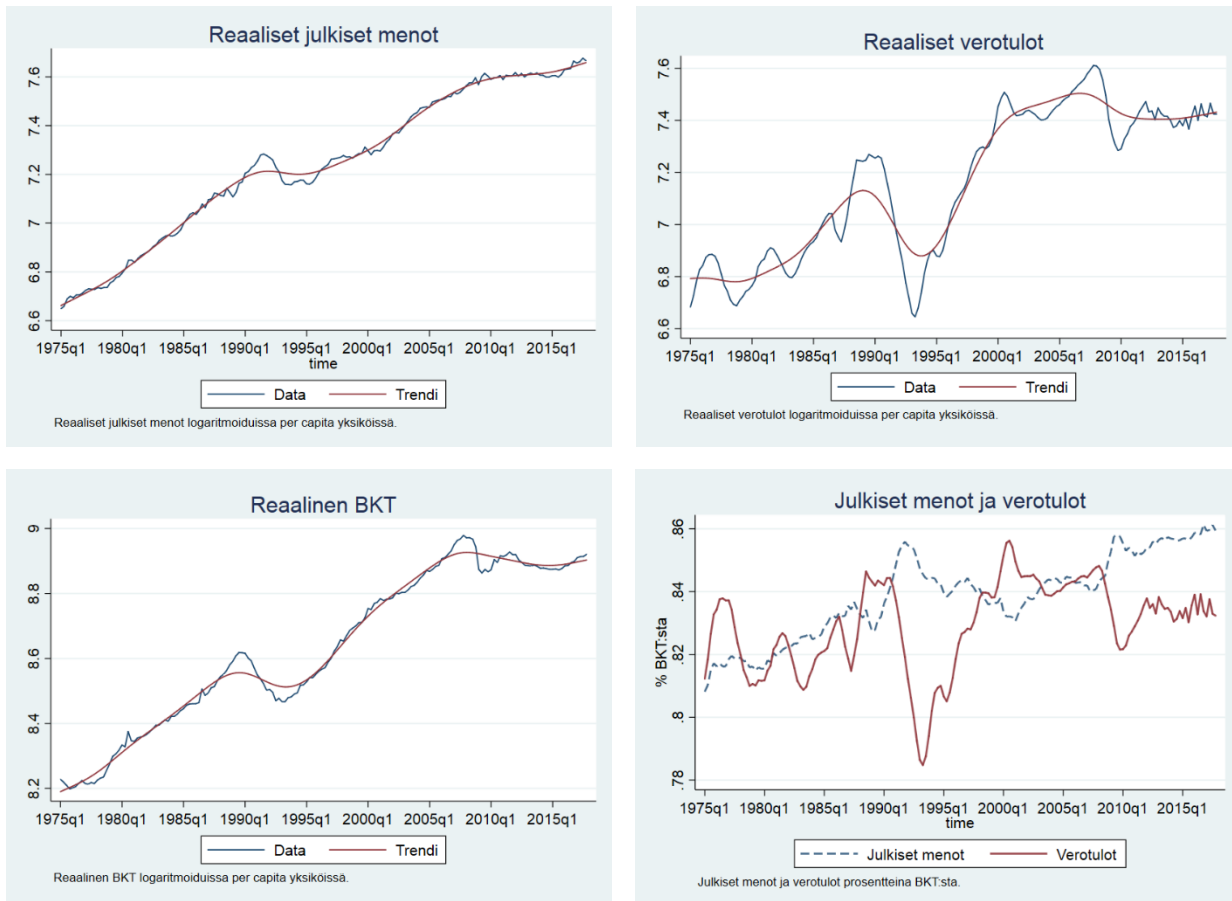
Blanchard ja Perotti (2002) tarkastelevat julkisten menojen ja verotulojen välistä yhteisintegraatiota ja saavat rakenteellisen VAR-mallin kanssa hyvin samankaltaisia tuloksia kerroinvaikutuksista. Tästä huolimatta empiirisessä kirjallisuudessa vallitsevaksi käytännöksi on muodostunut tarkastella lyhyen aikavälin kertoimia rakenteellisen VAR-mallin avulla ilman yhteisintegroituvuuden tutkimusta. Rakenteellisen VAR-mallin estimoinnissa on tapana käyttää vain logaritimuunnosta ilman muuttujien differensiointi stationaariseksi aikasarjaksi (Ramey ja Zubairy, 2014). Seuraamme tätä käytäntöä ja estimoinne luvussa 5 pelkästään rakenteellisen VAR-mallin ilman muuttujien differensiointia.

Kuvio 4 havainnollistaa per capita BKT:n, julkisten menojen ja verotulojen kehityksen omina graafeina sekä verotulojen ja julkisten menojen kehityksen suhteutettuna BKT:hen omana graafina. Muuttujien trendi kuvaa sen pitkän aikavälin kehityssuuntaa, josta on poistettu lyhyen aikavälin suhdanneluontoisten tekijöiden vaikutus.¹² BKT on kasvanut melko tasaisesti aina vuoden 2008 finanssikriisiin asti. Tuohon saakka ainoan suuren

¹¹ Kausitasoitus tehty Tramo/Seats -menetelmällä.

¹² Trendi laskettu HP-suodattimen avulla parametriarvolla $\lambda=1600$, kuten kirjallisuudessa yleisesti tehdään. HP-suodattimen problematiikasta mm. Hamilton (2017).

poikkeaman trendiuralta aiheutti 1990-luvun pankkikriisi. Huomattavasti suuremman vaikutuksen Suomen BKT:hen tekivät Yhdysvaltain finanssi- ja euroalueen velkakriisi. Näyttää siltä, että viimeisen vuosikymmenen aikana BKT:n trendikasvu on ollut pysyvästi alhaisempaa kuin sitä edeltäneinä vuosikymmeninä.



KUVIO 4. BKT, julkiset menot, verotulot sekä menojen ja verojen suhde BKT:hen ajalta 1975:1-2017:4.

Verotulot ovat sen sijaan vaihdelleet voimakkaasti suhdanteen mukana, mutta trendikehitys näyttää hyvin samankaltaiselta verrattuna BKT:hen. Erityisen voimakkaasti verotulot ovat vaihdelleet 1990-luvun pankkikriisiin ja vuoden 2008 finanssikriisin aikana. Julkisten menojen osalta vaihtelu trendin ympärillä on huomattavasti pienempää ja ainoa suurempi poikkeama trendiuralta näkyy 1990-luvun pankkikriisin kohdalla. Esimerkiksi vuoden 2008 finanssikriisi ei aiheuttanut kovin suurta poikkeamaa julkisissa menoissa verrattuna sen trendikasvuun, toisin kuin verotulojen kohdalla. Voidaankin todeta, että verotulot ovat huomattavasti herkempiä suhdanteiden vaihteluille kuin julkiset menot.

Kuvion 4 viimeinen diagrammi kuvaa julkisten menojen ja verotulojen kehityksen suhteessa BKT:hen. Näiden kahden muuttujan kehityskulku kuvastaa sitä minkälaista finanssipolitiikkaa on harjoitettu. Yleisesti ottaen julkiset menot ja verotulot ovat kehittyneet hyvin samankaltaisesti. 1990-luvun pankkikriisi aiheutti selkeän kuilun julkisten menojen ja verotulojen välille, mutta 2000-luvulle tultaessa tilanne oli jo normalisoitunut. Vuoden 2008 finanssikriisi aiheutti samanlaisen reaktion näiden kahden muuttujan suhteen kuin 1990-luvun pankkikriisi: verotulot laskivat voimakkaasti ja julkiset menot kasvoivat automaattisten vakauttajien tasapainottaessa kansantalouden kysyntää. Finanssi- ja eurokriisin jälkeen julkisten menojen ja verotulojen kehitys on ollut selkeästi poikkeavaa siinä suhteessa, että verotulot eivät ole palautuneet edes finanssikriisiä edeltävälle tasolle.

4 Tutkimusmenetelmät

4.1 Rakenteellinen VAR-malli

VAR-mallissamme on kolme muuttujaa, jotka ovat nettomääräiset julkiset menot per capita G_t , verotulot per capita T_t ja BKT per capita X_t . VAR-malli standardimuodossa (reduoidussa muodossa) on seuraava:

$$\mathbf{Y}_t = C(L)\mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{U}_t, \quad (4.1)$$

jossa $\mathbf{Y}_t \equiv [G_t \ T_t \ X_t]'$ on endogeenisten muuttujien vektori, $C(L)$ on autoregressiivinen viivepolynomi ja $\mathbf{U}_t \equiv [g_t \ t_t \ x_t]'$ on standardimuodon residuaalien¹³ vektori, jonka odotusarvo on nolla. Merkintöjen selventämiseksi kuvaamme isoilla kirjaimilla varsinaisia muuttujia ja pienillä kirjaimilla muuttujien residuaaleja.

¹³ Tarkalleen ottaen vektori \mathbf{U}_t on mallin virhetermi. Blanchard ja Perotti (2002) nimittävät vektoria \mathbf{U}_t residuaaliksi osana heidän laajempaa mallinnuskehikkoaan, jota seuraamme tässä tutkielmassa.

Standardimuodon residuaalien vektori $\mathbf{U}_t \equiv [g_t \quad t_t \quad x_t]'$ voidaan ilmaista taustalla olevien rakenteellisten shokkien \mathbf{e}_t lineaarikombinaatioina. Rakenteellisen VAR-mallin identifioinnissa käytettävä AB-malli on muotoa:

$$\mathbf{A}\mathbf{U}_t = \mathbf{B}\mathbf{e}_t, \quad (4.2)$$

jossa $\mathbf{e}_t \equiv [e_t^G \quad e_t^T \quad e_t^X]'$ on rakenteellisten shokkien vektori sekä A ja B (3×3) matriiseja. Kertomalla standardimuodon VAR-mallin (4.1) molemmin puolin matriisilla A ja tämän jälkeen käyttämällä relaatiota (4.2) saamme VAR-mallin rakennemuodossa:

$$\mathbf{A}\mathbf{Y}_t = \mathbf{A}\mathbf{C}(L)\mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{A}\mathbf{U}_t = \mathbf{A}\mathbf{C}(L)\mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{B}\mathbf{e}_t, \quad (4.3)$$

jossa $\mathbf{e}_t \sim (\mathbf{0}, \Sigma)$ on korreloimattomien rakenteellisten shokkien vektori. Rakenteelliset shokit \mathbf{e}_t voidaan estimoida standardimuodon VAR-mallista, kun matriiseille A ja B asetetaan identifioituvuuden takaavat rajoitteet. Kertomalla yhtälön (4.2) molemmat puolet matriisilla \mathbf{A}^{-1} voimme huomata, että standardimuodon residuaaleille ja rakenteellisille shokeille pätee $\mathbf{U}_t = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}\mathbf{e}_t$. Tästä taas seuraa se, että standardimuodon kovarianssimatriisi saa muodon $\Sigma_u = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{B}\mathbf{B}'\mathbf{A}^{-1'}$ ja se voidaan estimoida tarkentuvasti standardimuodon VAR-mallista (4.1).

4.2 Identifiointi

Tavanomainen lähestymistapa muuttujien välisten vuorovaikutussuhteiden tutkimiseen on asettaa identifioituvuuden takaavia rajoituksia malliin. Rakenteellisten VAR-mallien tapauksessa on yleistä, että siihen asetetaan vain minimaalinen määrä rajoituksia, joilla mallin identifiointi voidaan varmistaa. Rajoitusten asettamisessa on tärkeää se, että ne perustetaan aineiston ulkopuoliseen informaatioon, koska samasta VAR-mallista voidaan johtaa monia erilaisia impulssivasteita. Täsmällisten rajoitusten avulla on mahdollista johtaa olennaiset impulssivasteet kyseessä olevalle VAR-mallille. (Lutkepohl 2005, 358.)

Rajoitukset voidaan perustaa esimerkiksi informaatioviiveisiin, institutionaaliseen informaatioon, oletuksiin markkinoiden rakenteesta, ulkopuolisiin parametriestimaatteihin tai tiheään havaintoaineistoon. Yleisesti ottaen voidaan sanoa, että perusteltujen identifioituvuuden takaavien rajoitteiden löytäminen on jo itsessään haastava tehtävä. (Kilian ja Lutkepohl 2017, 220.)

Usein rajoitukset asetetaan yhtälön (4.2) mukaisesti joko A- tai B-matriisille, missä ensimmäisestä seuraa A-malli ja jälkimmäisestä B-malli. A-malli on tavanomainen lähestymistapa, jossa rajoitteet asetetaan suoraan havaituille muuttujille. B-mallissa taas rajoitteet muodostetaan havaittujen muuttujien rakenteellisille shokeille. Hyödynnämme rakenteellisen VAR-mallin identifioinnissa niin kutsuttua AB-mallia, jossa rajoitteet asetetaan A- ja B-matriiseille. AB-mallissa VAR-malli muodostetaan enemmänkin standardimuodon residuaaleille kuin suoraan havaituille muuttujille. (Lutkepohl 2005, 358-364.)

