



<input type="checkbox"/>	Kandidaatintutkielma
<input checked="" type="checkbox"/>	Pro gradu -tutkielma
<input type="checkbox"/>	Lisensiaatintutkielma
<input type="checkbox"/>	Väitöskirja

Oppiaine	Taloustiede	Päivämäärä	29.6.2019
Tekijä(t)	Simo Mentula	Matrikkelinumero	
		Sivumäärä	62.s + liitteet
Otsikko	Julkisten menojen kerroinvaikutus Suomessa: Empiirinen analyysi suhdanteiden vaikutuksista kertoimen suuruuteen		
Ohjaaja(t)	Professori Heikki Kauppi		

Tiivistelmä

Julkisten menojen kerroinvaikutus esiintyi taloustieteen tutkimuskirjallisuudessa ensimmäisen kerran 1930-luvulla. Julkisten menojen lisäys kasvattaa kokonaiskysyntää ja menolisäyksen myötä talous reagoi siten, että kokonaistuotannon muutos voi olla joko alkuperäistä menolisäystä pienempi tai suurempi. Keynesiläisten teorioiden mukaan julkisten menojen lisäystä voidaan käyttää tehokkaana keinona kokonaistuotannon kasvattamiseksi. Uusklassisten teorioiden valossa julkisten menojen kasvattaminen on tehotonta, sillä julkisten menojen lisäys syrjäyttää yksityistä kulutusta. Uudempien teorioiden perusteella julkisten menojen kasvattamisen tehokkuus riippuu talouden suhdanteista sekä rahapolitiikan tilasta. Valtiot voivat pyrkiä suhdanteiden tasaamiseen joko raha- tai finanssipolitiikan avulla. Koska Suomi kuuluu rahaliittoon, finanssipolitiikka eli julkisten menojen ja verotuksen säätely ovat ainoat keinot suhdanteita tasaavan politiikan harjoittamiseksi. Samasta syystä finanssipolitiikan voidaan uskoa olevan tehokasta, sillä julkisten menojen kasvattaminen Suomessa ei vaikuta euron valuuttakurssiin.

Tutkielman empiirisessä osuudessa estimoidaan julkisten menojen kerroin suomalaiselle aineistolle matala- ja korkeasuhdanteessa. Aineistoina käytetään Tilastokeskuksen neljännesvuositilinpidon sekä julkisen talouden -aikasarjoja. Estimoinnissa hyödynnetään Jordàn (2005) esittämää lokaalien projektoiden menetelmää. Menetelmää ei ole aikaisemmin sovellettu suomalaisella aineistolla finanssipolitiikkaa tutkivassa empiirisessä kirjallisuudessa. Tuloksia verrataan aikaisempiin suomalaisilla aineistoilla toteutettuihin tutkimuksiin, jotka hyödyntävät vektoriautoregressiivisiä malleja.

Tulosten perusteella julkisten menojen lisäys on huomattavan tehokasta silloin, kun Suomen talous on matalasuhdanteessa. Empiirisen analyysin perusteella julkisten menojen kerroin on matalasuhdanteessa 1.25 – 2 välillä. Tulosten perusteella on uskottavaa, että kerroin on suurempi silloin, kun talous on erityisen syvässä taantumassa. Korkeasuhdanteessa julkisten menojen lisäyksen havaittiin vaikuttavan talouskasvuun negatiivisesti. Empiiristen tulosten valossa näyttää siis siltä, että suhdanteita kannattaa tasata matalasuhdanteessa, jos siihen on julkisella taloudella varaa. Korkeasuhdanteessa julkisia menoja kannattaa hillitä ja menojen hillitseminen voi edistää talouskasvua. Tuloksiin kannattaa kuitenkin suhtautua varauksella, sillä julkisten menojen kertoimen kausaalinen estimointi on erityisen haasteellista suomalaisilla aineistoilla.

Asiasanat	Aikasarjaekonometria, finanssipolitiikka, julkisten menojen kerroinvaikutus
Muita tietoja	







**TURUN  
YLIOPISTO**  
Kauppakorkeakoulu

# **JULKISTEN MENOJEN KERROINVAIKUTUS SUOMESSA**

**Empiirinen analyysi suhdanteiden vaikutuksista kertoimen suuruuteen**

Taloustieteen  
pro gradu -tutkielma

Laatija:  
Simo Mentula

Ohjaaja:  
Professori Heikki Kauppi

29.6.2019  
Turku



# Sisällys

<b>1 Johdanto</b>	<b>8</b>
<b>2 Kerroinvaikutus makrotalousteoriassa</b>	<b>10</b>
2.1 Kertoimen määritelmä . . . . .	10
2.2 Keynesiläinen teoria . . . . .	12
2.3 Uusklassinen teoria . . . . .	14
2.4 Uusi synteesi ja uuskeynesiläiset mallit . . . . .	16
<b>3 Kerroinvaikutuksen estimointi</b>	<b>18</b>
3.1 Vektoriautoregressiiviset mallit . . . . .	18
3.1.1 Impulssivasteet VAR-malleissa . . . . .	21
3.1.2 Rakenteellinen VAR-malli . . . . .	22
3.2 Lokaali projektio . . . . .	24
<b>4 Kausaalivaikutusten identifointi</b>	<b>28</b>
4.1 Identifioiminen instrumenttimuuttujan avulla . . . . .	28
4.2 Muuttujien ajoitukseen perustuva identifointi . . . . .	30
<b>5 Katsaus aiempaan kirjallisuuteen</b>	<b>33</b>
5.1 Yleisiä tuloksia . . . . .	33
5.2 Suhdanteen vaikutus julkisten menojen kertoimen suuruuteen	35
5.3 Empiiriset tulokset Suomen aineistolla . . . . .	39
<b>6 Empiirinen analyysi</b>	<b>42</b>
6.1 Aineisto . . . . .	42
6.2 Lineaarinen malli . . . . .	45
6.3 Tilariippuvaiset mallit . . . . .	47
<b>7 Tulokset</b>	<b>51</b>
<b>8 Johtopäätökset ja yhteenveto</b>	<b>56</b>

## Kuvioluettelo

1	IS-LM malli . . . . .	13
2	Instrumenttimuuttuja . . . . .	29
3	Kaksivaiheinen PNS-estimointi . . . . .	29
4	Rekursiivinen identifointi . . . . .	32
5	Tarkasteltava Suomea koskeva aineisto vuodesta 1975 vuoteen 2017 . . . . .	43
6	Julkiset menot suhteessa kokonaistuotantoon vuodesta 1975 vuoteen 2017 . . . . .	44
7	Julkisten menojen shokki muodostettuna vuosille 1975 - 2017 .	46
8	Siirtymäfunktion arvot eri suhdanteen määritelmillä vuosina 1975 - 2017 . . . . .	50
9	Lineaarisen mallin kertoimet . . . . .	51
10	Tilariippuvaisen mallin kertoimet (siirtymä 1.) . . . . .	52
11	Tilariippuvaisen mallin kertoimet (siirtymä 2.) . . . . .	53
12	Tilariippuvaisen mallin kertoimet (siirtymä 3.) . . . . .	54
13	Lineaarinen malli: 1990-2017 . . . . .	65
14	Lineaarinen malli: 1999-2017 . . . . .	65
15	Tilariippuvainen malli: 1990-2017 (siirtymä 1.) . . . . .	66
16	Tilariippuvainen malli: 1990-2017 (siirtymä 2.) . . . . .	66
17	Tilariippuvainen malli: 1990-2017 (siirtymä 3.) . . . . .	67
18	Tilariippuvainen malli: 1999-2017 (siirtymä 1.) . . . . .	67
19	Tilariippuvainen malli: 1999-2017 (siirtymä 2.) . . . . .	68
20	Tilariippuvainen malli: 1999-2017 (siirtymä 3.) . . . . .	68

## Taulukkoluetelo

1	Kertoimen määritelmä . . . . .	11
2	Empiiriset tutkimukset Yhdysvalloista . . . . .	36
3	Empiiriset tutkimukset Suomessa . . . . .	41
4	Yhteenvedo tuloksista . . . . .	55
5	Lineaarisen mallin AIC:n arvot . . . . .	63

6	Tilariippuvaisen mallin AIC:n arvot (siirtymä 1.) . . . . .	63
7	Tilariippuvaisen mallin AIC:n arvot (siirtymä 2.) . . . . .	63
8	Tilariippuvaisen mallin AIC:n arvot (siirtymä 3.) . . . . .	64

# 1 Johdanto

Tämän tutkielman ensisijaisena tarkoituksena on viimeisimpään tutkimuskirjallisuuteen pohjautuen laskea suhdanneriippuvaiset estimaatit julkisten menojen kertoimelle Suomessa. Julkisten menojen kertoimella tarkoitetaan kokonaistuotannon muutosta suhteutettuna julkisten menojen odottamattomaan muutokseen. Teorian perusteella voidaan tehdä perusteltu oletus siitä, että julkisten menojen kerroinvaikutus on suurempi taantumassa kuin hyvinä taloudellisina aikoina.

Valtiolla on kaksi mahdollista tapaa, joilla se voi yrittää vaikuttaa kokonaiskysynnän ja kokonaistarjonnan määrään, rahapolitiikka ja finanssipolitiikka. Finanssikriisiä seurannut tilanne, jossa korot ovat lähellä nollakorkorajoitetta on johtanut siihen, että tutkimuskirjallisuuden painopiste on siirtänyt rahapolitiikan tutkimuksesta finanssipolitiikan tutkimukseen. Finanssipolitiikan vaikutusten arviointi on tärkeää sekin takia, että rahaliitossa olevat valtiot eivät voi harjoittaa itsenäistä rahapolitiikkaa.

Keynesiläisen teorian mukaan julkisten menojen lisääminen on tuloa yksityisille kuluttajille, jotka kasvattavat kulutustaan rajakulutusteensa verran. Seurauksena kokonaistuotannon tulisi kasvaa enemmän kuin alkuperäisen menojen kasvun verran. Uusklassinen teoria sisältää oletuksen ricardolaisesta ekvivalenssista, jonka mukaan valtion velkaantuminen johtaa myöhemmin veron korotuksiin. Jos oletetaan täysin rationaaliset kuluttajat, seuraisi tilanne, jossa yksityinen kulutus laskisi julkisten menojen lisäyksen verran ja kerroinvaikutus olisi nolla.

Aikaisempi tutkimuskirjallisuus pohjautuu pääosin Yhdysvaltojen aineistoihin ja saadut kerroinestimaatit ovat olleet pääosin nollan ja yhden välillä. Suhdanteen vaikutuksesta kerroinvaikutukseen on verrattain vähän tutkimusta ja tulokset ovat toistaiseksi riitaisia, joskin enemmistö tutkimuksista päätyy siihen tulokseen, että kerroinvaikutus on suurempi, kun talous on matalasuhdanteessa.

Suomessa julkisten menojen kerroinvaikutusta ovat tutkineet ainakin Lehmus (2014), Virkola (2014) sekä Keränen ja Kuusi (2016). Suhdanteen vaikutus on huomioitu ainoastaan Keräsen ja Kuusen tutkimuksessa. Tämän



tutkielman yhtenä lähtökohtana on saada vertailukelpoisia tuloksia aiempiin Suomalaisiin tutkimuksiin nähden, ja joko vahvistaa tai kyseenalaistaa aiemmin saatua tutkimustietoa.