AB-mallin mukaisesti matriiseille A ja B asetetaan rajoitukset, jotka tässä tapauksessa perustamme talousteoriaan ja aineiston ulkopuoliseen informaatioon.¹⁴ Estimoimme aluksi yhtälön (4.1) mukaisen VAR-mallin, josta saamme standardimuodon residuaalit $\mathbf{U}_t \equiv [g_t \quad t_t \quad x_t]'$. Tämän jälkeen voimme esittää standardimuodon residuaalit niiden taustalla olevien rakenteellisten shokkien ja standardimuodon residuaalien lineaarikombinaatioina:

$$g_t = b_1 x_t + b_2 e_t^T + e_t^G \quad (4.4)$$

$$t_t = a_1 x_t + a_2 e_t^G + e_t^T \quad (4.5)$$

$$x_t = c_2 g_t + c_1 t_t + e_t^X, \quad (4.6)$$

¹⁴ Seuraamme rakenteellisen VAR-mallin identifioinnissa luvussa 2.2.4 esiteltyä *Blanchard&Perotti* -menetelmää.

jossa g_t on julkisten menojen, t_t verotulojen ja x_t BKT:n residuaalit sekä e_t^G julkisten menojen, e_t^T verotulojen ja e_t^X BKT:n rakenteelliset shokit. Yhtälöt (4.4)–(4.6) voidaan myös esittää AB-mallin mukaisesti (yhtälö 4.2) seuraavalla tavalla:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -b_1 \\ 0 & 1 & -a_1 \\ -c_2 & -c_1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_t \\ t_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & b_2 & 0 \\ a_2 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^G \\ e_t^T \\ e_t^X \end{bmatrix}. \quad (4.7)$$

Yhtälön (4.7) mukaisen matriisimuotoisen esitystavan kautta näemme selkeästi AB-malliin asetettavat identifioituvuuden takaavat parametrirajoitteet. Seuraavaksi käymme tarkemmin läpi sen, millä tavalla eri parametrirajoitteet rakenteelliseen VAR-malliin asetetaan.

Aluksi Blanchard ja Perotti (2002) argumentoivat, että kertoimet a_1 ja b_1 vangitsevat sekä

1. verotulojen ja julkisten menojen automaattiset vaikutukset taloudellisen aktiviteetin suhteen että
2. mitkä tahansa päätöseräiset finanssipolitiikan toimet, joilla reagoidaan tuotannon odottamattomiin muutoksiin.

He päättelevät, että finanssipolitiikan sisäisen viiveen takia poliittisilta päättäjiltä ja lainsäätäjiltä kuluu enemmän kuin kolme kuukautta reagoida BKT:n muutoksiin päätöseräisellä finanssipolitiikalla. Tämä huomio käytännössä eliminoi kohdan kaksi mukaiset päätöseräisten politiikkatoimien vaikutukset. Neljännesvuosiainestoa käyttämällä voimme siis ottaa huomioon vain kohdan yksi mukaiset automaattiset vaikutukset. Tämä tarkoittaa, että voimme tulkita kertoimet a_1 ja b_1 joustoina taloudellisen aktiviteetin suhteen. Blanchard ja Perotti (2002) eivät pysty estimoimaan kerrointa b_1 julkisille menoille. Täten oletamme, että julkiset menot ovat ennalta määräytyt vuosineljänneksen sisällä, joten asetamme $b_1 = 0$. Kertoimen a_1 asettamisessa hyödynnämme aineiston ulkopuolista informaatiota verojoustoista.

Seuraavaksi muodostamme meno- ja verojoustoja a_1 ja b_1 apuna käyttäen suhdannekorjatut (*cyclically adjusted*) residuaalit julkisille meno- ja veroshokeille. Suhdannekorjatuista

residuaaleista on poistettu taloudellisen aktiviteetin vaikutus vero- ja menoshokkeihin. Suhdannekorjatut residuaalit saavat nyt muodon:

$$g_t^{CA} = g_t - b_1 x_t = b_2 e_t^T + e_t^G \quad (4.8)$$

$$t_t^{CA} = t_t - a_1 x_t = a_2 e_t^G + e_t^T, \quad (4.9)$$

jossa g_t^{CA} ja t_t^{CA} ovat suhdannekorjatut residuaalit vero- ja menoshokeille mainitussa järjestyksessä. Tarvitsemme näitä muuttujia estimoidaksemme yhtälön (4.6), mikä ei onnistu tavanomaisilla estimointimenetelmillä, joissa selittäjät eivät saa korreloida mallin virhetermin kanssa. Yhtälöiden (4.4) ja (4.5) tapauksessa estimointi ei ole mahdollista, koska standardimuodon shokit korreloivat rakenteellisten shokkien kanssa. Suhdannekorjattujen residuaalien g_t^{CA} ja t_t^{CA} muodostaminen ei poista niiden välistä keskinäistä korrelaatiota, mutta ainakaan ne eivät enää korreloi BKT:n rakenteellisen shokin e_t^X kanssa (Blanchard ja Perotti, 2002). Suhdannekorjattujen residuaalien avulla voimme estimoida yhtälön (4.6) instrumenttimuuttujamenetelmällä. Tämän menetelmän avulla saamme estimaatit kertoimille c_1 ja c_2 .

Tämän jälkeen muodostamme parametrirajoitteen joko kertoimelle a_2 tai b_2 , jotta pystymme identifioimaan rakenteellisen VAR-mallin. Kertoimet a_2 ja b_2 mittaavat sitä, kuinka julkisten menojen e_t^G tai verotulojen e_t^T rakenteelliset shokit vaikuttavat *samanaikaisesti* verotuloihin t_t tai julkisiin menoihin g_t tässä järjestyksessä. Tässä tapauksessa on kaksi vaihtoehtoa asettaa parametrirajoite. Ensimmäisessä vaihtoehdossa asetamme $b_2 = 0$ ja estimoimme kertoimen a_2 , jolloin menopäätökset tulevat ennen veropäätöksiä. Toisessa vaihtoehdossa asetamme $a_2 = 0$ ja estimoimme kertoimen b_2 , jolloin veropäätökset tulevat ennen menopäätöksiä.

Blanchardin ja Perottin (2002) mukaan ei ole olemassa mitään teoreettisia perusteluja kumman vaihtoehdon mukaan identifiointi pitäisi toteuttaa. Heidän mukaansa näiden kahden vaihtoehdon välillä ei ole tulosten kannalta merkittävää eroa, jos korrelaatio suhdannekorjattujen residuaalien g_t^{CA} ja t_t^{CA} välillä on heikkoa. Laskemme

suhdannekorjattujen residuaalien välisen korrelaation toteamme, että residuaalien välillä on vain heikkoa korrelaatiota.¹⁵ Tutkielmassa päädyimme etenemään ensimmäisen vaihtoehdon mukaisesti ja asetamme $b_2 = 0$, jolloin estimoimme kertoimen a_2 rakenteellisesta mallista.

Edellä kuvattujen vaiheiden jälkeen estimoimme rakenteellisesta VAR-mallista vain yhden kertoimen a_2 , jolloin systeemi on yli-identifioitunut. Yli-identifioitunut malli tarkoittaa sitä, että siihen asetetaan enemmän parametrirajoitteita kuin tarvittava vähimmäismäärä. Kolmen muuttujan VAR-mallissa rakenteellisesta mallista voidaan estimoida enintään kolme parametria. Voisimme siis jättää kertoimen a_2 lisäksi rakenteelliseen malliin vielä kaksi parametria estimoitavaksi, esimerkiksi kertoimet c_1 ja c_2 . Tässä tapauksessa systeemimme olisi täsmälleen identifioitunut. Täsmälleen identifioituneessa mallissa meillä on vain tarvittava vähimmäismäärä identifioituvuuden takaavia parametrirajoitteita. Tässä tutkielmassa seuraamme kirjallisuudessa vallitsevaa käytäntöä ja estimoimme yli-identifioituneen mallin, mutta raportoimme myös täsmälleen identifioituneella mallilla saadut kerroinestimaatit tulosten luotettavuuden varmistamiseksi.

Kun huomiomme edellä johdetut rajoitteet, voimme esittää AB-mallin matriisimuodossa seuraavalla tavalla:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -a_1 \\ -c_2 & -c_1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_t \\ t_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_2 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_t^G \\ e_t^T \\ e_t^X \end{bmatrix}. \quad (4.10)$$

Esitetään matriisimuotoinen yhtälö (4.10) selkeyden vuoksi myös yhtälömuodossa seuraavasti:

$$g_t = e_t^G \quad (4.11)$$

$$t_t = a_1 x_t + a_2 e_t^G + e_t^T \quad (4.12)$$

$$x_t = c_1 t_t + c_2 g_t + e_t^X. \quad (4.13)$$

¹⁵ Korrelaatiokerroin residuaalien t_t^{CA} ja g_t^{CA} välillä on 0.17 koko aikajaksolle 1975:1-2017:4 eikä se vaihtelee merkittävästi eri ajanjaksojen välillä. Residuaalien korrelaatiomatriisi on raportoitu liitteessä 2b.

Yhtälöiden (4.11)–(4.13) kautta näemme selvästi sen, mistä eri osista standardimuodon residuaalit t_t , g_t ja x_t koostuvat. Yhtälön (4.11) mukaan odottamattomat muutokset julkisissa menoissa vuosineljänneksen sisällä (g_t) johtuvat ainoastaan julkisten menojen rakenteellisista shokeista (e_t^G). Yhtälön (4.12) mukaan odottamattomat muutokset verotuloissa vuosineljänneksen sisällä (t_t) voivat johtua BKT:n odottamattomista muutoksista ($a_1 x_t$), julkisten menojen rakenteellisista shokeista ($a_2 e_t^G$) tai verotulojen rakenteellisista shokeista (e_t^T). Yhtälön (4.13) mukaan odottamattomat muutokset BKT:ssa vuosineljänneksen sisällä voivat johtua verotulojen odottamattomista muutoksista ($c_1 t_t$), julkisten menojen odottamattomista muutoksista ($c_2 g_t$) tai BKT:n rakenteellisista shokeista (e_t^X).

4.3 Impulssivastefunktiot

Impulssivastefunktioiden muodostaminen on usein keskeinen työkalu, kun mielenkiinnon kohteena on tutkia yhden muuttujan reaktiota toisen muuttujan impulssiin systeemissä, joka sisältää myös muita muuttujia. Tarkoituksena on siis tarkastella kahden muuttujan välisiä riippuvuus- ja vuorovaikutussuhteita kompleksisessa järjestelmässä. Tätä tarkastelua kutsutaan yleisesti impulssivasteanalyysiksi (*impulse response analysis*). (Lutkepohl 2005, 51.)

Ilmaistaan aluksi ensimmäisen asteen VAR-malli rakennemuodossa seuraavasti¹⁶:

$$A\mathbf{Y}_t = \Gamma_0 + \Gamma_1\mathbf{Y}_{t-1} + B\mathbf{e}_t, \quad (4.16)$$

jossa $\mathbf{Y}_t \equiv [G_t \quad T_t \quad X_t]'$, $\mathbf{e}_t \equiv [e_t^G \quad e_t^T \quad e_t^X]'$, Γ_0 (3×1) matriisi sekä A, B ja Γ_1 (3×3) matriiseja. Kertomalla yhtälö (4.16) matriisilla A^{-1} saamme VAR-mallin standardimuodossa:

$$\mathbf{Y}_t = \mu + \Theta_1\mathbf{Y}_{t-1} + \mathbf{U}_t, \quad (4.17)$$

¹⁶ Johtaminen perustuu Endersin kirjaan (2014, 294-295).

jossa $\mu = A^{-1}\Gamma_0$, $\Theta_1 = A^{-1}\Gamma_1$ ja $\mathbf{U}_t = A^{-1}\mathbf{B}\mathbf{e}_t$.

Vektoriautoregressiivinen (VAR) malli voidaan esittää vektorimuotoisena liukuvan keskiarvon (VMA) mallina. Vektorimuotoisen liukuvan keskiarvon esitysmuoto mahdollistaa erilaisten shokkien aikaurien piirtämisen VAR-mallin eri muuttujien suhteen. VMA-mallin johtamiseksi iteroimme yhtälöä (4.17) taaksepäin ja yhtälö saa muodon:

$$\begin{bmatrix} G_t \\ T_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{G} \\ \bar{T} \\ \bar{X} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} & \theta_{13} \\ \theta_{21} & \theta_{22} & \theta_{23} \\ \theta_{31} & \theta_{32} & \theta_{33} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} g_{t-i} \\ t_{t-i} \\ x_{t-i} \end{bmatrix}. \quad (4.18)$$

Seuraavaksi sijoitamme aikaisemmin havaitun relaation $\mathbf{U}_t = A^{-1}\mathbf{B}\mathbf{e}_t$ standardimuodon virhetermien ja rakennemuodon shokkien välillä yhtälöön (4.18). Tämän jälkeen määrittelemme (3×3) matriisin:

$$\phi(i) = \Theta_1^i A^{-1}B = \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) & \phi_{13}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) & \phi_{23}(i) \\ \phi_{31}(i) & \phi_{32}(i) & \phi_{33}(i) \end{bmatrix}, \quad (4.19)$$

jonka myös sijoitamme yhtälöön (4.18). Tuloksena voimme esittää muuttujat T_t , G_t ja X_t rakenteellisten shokkien avulla:

$$\begin{bmatrix} G_t \\ T_t \\ X_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{G} \\ \bar{T} \\ \bar{X} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) & \phi_{13}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) & \phi_{23}(i) \\ \phi_{31}(i) & \phi_{32}(i) & \phi_{33}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{t-i}^G \\ e_{t-i}^T \\ e_{t-i}^X \end{bmatrix}. \quad (4.20)$$

Yhtälön (4.20) VMA-mallin esitysmuoto on arvokas työkalu muuttujien G_t , T_t ja X_t välisten vuorovaikutussuhteiden tutkimiseen. Matriisin $\phi(i)$ parametrit $\phi_{jk}(i)$ kertovat meille sen, kuinka rakenteelliset shokit e_{t-i}^G , e_{t-i}^T ja e_{t-i}^X vaikuttavat muuttujien G_t , T_t ja X_t aikauriin. Matriisin $\phi(0)$ elementtejä $\phi_{jk}(0)$ kutsutaan vaikutuskertoimiksi (*impact multipliers*), koska ne kuvaavat shokkien välittömiä vaikutuksia. Esimerkiksi parametri $\phi_{12}(0)$ ilmaisee rakenteellisen shokin e_t^T yhden yksikön suuruisen muutoksen välittömän vaikutuksen muuttujan G_t arvoon.

Matriisin $\phi(i)$ parametreja $\phi_{11}(i)$, $\phi_{12}(i)$... $\phi_{32}(i)$ ja $\phi_{33}(i)$ kutsutaan impulssivastefunktioiksi (*impulse response functions*). Impulssivastefunktiot esitetään

yleensä graafisesti, koska niiden piirtäminen on visuaalinen tapa ilmaista se, kuinka muuttujat G_t , T_t ja X_t reagoivat erilaisiin rakenteellisiin shokkeihin. Rakenteellisten shokkien kumulatiiviset vaikutukset muuttujien aikauriin voidaan selvittää impulssivastefunktioiden parametrien yhteenlaskulla. Esimerkiksi n periodin jälkeen rakenteellisen shokin e_t^T kumulatiivinen vaikutus muuttujan T_t arvoon on:

$$\sum_{i=1}^n \phi_{22}(i).$$

Saamme kumulatiivisen kokonaisvaikutuksen, kun annamme $n:n$ lähestyä ääretöntä.

Kirjallisuudessa keskitytään nimenomaan finanssipolitiikan dynaamisiin kerroinvaikutuksiin. Kerroinvaikutusten dynaamista tarkastelua voidaan tehdä luvussa 2.3 kuvattujen teoreettisten ja empiiristen mallien avulla, jotka mahdollistavat tässä luvussa johdettujen impulssivastefunktioiden (*impulse response functions*) piirtämisen. Impulssivasteiden avulla voidaan analysoida erilaisten eksogeenisten shokkien vaikutusta makrotaloudellisiin muuttujiin ja tutkia näiden muuttujien sopeutumista kohti pitkän aikavälin tasapainoa. (Gechert 2014, 11.)

Spilimbergoa ym. (2009) mukailten finanssipolitiikan dynaamiset kerroinvaikutukset voidaan esittää maksimaalisena kerroinvaikutuksena seuraavasti:

$$k_{max}^h = \max_{h=1, \dots, n} \{X_h\}, \quad (4.21)$$

jossa X_h on tuotannon määrä ja G_h on julkisten menojen määrä hetkellä h periodille n asti. Maksimaalinen kerroinvaikutus tarkoittaa sitä arvoa, jossa tuotannon määrä hetkellä h saa suurimman arvonsa. Tämän lisäksi kirjallisuudessa esiintyy myös muita vaihtoehtoisia tapoja ilmaista kerroinvaikutus. Kumulatiivinen kerroinvaikutus voidaan ilmaista seuraavalla tavalla:

$$k_{cum}^h = \frac{\sum_{h=1}^n X_h}{\sum_{h=1}^n G_h}. \quad (4.22)$$

Kumulatiivinen kerroinvaikutus ottaa maksimaalista kerroinvaikutusta paremmin huomioon sen, miten julkiset menot reagoivat julkisiin menoihin tulleeeseen shokkiin. Mitä enemmän julkiset menot kasvavat julkisten menojen shokin seurauksena, sitä pienempi on kumulatiivinen kerroinvaikutus. Tämä ei päde maksimaalisen kerroinvaikutuksen tapauksessa, jossa vain kiinnitetään huomio tuotannon maksimiarvoon.

Aikaisemmin esitelty vaikutuskerroin voidaan nähdä myös kumulatiivisen kerroinvaikutuksen erikoistapauksena (Gechert 2014, 12). Vaikutuskerroin saadaan kumulatiivisen kerroinvaikutuksen kautta, kun se lasketaan hetkellä $t = 1$ seuraavasti:

$$k_{imp} = \frac{X_1}{G_1}. \quad (4.23)$$

Kertoimen ilmaiseminen yhtälön (4.21) mukaisesti maksimaalisena kertoimena on tullut suosituksi Blanchardin ja Perottin (2002) julkaiseman artikkelin jälkeen. Woodfordin (2011) ja muiden tutkijoiden antaman kontribuution myötä kirjallisuudessa on nykyään yleistä ilmaista kerroinvaikutukset myös yhtälön (4.22) mukaisesti kumulatiivisena kerroinvaikutuksena. (Auerbach ja Gorodnichenko, 2012.)

5 Empiirinen analyysi

Tässä luvussa esittelemme rakenteellisella VAR-mallilla saadut tutkimustulokset finanssipolitiikan kerroinvaikutuksista. Estimoidimme kolmen muuttujan rakenteellisen VAR-mallin ajalle 1975:1–2017:4 Suomen neljännesvuosiaineistoa hyödyntäen. Koko aikasarjaa hyödyntävää rakenteellista VAR-mallia kutsumme perusmalliksi.¹⁷ Aluksi keskitymme julkisten menojen shokin samanaikaisiin ja sen jälkeen dynaamisiin vaikutuksiin VAR-mallin muuttujien suhteen. Muuttujien *samanaikaiset* vaikutukset rajoittuvat yhden vuosineljänneksen sisälle toisin kuin dynaamiset vaikutukset, jotka tarkoittavat kaikkia yli ajan tapahtuvia vaikutuksia tiettyyn pisteeseen asti. Seuraamme finanssipolitiikan

¹⁷ Finanssipolitiikan ennakkointivaikutusten huomioiminen jätetään tämän tutkielman ulkopuolelle.

kirjallisuudessa vallitsevaa käytäntöä, jossa dynaamisia vaikutuksia tarkastellaan usein 20 vuosineljänneksen asti. Näitä perusmallilla saatuja dynaamisia vaikutuksia vertaamme empiiriseen kirjallisuuteen, erityisesti Lehmuksen (2014) ja Virkolan (2014) Suomen neljännesvuosiaineistolla tekemiin tutkimuksiin sekä Yhdysvaltain aineiston osalta Auerbachin ja Gorodnichenkon (2012) sekä Blanchardin ja Perottin (2002) tutkimuksiin.

Tämän jälkeen tutkimme erikseen kahta ajanjaksoa selvittääksemme, onko finanssipolitiikan kerroinvaikutukset muuttuneet ajan suhteen merkittävästi Suomessa. Ajanjaksot on jaettu Suomen EU-jäsenyyksaikaan 1995:1–2017:4 ja sitä edeltävään ajanjaksoon 1975:1–1994:4. Johdamme molemmille ajanjaksoille impulssivasteet, joiden avulla voimme tehdä johtopäätöksiä kerroinvaikutusten muutoksista näiden kahden ajanjakson välillä sekä niiden suhteesta perusmalliin.

Viimeiseksi keskitymme analysoimaan sitä, onko rakenteellinen VAR-malli tarpeeksi monipuolinen työkalu mallintamaan finanssipolitiikan kerroinvaikutuksia. Kirjallisuudessa on esitetty kritiikkiä siitä, että finanssipolitiikan VAR- ja DSGE-mallit eivät lineaarisen rakenteensa vuoksi huomio riittävästi epälineaarisia vaikutuksia. Nämä epälineaariset vaikutukset voivat johtua esimerkiksi siitä, että päätösperäinen finanssipolitiikka on riippuvainen suhdannetilanteesta.

Edellä mainitun kritiikin perusteella tutkimme VAR-mallin residuaalien ei-normaalisuutta sekä hyödynnämme mallin spesifikaatiotestiä (RESET -testi), jonka avulla tutkimme sitä, antaako estimoitu lineaarinen malli viitteitä kirjallisuudessa esitetyistä epälineaarisista vaikutuksista.

5.1 Rakenteellisen VAR-mallin samanaikaiset vaikutukset

VAR-mallin rakenteellisten shokkien identifioinnin suhteen seuraamme Blanchardin ja Perottin (2002) uraauurtavaa tutkimusta, jossa hyödynnetään vero- ja tulonsiirtojärjestelmistä kerättyä institutionaalista informaatiota sekä poliittiseen

päätöksentekoon liittyviä viiveitä päätösperäisen finanssipolitiikan suhteen. Perusmalli estimoidaan aikavälille 1975:1–2017:4 ja sen spesifikaatio sisältää vakion ja lineaarisen trendin. Testaamme VAR-mallin optimaalista viivepituutta aina neljään viiveeseen asti informaatiokriteerien avulla, kuten kirjallisuudessa on käytäntönä.

TAULUKKO 2
Estimoidut kertoimet ajalle 1975:1–2017:4

	Kerroin	Keskivirhe	z-arvo	p-arvo	Merk.
c_2	0.363	0.158†	2.30	0.022	**
c_1	-0.145	0.101†	-1.43	0.154	
a_2	0.276	0.077	3.59	0.000	***
a_1	1.16	-	-	-	-

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Rakenteellisen VAR-mallin estimoidut kertoimet.

Aineisto: 1975:1–2017:4. Kertoimet kuvaavat yhden prosentin muutoksia. Taulukossa risti merkitsee, että keskivirheet on korjattu heteroskedastisuuden ja autokorrelaation suhteen. Merk.=merkitsevyystaso.

c_2 : julkisten menojen vaikutus BKT:hen vuosineljänneksen sisällä,

c_1 : verotulojen vaikutus BKT:hen vuosineljänneksen sisällä,

a_2 : julkisten menojen vaikutus verotuloihin vuosineljänneksen sisällä,

a_1 : verotulojen vaikutus BKT:hen vuosineljänneksen sisällä.

Yhtälön (4.1) mukaisen kolmen muuttujan VAR-mallin optimaalinen viivepituus on informaatiokriteerien perusteella kolme.¹⁸ Käytämme Virkolan (2014) estimaattia verojoustolle ja asetamme $a_1 = 1,16$. Taulukko 2 näyttää instrumenttimuuttujamenetelmällä¹⁹ estimoidut kertoimet c_2 ja c_1 sekä rakenteellisesta VAR-mallista²⁰ saadun kertoimen a_2 . Nämä kertoimet voidaan tulkita joustoina, jotka kuvaavat muuttujien välisiä prosentuaalisia muutoksia.

¹⁸ Luvussa 4.3 johdetut impulssivastefunktiot ensimmäisen asteen VAR-mallille pätevät myös yleisemmin korkeamman asteen VAR-malleille (Lutkepohl 2005, 52). Informaatiokriteerit on raportoitu liitteessä 1.

¹⁹ Instrumenttimuuttujamenetelmän estimointi on suoritettu yleistetyllä momenttimenetelmällä. Keskivirheet on korjattu heteroskedastisuuden ja autokorrelaation suhteen painomatriisin avulla. Painomatriisia laskettaessa on käytetty Bartlett-ydinfunktiota. Valittu ydinfunktio määrittää sen, kuinka paljon painoarvoa viivästetyt arvot saavat, kun painomatriisia lasketaan. Tämän lisäksi käytämme Neweyn ja Westin (1994) algoritmia viivepituuden valinnassa. (StataCorp 2017, 1194.)

²⁰ Rakenteellinen VAR-malli on estimoitu suurimman uskottavuuden menetelmällä, jonka kautta kertoimille saadaan tavanomaiset keskivirheet. Rakenteellisen VAR-mallin kautta on myös mahdollista estimoida

Taulukon 2 kerroinestimaatit ovat hyvin linjassa muun kirjallisuuden²¹ ja talousteorian kanssa. Kertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä tavanomaisilla luottamustasoilla lukuun ottamatta kerrointa c_1 , joka ei ole tilastollisesti merkitsevä edes 10 prosentin merkitsevyystasolla. Tämä johtuu ennen kaikkea autokorrelaatiosta, jonka huomioon ottaminen kasvattaa keskivirheitä huomattavasti.

Kertoimia voidaan tulkita seuraavalla tavalla. Julkisten menojen odottamattomien muutosten *samanaikainen* vaikutus BKT:hen ja verotuloihin on positiivinen. Tämä tarkoittaa sitä, että julkisten menojen lisääminen kasvattaa BKT:tä ja verotuloja vuosineljänneksen sisällä. Vastaavasti verotulojen odottamattomien muutosten *samanaikainen* vaikutus BKT:hen on negatiivinen, jolloin verotulojen lisääntyminen laskee BKT:tä vuosineljänneksen sisällä.

TAULUKKO 3
Samanaikaiset vaikutukset ajalle 1975:1–2017:4

Derivaatta	Kerroin	Selite
$\partial y / \partial g$	1.457	<i>BKT:n reagointi julkisten menojen muutokseen</i>
$\partial y / \partial t$	-0.626	<i>BKT:n reagointi verotulojen muutokseen</i>
$\partial t / \partial g$	0.291	<i>verotulojen reagointi julkisten menojen muutokseen</i>

Yhden euron lisäämisen samanaikainen vaikutus.

Aineisto: 1975:1–2017:4. Kertoimet kuvaavat yhden euron muutoksia.

Konkreettisemmän tulkinnan saavuttamiseksi muunnamme edellä esitetyt kertoimet keskiarvopisteissä lasketuiksi derivaatoiksi.²² Tämän operaation avulla voimme esittää *samanaikaiset* vaikutukset yhden euron muutoksille, jotka on raportoitu taulukossa 3. Taulukon 3 mukaan julkisten menojen yhden euron lisääminen nostaa BKT:tä vuosineljänneksen sisällä 1,46 euroa ja verotuloja 0,29 euroa. Verotulojen yhden euron

kertoimet c_1 ja c_2 . Nämä estimaatit ovat linjassa instrumenttimuuttujamenetelmällä saatujen estimaattien kanssa. Estimoinnin tulokset on raportoitu liitteessä 6.