Tässä tutkielmassa sovelletaan Jörda (2005) esittämää lokaalien projektoiden menetelmää (*engl. Local Projection*), jota on käytetty laajalti viimeaikaisessa tutkimuskirjallisuudessa, mutta ei toistaiseksi hyödynnetty kerroinvaikutuksen estimoimiseen Suomessa. Menetelmään liittyy hyviä ja huonoja puolia, mutta sen tuottamia estimaatteja voidaan pitää tietyin oletuksin vektoriautoregressiivisten mallien tuloksia luotettavimpina. Lisäksi menetelmä soveltuu erityisen tilariippuvaisten mallien estimoimiseen.

Tutkielman toisessa luvussa käsitellään kerroinvaikutusta makrotalusteoriassa. Luvun tavoitteena on tutustua julkisten menojen kerroinvaikutukseen käsitteenä, sekä tarkastella julkisten menojen kertoimen roolia eri teoriaperinteissä.

Kolmannessa ja neljännessä luvussa käsitellään kerroinvaikutuksen estimoimista ja kausaalisten vaikutusten identifioimista. Luvuissa käsitellään sekä vektoriautoregressiivisiä malleja että lokaaleja projektioita. Vektoriautoregressiivisten mallien käsittelemistä voidaan perustella niiden yhtäläisyyksillä lokaaleihin projektioihin ja myös sillä, että vektoriautoregressiiviset mallit ovat keskeinen väline julkisten menojen kerroinvaikutukseen liittyvässä empiirisessä kirjallisuudessa. Neljännessä luvussa käsitellään kertoimen estimoimiseen liittyvää kausaalivaikutusten identifiointia.

Viidennessä luvussa tehdään katsaus aikaisempaan empiiriseen kirjallisuuteen, jonka osana perehdytään aiempiin tutkimustuloksiin Yhdysvalloista ja Suomesta. Tutkielman kuudes luku koostuu empiirisestä analyysistä, joka toteutetaan Suomen aineistolla. Luvussa esitellään empiirinen strategia, jota hyödynnetään julkisten menojen kerroinvaikutuksen estimoimiseksi Suomessa. Aluksi estimoidaan yksi kerroin, joka ei riipu talouden tilasta, jonka jälkeen analyysiä täydennetään estimoimalla tilariippuvaiset kertoimet kolmella eri suhdanteen määritelmällä. Empiirisen analyysin tulokset raportoidaan tutkielman seitsemännessä luvussa.

## 2 Kerroinvaikutus makrotalousteoriassa

Ajatus siitä, että julkisen vallan tulisi pyrkiä tasoittamaan suhdannevaihteluita aktiivisen finanssipolitiikan keinoin on peruja John Maynard Keynesin vuonna 1936 julkaisemasta teoksesta *Työllisyys, korko ja raha* (engl. *The General Theory of Employment, Interest and Money*). Kahn (1931) oli aiemmin esittänyt käsitteen kerroinvaikutuksesta, joka syntyy, kun julkisia menoja käytetään työllistämiseen. Ajatus julkisten menojen lisäyksen tehokasta kokonaistuotannon väliaikaisena kasvattajana on erittäin intuitiivinen. Kaiken muun pysyessä samana julkisten menojen lisääminen kasvattaa kokonaistuotantoa määrän verran, joka vastaa alkuperäistä julkisten menojen lisäystä. Lisäksi julkiset menot ovat yksityisten taloudenpitäjien tuloa, joka kiertää taloudessa. Voidakseen kuluttaa valtiolla täytyy olla myös tuloja. Valtio hankkii varoja verottamalla, jonka vuoksi julkiset menot pienentävät yksityisten taloudenpitäjien budjettirajoitetta. Näin ollen julkisten menojen kertoimeen liittyvät mekanismit muodostavat haastavan kokonaisuuden, jota on yritetty hahmottaa teoreettisten mallien avulla jo 1930-luvulta lähtien.

### 2.1 Kertoimen määritelmä

Kerroinvaikutuksella tarkoitetaan kokonaistuotantoon syntyvää vastetta, joka seuraa julkisten menojen päätösperäisestä lisäämisestä. Makrotaloudelliset muuttujat ovat vahvasti endogeenisiä ja syy-seuraussuhteen arvioiminen edellyttää, että on olemassa luotettava menetelmä julkisten menojen eksogeenisen vaihtelun identifioimiseksi. Identifikaatiostrategioihin palataan vielä myöhemmin, mutta korostetaan, että seuraavissa yhtälöissä  $\Delta G$ :llä viitataan julkisten menojen eksogeeniseen vaihteluun, josta voidaan puhua myös *eksogeenisina shokkeina*.

Esitetään julkisten menojen kerroin yhtälön

$$m = \frac{\Delta Y}{\Delta G} \quad (1)$$

avulla. Yhtälön (1) esittämä määritelmä on sellaisenaan hyvin abstrakti, se ei esimerkiksi ota kantaa siihen milloin muutokset tapahtuvat ja miten ne ke-

hittyvät ajassa. Tutkimuskirjallisuudessa esiintyy eri mittareita, jotka määrittelevät julkisten menojen kertoimen eri tavoilla. Taulukossa 1 on esitetty kolme yleisimmin käytettyä määritelmää julkisten menojen kertoimelle (kts. Gechert 2015). Kertoimen alaindeksi  $h$  (horisontti) viittaa diskreettiin ajanhetkeen, jolla kerrointa mitataan.

Taulukko 1: Kertoimen määritelmä

Määritelmä	Kertoimen yhtälö	Kuvaus
Välitön kerroin	$m^{IMP} = \frac{\Delta Y_t}{\Delta G_t}$	Mittaa julkisten menojen shokin ja kokonaistuotannon muutoksen välistä suhdetta saman diskreetin aikaperiodin sisällä jolloin shokki esiintyy.
Huippukerroin	$m_h^{PEAK} = \frac{\max_h \Delta Y_{t+h}}{\Delta G_t}$	Alkuperäisten julkisten menojen shokin ja kokonaistuotannon suurimman vasteen välinen suhdeluku. Voidaan tulkita suurimpana tilapäisenä vaikutuksena.
Kumulatiivinen kerroin	$m_h^{CUM} = \frac{\sum_{i=0}^h \Delta Y_{t+i}}{\sum_{i=0}^h \Delta G_{t+i}}$	Kumulatiivinen kerroin mittaa shokista aiheutuvaa kokonaisvaikutusta. Kumulatiivinen kerroin huomioi myös julkisten menojen dynaamisen muutoksen.

Lisäksi esiintyy myös muita muunnelmia, esimerkiksi Auerbach ja Gorodnichenko (2012) laskivat kertoimen kokonaistuotannon vasteiden keskiarvon ja alkuperäisen menoshokin suhdelukuna. Empiirisiä tuloksia verratessa julkisten menojen kertoimesta puhuminen vain julkisten menojen kertoimena ei siis ole yksikäsitteistä. Ramey ja Zubairy (2018) korostavat erilaisten määritelmien synnyttämää ongelmaa empirisen tutkimuskirjallisuuden tulosten tulkinnassa. Eri tutkimuksissa esiintyy eri tavalla laskettuja kertoimia, jonka seurauksena tutkimustulosten keskinäinen vertailu on hankalaa.

Kumulatiivinen kerroin ottaa huomioon myös sen, että julkisten menojen shokki vaikuttaa useamman periodin ajan eli muutokset ovat jossain määrin pysyväluonteisia. Esimerkiksi Ramey ja Zubairy (2018) argumentoivat sen puolesta, että kertoimet tulisi niihin liittyvän dynaamisen luonteen vuoksi

laskea kumulatiivisina.

## 2.2 Keynesiläinen teoria

Kahn (1931) ajatuksena oli, että julkisen työllistämisen vaikutus voidaan jakaa ensisijaiseen ja toissijaiseen työllistymiseen. Ensisijainen työllistyminen kasvattaa kotitalouksien kulutusta palkkojen ja voittojen muodossa, jonka seurauksena syntyy lisää työtä. Kahnin ajatusta voidaan tarkastella kansantalouden tilinpidon kehikossa. Oletetaan yksinkertaisuuden vuoksi talous, joka ei käy ulkomaankauppaa, jolloin kokonaistarjonnan ja -kysynnän tasapaino voidaan esittää yhtälön

$$Y = C + G + I \quad (2)$$

avulla, jossa  $Y$  on kokonaistuotanto,  $G$  on julkinen kulutus ja  $I$  on investoinnit. Jaetaan kulutus tuloista riippumattomaan ja tuloriippuvaiseen osaan  $C = a + cY$ , jossa  $a$  on vakio  $c$  on rajakulutusaste. Sijoitetaan  $c$  yhtälöön (2), josta saadaan

$$Y = \frac{1}{1-c}(a + I + G). \quad (3)$$

Merkitään julkisten menojen muutosta  $\Delta G$ :llä, jolloin kokonaistuotannon muutosta voidaan kuvata yhtälöllä

$$\Delta Y = m\Delta G. \quad (4)$$

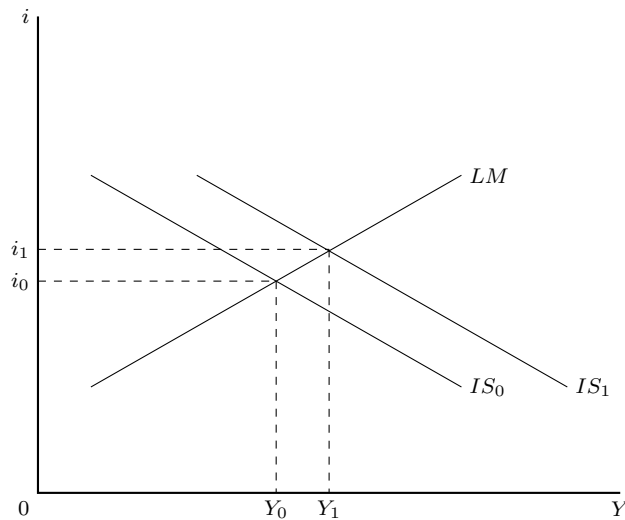
Kerroinvaikutus  $m = 1/(1-c)$  riippuu ainoastaan rajakulutusalttiudesta. Tällä tavoin laskettu julkisten menojen kerroin saa arvokseen aina vähintään yksi. Kerroinvaikutuksen suuruus määräytyy rajakulutusasteen perusteella. Kun rajakulutusaste lähestyy nollaa, kerroin lähestyy ykköstä ja vastaavasti rajakulutusasteen lähestyessä ykköstä, kerroin lähestyy ääretöntä.

Täydennetään edellä kuvattua mallia ulkomaan kaupalla. Edellinen esimerkki lähti oletuksesta, että kaikki julkisten menojen lisäyksen seurauksena ansaittu lisätulo kulutetaan kotimaisiin hyödykkeisiin. Nyt osa saadusta lisätulosta käytetään ulkomaisiin tuotteisiin. Merkitään ulkomaalaiseen hyödykkeisiin käytettyä osuutta symbolilla  $k$ . Koska ulkomailla tuotettuihin hyödykkeisiin käytetty raha on nyt pois kotimaisten hyödykkeiden kulutuksesta,

voidaan kertoimen yhtälö muotoilla uudelleen

$$m = \frac{1}{1 - c + k}. \quad (5)$$

Mikäli ulkomaalaisten hyödykkeiden osuus ylittäisi kotimaisiin hyödykkeisiin käytetyn osuuden, kerroin voisi olla myös pienempi kuin yksi.



Kuvio 1: IS-LM malli

Hicks (1937) esittämä IS-LM malli muodostaa formaalin kehikon Keynes (1936) esittämän teorian tarkasteluun. IS-LM malli kuvaa hyödyke- ja rahoitusmarkkinoiden tasapainoa suljetussa taloudessa. IS-LM mallia on havainnollistettu kuviossa 1. Julkisten menojen lisäys kasvattaa kokonaiskysyntää, jolloin IS käyrä siirtyy oikealle. Korko lähtee nousuun rahan kysynnän kasvun seurauksena, mikä heijastuu investointeihin. Muutoksen seurauksena siirrytään uuteen tasapainopisteeseen, jossa kokonaistuotanto aikaisempaa suurempi. Vaikutus riippuu olennaisesti LM-käyrän kulmakertoimesta. Jos LM-käyrä olisi pystysuora, korkojen nousu syrjäyttäisi finanssipolitiikan kokonaistuotantoa kasvattavan vaikutuksen. Finanssipolitiikan teho on siis vahvasti yhteydessä rahoitusmarkkinoihin.

Mundell ja Fleming (1962) laajensivat IS-LM mallin koskemaan avointa taloutta. Mundell ja Fleming korostavat, että valtio ei voi samanaikaisesti

ylläpitää kiinteää valuuttakurssia, vapaita pääomaliikkeitä sekä itsenäistä rahapolitiikkaa. Julkisten menojen lisääminen pienessä avotaloudessa aiheuttaa korkojen nousun, jonka seurauksena valuuttakurssi nousee ja kansantalouden kilpailukyky heikkenee.

Erilaisista laajennuksista huolimatta yksityisen kulutuksen rajakulutuste säilyy keskeisimpänä tekijänä kun julkisten menojen kerroinvaikutusta arvioidaan Keynesiläisessä teoriakehikossa. Lisäksi kertoimeen vaikuttavat talouden koko, avoimuus ja valuuttakurssijärjestelmä. (Ramey 2011.)

### 2.3 Uusklassinen teoria

Keynesiläiset mallit kohtelevat valtion velkaa yksityisten taloudenpitäjien varallisuutena. Voidaan kuitenkin pitää uskottavana, että taloudelliset toimijat osaavat ennakoida negatiivisen budjettitasapainon ja tulevien veron korotusten välistä yhteyttä. Uusklassiset reaalisten suhdannevaihteluiden (*engl. real business cycle*) ja yleisen tasapainon mallit perustuvat oletukseen hyötyä maksimoivasta edustavasta kotitaloudesta ja voittoa maksimoivasta yrityksestä. Toimijat perustuvat päätöksensä täydelliseen informaatioon ja palkat sekä hinnat oletetaan täysin joustaviksi. Uusklassiset mallit olettavat, että ricardolainen ekvivalenssi on voimassa ts. rationaalisesti käyttäytyvät kotitaloudet suhtautuvat julkisen velan lisäykseen tulevaisuuden veronkorotuksina. Näin ollen julkisten menojen korotukseen liittyy kotitalouksien osalta negatiivinen varallisuusvaikutus. Rationaalisesti käyttäytyvät kuluttajat varautuvat tuleviin veronkorotuksiin lisäämällä säästämistä ja työn tarjontaa. Kun työvoiman tarjonta kasvaa, palkat alenevat ja pääoman rajatuottavuus nousee. Vastaavasti rajatuottavuuden nousu lisää palkkojen nousupainetta ja saavutetaan uusi tasapaino, jossa kulutus on matalampi, mutta tarjotut työtunnit korkeammat. Julkinen kulutus siis syrjäyttää yksityistä kulutusta ja kerroinvaikutus riippuu olennaisesti syrjäytysvaikutuksen suuruudesta. (Barro 1974; Aiyagari ym. 1992; Baxter&King 1993.)

Woodford (2011) havainnollistaa julkisten menojen kerroinvaikutusta seuraavanlaisen yksinkertaistetun RBC-mallin avulla. Käytössä on "könttäsum-mavero", joka ei aiheuta vääristymiä taloudelliseen toimintaan. Lisäksi malli

on deterministinen eli siihen ei sisälly epävarmuutta. Ajatellaan talouden koston suuresta määrästä identtisiä ja ikuisesti eläviä kotitalouksia. Kotitalouksien tavoite on saavuttaa allokaatio, joka tuottaa mahdollisimman suuren kulutuksen  $C$ , mahdollisimman pienellä työmäärällä  $H$ . Koska taloudet elävät ikuisesti, ne vastaavat julkisen vallan ottamasta velasta täysimääräisesti. Kotitaloudet siis maksimoivat intertemporaalista hyötyfunktioita

$$\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [u(C_t) - v(H_t)], \quad (6)$$

jossa  $0 < \beta < 1$  on diskonttitekijä. Funktio  $u(C_t)$  kuvaa kulutuksesta saatua hyötyä ja funktio  $v(H_t)$  työntarjonnasta aiheutuvaa haittaa. Tuotanto  $Y_t$  määräytyy tehtyjen työtuntien perusteella ja funktio itsessään edustaa käytettyä tuotantoteknologiaa

$$Y_t = f(H_t). \quad (7)$$

Tuotos kulutetaan joko kotitalouksien tai valtion toimesta. Talous on tasapainossa kun jokaista periodia kohti kun tuotanto on yhtä kuin yksityisen ja julkisen kulutuksen summa

$$Y_t = C_t + G_t. \quad (8)$$

Merkitään nimellispalkkaa, symbolilla  $W_t$  ja talouden hintatasoa symbolilla  $P_t$ . Näin ollen työntekijöille maksettava reaali-palkka on yhtä kuin  $\frac{W_t}{P_t}$ . Tarjottun työn määrä riippuu reaali-palkasta ja näin ollen tasapainossa pätee

$$\frac{v'(H_t)}{u'(C_t)} = \frac{W_t}{P_t}. \quad (9)$$

Yhtälö (9) saadaan rajoitetun optimointiongelman ratkaisuna, kun maksimoidaan yhtälöä (6). Voiton maksimoiva työn kysyntä voidaan ratkaista samalla tavalla ja se vastaa määrää, jolla työn rajatuottavuus on yhtä kuin maksettu reaali-palkka

$$f'(H_t) = \frac{W_t}{P_t}. \quad (10)$$

Yhdistämällä yhtälöt (9) ja (10) voidaan osoittaa, että

$$\frac{v'(H_t)}{u'(C_t)} = f'(H_t). \quad (11)$$

Yhtälön (8) identiteettiä hyödyntämällä saadaan kulutus  $C_t = Y_t - G_t$  ja työmäärä  $H_t$  voidaan ilmaista kokonaistuotannon käänteisfunktiona  $f^{-1}(Y_t)$ . Tasapainoehdoksi muodostuu siis

$$u'(Y_t - G_t) = \tilde{v}'(Y_t), \quad (12)$$

jossa  $\tilde{v}(Y) = v(f^{-1}(Y))$  on edustavan kotitalouden disutiliteetti esitettynä tuotannon funktiona. Julkisten menojen kerroin saadaan implisiittisesti derivoimalla yhtälö (12)

$$\frac{dY}{dG} = \frac{\eta_u}{\eta_u + \eta_v}, \quad (13)$$

jossa  $\eta_u > 0$  on käänteisjousto  $u'$ :lle ja  $\eta_v > 0$  on jousto  $\tilde{v}'$ :lle kokonaistuotannon  $Y$  lisäyksen suhteen.

Yksinkertaistetussa RBC-malli julkisten menojen kerroin on siis aina suurempi kuin nolla, mutta välttämättä pienempi kuin yksi. Julkisen kulutuksen lisäys syrjäyttää ainakin osan yksityisestä kulutuksesta ja syrjäytysvaikutuksen suuruusluokka riippuu yksityisen ja julkisen kulutuksen välisestä intertemporaalisesta substituutiovaikutuksesta sekä tuotantopanosten rajakustannuksesta. Yksinkertaistetussa mallit verot oletettiin "könttäsommave-roiksi", jolloin ne eivät vääristä taloudellista toimintaa. Koska verot vähentävät kannusteita työntekoon, edellyttää julkisen talouden tasapaino alku-peräistä julkistenmenojen lisäystä suurempaa verojen korotusta. Baxter ja King (1993) hyödyntämä dynaaminen yleisen tasapainon malli tuotti ma-talimmillaan kertoimen -2.5 kun julkisten menojen lisäys rahoitettiin talou-dellista toimintaa vääristävien verojen avulla ja julkisten menojen lisäys oli tilapäinen.

## 2.4 Uusi synteesi ja uuskeynesiläiset mallit

Uuskeynesiläistä makrotalousteoria liittyy RBC-malleista tutun mikrotalous-teoreettisen perustan Keynesiläisiin malleihin. Uuskeynesiläisiin malleihin lii-tetään uusklassisten teorioiden tavoin rationaaliset odotukset, mutta hintoi-hin oletetaan liittyvän jäykkyyksiä. Mallit luopuvat täydellisten markkinoi-den oletuksesta, jolloin taloudessa esiintyy epätäydellistä kilpailua ja muita markkinahäiriöitä.



Uusi neoklassinen synteesi liittää yhteen osia sekä uusklassisesta että uuskeynesiläisestä perinteestä. Malliin tuodaan uusklassisesta perinteestä rationaaliset odotukset ja intertemporaalista optimointia harjoittavat taloudenpitäjät. Uuskeynesiläisyyttä mallissa edustavat epätäydellinen kilpailu ja hidas hintojen sopeutuminen. Koska molempien suuntausten tausta löytyy mikrotalousteoriasta, on niiden osien yhdistäminen mahdollista. (Goodfriend&King 1999.)

Smets ja Wouters (2007) esittivät uuteen neoklassiseen synteesiin perustuvan Bayesiläisen dynaamisen stokastisen yleisen tasapainon mallin (engl. dynamic stochastic general equilibrium model). Vaikka empiiriset tulokset viittaavat julkisten menojen yksityistä kulutusta kiihdyttävään vaikutukseen, ei tätä pystytty uuskeynesiläisillä tai uuteen synteesiin perustuvilla havaitsemaan. Cogan ym. (2010) liittivät malliin kahdenlaisia kotitalouksia. Ricardolaisilla kotitalouksilla tarkoitetaan kotitalouksia, jotka sisäistävät valtion budjettirajoitteessa tapahtuvat muutokset omiin kulutuspäätöksiinsä (Buchanan 1976). Osa kotitalouksista elää ricardolaisen opin mukaan ja näin ollen julkisten menojen lisäys syrjäyttää osan yksityisestä kulutuksesta. Loput kotitalouksista kuluttavat kaikki käytettävissä olevat tulonsa. Kun mallissa on riittävän suuri osa ei-ricardolaisia talouksia, malli tuottaa positiivisen vasteen yksityiselle kulutukselle.

Gali ym. (2017) mukaan tavallisessa uuskeynesiläisessä mallissa julkisten menojen kertoimen koko on ykkösen molemmilla puolilla riippuen siitä, miten yksityisten taloudenpitäjien preferenssit on mallinnettu. Christiano ym. (2011) näyttävät, uuskeynesiläisiin oletuksiin perustuvan DSGE-mallin avulla, että kerroin voi olla myös merkittävästi ykköstä kun suurempi kun nimelliskorot eivät reagoi julkisten menojen päätösperäisiin muutoksiin. Kun nimelliskorko on kiinnitetty, julkisten menojen lisäys kiihdyttää inflaatiota, jonka seurauksena reaalikorot alenevat. Reaalikoron aleneminen kiihdyttää yksityistä kulutusta ja johtaa suurempaan kerroinvaikutukseen.