²¹ Yhdysvaltain aineistolla Blanchard ja Perotti (2002) saavat taulukon 1 kertoimille estimaatit $c_2 = 0.20$, $c_1 = -0.14$ ja $a_2 = -0.21$ ja Suomen aineistolla Lehmus (2014) $c_2 = 0.20$, $c_1 = -0.34$ ja $a_2 = 0.59$.

²² Liitteessä 5 on raportoitu tarkemmin tapa, jolla derivaatat on laskettu taulukon 1 kertoimien (joustojen) avulla.

lisääminen puolestaan vähentää BKT:tä vuosineljänneksen sisällä 0,63 euroa. Muuttujien väliset vuorovaikutussuhteet ovat samankaltaisia kuin Blanchardin ja Perottin (2002) tutkimuksessa: Julkisten menojen yhden dollarin muutos lisää BKT:tä 0,96 dollaria sekä verotulojen yhden dollarin muutos vähentää BKT:tä 0,87 dollaria.

Estimoidun rakenteellisen VAR-mallin *samanaikaisia* vaikutuksia voidaan tulkita seuraavalla tavalla. Julkisten menojen lisäys nostaa BKT:tä maltillisesti, mutta estimoidun rakenteellisen VAR-mallin mukaisesti menolisäykset johtavat myös verotulojen nousuun. Verotulojen nousu puolestaan vähentää BKT:tä, mikä osaltaan syrjäyttää vuosineljänneksen sisällä tapahtuvaa BKT:n kasvua. Yleisesti voidaan todeta, että julkisten menojen lisäys nostaa BKT:tä maltillisesti vuosineljänneksen sisällä.

5.2 Julkisten menojen shokin dynaamiset vaikutukset

Perusmallin tapauksessa tarkastelemme julkisten menojen lisäyksen dynaamisia vaikutuksia aikavälillä 1975:1–2017:4. Haluamme saada prosenttimuutosten sijaan rahamääräiset vaikutukset, joten skaalaamme BKT:n impulssivastefunktion BKT:n ja julkisten menojen suhdeluvulla Y/G . Suoritetaan sama menettely myös verojen impulssivastefunktiolle, joka skaalataan suhdeluvulla T/G .²³

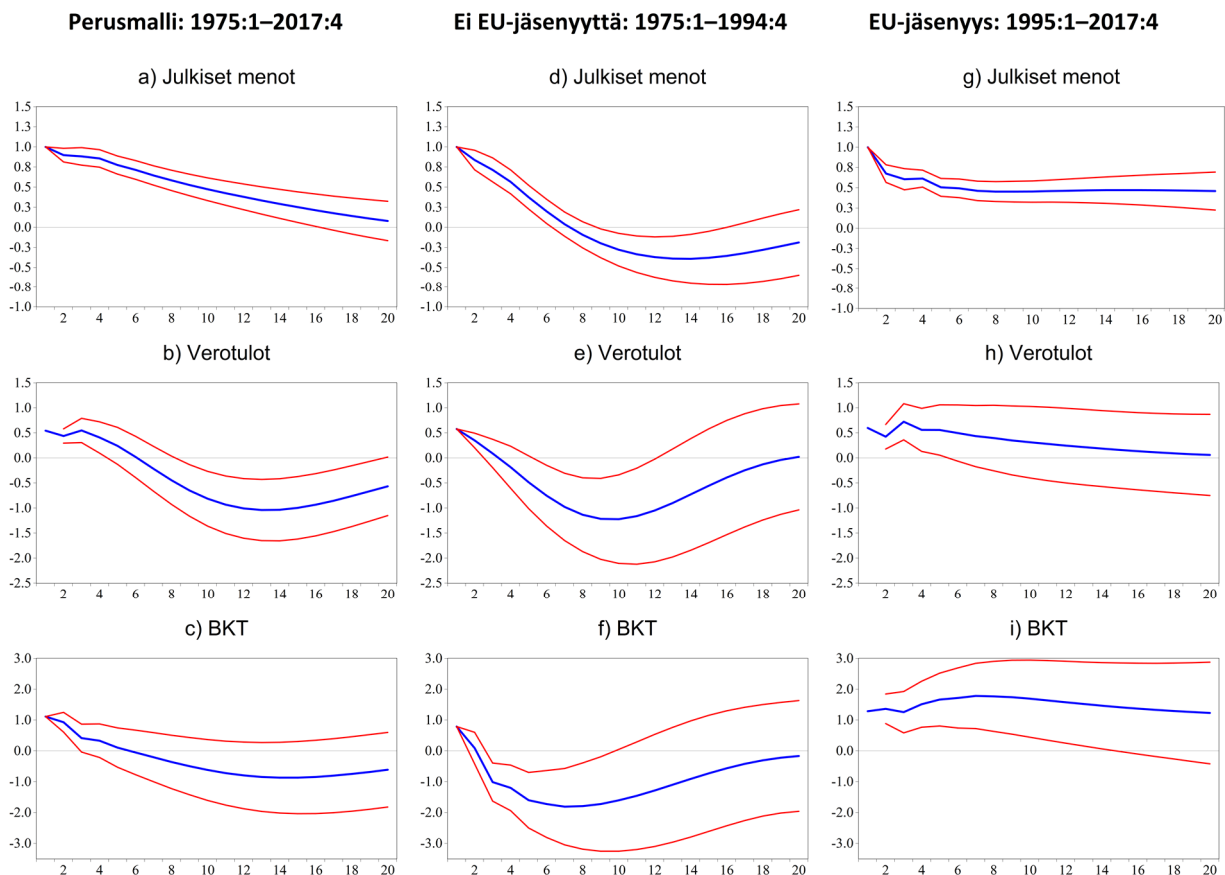
Kuviot 5a–5c esittävät perusmallin impulssivastefunktiot julkisten menojen shokille ja taulukko 4 raportoi neljännesvuosikohtaiset tulokset. Nämä kerroinvaikutukset kertovat sen, kuinka monta euroa julkiset menot, verotulot ja BKT kasvavat yli ajan, kun julkisia menoja lisätään yhdellä eurolla.

Perusmallissa julkisten menojen shokki on suhteellisen pitkäkestoinen, mikä on linjassa tutkimusten Lehmus (2014), Auerbach ja Gorodnichenko (2012) sekä Blanchard ja Perotti (2002) kanssa. Vielä kahden vuoden jälkeen julkisten menojen shokista on jäljellä 60

²³ Koko ajanjaksolle 1975:1–2017:4 keskiarvopisteessä lasketut suhdeluvut ovat $\frac{Y}{G} = 4.02$ ja $\frac{T}{G} = 0.92$. Kirjallisuudessa mm. Ramey ja Zubairy (2014) ovat kritisoineet impulssivasteiden skaalaamista tällä tavalla.

prosenttia. BKT:n vaikutuskerroin $k_{imp} = 1,11$ mikä on myös BKT:n maksimaalinen kerroinvaikutus k_{max}^{20} .

Julkisten menojen vaikutus verotuloihin muistuttaa jossain määrin BKT:n kehitystä. Ensimmäisen vuoden sisällä verotulojen vaikutukset ovat positiivisia, minkä jälkeen ne kääntyvät negatiiviseksi. Vielä viiden vuoden jälkeen verotulot saavat negatiivisen arvon 0,56. Tämän kaltainen verotulojen reagointi julkisten menojen shokkiin on linjassa Lehmuksen (2014) tutkimuksen kanssa, kun taas Virkola (2014) raportoi verotulojen kasvavan maltillisesti julkisten menojen shokin seurauksena.



KUVIO 5. Impulssivastefunktiot perusmallille (a-c), ajanjaksolle ennen EU-jäsenyyttä (d-f) ja ajanjaksolle EU-jäsenyysaikana (g-i). Kuvio näyttää julkisten menojen yhden euron lisäämisen dynaamiset vaikutukset 20 vuosineljänneksen ajalta. Y-akselin mittayksikkö on euro ja x-akselin vuosineljännes. Siniset viivat kuvaavat estimoituja impulssivastefunktiota ja punaiset viivat Monte Carlo -simulaatiolla (400 toistoa) laskettuja yhden keskihajonnan suuruisia luottamusvälejä.

Julkisten menojen shokin vaikutukset BKT:hen ovat odotetun kaltaiset. Ensimmäisen neljännesvuoden maksimaalisen vaikutuksen jälkeen BKT vaimenee hyvin nopeasti kohti nollaa ja kääntyy negatiiviseksi vain neljän vuosineljänneksen jälkeen. Maksimaalinen kerroinvaikutus on $k_{max}^{20} = 1,11$ mikä antaa viitteitä finanssipolitiikan ykköstä suuremmista kerroinvaikutuksista. Maksimaalisen kerroinvaikutuksen perusteella voisi argumentoida, että kerroinvaikutukset saattavat olla yli ykkösen suuruisia. Tarkastellaan finanssipolitiikan kerrointa vielä toisen yleisen laskentamenetelmän, kumulatiivisen kerroinvaikutuksen, avulla.

TAULUKKO 4

Julkisten menojen shokin dynaamiset vaikutukset

<i>vuosineljännes</i>	1	4	8	12	20	Maksimi
BKT	1.11*	0.33	-0.36	-0.80	-0.61	1.11* (1)
Julkiset menot	1.00*	0.86*	0.58*	0.38*	0.08	1.00* (1)
Verot	0.55*	0.41*	-0.45	-1.00*	-0.56*	0.55* (3)

Julkisten menojen yhden euron suuruisen shokin dynaaminen vaikutus.

Aineisto: 1975:1–2017:4. Kertoimet kuvaavat euromääräisiä muutoksia.

Taulukossa asteriski merkitsee, että dynaaminen vaikutus eroaa nolasta yhden keskihajonnan verran. Suluisia ilmoitetaan se vuosineljännes, jolla maksimivaikutus on tapahtunut.

BKT:n kumulatiivinen kerroinvaikutus 20 vuosineljänneksen jälkeen on $k_{cum}^{20} = -0,68$ mikä on pienempi kuin yleensä estimoidut kumulatiiviset kerroinvaikutukset.²⁴ Suomen aineistolla Lehmus (2014) ei raportoi ollenkaan kumulatiivisia kerroinvaikutuksia, mutta puolestaan Virkola (2014) saa kumulatiivisen kerroinvaikutuksen 4,12 kahdeksan vuosineljänneksen jälkeen ajanjaksolle 1996:1–2011:4 ja 0,8 ajanjaksolle 1975:1–2011:4. Yhdysvaltain aineistolla Auerbach ja Gorodnichenko (2012) saavat lineaarisella mallilla kumulatiiviseksi kerroinvaikutukseksi 0,57 ajanjaksolle 1947:1–2009:2. Blanchard ja Perotti (2002) eivät raportoi ollenkaan kumulatiivista kerroinvaikutusta, mutta voimme laskea sen erikseen

²⁴ Liitteessä 7 on esitetty kumulatiiviset kerroinvaikutukset graafisesti ajan suhteen.

heidän käyttämästä aineistosta²⁵, jolloin saamme kumulatiiviseksi kerroinvaikutukseksi 1,11 ajanjaksolle 1960:1–1997:4.

Gechertin (2015) mukaan rakenteellisilla VAR-malleilla saadaan noin ykkösen kokoisia kertoimia keskihajonnan ollessa 0,85. Kaikki kerroinestimaatit huomioon ottaen vaihteluväliksi saadaan $-1,75 \leq k \leq 3,73$ (kts. taulukko 1). Perusmallin maksimaalinen kerroinvaikutus $k_{max}^{20} = 1,11$ on siis hyvin linjassa empiirisen kirjallisuuden kanssa. Myös kumulatiivinen kerroinvaikutus viiden vuoden jälkeen $k_{cum}^{20} = -0,68$ on linjassa Gechertin raportoimien tulosten kanssa.

Voidaan sanoa, että kaikki pidemmän aikavälin kerroinvaikutukset vaihtelevat ykkösen molemmin puolin. Ainoastaan Virkolan (2014) lyhyen aikavälin kumulatiivinen kerroinvaikutus poikkeaa merkittävästi tästä tuloksesta. Lineaarisella mallilla estimoidut pidemmän aikavälin kertoimet tuottavat vain keskimääräisiä kertoimia, jotka eivät ota huomioon suhdanteiden vaihtelua. Tämän perusteella voi epäillä, että osa-aineistolla tehdyn estimoinnin pitäisi tuottaa hyvin erilaisia kerroinestimaatteja.

Yleisesti ottaen tutkimustulokset ovat linjassa finanssipolitiikan kirjallisuuden kanssa. Negatiivinen kumulatiivinen kerroinvaikutus kuvastaa tarkemmin julkisten menojen shokin pitkäaikaista vaikutusta BKT:hen, vaikka yhden neljännesvuoden ajalta laskettu maksimaalinen kerroinvaikutus antaakin hieman ykköstä suuremman kertoimen. Näiden tulosten valossa ei suoraan voi argumentoida, että finanssipolitiikan kerroin Suomessa olisi merkittävästi ykköstä suurempi.

5.3 Tulosten herkkyyshanalyysi

Tutkimustulosten luotettavuuden kannalta on hyvin olennaista toteuttaa tulosten herkkyyshanalyysi. Aluksi testaamme sitä, onko yhtälön (4.1) mukainen standardimuodon

²⁵ Aineisto on ladattu osoitteesta <http://www.eviews.com/StructVAR/structvar.html>.

VAR-malli stabiili. Toteamme, että kaikki mallin ominaisarvot ovat yksikköympyrän sisällä, joten VAR-malli on stabiili.²⁶ Seuraavaksi arviomme tutkimustulosten luotettavuutta kahdella eri tavalla. Aluksi tarkastelemme verojouston a_1 muutosten vaikutuksia tutkimustuloksiin. Lopuksi testaamme sitä, onko finanssipolitiikan kerroin ajan suhteen vakio. Molemmat herkkyystarkastelut ovat hyvin tavanomaisia finanssipolitiikan kirjallisuudessa.