### 3 Kerroinvaikutuksen estimointi

Kerroinvaikutuksen estimoimiseen liittyvä ongelma piilee siinä, että potentiaalista vastetta ei pystytä ikinä havaitsemaan. Potentiaalisella vasteella tai ns. kontrafaktuaalilla tarkoitetaan vaihtehtoisia maailman tilaa, kun jokin asia on tapahtunut tai jäänyt tapahtumatta. Kerroinvaikutuksen estimoimiseksi pyritään hyödyntämään informaatiota siitä, mitä tapahtuu kun julkisia menoja korotetaan, ja tietoa siitä mitä olisi tapahtunut kun toimenpide olisi jätetty tekemättä. Koska tiloista voidaan havaita vain toinen, joudutaan kertoimen estimoimiseksi turvautumaan tilastollisiin mallintamiskeinoihin. Dynaamisia kausaalivaikutuksia estimoidaan tyypillisesti laskemalla impulssivasteita empiiristen aineiston ja tilastollisten mallien avulla. Impulssivasteita voidaan muodostaa autoregressiivisten mallien tai lokaalien projektioiden avulla.

#### 3.1 Vektoriautoregressiiviset mallit

Vektoriautoregressiiviset mallit (VAR) koostuvat kahdesta tai useammasta regressioyhtälöstä, joissa muuttujia selitetään itsensä ja muiden muuttujien viivästetyillä arvoilla. VAR-mallien avulla on mahdollista tarkastella makrotaloudellisten muuttujien välistä dynamiikkaa. VAR-mallien avulla voidaan muodostaa ennusteita, virhevarianssia koskevia hajotelmia ja impulssivasteita.

Oletetaan, että aikasarjan havainnot syntyvät jonkin tuntemattoman prosessin seurauksena, tähän viitataan dataa generoivana prosessina (*engl. data generating process*). Aikasarjan dataa generoivan prosessin voidaan ajatella koostuvan stokastisesta ja deterministisestä osasta. Esimerkiksi kokonaistuotanto on pitkällä aikavälillä kasvava, mutta lyhyellä aikavälillä siihen sisältyy runsaasti vaihtelua. Kuvataan pitkän aikavälin kehitystä deterministisen komponentin  $\mu_t$  avulla. Käytetään satunnaisesta osasta merkintää  $x_t$ , joka on siis aikasarjan stokastinen komponentti. Tällöin voidaan siis kirjoittaa

$$y_t = \mu_t + x_t. \tag{14}$$

Koska vektoriautoregressiiviset mallit rakentuvat useammasta kuin yhdestä

aikasarjasta,  $y_t$  on havaintovektori, jossa aikasarjan hetken  $t$  realisaatiota kuvaavat alkioit  $(y_{1t}, \dots, y_{kt})'$ . (Lütkepohl&Kilian 2018, 23.)

Deterministinen komponentti voi koostua esimerkiksi vakio-termistä ja/tai trendistä. Stokastiseen komponenttiin voidaan viitata myös mallin autoregressiivisenä osana, jossa selitettävät muuttujat riippuvat lineaarisesti muuttujien itsensä viivästetyistä arvoista. Tähän viitataan myös  $p$ -asteen VAR-prosessina, joka voidaan kirjoittaa muodossa

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + u_t, \quad (15)$$

jossa  $A_i$ ,  $i = 1, \dots, k$ , ovat  $k$ -ulotteisia malliparametreista koostuvia neliömatriiseja. Lisätään stokastiseen osan esitykseen deterministinen termi, jolloin malli (15) on muotoa

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t. \quad (16)$$

Virhetermi  $u_t$  pitää sisällään sen osan vaihtelusta, jota ei voida ennustaa muuttujan itsensä ja systeemin muiden muuttujien viivästettyjen arvojen avulla. Virhetermi edustaa siis vastemuuttujan odottamatonta vaihtelua ja se voidaan ajatella myös ennustevirheenä. Merkitään virhetermin kovarianssimatriisia  $\Sigma_u$ :lla, joka on  $k \times k$  neliömatriisi. Kovarianssimatriisin diagonaali-alkiot kuvaavat muuttujien varianssia, ja diagonaalin ulkopuolella olevat alkioit muuttujien välisiä kovariansseja. (Lütkepohl&Kilian 2018,24).

Matriisimerkinnät mahdollistavat  $p$ -nnen asteen VAR-esityksen tiivistämisen myös VAR(1)-esitysmuotoon. Kirjoitetaan prosessi muodossa

$$y_t = v + A y_{t-1} + u_t, \quad (17)$$

jossa

$$A = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \dots & A_{p-1} & A_p \\ I_n & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & I_n & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & I_n & 0 \end{bmatrix}$$

on  $(kp \times kp)$  matriisi ja

$$v = \begin{bmatrix} v \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}, y_t = \begin{bmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-p+1} \end{bmatrix} \text{ sekä } u_t = \begin{bmatrix} u_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

ovat  $(kp \times 1)$  vektoreita. (Lütkepohl&Kilian 2018,25).

Prosessin sanotaan olevan stabiili, mikäli kaikki  $A$  matriisin itseisarvot ovat kompleksiavaruudessa sijaitsevan yksikköympyrän ulkopuolella. Ehto voidaan esittää formaalisti

$$\det(I_{np} - Az) \neq 0 \forall z \in \mathbb{C}, |z| \leq 1. \quad (18)$$

Stabiilisuusehto takaa sen, että matriisille  $A$  on olemassa käänteismatriisi. (Lütkepohl&Kilian 2018,25).

Otetaan käyttöön viiveoperaattorimerkintä  $L$ , joka mahdollistaa muuttujien viivästettyjen vektorien esittämisen lyhyemmässä muodossa. Esimerkiksi  $Ly_t = y_{t-1}$  ja vastaavasti  $L^p = y_{t-p}$ . Nyt malliyhtälö voidaan kirjoittaa

$$A(L)y_t = v + u_t, \quad (19)$$

jossa  $A(L) = I_k - A_1L^1 - \dots - A_pL^p$ . Prosessi voidaan esittää liukuvan keskiarvon esitysmuotona kertomalla yhtälö (19) puolittain matriisipolynomin  $A(L)$  käänteismatriisilla

$$\begin{aligned} A(L)y_t &= v + u_t \\ y_t &= A(L)^{-1}v + A(L)^{-1}u_t \end{aligned} \quad (20)$$

Määritellään  $J = [I_n, 0_{n \times n(p-1)}]$ , jolloin esitys voidaan edelleen kirjoittaa

$$y_t = A(1)^{-1}v + \sum_{i=0}^{\infty} JA^i J' J U_{t-1}. \quad (21)$$

Koska  $J$  on idempotentti eli sen kertominen itsellään tuottaa saman tuloksen,  $J'J = J'$  ja yhtälö saadaan muotoon, joka tunnetaan liukuvan keskiarvon esityksenä

$$y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i u_{t-i}, \quad (22)$$

jossa  $\mu = A(1)^{-1}v$  ja  $\phi_i = JA^iJ'$ . (Lütkepohl&Kilian 2018,24-26.)

### 3.1.1 Impulssivasteet VAR-malleissa

Koop ym. (1996) määrittelee impulssivasteet kahden  $t - 1$  hetkeen saakka identtisesti käyttäytyvän muuttujan reaalisatioiden erotuksena hetkellä  $t + h$ . Toiseen muuttujan kohdistuu  $\delta$  kokoinen shokki hetkellä  $t$ , vastaavasti toiseen muuttujaan ei kohdistu shokkia. Muuttujat muodostavat tällöin potentiaaliset vasteet eri maailman tiloille. Impulssivasteet voidaan siis määrittellä kahden ennusteen välisenä erotuksena. Ennusteet voidaan esittää vektorin  $y_{t+h}$  ehdollisena odotusarvona sen menneiden havaintojen ja hetkellä  $t$  tapahtuvan shokin suhteen

$$IR(t, h, \delta) = E(y_{t+h} | w_t = \delta, w_{t+1} = 0, \dots, w_{t+h} = 0, y_t) - E(y_{t+h} | w_t = 0, w_{t+1} = 0, \dots, w_{t+h} = 0, y_t) \quad (23)$$

jossa  $y_t \equiv (y_t, y_{t-1}, \dots)'$  ja  $w_t$  on  $k$  ulotteinen vektori, joka voidaan tulkita ikäänkuin lineaarisen mallin jäännöstermin asettamisena estimoimisen sijasta.

Hamilton (1994, 318-319) esittää impulssivasteen määritelmän seuraavasti. Laskemalla yhtälön (22) summalauseke auki

$$y_t = \mu + u_t + \phi_1 u_{t-1} + \phi_2 u_{t-2}, \dots, \quad (24)$$

nähdään, että matriisi  $\Phi_h$  voidaan määrittellä myös yhtälön vasemman puolen  $y_t$  muutoksena hetkellä  $t + h$  shokeista koostuvan vektorin  $u_t$  suhteen. Matriisille  $\Phi_h$  on siis olemassa esitysmuoto

$$\Phi_h = \frac{\partial y_{t+h}}{\partial u_t}, h = 1, 2, 3, \dots, \quad (25)$$

Hamilton (1994) suosittaa impulssivasteiden laskemista simuloimalla:

1. Asetetaan  $y_{t-1} = y_{t-2} = \dots = y_{t-p} = 0$
2. Asetetaan j:nnettä muuttujaa vastaava  $u_{jt} = \delta$ , siten että vektorin muut alkioit ovat nollia
3. Edistetään rekursiivisesti systeemiä  $y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t$
4. Vektorin  $y_{t+h}$  arvo hetkellä  $t + h$  vastaa j:nnettä riviä matriisissa  $\Phi_h$
5. Matriisin  $\Phi_h$  kaikki sarakkeet voidaan laskea toistamalla simulaatio, jokaista shokkia  $u_{jt}$  kohti
6. Nyt impulssivasteet ovat luettavissa matriisin  $\Phi_h$  rivien alkioista.

### 3.1.2 Rakenteellinen VAR-malli

Aikaisemmin käsitelty VAR-esitys tunnetaan myös redusoidun muodon VAR-esityksenä. Jatkossa VAR-muotoon viitataan redusoidun muodon VAR-esityksenä ja seuraavaksi käsiteltävään SVAR-muotoon rakenteellisena VAR-esityksenä. Jos muuttujat ovat keskenään korreloituneita, myös niiden pienimmän neliösumman (PNS) menetelmällä estimoidut jäännökset korreloivat keskenään. Tämän takia yksittäisen shokin aiheuttamia muutoksia systeemin dynamiikassa ei pystytä mallintamaan ilman oletuksia muuttujien välisiin riippuvuussuhteisiin liittyvästä rakenteesta. Malli voidaan identifioida hyödyntämällä muuttujien ajoitukseen ja/tai muuttujien välisiin joustoihin liittyvää talousteoreettista tietämystä. Tähän tarkoitukseen on olemassa vektoriautoregressiivisen mallin rakenteellinen muoto eli SVAR (*engl. Structural Vector Autoregression*).

VAR-prosessi voidaan esittää sen rakenteellisessa muodossa

$$B_0 y_t = B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \dots + B_p y_{t-p} + w_t. \quad (26)$$

Matriisi  $B_0$  on  $k \times k$  matriisi jonka arvot, kuvaavat lineaarista yhteyttä muuttujien välillä. Vektori  $w_t$  koostuu rakenteellisista virheistä ja niiden yhteys redusoidun muodon virheisiin käy ilmi, kun SVAR-muoto palautetaan takaisin VAR-muotoon. Rakenteelliset virheet sisältävä matriisi  $w_t$  normalisoitu

siten, että niiden kovarianssimatriisi  $\Sigma_w$  on k-ulotteinen neliömatriisi, jonka diagonaalialkiot ovat ykkösiä ja muut alkiot nolliä. Virhetermit ovat siis nyt toisistaan riippumattomat. Sillä oletuksella, että prosessi on stabiili, rakenteellinen muoto voidaan palauttaa VAR muodon esitykseksi kertomalla yhtälö (26)  $B_0$ :n käänteismatriisilla

$$\begin{aligned} y_t &= B_0^{-1}B_1y_{t-1} + B_0^{-1}B_2y_{t-2} + \dots + B_0^{-1}B_p y_{t-p} + B_0^{-1}w_t \\ y_t &= A_1y_{t-1} + A_2y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \end{aligned} \quad (27)$$

Rakenteellisen muodon palauttaminen redusoiduun muotoon siirtää muuttujien välisen välittömän riippuvuden osaksi virhetermiä. Vertaamalla yhtälöitä (26) ja (27) voidaan nähdä, että

$$u_t = B_0^{-1}w_t, \quad (28)$$

$$A_i = B_0^{-1}B_i, \quad (29)$$

jossa  $i = 1, \dots, p$ . Nyt redusoidun muodon kovarianssimatriisi on muotoa  $\Sigma_u = B_0^{-1}\Sigma_w B_0^{-1'} = B_0^{-1}B_0^{-1'}$ . (Lütkepohl&Kilian 2018, 107-108.)

Koska redusoidun muodon kovarianssimatriisi on mahdollista estimoida PNS-menetelmällä, voidaan esityksen  $\Sigma_u = B_0^{-1}B_0^{-1'}$  avulla ratkaista tuntemattomat parametrit  $B_0^{-1}$  matriisissa. Symmetrinen matriisi  $\Sigma_u$  koostuu  $k(k+1)/2$  yhtälöstä, näin ollen  $B_0^{-1}$  voi sisältää maksimissaan yhtä monta parametria. Koska  $B_0^{-1}$  koostuu  $k \times k$  alkioista, täytyy yksikäsitteisen ratkaisun saamiseksi osa parametreista määrätä ennalta. Parametrien ennalta asettamiseen viitataan rajoitteiden asettamisena. Mallin rakenteellisuus tulee siitä, että parametrirajoitusten asettamisessa voidaan hyödyntää teoreettista tietoa talouden rakenteesta. Kun  $B_0^{-1}$  on ratkaistu, voidaan redusoidun muodon impulssivasteet muuntaa rakenteellisiksi impulssivasteiksi skaalamalla ne matriisilla  $B_0^{-1}$ . (Lütkepohl&Kilian 2018, 107-108.)

Aikasarjat ovat heikosti stationaarisia, kun niiden ensimmäiset ja toiset momentit, eli odotusarvot ja autokovarianssit ovat ajasta riippumattomat. Aikasarjan stationaarisuudesta voidaan tehdä alustavia johtopäätöksiä myös silmämääräisesti. Jos aikasarjan odotusarvo ja varianssi riippuvat ajasta, se voidaan nähdä aikasarjan vaeltelevana käyttäytymisenä. Useimmissa tapauksissa epästationaarisuudesta voidaan päästä eroon ottamalla aikasarjasta dif-

ferenssi eli kahden perättäisen havainnon välinen erotus. Jos epästationaarisuudesta päästään eroon tällä tavoin, muuttujien sanotaan olevan ensimmäisen asteen integroituneita prosesseja.

Logaritmisten muuttujien differenssi voidaan tulkita aikasarjan prosenttimuutoksena. Esimerkiksi kuluttajahintaindeksistä voidaan laskea inflaatio logaritmien differenssinä. Tällöin on kuitenkin ilmeistä, että muunnoksen seurauksena menetetään muuttujien pitkän aikavälin riippuvuuteen liittyvää informaatiota. Sims ym. (1990) mukaan epästationaarisia ja pitkällä aikavälillä toisistaan riippuvia muuttujia sisältävä malli voidaan estimoida tarkentuvasti epästationaarisuudesta huolimatta. Informaation menettämiseen liittyvän ongelman vuoksi julkisten menojen kerroinvaikutusta tutkivassa kirjallisuudessa VAR-mallit estimoidaan lähes poikkeukset logaritmisina tasomuuttujina <sup>1</sup>.

## 3.2 Lokaali projektio

Impulssivasteita voidaan muodostaa myös regressioyhtälön avulla. Menetelmä tunnetaan lokaalina projektiona (*engl. Local Projection*). Lokaali projektio on menetelmänä sukua *suoralle usean askeleen ennustamiselle*<sup>2</sup> (*engl. Direct Multi-step Forecasting*). Lokaali projektio esiintyy ensimmäistä kertaa Jorda (2005) artikkelissa, jossa verrataan lokaalia projektiota ja vektoriautoregressiota keskenään. Artikkelissa näytetään, miten lokaaleilla projektiolla voidaan muodostaa impulssivasteita ja laskea virhevarianssia koskevia hajoitelmia. Jorda (2005) mukaan lokaali projektio on harhattomampi, vähemmän herkkä vääranlaiselle määrittelylle sekä joustavampi, kuin vektoriautoregressiiviset mallit.

Jorda(2005) seuraten, impulssivasteet voidaan laskea muodostamalla h-kappaletta lineaarisia projektioita regressioyhtälöiden

$$y_{t+h} = \alpha^h + \beta_1^{h+1}y_{t-1} + \dots + \beta_p^{h+1}y_{t-p} + u_{t+h}^h \quad (30)$$

avulla, jossa  $\alpha^h$  on vakiotermit sisältävä  $n \times 1$  vektori,  $\beta_i^{h+1}$  on  $k \times k$  kerroin matriisi ja  $h = 0, 1, \dots, H$ .

<sup>1</sup>Tasomuuttujalla tarkoitetaan muuttujaa sellaisenaan

<sup>2</sup>kts. Marcellino ym. (2006)



Jörda (2005) havainnollistaa VAR- ja LP-mallien yhtäläisyyttä vertaamalla LP-mallin yhtälöä VAR-mallin ennusteyhtälöön. Jörda ottaa lähtökohdaksi yhtälössä (17) esitetyn p-asteinen VAR-prosessi, joka on kirjoitettu VAR(1) muodossa

$$y_t = v + Ay_{t-1} + u_t. \quad (31)$$

H:n periodin ennusteyhtälö voidaan kirjoittaa edistämällä yhtälöä (31) rekursiivisesti

$$\begin{aligned} y_t &= v + Ay_{t-1} + u_t \\ y_{t+1} &= v + Av + A^2y_{t-1} + Au_t + u_{t-1} \\ &\vdots \\ y_{t+h} &= v + Av + \dots + A^h v + u_{t+h} + Au_{t+h-1} + \dots + A^h u_t \\ &\quad + A^{h+1}y_{t-1}. \end{aligned} \quad (32)$$

Palauttamalla systeemi takaisin p:nneen asteen esitysmuotoon ja järjestelmällä termejä uudelleen yhtälö (32) saadaan muotoon

$$\begin{aligned} y_{t+h} &= (I - A_1^h - \dots - A_p^h)v + A_1^{h+1}y_{t-1} \\ &\quad + \dots + A_p^{h+1}y_{t-p} + u_{t+h} + A_1^1u_{t+h-1} + \dots + A_1^h u_t. \end{aligned} \quad (33)$$

Vertaamalla yhtälöitä (33) LP-mallin yhtälöihin (30) nähdään, että

$$\begin{aligned} \alpha^h &= (I - A_1^h - \dots - A_p^h)v \\ \beta_1^{h+1} &= A_1^{h+1} \\ \tilde{u}_{h+1}^h &= u_{t+h} + A_1^1u_{t+h-1} + \dots + A_1^h u_t. \end{aligned}$$

Mallin jäännöstermit muodostavat ennustevirheiden liukuvan keskiarvon hetkestä  $t$ , hetkeen  $t+h$ , eivätkä korreloi selittävien muuttujien kanssa, jotka kulkevat hetkestä  $t-1$ , hetkeen  $t-p$ . Näin ollen kerroinestimaatit ovat tarkentuvia, eli ne lähestyvät otoksen kasvaessa todellisia parametriarvoja. Koska jäännökset noudattavat ennustevirheiden liukuvaa keskiarvoa, ovat ne myös vahvasti autokorreloituneita. (Jörda 2005.)

Autokorrelaatiosta puhutaan myös sarjakorrelaationa (*engl. serial correlation*) ja sillä tarkoitetaan sitä, että muuttujan arvot riippuvat edeltävistä

arvoista. Tämän otetaan huomioon korjaamalla estimoitujen regressioyhtälöiden keskivirheet (30) heteroskedastisuus- ja autokorrelatio-robusteilla keskivirheillä. Parametrien luottamusvälit voidaan laskea normaalisti parametriestimaattien keskivirheiden avulla. Keskivirheiden korjaamiseen voidaan käyttää esimerkiksi Newey-West (1987) keskivirheitä. (Jörda 2005.)

LP-mallin impulssivasteet on mahdollista laskea yhtälö kerrallaan. Oletetaan, että kiinnostuksen kohteena on vastemuuttujan  $y_{j,t}$  muutos hetkellä  $h$ , kun muuttujaa  $w = y_{i,t}$  kasvatetaan  $\delta$  verran. Palautetaan mieleen Koop ym. (1996) impulssivasteen määritelmä ja merkitään yksikön suuruista lisäystä symbolilla  $\delta = 1$  sekä mallin muita muuttujia vektorilla  $x_t$ . Impulssivasteet voidaan kuvata ehdollisten odotusarvojen erotuksena

$$\begin{aligned}
 IR(t, h, \delta) &= E(y_{j,t+h}|w_t = w_0 + \delta; x_t) - E(y_{j,t+h}|w_t = w_0; x_t), \\
 &= \alpha_h + (w_0 + \delta)\beta_h + u_h + x_h'\gamma - \alpha_h - w_0\beta_h - x_h'\gamma - u_h, \\
 &= \delta\beta_h, \\
 &= \beta_h.
 \end{aligned} \tag{34}$$

Impulssivasteet lasketaan siis jokaista horisonttia kohti erikseen. Molemmat menetelmät tuottavat samat impulssivasteet ensimmäiselle periodille. Impulssivasteet eroavat toisesta periodista lähtien, koska LP-menetelmä tuottaa uudet parametrit jokaista horisonttia kohti. VAR-malleissa impulssivasteet muodostuvat  $h = 0$  hetken parametrien epälineaarisenä funktiona. Tästä johtuen väärin määritellyn VAR-mallin impulssivasteiden virheet kasautuvat impulssivastehorisonttia edistettäessä. Näin ollen lokaaleita projektioita voidaan pitää vähemmän herkkänä mallin väärin määrittelylle. (Jörda 2005.)

Lokaaleina projektioina muodostetut impulssivasteet ovat symmetrisiä, eli positiivisten ja negatiivisten shokkien vasteet ovat toistensa peilikuvia. Shokkien voimakkuus ei vaikuta impulssivasteiden muotoon, esimerkiksi kaksi kertaa suurempi shokki johtaa kaksi kertaa suurempaan vasteeseen. Lisäksi impulssivasteet ovat riippumattomia omasta historiastaan. Nämä ominaisuudet pätevät sekä vektoriautoregressioille että lokaaleille projektioille. VAR-malli ja LP kuluttavat käytettävää dataa eri tavalla. VAR-mallissa menetetään mallin asteen mukaiset  $p$  ensimmäistä havaintoa. LP kuluttaa aineistoa

molempiin ja menetettyjen havaintojen määrä riippuu sekä mallin asteesta että impulssivastehorisontin pituudesta. Olkoon havaintojen lukumäärä  $n$ , käytetty viipeen pituus  $p$  ja impulssivastehorisontti  $h$ , tällöin malli sovitaan havainnoille jotka ovat välillä  $y_{p+1}$  ja  $y_{n-h}$ . (Jörda 2005.)