5.3.1 Herkkyystarkastelu verojoustolle

Tarkastellaan tutkimustulosten herkkyyttä verojouston suhteen estimoimalla perusmalli verojouston 25 prosenttia suuremmalla ja pienemmällä arvolla. Tällöin saamme alhaisen ja korkea verojouston arvoiksi 1,45 ja 0,87. Esimerkiksi Euroopan komissio käyttää Suomelle tällä hetkellä verojouston arvoa 1,12 kun Euroopan Unionin keskiarvo on 1,15 (Price, Dang ja Guillemette, 2014).

TAULUKKO 5

Kumulatiivinen kerroinvaikutus

<i>vuosineljännes</i>	1	4	8	12	20
Perusmalli	1.11	0.76	0.36	-0.05	-0.68
Alhainen jousto	1.11	0.76	0.34	-0.06	-0.70
Korkea jousto	1.11	0.77	0.36	-0.04	-0.68

Kumulatiivisen kerroinvaikutuksen herkkyys verojoustolle.

Aineisto: 1975:1–2017:4. Kertoimet kuvaavat euromääräisiä muutoksia.

Taulukko 5 esittää kumulatiivisen kerroinvaikutuksen perusmallille, alhaisen ja korkea verojouston mallille. Verojouston muutoksilla ei ole mitään vaikutuksia perusmallin tuloksiin. Kaikissa tapauksissa kumulatiivinen kerroinvaikutus on aluksi positiivinen ja laskee 20 vuosineljänneksen jälkeen lähelle arvoa $-0,70$. Tämän herkkyystarkastelun osalta voimme sanoa, että tutkimustulokset eivät riipu valitusta verojouston arvosta.

²⁶ Tulokset on raportoitu tarkemmin liitteessä 3.

5.3.2 Kerroinvaikutusten aikariippuvuus

Finanssipolitiikan kirjallisuudessa useat eri tutkimukset ovat viime aikoina pyrkineet käsittelemään kerroinvaikutusten epälineaarisia vaikutuksia, kuten luvussa 2.2.5 kävimme läpi. Testaamme rakenteellisen VAR-mallin mahdollisia epälineaarisia vaikutuksia vain ajan suhteen. Kirjallisuudessa on tutkittu epälineaarisia vaikutuksia myös muiden ulottuvuuksien kuin ajan suhteen. Blanchard ja Perotti (2002) testaavat finanssipolitiikan riippuvuutta ajan suhteen niin, että he poistavat aineistosta yhden vuosikymmenen kerrallaan. Tämän jälkeen he vertaavat osa-aineistojen välisiä impulssivasteita keskenään.

Tässä tutkielmassa tämä herkkyytarkastelu toteutetaan niin, että jaamme aineiston kahteen osaan.²⁷ Tämä mahdollistaa sen, että molempien osa-aineistojen havaintomäärä pysyy mahdollisimman korkeana. Jaamme aineiston kahteen osaan vuoden 1995 suhteen, jolloin ensimmäinen osa-aineisto koostuu ajanjaksosta 1975:1–1994:4 ja toinen osa-aineisto ajanjaksosta 1995:1–2017:4. Ensimmäinen ajanjakso kuvaa aikaa ennen Suomen liittymistä Euroopan Unioniin ja toinen ajanjakso Suomen EU-jäsenyyttä. Aineiston jakamisella kahteen osaan ei pitäisi olla merkitystä tutkimustulosten kannalta, jos finanssipolitiikan kerroinvaikutukset eivät ole muuttuneet yli ajan.

Ajanjakso ennen EU-jäsenyyttä. Estimoidaan ensin malli ajanjaksolle 1975:1–1994:4. Informatiokriteerien perusteella VAR-mallin optimaalinen viivepituus on kaksi tai kolme.²⁸ Valitsemme tässä tapauksessa Akaiken informaatiokriteerien perusteella viivepituudeksi kolme. Kaikki rakenteellisen VAR-mallin estimoidut kertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä vähintään viiden prosentin merkitsevyytasolla.²⁹ Estimoidut kertoimet eivät eroa merkittävästi perusmallin vastaavista kertoimista.

²⁷ Tällä menetelmällä saamme hyvin samankaltaisia tuloksia kuin Blanchardin ja Perottin (2002) osa-aineistolle suorittaman herkkyytarkastelun avulla.

²⁸ Informaatiokriteerit on raportoitu liitteessä 1.

²⁹ Estimoidut kertoimet esitetään liitteessä 4.

Taulukko 6 näyttää julkisten menojen shokin dynaamiset vaikutukset ja kuviot 5d–5f esittää impulssivastefunktiot graafisesti ajanjaksolle 1975:1–1994:4. Muuttujien impulssivasteet muistuttavat hyvin paljon perusmallin tuloksia. Alkureaktion jälkeen shokin vaikutus BKT:hen lähenee nollaa ja kääntyy lopulta negatiiviseksi aivan kuten perusmallin tapauksessa. Myös verotulojen kehitys on hyvin samankaltaista: shokin *samanaikaisen* vaikutuksen jälkeen verotulot vaimenevat nollaan noin vuoden jälkeen. BKT:n vaikutuskerroin³⁰ on $k_{imp,a} = 0,79$. Kumulatiivinen kerroinvaikutus voidaan laskea vain kahteen vuoteen asti, koska kerroin saa tämän jälkeen vain epätavanomaisen suuria negatiivisia arvoja. Tässä tapauksessa kumulatiivinen kerroin on $k_{cum,a}^8 = -2,27$, mikä eroaa selkeästi perusmallin antamasta kumulatiivisesta kertoimesta $k_{cum}^8 = 0,35$.

TAULUKKO 6

Julkisten menojen shokin dynaamiset vaikutukset

<i>vuosineljännes</i>	1	4	8	12	20	Maksimi
BKT	0.79*	-1.20*	-1.79*	-1.28	-0.17	0.79* (1)
Julkiset menot	1.00*	0.57*	-0.09	-0.37*	-0.19	1.00* (1)
Verotulot	0.58*	-0.18	-1.13*	-1.05*	0.02	0.58* (1)

Julkisten menojen yhden euron suuruisen shokin dynaaminen vaikutus.

Aineisto: 1975:1–1994:4. Kertoimet kuvaavat euromääräisiä muutoksia.

Taulukossa asteriski merkitsee, että dynaaminen vaikutus eroaa nolasta yhden keskihajonnan verran. Suluissa ilmoitetaan se vuosineljännes, jolla maksimivaikutus on tapahtunut.

Ajanjaksolle 1975:1–1994:4 estimoidussa mallissa julkisten menojen shokki tosin vaimenee nopeammin verrattuna perusmalliin, kuten kuvioista 5a ja 5d voidaan nähdä. Julkisten menojen shokki vaimenee nollaan puolessatoista vuodessa, kun perusmallissa tässä kestää peräti neljä vuotta. Tämä ero näkyy myös BKT:n impulssivastefunktiossa (kuviot 5c ja 5f). Kvalitatiivisesti tarkasteltuna ei voida argumentoida, että finanssipolitiikan kerroin ennen EU-jäsenyyssäikää 1975:1–1994:4 eroaisi jotenkin merkittäväällä tavalla perusmallin antamista kerroinvaikutuksista.

³⁰ Aikavälin 1975:1–1994:4 kerroinvaikutuksia merkitään alaindeksillä a ja aikavälin 1995:1–2017:4 alaindeksillä b.

EU-jäsenyyden ajanjakso. Estimoidaan seuraavaksi malli ajanjaksolle 1995:1–2017:4. Informaatiokriteerien perusteella valitsemme VAR-mallin, jonka viivepituus on kolme. Rakenteellisen VAR-mallin estimoidut kertoimet eroavat perusmallista yhden kertoimen osalta: Verotulojen vaikutus BKT:hen ei ole enää tilastollisesti merkitsevä ja kerroinestimaatti on lähellä nollaa. Tämä tarkoittaa sitä, että verotulojen lisääntymisellä ei ole *samanaikaista* vaikutusta BKT:n, kuten perusmallin tapauksessa. Julkisten menojen *samanaikainen* vaikutus BKT:hen on saman suuruinen kuin perusmallissa, mutta heteroskedastisuuden ja autokorrelaation korjaus kasvattaa keskivirheitä niin paljon, että kerroin ei ole tilastollisesti merkitsevä. Rakenteellisen VAR-mallin kautta estimoitu kerroin a_2 on tilastollisesti merkitsevä sekä linjassa perusmallin kerroinestimaatin kanssa.

EU-jäsenyydelle johdetut impulssivasteet on kuvattu taulukossa 7 ja graafisesti nämä esitetään kuvioissa 5g–5i. Tälle ajanjaksolle johdetut impulssivasteet eroavat merkittävästi perusmallin antamista kerroinvaikutuksista ja täten myös ensimmäiselle ajanjaksolle johdetuista impulssivasteista. Julkisten menojen shokki on nyt hyvin pitkäkestoinen ja siitä on jäljellä 46 prosenttia viiden vuoden jälkeen. Shokin positiivinen vaikutus verotuloihin on EU-jäsenyyssaikana paljon pitkäkestoisempi kuin perusmallissa. Maksimiarvo 0,72 saavutetaan kolmen vuosineljänneksen kohdalla, minkä jälkeen verotulot sopeutuvat kohti nollassa.

TAULUKKO 7

Julkisten menojen shokin dynaamiset vaikutukset

<i>vuosineljännes</i>	1	4	8	12	20	Maksimi
BKT	1.29*	1.51*	1.77*	1.58*	1.23	1.79* (7)
Julkiset menot	1.00*	0.61*	0.45*	0.46*	0.46*	1.00* (1)
Verot	0.60*	0.56*	0.40	0.25	0.06	0.72* (3)

Julkisten menojen yhden euron suuruisen shokin dynaaminen vaikutus.

Aineisto: 1995:1–2017:4. Kertoimet kuvaavat euromääräisiä muutoksia.

Taulukossa asteriski merkitsee, että dynaaminen vaikutus eroaa nollassa yhden keskihajonnan verran. Suluissa ilmoitetaan se vuosineljännes, jolla maksimivaikutus on tapahtunut.

BKT:n vaikutuskerroin on $k_{imp,b} = 1,29$, mikä on jonkin verran suurempi kuin perusmallin vaikutuskerroin 1,11. Seitsemän vuosineljänneksen jälkeen BKT saavuttaa maksimiarvonsa 1,79, minkä jälkeen se sopeutuu hitaasti kohti nolla-arvoa. Vielä kolmen vuoden jälkeen julkisten menojen shokin vaikutus BKT:hen on 1,58. BKT:n kumulatiivinen kerroinvaikutus kahden vuoden jälkeen on $k_{cum,b}^8 = 2,57$, mikä on huomattavasti perusmallin antamaa kerroinvaikutusta suurempi ja eroaa kirjallisuudessa yleensä raportoiduista lineaaristen mallien kumulatiivisista kerroinvaikutuksista.

5.4 Perusmallin spesifikaatiotestaus

Perusmallin herkkyytarkastelu ajan suhteen osoitti, että finanssipolitiikan kertoimet ovat muuttuneet ajassa, mikä viittaa epälineaarisiiin kerroinvaikutuksiin. Kerroinvaikutusten epälineaarisuus antaa aihetta tutkia tarkemmin lineaarisen VAR-mallin spesifikaatiota, jota tarkastelemme erilaisten diagnostisten testien avulla. Täsmällisesti spesifioidun VAR-mallin tehtävänä on ilmentää todellista dataa generoivaa prosessia, jolloin residuaaleissa havaittava ei-normaalisuus antaa viitteitä mahdollisista epälineaarisista riippuvuussuhteista. Diagnostisten testien avulla voimme tarkastella sitä, ovatko VAR-mallin residuaalit normaalijakaumasta.