VAR ja LP menetelmiä keskenään vertailevia tutkimuksia on toistaiseksi vain muutamia. Oikeassa maailmassa todellinen dataa generoiva prosessi on aina tuntematon. Kun aineisto luodaan simuloimalla, sen syntyprosessi on tunnettu ja näin ollen simuloiminen tarjoaa yhden tavan vertailla menetelmien soveltuvuutta. Kilian ja Kim (2011) vertailivat VAR- ja LP-menetelmiä keskenään ja osoittavat VAR-mallin tuottavan luonnollisesti tarkempia ja tehokkaampia impulssivaste-estimaatteja dataa generoivan prosessin noudattaessa VAR-prosessia.

Brugnolini (2018) kiinnittää huomiota siihen, että Kilian ja Kim (2011) käyttävät simuloitun VAR-prosessin estimoimiseen saman asteista VAR-mallia. Toisin sanoen, Kilian ja Kim vertaavat dataa generoivasta prosessista tuotettuja impulssivasteita LP-mallin impulssivasteisiin. Brugnolini (2018) osoittaa, että LP-mallin tuottamat impulssivaste estimaatit ovat harhattomampia molempien mallien ollessa väärin määriteltyjä.

## 4 Kausaalivaikutusten identifiointi

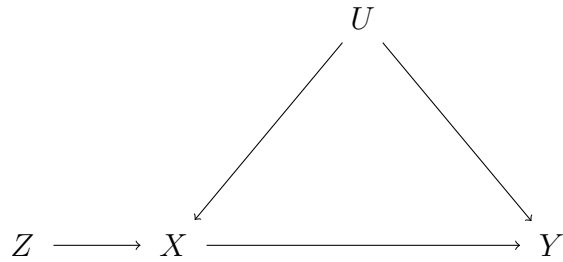
Makrotaloudellisten muuttujien keskinäisten kausaalivaikutusten arvioiminen on haastavaa. Makrotaloudelliset muuttujat ovat keskenään voimakkaasti korreloituneita ja muuttujien väliset vaikutuskanavat oletettavasti hyvin monimutkaisia. Makrotaloudellisten muuttujien eksogeeniseen vaihteluun viitataan makrotaloudellisina shokkeina. Ramey (2016) määrittelee makrotaloudelliset shokit taloustieteen teoriassa esiintyvien shokkien, kuten teknologia-, rahapolitiikka- ja fiskaalishokkien empiirisinä vastineina. Kausaalivaikutuksen identifioiminen edellyttää, että shokit ovat keskenään korreloimattomia. Lisäksi shokkien tulee edustaa joko odottamatonta vaihtelua eksogeenisissä muuttujissa tai tietoa niiden tulevasta vaihtelusta.

Automaattiset vakauttajat tarkoittavat sitä, että kansantalouden menot ja tulot reagoivat vastasyklisesti kokonaistuotannon muutoksiin. Kun kokonaistuotanto laskee, julkiset menot kasvavat esimerkiksi työttömyyskorvausten muodossa. Kun työllisiä on vähemmän, myös verotulot alenevat. Toisaalta teorian pohjalta tiedetään, että julkisilla menoilla ja verotuksella on myös vaikutusta kokonaistuotantoon. Makrotaloudelliset muuttujat ovat siis keskenään endogeenisiä ja tämä tunnetaan myös ns. simultaanisen kausaalisuuden ongelmana.

Tässä luvussa käsitellään kaksi keskeistä lähestymistapaa, joita hyödynnetään finanssipolitiikan vaikutuksia tutkivassa empiirisessä kirjallisuudessa. Ensimmäinen lähestymistapa perustuu julkisten menojen eksogeenisen vaihtelun jäljittämiseen instrumenttimuuttujan avulla. Toinen tapa hyödyntää makrotaloudellisten muuttujien ajoitukseen liittyvää teoreettista tietämystä.

### 4.1 Identifioiminen instrumenttimuuttujan avulla

Ongelma voidaan käsitellä Wright (1928) esittämän instrumenttimuuttujan avulla. Ajatuksena on hyödyntää jotain mallin ulkopuolista muuttujaa, joka korreloi selittävän muuttujan kanssa, mutta ei tilastollisen mallin virhetermin kanssa.

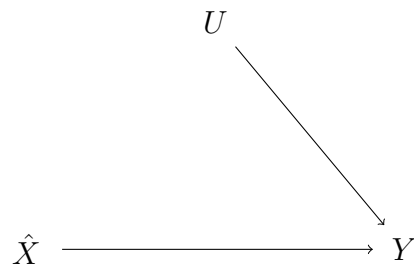


Kuvio 2: Instrumenttimuuttuja

Kuviossa (2) havainnollistetaan eksogeenisen vaihtelun identifioimista ulkoisen instrumenttimuuttujan avulla. Kuviossa  $U$  esittää havaitsemattomia tekijöitä, jotka vaikuttavat molempiin muuttujiin  $X$  ja  $Y$ . Instrumenttimuuttujaan liittyy kolme ehtoa:

1.  $X$  riippuu muuttujasta  $Z$
2.  $Y$  riippuu muuttujasta  $Z$  ainoastaan muuttujan  $X$  kautta
3.  $Z$ :lla ja  $Y$ :llä ei ole yhteistä aiheuttajaa

Estimoimalla regressioyhtälö, jossa muuttujaa  $X$  selitetään muuttujalla  $Z$ , havaitsemattomien tekijöiden  $U$  vaikutus jää mallin virhetermiin. Mallin sovite  $\hat{X}$  pitää sisällään vain sen osan  $X$ :n vaihtelusta, jota voidaan selittää muuttujalla  $Z$ . Lähestymistapa tunnetaan kaksivaiheisena PNS-estimointina, jossa ensin estimoituun regressioyhtälöön viitataan ensimmäisenä vaiheena. Ensimmäisen vaiheen PNS-estimoinnin jälkeistä tilannetta on havainnollistettu kuviossa 3.



Kuvio 3: Kaksivaiheinen PNS-estimointi

Esimerkiksi Hall (1980) mukaan puolustusmenot riippuvat maanpuolustukseen liittyvistä asioista ja puolustusmenojen osuus kokonaistuotannosta kasvaa erityisesti silloin kun valtio käy sotaa. Näin ollen voidaan olettaa, että samat tapahtumat, jotka vaikuttavat muihin makrotaloudellisiin muuttujiin, eivät vaikuta puolustusmenojen kehitykseen. Näin ollen, puolustusmenoja voidaan hyödyntää instrumenttimuuttujan muodostamiseksi julkisten menojen eksogeeniselle vaihtelulle.

Puolustusmenojen soveltuminen instrumenttimuuttujaksi riippuu olennaisesti instrumenttimuuttujalle asetetuista ehdoista. On hyvin mahdollista, että on olemassa tuntemattomia tekijöitä, jotka ohjaavat sekä puolustusmenoja että kokonaistuotantoa. Tällöin ehto 3. (ks. 28) asettuu kyseenalaiseksi. Lisäksi puolustusmenojen vaihtelun tulisi olla riittävän suurta, jotta se todella voidaan havaita muutoksina julkisissa menoissa. Puolustusmenoihin ja instrumenttimuuttujan hyödyntämiseen pohjautuvaa identifikaatiota käsitelään lisää tutkielman kirjallisuuskatsausosiossa.

## 4.2 Muuttujien ajoitukseen perustuva identifiointi

Tutkielman empiirisessä osiossa hyödynnettävä identifikaatio perustuu Blanchardin ja Perottin (2002) esittämään oletukseen päätösperäiseen finanssipolitiikkaan liittyvästä viiveestä. Julkisten menojen  $G_t$ , verotulojen  $T_t$  ja kokonaistuotannon  $Y_t$  välinen yhteys voidaan esittää rakenneyhtälöiden avulla.

$$\begin{aligned} G_t &= b_{GT}T_t + b_{GY}Y_t + \varepsilon_{Gt}, \\ T_t &= b_{TG}G_t + b_{TY}Y_t + \varepsilon_{Tt}, \\ Y_t &= b_{YT}T_t + b_{YG}G_t + \varepsilon_{Yt}. \end{aligned} \tag{35}$$

Yhtälöryhmässä (35) muuttujien väliset korrelaatiot kuvataan  $b$  termien avulla. Teorian perusteella voidaan olettaa, että julkisten menojen kasvattaminen tai verojen alentaminen vaikuttavat lyhyellä aikavälillä kokonaistuotantoa kasvattavasti, tällöin  $b_{YG} > 0$  ja  $b_{YT} < 0$ . Shokkeja merkitään symbolin  $\varepsilon$  avulla ja ne edustavat sitä osaa vaihtelusta, joka ei korreloi muiden muuttujien kanssa. Kokonaistuotantoon vaikuttava shokki  $\varepsilon_{Yt}$  voi olla seurausta esimerkiksi teknologian kehityksestä. Rakenneyhtälöistä nähdään

selvästi, että shokit korreloivat toistensa kanssa <sup>3</sup>. Mallin estimoiminen PNS-menetelmällä johtaisi tarkentumattomiin estimaattoreihin.

Tehdään seuraavaksi oletus, että julkiset menot eivät reagoi verojen tai kokonaistuotannon muutoksiin saman periodin sisällä. Oletetaan, että taloudesta tapahtuu jotain, mikä johtaa julkisten menojen päätösperäiseen lisäykseen. Blanchard ja Perotti (2002) olettavat, että julkisten menojen muutokseen liittyy kahden tyyppistä viivettä. Ensimmäisen tyyppin viive on seurausta päätöksentekoon liittyvästä ajasta. Vastaavasti toisen tyyppin viive johtuu siitä, että päätösten implementointiin tarvitaan aikaa. Näihin oletuksiin perustuen Blanchard ja Perotti (2002) argumentoivat, että julkisten menojen shokit on mahdollista identifioida suoraan neljännesvuosifrekvenssin omaavasta aineistosta. Koska julkisten menojen oletetaan määräytyvän verotuloista ja kokonaistuotannosta riippumatta, voidaan asettaa seuraavat rajoitteet  $b_{TG} = b_{TY} = 0$ . Julkisten menojen eksogeeninen vaihtelu on tällä tavoin identifioitu. Koko yhtälöryhmän identifioiminen voitaisiin toteuttaa esimerkiksi asettamalla  $b_{GY} = 0$ , jolloin yhtälöt noudattavat alakolmiorakennetta.

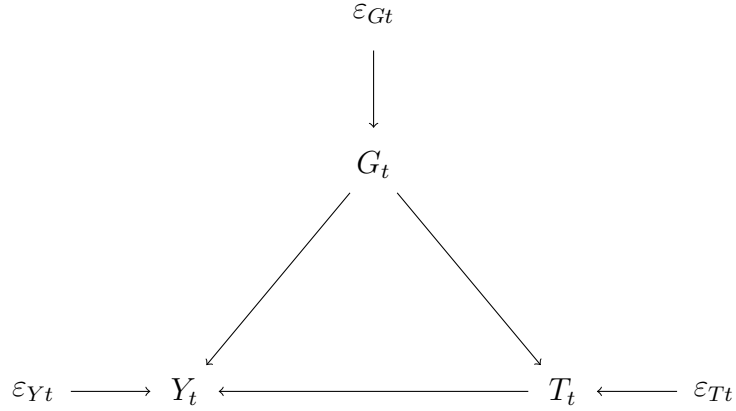
$$\begin{aligned} G_t &= \varepsilon_{Gt} \\ T_t &= b_{TG}G_t + \varepsilon_{Tt} \\ Y_t &= b_{YT}T_t + b_{YG}G_t + \varepsilon_{Yt} \end{aligned}$$

Edellä kuvattu identifikaatio voidaan toteuttaa VAR-mallin avulla. Muistetaan, että redusoidun muodon virheet voitiin esittää muodossa  $u_t = B_0^{-1}w_t$ . Kolmen muuttujan tapauksessa lineaarisista muuttujista koostuva yhtälöryhmä

$$\begin{aligned} u_{g,t} &= b_{12}u_{t,t} + b_{13}u_{y,t} + w_{g,t} \\ u_{t,t} &= b_{21}u_{g,t} + b_{23}u_{y,t} + w_{t,t} \\ u_{y,t} &= b_{32}u_{g,t} + b_{33}u_{t,t} + w_{y,t} \end{aligned} \tag{36}$$

---

<sup>3</sup>Tämä nähdään sijoittamalla mikä tahansa muuttuja toiseen yhtälöön



Kuvio 4: Rekursiivinen identifointi

Symmetrinen ja positiivisesti definiitti neliömatriisi voidaan hajottaa alakolmiomatriisiin ja vastaavan transponoidun alakolmiomatriisiin tuloksi. Redusoidun muodon virheet voidaan täten hajottaa siten, että  $\Sigma_u = B_0^{-1}B_0^{-1'} = PP'$ . Nyt  $B_0^{-1} = P$ , joka noudattaa alakolmiorakennetta. Rakenteelliset virheet saadaan yhtälöstä  $w_t = Pu_t$ , kun redusoidun muodon virheet ovat tunnettuja

$$\begin{aligned}
 w_{g,t} &= u_{g,t} \\
 w_{t,t} &= b_{21}w_{g,t} + u_{t,t} \\
 w_{y,t} &= b_{32}w_{g,t} + b_{32}w_{t,t} + u_{y,t}.
 \end{aligned} \tag{37}$$

Vastaava identifikaatio voidaan toteuttaa helposti LP-mallin avulla. Frisch - Waugh - Lovel teoreeman mukaan usean muuttujan regressioyhtälön PNS-estimaatit voidaan esittää muodossa

$$\beta_h = \frac{Cov(y_{t+h}, \tilde{x}_{i,t})}{Var(\tilde{x}_{i,t})}, \tag{38}$$

jossa  $\tilde{x}_{i,t}$  on muuttujan  $x$  residuaali, jota selitetään mallin muiden muuttujien avulla. (Plagborg-Møller&Wolf 2019.) Koska LP menetelmä mahdollista mallin estimoinnin yhtälö kerrallaan, on koko usean muuttujan dynamiikan mallintaminen kuitenkin tarpeetonta.



## 5 Katsaus aiempaan kirjallisuuteen

Valtaosa makrotaloudellisia shokkeja tutkivasta empiirisestä kirjallisuudesta on keskittynyt rahapolitiikan tutkimukseen. Finanssikriisi ja sitä seurannut matalien korkojen aika on siirtänyt tutkimuksen painopistettä kohti finanssi-politiikan tutkimusta. (Ramey 2016.) Julkisten menojen kerroinvaikutukseen liittyvän empiirillisen kirjallisuuden suurin haaste on julkisten menojen eksogeenisten shokkien identifointi. Empiiriset menetelmät ovat kehittyneet ajan kuluessa ja uusia menetelmiä on sitä mukaan tuotu osaksi kirjallisuutta.

### 5.1 Yleisiä tuloksia

Hallin (1980) mukaan puolustusmenojen muutokset edustavat julkisten menojen eksogeenista vaihtelua. Ajatus perustuu siihen, että puolustusmenot riippuvat maailmalla tapahtuvista sotilastapahtumista ja vaikuttavat kokonaistuotantoon vain julkisten menojen kautta. Ramey ja Shapiro (1998) tutkivat korkeiden sotilasmenojen yhteyttä makrotaloudellisiin muuttujiin. He käyttivät niin kutsuttua narratiivista lähestymistapaa, joka tunnetaan alunperin Hamilton (1985) öljyshokkeihin liittyvästä tutkimuksesta.

Ramey ja Shapiro pyrkivät löytämään puolustusmenojen eksogeenisen vaihtelun periodeja ja merkitsemään ne dummy-muuttujan avulla. Menetelmää kutsutaan narratiiviseksi, koska puolustusmenojen eksogeenisen vaihtelun tunnistamiseksi hyödynnettiin sota tapahtumiin liittyvää uutisointia. Uutisten perusteella on mahdollistaa tunnistaa, milloin puolustusmenojen muutokset ovat puhtaasti odottamattomia. Ramey ja Shapiro keskittyivät ainoastaan ajanjaksoihin, jolloin Business Week alkoi yllättäen ennustaa suurta kasvua puolustusmenoissa. Yhdysvaltojen aineistossa näitä tapahtumia edustivat Korean ja Vietnamin sodat sekä uusi kylmän sodan uhka 1980-luvun alussa. Ramey ja Shapiro estimoivat yksiulotteisen autoregressiivisen mallin, jokaista endogeenista muuttujaa selitetään muuttujan itsensä viivästetyillä arvoilla sekä dummy-muuttujalla ja sen viivästetyillä arvoilla. Tutkimuksen mukaan julkisten menojen kerroin voi olla lyhyellä aikavälillä suurempi kuin yksi.

Blanchard ja Perotti (2002) käyttivät rakenteellista VAR-mallia fiskaa-

listen shokkien identifioimiseen. Blanchardin ja Perottin keskeinen oivallus oli, että julkiset menot eivät reagoi muiden makrotaloudellisten muuttujien muutoksiin saman kvartaalin sisällä. Blanchardin ja Perotti hyödynsivät vero- ja tulonsiirtojärjestelmiin liittyvää institutionaalista informaatiota automaattisten vakauttajien huomioimiseksi. Automaattisiin vakauttajiin liittyvät joustot estimoitiin rakenteellisen mallin ulkopuolelta. Tutkimuksessa käytetty otosperiodi on 1960 - 1997 ja tutkimuksessa havaittiin, että Yhdysvaltojen julkisten menojen huippukerroin on noin ykkösen luokkaa.

Blanchard ja Perotti (2002) estimoima malli on sisältää mallin ulkopuolelta laskettuja rajoitteita, eikä sitä tule sekoittaa rekursiiviseen identifikaatioon. On kuitenkin syytä selvittää, että kun puhutaan Blanchard-Perotti shokeista, viitataan Blanchard ja Perotti (2002) esittämään identifikaatioon julkisten menojen shokkien osalta, eikä tutkimuksessa hyödynnetyn rakenteellisen mallin koko dynamiikkaan. Fatas ja Mihov (2001) käyttivät Blanchard-Perotti shokkeja muutoin identifioimattoman VAR-mallin kanssa ja saivat julkisten menojen huippukerroiksi hieman ykköstä suurempia estimaatteja.

Useat tutkimukset, mukaan lukien Blanchard ja Perotti (2002), ovat nostaneet esille Blanchard-Perotti-shokkien ennakoitavuuteen liittyvän ongelman. Vähintään osa julkisten menojen päätösperäisistä muutoksista on ennakoitavissa useita kvartaaleita ennakoon. Esimerkiksi Ramey (2011) osoittaa, yksipuoleisen Granger-kausalisuus<sup>4</sup> relaation Ramey ja Shapiro päivien sekä Blanchard-Perotti shokkien välillä. Toisin sanoen, Ramey ja Shapiro päivillä voidaan ennakoida Blanchard-Perotti shokkeja, mutta sama ei päde toisinpäin. Tästä johtuen useissa tutkimuksissa Blanchard-Perotti-shokkeja on täydennetty muuttujalla, joka kontrolloi julkisten menojen muutosten ennustevirheitä.

Perotti (2005) tutki finanssipolitiikan vaikutuksia viidessä eri OECD maassa, käyttäen rakenteellista VAR-mallia ja Blanchard-Perottimenetelmällä identifioituja finanssipolitiikan shokkeja. Tutkimuksessa käytetyt maat olivat Yhdysvallat, Länsi-Saksa, Iso-Britannia, Kanada ja

---

<sup>4</sup>Grangerin (1969) kausalisuustestin tarkoituksena on testata voidaanko muuttujaa hyödyntää toisen muuttujan ennustamisessa.

Australia. Saadut kertoimet olivat pieniä ja kertoimen koko ylitti ykkösen ainoastaan Yhdysvalloissa. Perotti havaitsi myös, että finanssipolitiikasta on tullut ajan kuluessa vähemmän tehokasta. Julkisten menojen lisäyksen havaittiin syrjäyttävän erityisesti yksityistä kulutusta.

Mountford ja Uhlig (2009) esittivät identifikaatiostrategian, joka perustuu impulssivasteiden etumerkin rajoittamiseen VAR-mallissa. Signaalin rajoituksella tutkijat pyrkivät vastaamaan kolmeen keskeiseen ongelmaan. Ensimmäinen ongelma on erottaa mikä osuus fiskaalisten muuttujien vaihtelusta on päätösperäistä ja mikä osuus seuraa automaattisista vakauttajista. Toinen ongelma liittyy itse fiskaalisen shokin määritelmään. Kolmas ongelma liittyy implementointiviiveeseen. Muut makrotaloudelliset muuttujat voivat reagoida tietoon politiikkamuutoksesta, ennen kuin politiikkamuutos ehtii vaikuttamaan julkisiin menoihin. Etumerkin rajoitus mahdollistaa shokkien muodostamisen siten, että ne ovat ortogonaalisia toistensa suhteen. Näin ollen, ensimmäiseen ongelmaan voidaan vastata asettamalla julkisten menojen shokki ortogonaaliseksi suhdannevaihteluiden ja rahapolitiikan suhteen.

Toiseen ja kolmanteen ongelmaan Mountford ja Uhlig (2009) esittävät ratkaisuksi rajoittaa julkisten menojen impulssivasteet ensimmäisen neljän kvartaalin osalta, jolloin shokit edustavat pysyväluonteisempia julkisten menojen muutoksia ja politiikkamuutoksen ilmoituksesta seuraavat vasteet jäävät pois. Tutkimuksessa analysoitiin erikseen alijäämällä rahoitettua julkisen kulutuksen lisäystä sekä tasapainotetun budjetin oloissa toteutettua julkisen kulutuksen lisäystä. Alijäämällä rahoitettu julkisten menojen lisäys syrjäyttää yksityisiä investointeja, johtaa korkojen nousuun eikä vaikuta reaali-palkkoja nostavasti. Alijäämällä rahoitettu julkisten menojen korotus johtaa ker-toimiin, jotka ovat vähän nollan yläpuolella. Tasapainotetun budjetin tapauk-sessa kertoimet laskevat nopeasti ja menevät merkittävästi nollan alapuolelle.

## **5.2 Suhdanteen vaikutus julkisten menojen kertoimen suuruuteen**

Auerbach ja Gorodnichenko (2012) on ensimmäinen tutkimus, joka hyödyn-tää tilariippuvaista aikasarjamallia fiskaalisten kerroinvaikutusten tutkimi-

seen. He käyttivät Granger ja Teräsvirta (1993) esittämän (*engl. Smooth Transition Autoregression*) mallin moniulotteista laajennusta STVAR-mallia. Kyseessä on epälineaarinen malli, joka mahdollistaa omien parametrien estimoinnin talouden eri tiloille. He havaitsivat, että kertoimet eroavat toisistaan merkittävästi riippuen siitä, onko talous hyvässä vai huonossa tilassa. Saadut kertoimet ovat taantumassa merkittävästi suurempia kuin talouden ollessa kasvussa. Kumulatiivinen kerroin Blanchard-Perotti-identifioituilla shokeilla on 20 periodin päähän laskettuna 2.2 matalasuhdanteessa ja -0.3 talouden ollessa korkeasuhdanteessa.