TAULUKKO 8
Residuaalien normalisuus

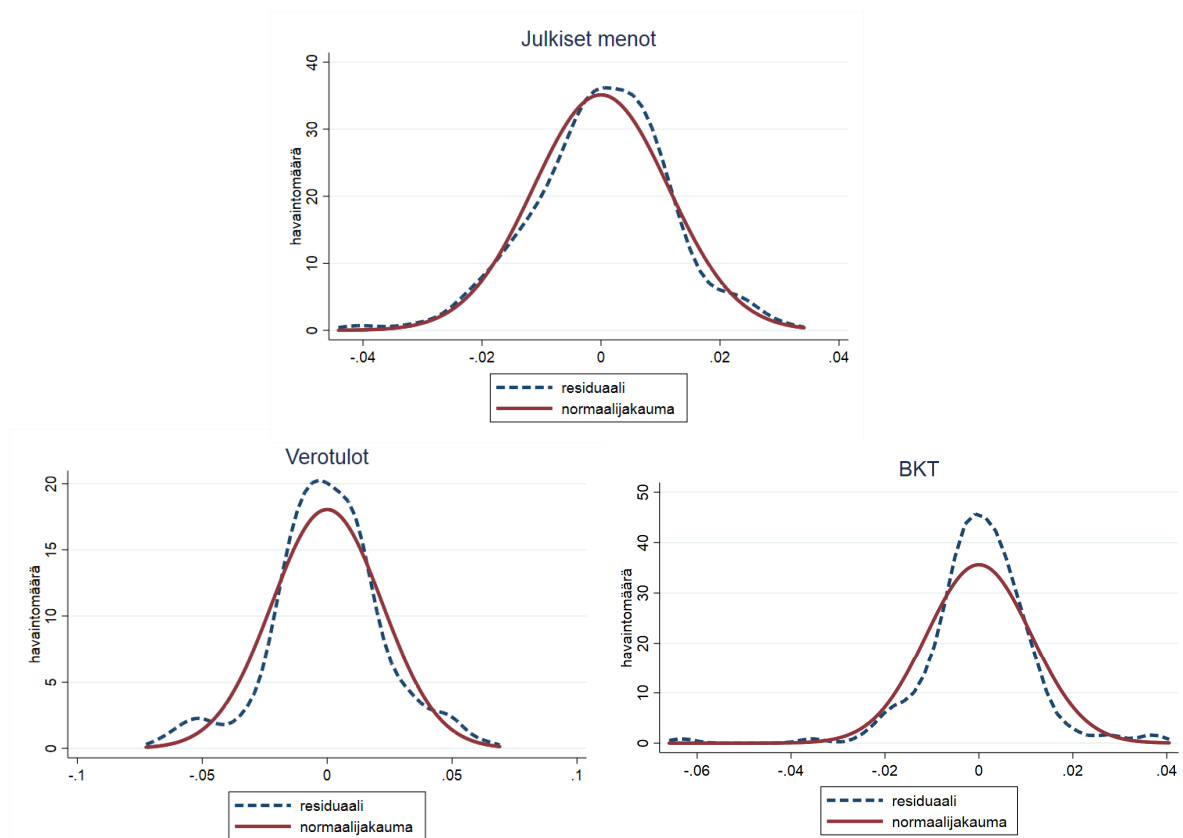
	Vinous	χ^2 -arvo	Huipukkuus	χ^2 -arvo	Jarque-Bera	χ^2 -arvo
Julkiset menot	-0.29	2.390	3.69	3.323*		5.713*
Verotulot	0.101	0.288	3.47	1.531		1.819
BKT	-0.42	4.870**	5.82	55.795***		60.665***
Kaikki muuttujat		7.548*		60.649***		68.197***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Testiarvot on laskettu rakenteellisen VAR-mallin residuaaleille.

Kuvio 6 esittää rakenteellisen VAR-mallin residuaalien jakaumat suhteessa normaalijakaumaan. Tämän kuvion perusteella näyttäisi siltä, että residuaalit eivät olisi

normaalijakautuneet. Taulukon 8 diagnostiset testit vahvistavat epäilyt siitä, että residuaalit eivät ole normaalijakaumasta. Eniten normaalijakaumasta poikkeaa BKT:n ja julkisten menojen residuaalit, jotka Jarque–Bera -testi hylkää yhden ja kymmenen prosentin merkitsevyystasoilla. Verotulojen residuaalia voidaan pitää normaalijakautuneena testitulosten perusteella. Kun testaamme kaikkien residuaalien normalisuutta samanaikaisesti, hylkäämme oletuksen residuaalien normaalijakautuneisuudesta yhden prosentin merkitsevyystasolla.



KUVIO 6. Residuaalien jakauma.

Seuraavaksi testaamme mallin spesifikaatiotestin (RESET-testi³¹) avulla sitä, antaako se perusteluja epälineaarisen mallin käyttämiselle. Suoritetaan RESET-testi VAR-mallin muuttujille käyttämällä sovitetun toista potenssia selittävänä muuttujana. Sovitteen toisen potenssin ei pitäisi pystyä selittämään residuaalien vaihtelua, jos malli on täsmällisesti

³¹ Liite 8 esittää RESET-testin perusidean ja testitulokset.

spesifioitu. Taulukon 17 mukaan sovitetun toisen potenssin pystyy selittämään residuaalien vaihtelua kaikkien muuttujien kohdalla.

Edellä esitetyt tarkastelut osoittavat sen, että lineaarinen SVAR-malli ei pysty täysin tyydyttävästi ottamaan huomioon finanssipolitiikan epälineaarisia kerroinvaikutuksia. Epälineaaristen vaikutusten mallintaminen vaatii luvussa 2.2.5 esiteltyjen menetelmien käyttöä. Tarkemmat epälineaaristen mallien tarkastelut jäävät kuitenkin tämän tutkielman ulkopuolelle mahdollisina jatkotutkimuskohteina.

6 Johtopäätökset

Rakenteellisella VAR-mallilla saatujen tutkimustulosten mukaan julkisten menojen shokilla näyttää olevan positiivinen vaikutus tuotantoon Suomen kansantaloudessa. Perusmallin kumulatiivinen kerroinvaikutus BKT:hen kahden vuoden jälkeen on 0,35. Maksimaalinen kerroinvaikutus saavutetaan heti ensimmäisellä vuosineljänneksellä, jolloin se saa arvon 1,11. Ensimmäisen vuosineljänneksen maksimaalisen vaikutuksen jälkeen BKT vaimenee hyvin nopeasti kohti nollaa ja kääntyy negatiiviseksi neljän vuosineljänneksen jälkeen.

Osa-aineistolla suoritettujen estimointien antavat toisistaan selkeästi poikkeavat kerroinvaikutukset: Suomen EU-jäsenyyttä edeltävälle ajanjaksolle estimoidun rakenteellisen VAR-mallin kumulatiivinen kerroinvaikutus kahdeksan vuosineljänneksen jälkeen on -2,27 ja EU-jäsenyysajalle puolestaan 2,57. Toisaalta maksimaaliset kerroinvaikutukset eroavat vähemmän toisistaan. Suomen EU-jäsenyyttä edeltävälle ajalle maksimaalinen kerroin saavutetaan perusmallin tapaan heti ensimmäisellä vuosineljänneksellä, jolloin se saa arvon 0,79. EU-jäsenyysajalle maksimaalinen kerroinvaikutus on 1,79 ja se ilmenee seitsemän vuosineljänneksen jälkeen. Edellä esitettyihin tutkimustuloksiin pitää suhtautua varauksella, koska emme ole ottaneet useimpien empiiristen tutkimusten tapaan talouden toimijoiden ennakkointivaikutuksia huomioon.

Gechertin (2015) meta-analyysin mukaan rakenteellisilla VAR-malleilla saatujen kerroinvaikutusten keskiarvo on 1,00 ja keskihajonta 0,85. Suomen kansantalouden suhteen Virkola (2014) estimoit kumulatiivisen kerroinvaikutuksen 0,8 kahdeksan vuosineljänneksen jälkeen. Perusmallilla estimoidut finanssipolitiikan kerroinvaikutukset vastaavat hyvin empiirisessä kirjallisuudessa esitettyjä tutkimustuloksia, mutta näiden tulosten perusteella päätösperäistä finanssipolitiikkaa ei vielä voida pitää tehokkaana suhdannepoliittisena työkaluna. Lisäksi, perusmallille suoritettun herkkyysanalyysin mukaan finanssipolitiikan kerroinvaikutukset antavat viitteitä epälineaarisista vaikutuksista. Tämä tulos on linjassa Gechertin ja Rannenbergin (2018) meta-analyysin sekä Keräsen ja Kuusen (2016) tutkimuksen kanssa, joiden mukaan finanssipolitiikan kerroinvaikutukset ovat vahvasti suhdanneriippuvaisia. Toisaalta, Ramey ja Zubairy (2014) eivät löydä todisteita suhdanneriippuvaisista kerroinvaikutuksista.

Osa-aineistolla suoritettut estimoinnit antavat viitteitä ykköstä sekä suuremmista että pienemmistä kertoimista. Suhdannevaihteluiden huomioon ottaminen voi olla yksi tekijä sille, miksi kerroinvaikutukset vaihtelevat ajassa. Kirjallisuudessa on esitetty suhdanneriippuvuuden lisäksi myös muitakin perusteluja epälineaarisille kerroinvaikutuksille. Leeper ym. (2017) ovat argumentoineet, että rahapolitiikan virityksellä on suuri merkitys päätösperäisen finanssipolitiikan tehokkuuteen. Vaihtelut rahapolitiikan virityksessä saattavat olla toinen selitys sille, miksi osa-aineistojen kerroinestimaatit eroavat niin selkeästi toisistaan. Näyttää vahvasti siltä, että lineaariset mallit ovat liian yksinkertaisia työkaluja mallintamaan finanssipolitiikan kerroinvaikutuksia.

Cosin ja Moral-Beniton (2016) mukaan yleispätevien kertoimien sijaan fokus tulisi kohdistaa tapauskohtaisempaan analyysiin, jossa tarkastellaan mahdollisimman monta kertoimiin vaikuttavaa tekijää, kuten yksityisen ja julkisen sektorin velkaantuneisuutta, pankkisektorin vakautta tai suhdannetilannetta. Näiden kerroinvaikutuksiin vaikuttavien tekijöiden tarkempi analysointi olisi mahdollista finanssipolitiikan epälineaarisilla malleilla. Finanssipolitiikan mallien lineaarisuuden lisäksi myös mallivalinta määrittää liian usein sitä,

kuinka suuria kerroinvaikutuksia empiirisillä tutkimuksilla saadaan, riippumatta aineiston sisältämästä informaatiosta (Leeper ym., 2017).

Viime vuosikymmenien talouskriisien valossa päätösperäistä finanssipolitiikkaa ei voida pitää kovin onnistuneena. Näyttää siltä, että laskusuhdanteessa harjoitetulla kiristävällä finanssipolitiikalla on ollut monessa tapauksessa paljon odotettua suuremmat negatiiviset vaikutukset. Suhdannepolitiikan kannalta finanssipolitiikan kerroinvaikutusten yksityiskohtaisemmalla tutkimustiedolla olisi paljon annettavaa ja se auttaisi myös tehokkaan suhdannepolitiikan toteuttamisessa tulevaisuudessa. Seuraavan laskusuhdanteen koittaessa finanssipolitiikan toivoisi perustuvan yksityiskohtaisempaan analyysiin kuin vuoden 2008 finanssikriisin ja sitä seuranneen eurokriisin tapauksissa. Rahapolitiikalla on todennäköisesti heikompi vaikutus, koska keskuspankkien kyky elvyttää taloutta on paljon rajoitetumpaa kuin ennen vuoden 2008 finanssikriisiä. Lisäksi, määrällisellä elvyttämisellä on laskevat rajatuotot, mikä entisestään kaventaa rahapoliittista liikkumavaraa (Martin ja Milas 2012).

Epäilyksiä tehokkaan finanssipolitiikan toteuttamiselle asettaa valtioiden korkea velkaantuminen. Tässä suhteessa elvyttävän finanssipolitiikan harjoittaminen seuraavan laskusuhdanteen aikana ei ole mitenkään ongelmaton (Auerbach ja Gorodnichenko, 2017). Toivottavaa olisi saada lisätietoa siitä, millä tavalla tietyt erityislaatuiset tekijät, kuten korkea velkamäärä tai pankkisektorin ongelmat, vaikuttavat finanssipolitiikan tehokkuuteen.

Suomen kansantalouden näkökulmasta tärkeitä jatkotutkimuskohteita olisivat empiiriset tutkimukset siitä, millä tavalla kulutuksen eri komponentit, kuten yksityinen kulutus ja investoinnit, reagoivat julkisten menojen shokkiin ja minkä tyyppinen julkisten menojen lisäys on kaikista tehokkainta. Lisäksi, nämä jatkotutkimukset olisi tärkeä sisällyttää epälineaariseen ja ennakointivaikutukset huomioon ottavaan viitekehukseen, jossa liian vahvat oletukset eivät määrittäisi kerroinvaikutusten kokoa.

Lähteet

- Alesina, A. F., & Ardagna, S. (2009). Large changes in fiscal policy: Taxes versus spending. *NBER Working Paper Series*, 15438.
- Auerbach, A. J. (2012). The fall and rise of keynesian fiscal policy. *Asian Economic Policy Review*, 7(2), 157–175.
- Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2011). Fiscal multipliers in recession and expansion. *NBER Working Paper Series*, 17447.
- Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2012). Measuring the output responses to fiscal policy. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(2), 1–27.
- Auerbach, A. J., & Gorodnichenko, Y. (2017). Fiscal stimulus and fiscal sustainability. *NBER Working Paper Series*, 23789.
- Baum, A., & Koester, G. B. (2011). The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle - evidence from a threshold VAR analysis. *Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1: Economic Studies*, 03/2011.
- Baxter, M., & King, R. G. (1993). Fiscal policy in general equilibrium. *American Economic Review*, 83(3), 315–334.
- Beetsma, R., & Giuliodori, M. (2011). The effects of government purchases shocks: Review and estimates for the EU. *The Economic Journal*, 121(550), F4–F32.
- Blanchard, O. J., & Leigh, D. (2013). Growth forecast errors and fiscal multipliers. *The American Economic Review*, 103(3), 117–120.
- Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329–1368.
- Burnside, C. (Ed.). (2005). *Fiscal sustainability in theory and practice: A handbook*. Washington, DC: Maaailman pankki.
- Caggiano, G., Castelnuovo, E., Colombo, V., & Nodari, G. (2015). Estimating fiscal multipliers: News from a non-linear world. *The Economic Journal*, 125(584), 746–776.
- Caldara, D., & Kamps, C. (2008). What are the effects of fiscal policy shocks? A VAR-based comparative analysis. *ECB Working Paper Series*, 877.

- Caldara, D., & Kamps, C. (2012). The Analytics of SVARs: A unified framework to measure fiscal multipliers. *Review of Economic Studies*, 84(3), 1015–1040.
- Canova, F., & Pappa, E. (2011). Fiscal policy, pricing frictions and monetary accommodation. *Economic Policy*, 26(68), 555–598.
- Christiano, L., Eichenbaum, M., & Rebelo, S. (2011). When is the government spending multiplier large? *Journal of Political Economy*, 119(1), 78–121.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. S., & Trabandt, M. (2018). On DSGE models. *NBER Working Paper Series*, 24811.
- Chung, H., & Leeper, E. M. (2007). What has financed government debt? *NBER Working Paper Series*, 13425.
- Giordano, R., Momigliano, S., Neri, S., & Perotti, R. (2007). The effects of fiscal policy in Italy: Evidence from a VAR model. *European Journal of Political Economy*, 23(3), 707–733.
- Coenen, G., Erceg, C. J., Freedman, C., Furceri, D., Kumhof, M., Lalonde, R., ... in 't Veld, J. (2012). Effects of fiscal stimulus in structural models. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4(1), 22–68.
- Coenen, G., Kilponen, J., & Trabandt, M. (2010). When does fiscal stimulus work? *Research Bulletin*, 10, 6–10.
- Cos, P. H. de, & Moral-Benito, E. (2016). Fiscal multipliers in turbulent times: The case of Spain. *Empirical Economics*, 50(4), 1589–1625.
- De Vroey, M. (2016). *A history of macroeconomics from Keynes to Lucas and beyond*. New York, NY: Cambridge University Press.
- Dolls, M., Fuest, C., & Peichl, A. (2010). Automatic stabilizers and economic crisis: US vs. Europe. *NBER Working Paper Series*, 16275.
- 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.
- Enders, W. (2014). *Applied econometric time series* (4th ed.). Hoboken, NJ: Wiley.
- Euroopan komissio (2012). European economic forecast Autumn 2012. *European Economy*, 7/2012.
- Fatás, A., & Mihov, I. (2001). The effects of fiscal policy on consumption and employment: Theory and evidence. *CEPR Discussion Papers*, 2760.

- Fatás, A., & Summers, L. H. (2016). The permanent effects of fiscal consolidations. *NBER Working Paper Series*, 22374.
- Fry, R., & Pagan, A. (2011). Sign restrictions in structural vector autoregressions: A critical review. *Journal of Economic Literature*, 49(4), 938–960.
- Galí, J., López-Salido, J. D., & Vallés, J. (2007). Understanding the effects of government spending on consumption. *Journal of the European Economic Association*, 5(1), 227–270.
- Gechert, S. (2014). *On the measurement, theory and estimation of fiscal multipliers – A contribution to improve the forecasting precision regarding the impact of fiscal impulses* (väitöskirja).
- Gechert, S. (2015). What fiscal policy is most effective? A meta-regression analysis. *Oxford Economic Papers*, 67(3), 553–580.
- Gechert, S., & Rannenberg, A. (2018). Which fiscal multipliers are regime-dependent? A meta-regression analysis. *Journal of Economic Surveys*, 32(4), 1160–1182.
- Guajardo, J., Leigh, D., & Pescatori, A. (2014). Expansionary austerity? International evidence. *Journal of the European Economic Association*, 12(4), 949–968.
- Hall, R. E. (2009). By how much does GDP rise if the government buys more output? *Brookings Papers on Economic Activity*, 40(2), 183–231.
- Hamilton, J. (2017). Why you should never use the Hodrick-Prescott filter. *NBER Working Paper Series*, 23429.
- Hoover, K. D. (1995). Facts and artifacts: Calibration and the empirical assessment of real-business-cycle models. *Oxford Economic Papers*, 47(1), 24–44.
- Jorda, O. (2005). Estimation and inference of impulse responses by local projections. *The American Economic Review*, 95(1), 161–182.
- Jorda, O., & Taylor, A. M. (2016). The time for austerity: Estimating the average treatment effect of fiscal policy. *The Economic Journal*, 126(590), 219–255.
- Kansainvälinen valuuttarahasto (2012). World economic outlook October 2012: Coping with high debt and sluggish growth. *World Economic and Financial Surveys*.
- Keränen, H. & Kuusi, T. (2016) The EU’s fiscal targets and their economic impact in Finland. *ETLA Working papers*, 33.
- Kiema, I. (2016). Tie DSGE-makromalleihin – minkä verran päästiin eteenpäin? *Talous ja Yhteiskunta*, 3, 36-41.

- Kilian, L., & Lutkepohl, H. (2017). *Structural vector autoregressive analysis*. New York, NY: Cambridge University Press.
- Kirchner, M., Cimadomo, J., & Hauptmeier, S. (2010). Transmission of government spending shocks in the euro area: Time variation and driving forces. *ECB Working Paper Series*, 1219.
- Kocherlakota, N. (2010). Modern macroeconomic models as tools for economic policy. *Region*, 24(1), 5–21.
- Kuismanen, M. (2012). Finanssipolitiikan tehokkuus. *Kansantaloudellinen aikakauskirja*, 4, 427–438.
- Kydland, F. E., & Prescott, E. C. (1977). Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, 85(3), 473–491.
- Leeper, E. M., Traum, N., & Walker, T. B. (2017). Clearing up the fiscal multiplier morass. *American Economic Review*, 107(8), 2409–2454.
- Lehmus, M. (2014). Finnish fiscal multipliers with a structural VAR model. *Työpapereita*, 293.
- Linnemann, L. (2006). The effect of government spending on private consumption: A puzzle? *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(7), 1715–1735.
- Lucas, R. E. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory*, 4(2), 103–24.
- Lucas, R. E. (1976). Econometric policy evaluation: A critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19–46.
- Lutkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. New York, NY: Springer.
- Mankiw, N. G. (2000). The savers-spenders theory of fiscal policy. *The American Economic Review*, 90(2), 120–125.
- Mankiw, N. G. (2010). *Macroeconomics* (7th ed.). New York, NY: Worth Publishers
- Martin, C., & Milas, C. (2012). Quantitative easing: A sceptical survey. *Oxford Review of Economic Policy*, 28(4), 750–764.
- Mertens, K., & Ravn, M. O. (2010). Measuring the impact of fiscal policy in the face of anticipation: A structural VAR approach. *The Economic Journal*, 120(544), 393–413.

- Michaillat, P. (2014). A theory of countercyclical government multiplier. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 6(1), 190–217.
- Mountford, A., & Uhlig, H. (2009). What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of Applied Econometrics*, 24(6), 960–992.
- Newey, W. K., & West, K. D. (1994). Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *The Review of Economic Studies*, 61(4), 631–653.
- Nurmi, T. (2004). *Gummeruksen Suuri Suomen Kielen Sanakirja*. Jyväskylä, Suomi: Gummerus Kustannus Oy.
- Ouliaris, S. (2011). What are economic models? *Finance & Development*, 48(2), 46–47.
- Parker, J. A. (2011). On measuring the effects of fiscal policy in recessions. *Journal of Economic Literature*, 49(3), 703–718.
- Perotti, R. (2005). Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. *CEPR Discussion Papers*, 4842.
- Price, R., T. Dang & Y. Guillemette (2014). New tax and expenditure elasticity estimates for EU budget surveillance. *OECD Economics Department Working Papers*, 1174.
- Ramey, Valerie A. (2011a). Can government purchases stimulate the economy? *Journal of Economic Literature*, 49(3), 673–685.
- Ramey, Valerie A. (2011b). Identifying government spending shocks: It’s all in the timing. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(1), 1–50.
- Ramey, V. A., & Shapiro, M. D. (1998). Costly capital reallocation and the effects of government spending. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 48(1), 145–194.
- Romer, C. D., & Romer, D. H. (2010). The macroeconomic effects of tax changes: Estimates based on a new measure of fiscal shocks. *The American Economic Review*, 100(3), 763–801.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1–48.
- 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.
- Spilimbergo, A., Symansky, S. & Schindler, M. (2009). Fiscal multipliers. *IMF Staff Position Note*, SPN/09/11.
- StataCorp. (2017). *Stata 15 base reference manual*. College Station, TX: Stata Press.

Sørensen, P. B., & Whitta-Jacobsen, H. J. (2010). *Introducing advanced macroeconomics: Growth and business cycles*. New York, NY: McGraw-Hill Higher Education.

Taylor, J. B. (2000). Reassessing discretionary fiscal policy. *The Journal of Economic Perspectives*, 14(3), 21–36.

Valtiontalouden tarkastusvirasto. (2009). *Finanssipolitiikan sääntöjen tarve* (Julkaisu No. 351/08/2009).

Virkola, T. (2014). Exchange rate regime, fiscal foresight and the effectiveness of fiscal policy in a small open economy. *ETLA Raportit*, 20.

Woodford, M. (2011). Simple analytics of the government expenditure multiplier. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(1), 1–35.

Yang, S.-C. (2005). Quantifying tax effects under policy foresight. *Journal of Monetary Economics*, 52(8), 1557–1568.

Liitteet

Liite 1. VAR-mallin optimaalinen viivepituus.

Viiveet	AIC	SC	HQ
0	-7.966812	-7.855242	-7.921531
1	-16.42679	-16.14786	-16.31359
2	-16.94841	-16.50213*	-16.76729
3	-17.02862*	-16.41498	-16.77957*
4	-17.00422	-16.22323	-16.68726

TAULUKKO 9. Optimaalinen viivepituus VAR-mallille.

Aineisto: 1975:1–2017:4

* informaatiokriteerin mukainen optimaalinen viivepituus

AIC: Akaiken informaatiokriteeri

SC: Schwarzin informaatiokriteeri

HQ: Hannan-Quinnin informaatiokriteeri

Viiveet	AIC	SC	HQ
0	-9.668560	-9.504096	-9.602181
1	-16.78962	-16.37845*	-16.62367
2	-17.01385	-16.35600	-16.74834*
3	-17.08463*	-16.18007	-16.71954
4	-16.98814	-15.83689	-16.52348

TAULUKKO 10. Optimaalinen viivepituus VAR-mallille.

Aineisto: 1995:1–2017:4

* informaatiokriteerin mukainen optimaalinen viivepituus

AIC: Akaiken informaatiokriteeri

SC: Schwarzin informaatiokriteeri

HQ: Hannan-Quinnin informaatiokriteeri

Viiveet	AIC	SC	HQ
0	-8.687961	-8.503955	-8.614423
1	-16.23725	-15.77723	-16.05340
2	-17.70945	-16.97343*	-17.41530*
3	-17.75226*	-16.74024	-17.34781
4	-17.70506	-16.41703	-17.19030

TAULUKKO 11. Optimaalinen viivepituus VAR-mallille.

Aineisto: 1975:1–1994:4

* informaatiokriteerin mukainen optimaalinen viivepituus

AIC: Akaiken informaatiokriteeri

SC: Schwarzin informaatiokriteeri

HQ: Hannan-Quinnin informaatiokriteeri

Liite 2a. Perusmallin estimointi.

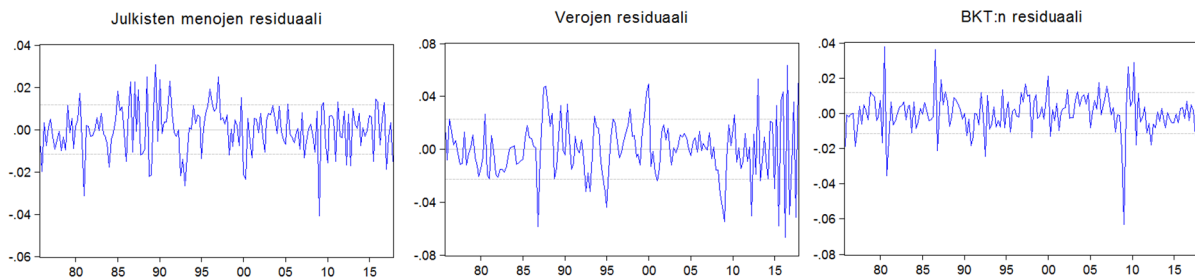
	G_t	T_t	X_t
G_{t-1}	0.916268 (0.08496) [10.7843]	-0.392608 (0.16534) [-2.37448]	-0.086748 (0.08378) [-1.03546]
G_{t-2}	0.064968 (0.12067) [0.53840]	0.381861 (0.23483) [1.62613]	-0.114306 (0.11898) [-0.96069]
G_{t-3}	-0.073125 (0.08100) [-0.90280]	-0.131085 (0.15763) [-0.83161]	0.167478 (0.07987) [2.09695]
T_{t-1}	0.060677 (0.04528) [1.34011]	1.339256 (0.08811) [15.1992]	0.051852 (0.04465) [1.16141]
T_{t-2}	-0.121903 (0.07610) [-1.60178]	-0.203839 (0.14810) [-1.37631]	-0.026638 (0.07504) [-0.35497]
T_{t-3}	0.049704 (0.04296) [1.15693]	-0.263034 (0.08361) [-3.14604]	-0.032307 (0.04236) [-0.76264]
X_{t-1}	-0.194804 (0.08544) [-2.28008]	0.267920 (0.16627) [1.61138]	1.036456 (0.08424) [12.3029]
X_{t-2}	0.301173	-0.043537	0.169971

	(0.12609) [2.38855]	(0.24538) [-0.17742]	(0.12433) [1.36709]
X_{t-3}	0.021274 (0.09288) [0.22906]	0.057251 (0.18074) [0.31676]	-0.185994 (0.09158) [-2.03096]
<i>Vakio</i>	-0.343539 (0.15773) [-2.17796]	-0.501533 (0.30696) [-1.63386]	0.112768 (0.15553) [0.72504]
<i>Lineaarinen trendi</i>	-5.04E-05 (9.9E-05) [-0.50812]	0.000149 (0.00019) [0.77155]	0.000103 (9.8E-05) [1.05422]

TAULUKKO 12. Standardimuodon VAR-malli ajanjaksolle 1975:1–2017:4.

Keskiarvot merkitty () ja z-arvot [].

Liite 2b. Perusmallin residuaalit.

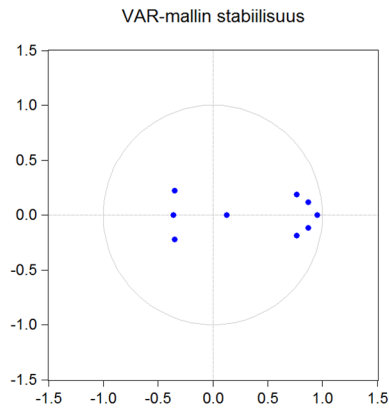


KUVIO 7. Standardimuodon VAR-mallin residuaalit.

	g_t/g_t^{CA}	t_t	x_t	t_t^{CA}
g_t/g_t^{CA}	1	0.3153	0.2781	0.1657
t_t	0.3153	1	0.4305	0.8153
x_t	0.2781	0.4305	1	0.1716
t_t^{CA}	0.1657	0.8153	0.1716	1

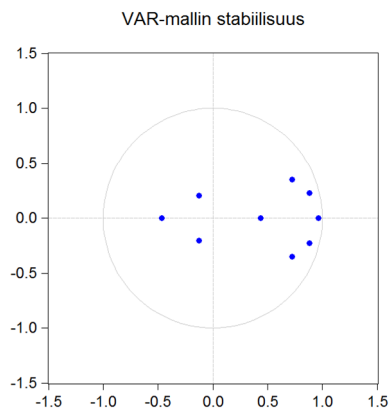
TAULUKKO 13. Perusmallin residuaalien korrelaatio

Liite 3. VAR-mallien yksikköympyrät.



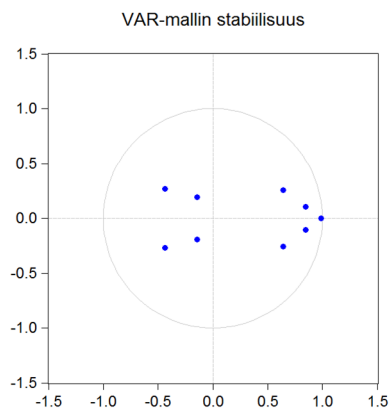
KUVIO 8. VAR-malli ajalle 1975:1–2017:4.

X-akseli kuvaa reaalitykkuja ja y-akseli imaginaaritykkuja.



KUVIO 9. VAR-malli ajalle 1975:1–1994:4.

X-akseli kuvaa reaalitykkuja ja y-akseli imaginaaritykkuja.



KUVIO 10. VAR-malli ajalle 1995:1–2017:4.

X-akseli kuvaa reaalitykkuja ja y-akseli imaginaaritykkuja.

Liite 4. Osa-aineistolla estimoitujen VAR-mallien kertoimet.

TAULUKKO 14
Estimoidut kertoimet ajalle 1975:1–1994:4

	Kerroin	Keskivirhe	z-arvo	p-arvo	Merk.
c_2	0.4257	0.210†	2.03	0.042	**
c_1	-0.3739	0.175†	-2.13	0.033	**
a_2	0.4125	0.114	3.62	0.000	***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Instrumenttimuuttujamenetelmän ja rakenteellisen VAR-mallin kertoimet.

Aineisto: 1975:1–1994:4. Kertoimet kuvaavat yhden prosentin muutoksia. Taulukossa risti merkitsee, että keskivirheet on korjattu heteroskedastisuuden ja autokorrelaation suhteen. Merk.=merkitsevyystaso.

c_2 : julkisten menojen vaikutus BKT:hen vuosineljänneksen sisällä,

c_1 : verotulojen vaikutus BKT:hen vuosineljänneksen sisällä,

a_2 : julkisten menojen vaikutus verotuloihin vuosineljänneksen sisällä,

a_1 : verotulojen vaikutus BKT:hen vuosineljänneksen sisällä.

TAULUKKO 15
Estimoidut kertoimet ajalle 1995:1–2017:4

	Kerroin	Keskivirhe	z-arvo	p-arvo	Merk.
c_2	0.3561	0.243†	1.47	0.142	
c_1	-0.0368	0.067†	-0.55	0.582	
a_2	0.2739	0.1042	2.63	0.009	***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Instrumenttimuuttujamenetelmän ja rakenteellisen VAR-mallin kertoimet.

Aineisto: 1995:1–2017:4. Kertoimet kuvaavat yhden prosentin muutoksia. Taulukossa risti merkitsee, että keskivirheet on korjattu heteroskedastisuuden ja autokorrelaation suhteen. Merk.=merkitsevyystaso.

c_2 : julkisten menojen vaikutus BKT:hen vuosineljänneksen sisällä,

c_1 : verotulojen vaikutus BKT:hen vuosineljänneksen sisällä,

a_2 : julkisten menojen vaikutus verotuloihin vuosineljänneksen sisällä,

a_1 : verotulojen vaikutus BKT:hen vuosineljänneksen sisällä.

Liite 5. Derivaatan laskeminen.

Aineistosta olemme estimoineet kertoimet $c_2 = 0.36291$, $c_1 = -0.14456$ ja $a_2 = 0.276141$.

Koko aikasarjalle 1975:1-2017:4 keskiarvopisteessä lasketut suhdeluvut ovat $\frac{y}{t} = 4.3319$, $\frac{y}{g} = 4.0160$ ja $\frac{t}{g} = 0.9144$

1) BKT:n euromääräinen muutos, kun julkisia menoja lisätään yhdellä eurolla

$$c_2 = \frac{\partial y}{\partial g} * \frac{g}{y} \Leftrightarrow \frac{\partial y}{\partial g} = c_2 * \frac{y}{g}$$

Halutaan saada yhden euron muutoksen vaikutus, joten asetetaan $\partial g = 1$.

Sijoitetaan jousto ja keskiarvopisteessä laskettu suhdeluku yhtälöön.

$$\partial y = c_2 * \frac{y}{g} \Leftrightarrow \partial y = 0.36291 * 4.0160 \Leftrightarrow \partial y = 1.4574$$

2) BKT:n euromääräinen muutos, kun veroja lisätään yhdellä eurolla.

$$c_1 = \frac{\partial y}{\partial t} * \frac{t}{y} \Leftrightarrow \frac{\partial y}{\partial t} = c_1 * \frac{y}{t}$$

Halutaan saada yhden euron muutoksen vaikutus, joten asetetaan $\partial t = 1$.

Sijoitetaan jousto ja keskiarvopisteessä laskettu suhdeluku yhtälöön.

$$\partial y = c_1 * \frac{y}{t} \Leftrightarrow \partial y = -0.14456 * 4.3319 \Leftrightarrow \partial y = -0.6262$$

3) Verojen euromääräinen muutos, kun julkisia menoja lisätään yhdellä eurolla.

$$a_2 = \frac{\partial t}{\partial g} * \frac{g}{t} \Leftrightarrow \frac{\partial t}{\partial g} = a_2 * \frac{t}{g}$$

Halutaan saada yhden euron muutoksen vaikutus, joten asetetaan $\partial g = 1$.

Sijoitetaan jousto ja keskiarvopisteessä laskettu suhdeluku yhtälöön.

$$\partial t = a_2 * \frac{t}{g} \Leftrightarrow \partial t = 0.276141 * 0.9144 \Leftrightarrow \partial t = 0.2525$$

Liite 6. Täsmälleen identifioidun VAR-mallin estimoidut kertoimet.

TAULUKKO 16
Estimoidut kertoimet ajalle 1975:1–2017:4

	Kerroin	Keskivirhe	z-arvo	p-arvo	Merk.
c_2	0.363	0.089	-4.06	0.00	***
c_1	-0.145	0.055	2.63	0.01	***
a_2	0.003	0.002	2.17	0.03	**
a_1	1.16	-	-	-	-
σ_G	0.011	0.001	18.38	0.00	***
σ_T	0.012	0.001	18.38	0.00	***
σ_X	0.012	0.001	12.97	0.00	***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Suurimman uskottavuuden menetelmällä estimoidut kertoimet ja varianssit.

Aineisto: 1975:1–2017:4. Kertoime kuvaavat yhden prosentin muutoksia. Merk.=merkitsevyystaso.

c_2 : julkisten menojen vaikutus BKT:hen vuosineljänneksen sisällä,

c_1 : verotulojen vaikutus BKT:hen vuosineljänneksen sisällä,

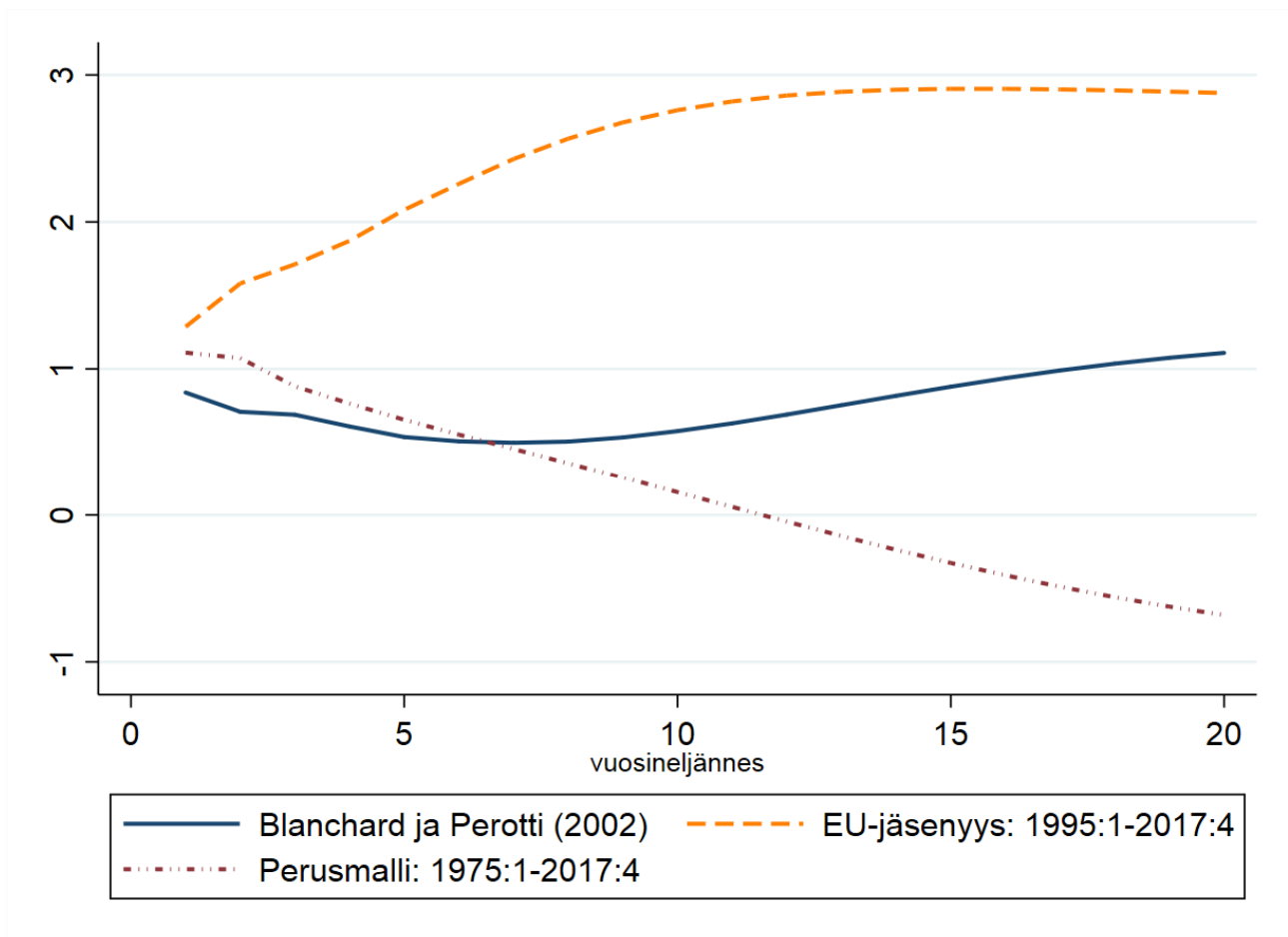
a_2 : julkisten menojen vaikutus verotuloihin vuosineljänneksen sisällä,

σ_G : julkisten menojen rakenteellisen shokin varianssi,

σ_T : verotulojen rakenteellisen shokin varianssi,

σ_X : BKT:n rakenteellisen shokin varianssi.

Liite 7. Kumulatiivinen kerroinvaikutus.



KUVIO 11. Kumulatiivisen kerroinvaikutuksen kehitys yli ajan.

Ajanjaksolle 1975:1-1994:4 ei ole laskettu kumulatiivista kerroinvaikutusta, koska kerroin saa nopeasti vain epätavanomaisen suuria negatiivisia arvoja.

Liite 8. Spesifikaatiotestaus RESET-testillä.

Vaihe 1) Estimoi paras lineaarinen malli. Olkoon mallin residuaalit $\{e_t\}$ ja sovite \hat{y}_t .

Vaihe 2) Valitse sopiva H :n arvo ja estimoi seuraava regressio:

$$e_t = \delta z_t + \sum_{h=2}^H \alpha_h \hat{y}_t^h \quad \text{kaikille } H \geq 2,$$

jossa z_t on vektori, joka sisältää vaiheessa 1 estimoidun mallin kaikki muuttujat. (Enders 2014, 415-416.)

TAULUKKO 17
Mallin spesifikaatiotesti

	<i>t</i> -arvo	<i>p</i> -arvo
Julkiset menot	2.55**	0.012
Verotulot	3.85***	0.000
BKT	1.86*	0.065

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

RESET-testi on laskettu soviteelle \hat{y}_t^2 .