Taulukko 2: Empiiriset tutkimukset Yhdysvalloista

Tutkimus	Otos	Identifikaatio/ Menetelmä	Julkisten menojen kerroin
Ramey ja Shapiro (1998)	1947:1 - 1996:4	Ramey-Shapiro päivät Yksiulotteinen autoregressio	Yli 1 lyhyellä aikavälillä
Blanchard ja Perotti (2002)	1960:1 - 1997:4	Blanchard-Perotti shokit SVAR	Huippukerroin 0.9 - 1.29
Mountford ja Uhlig (2009)	1955:1 - 2000:4	Signaalin rajoitus VAR	Alijäämällä rahoitettuna 0.90 Tasapainotetulla budjetilla 0.50
Ramey (2011)	1939:1 - 2008:4	Puolustusmenot VAR	0.6 - 1.2 riippuen osaotoksesta
Auerbach ja Gorodnichenko (2012)	1947:1 - 2008:4	Rameyn uutismuuttuja STVAR	Korkeasuhdanne: -0.3 - 0.8 Matalasuhdanne: 1 - 3.6
Fazzari ym. (2015)	1967:1 - 2011:1	Blanchard-Perotti TVAR	Korkeasuhdanne: 0 Matalasuhdanne: noin 1.
Gaggiano ym. (2015)	1981:3 - 2013:1	Ennustekorjauksista muodostettu uutismuuttuja STVAR	Matalasuhdanteessa yli 1 Syvässä taantumassa mahdollisesti yli 2
Ramey ja Zubairy (2018)	1889:1 - 2015:4	Rameyn uutismuuttuja LP	Kertoimet pienempiä kuin 1

Auerbach ja Gorodnichenko (2012) käyttämä malli lähtee oletuksesta, että fiskaalinen shokki ei vaikuta siirtymiin tilojen välillä. Julkisten menojen lisäys vaikuttaa oletettavasti kokonaistuotantoon, jolloin todennäköisyys pysyä samassa talouden tilassa muuttuu. Jos julkisten menojen lisäys lyhentää

taantumisen kesto on kerroinvaikutus todellisuudessa estimoitua suurempi.

Caggiano ym. (2015) käyttivät yleistettyjä impulssivasteita (engl. Generalized impulse response function), jolloin talouden tilamuuttujien määräytyminen endogeenisesti kokonaistuotannon muutoksen mukaan. Lisäksi he käyttivät talousennusteiden korjauksista koostettua uutismuuttujaa ja käyttivät shokkimuuttujana julkisten menojen odotettuja muutoksia. Heidän havaintojensa mukaan Yhdysvaltojen julkisten menojen kerroin on taantumassa merkittävästi ykköstä suurempi. Lisäksi tutkimuksessa tarjoaa viitteitä suhdanteen syvyyden ja keston vaikutuksesta kerroinvaikutuksen suuruuteen. Kertoimet ovat edelleen suurempia kun talous on erityisen syvässä taantumassa.

Fazzari ym. (2015) estimoivat tilariippuvaisen TVAR (engl. *Threshold vector autoregression*) mallin useilla eri tilamuuttujilla. TVAR eroaa STVAR-mallista siten, että tilasiirtymät ovat binäärisiä. Talous on tällöin tilamuuttujan arvosta riippuen, joko matala tai korkeasuhdanteessa. Tutkimuksessa käytetyt tilamuuttujat olivat: tuotantokuilu, kapasiteetin käyttöaste sekä tuotannon- ja työllisyyden kasvuasteet. Tilamuuttujan valinta toteutettiin hyödyntämällä Bayesiläistä Metropolis-Hastings algoritmia marginaalisten uskottavuusfunktioarvojen laskemiseksi. Parhaiten epälinearisuuksien mallintamiseen soveltui kapasiteetin käyttöaste. Lähes yhtä hyvä sopivuus saavutettiin tuotantokuilun avulla. Kapasiteetin käyttöasteeseen ei tehdä jälkikäteen tapahtuvia korjauksia, koska se perustuu kyselytutkimukseen. Tuotantokuilun luotettava laskeminen edellyttää, että potentiaalisen tuotannon taso on ensin estimoitu oikein. Näin ollen kapasiteetin käyttöasteen hyödyntäminen suhdannevaihteluiden kuvaajana ei kärsi estimointiin liittyvästä epävarmuudesta. Julkisilla menoilla oli positiivinen vaikutus yksityiseen kulutukseen kummassakin talouden tilassa, mutta matalasuhdanteessa vaikutukset olivat merkittävästi suurempia. Tulosten perusteella voidaan päätellä, että kerroinvaikutus on noin ykkösen luokkaa matalasuhdanteessa ja lähellä nollaa, kun talous on korkeasuhdanteessa.

Owyang ym. (2013) käyttivät aineistoa, joka ulottuu vuodesta 1889 vuoteen 2010. Aineisto on muodostettu interpoloimalla matalan frekvenssin aikasarjoja useilla eri korkeamman frekvenssin aikasarjoilla. Historiallisten aineis-

tojen hyödyntämistä on perusteltu esimerkiksi sillä, että ne kattavat perioden, jolloin julkisten menojen vaihtelu on ollut merkittävästi tavallista suurempaa. Tutkimuksessa hyödynnettiin tilariippuvaista lokaalia projektiota, jossa talouden tilat on määritelty työttömyysasteen perusteella. Tilasiirtymät on toteuttu binäärisen muuttujan avulla, joka saa arvon 1 kun työttömyysaste on yli 6,5%. Julkisten menojen shokkina tutkijat hyödyntävät uutismuuttujaa, joka on koottu samoin kuin Rameyn ja Shapiron (1998) tutkimuksessa. Estimoidut julkisen menojen kertoimet ovat 0.7 - 0.9 suhdanteesta riippumatta.

Rameyn ja Zubairy (2018) jatkoivat Owyang ym. (2013) aineistoa vuoteen 2015. Myös käytetyt menetelmät noudattavat Owyang ym. (2013) tutkimusta. Tutkimuksessa havaittiin, että kertoimet eivät eroa talouden tilojen välillä, kun identifikaatio perustuu puolustusmenoihin. Tuloksia verrattiin Blanchard-Perotti -menetelmällä identifioituun malliin. Blanchard-Perotti-shokkien kohdalla huono talouden tila tuottaa korkeampia kertoimia. Kaikissa tapauksissa kertoimet ovat kuitenkin pienempiä kuin yksi. Teorian perusteella julkisten menojen kerroin on suurempi silloin kun rahapolitiikka on törmännyt nollakorkorajoitteeseen. Ramey ja Zubairy hyödynsivät tilariippuvaista lokaalia projektiota, jossa talouden tilat on määritelty rahapolitiikkamuuttujan avulla. Estimoidut kertoimet ovat suhdanteesta riippumatta ykköistä pienempiä, mutta nollakorkorajoitteella kertoimen suuruus on noin 1.5. Tulokset puhuvat sen puolesta, että rahapolitiikan tilalla on suhdanteita suurempi vaikutus julkisten menojen kerroinvaikutukseen.

Yhdysvaltojen aineistoilla estimoidut tulokset ovat siis ristiriitaisia. Auerbach ja Gorodnichenko (2012) sekä Gaggiano ym. (2015) tulosten perusteella suhdantella on huomattava vaikutus kerroinvaikutuksen suuruuteen. Owyang ym. (2013) sekä Ramey ja Zubairy (2018) eivät löydä merkittävää eroa talouden tilojen välillä. Keskeisimmät erot tutkimusten välillä liittyvät siihen, että Owyang ym. (2013) sekä Ramey ja Zubairy (2018) käyttävät erilaista instrumenttimuuttujaa ja normalisoivat muuttujat ennen estimointia.

### 5.3 Empiiriset tulokset Suomen aineistolla

Viimeisimmän talouskriisin jälkeen, Suomessa käytiin runsaasti keskustelua liittyen fiskaalisen elvytyksen tarpeeseen. Finanssipolitiikan virityksestä keskusteltiin runsaasti myös 2014 eduskuntavaalien yhteydessä. Vaikka aihe on paljon kiinnostusta herättävä, on siihen liittyen tehty vain vähän tutkimusta Suomessa. Suomi ei osallistu aktiivisesti maailmalla tapahtuviin sotilasoperaatioihin, jonka vuoksi samanlaista puolustusmenoihin perustuvaa instrumenttimuuttujaa kuin Yhdysvalloissa, ei pystytä muodostamaan. Keskeisimmät suomalaiset tutkimukset ovat Lehmus (2014), Virkola (2014) sekä Keränen ja Kuusi (2016). Edellä mainittujen lisäksi Haavanlammi (2016) keskittyy pro gradu -tutkielmassaan erityisesti odotusten vaikutukseen finanssipolitiikan tehon arvioimisessa. Eksogeenisen vaihtelun identifioiminen perustuu kaikissa tutkimuksissa Blanchard-Perotti shokkeihin. Tutkimusten luotettavuutta lisää se, että niissä on Lehmus (2014) lukuunottamatta kontrolloitu odotuksia julkisten menojen suhdanne-ennusteista koostettujen ennustevirhemuuttujien avulla. Keränen ja Kuusi (2016) on toistaiseksi ainut tutkimus, joka estimoii kerroinvaikutuksen eri suhdanteille.

Lehmus (2014) tutki finanssipolitiikan kertoimia Suomen aineistolla. Tutkimuksessa käytettiin rakenteellista VAR-mallia, jossa shokit ovat identifioitu Blanchard-Perotti-menetelmällä. Tutkimuksessa estimoiva malli sisältää kolme muuttujaa: Julkiset kokonaismenot, verot- ja veroluonteiset maksut ja kokonaistuotanto. Aineisto koostuu neljännesvuosittaisista havainnoista ja kattaa vuodet 1975 - 2011. Koska veroihin- ja veroluonteisiin maksuihin liittyvä aikasarja on saatavilla ainoastaan vuosittaisella frekvenssillä, Lehmus interpoloi sen neljännesvuosittaiseksi Tilastokeskuksen neljännesvuosittaisen palkkasummakuvaajan avulla. Lisäksi tutkimuksessa estimoitiin malli, jossa julkiset menot sisältävät ainoastaan julkisen kulutuksen. Lehmus sisällyttää malliin myös dummy-muuttujan, jolla kontrolloidaan havaintoja 1990-luvun alun ja 2008 alkaneiden syvien taantumien osalta. Tutkimuksessa havaitaan, että julkisten menojen kerroin on lyhyellä aikavälillä suurempi kuin yksi. Investointien sisällyttäminen osaksi julkisia menoja johti suurempiin kerroinestimaatteihin. Lisäksi tulosten havaittiin olevan jossain määrin sensitiivisiä

taantumamuuttujien suhteen.

Virkola (2014) tutki finanssipolitiikan vaikutuksia Suomen ja Ruotsin aineistoilla. Tutkimuksen asetelma tarjoaa mahdollisuuden verrata kahta samankaltaista valtiota, jotka kuuluvat erilaiseen valuuttakurssijärjestelmään. Menetelmänä käytettiin rakenteellista VAR-mallia ja shokit identifioitiin Blanchardin ja Perottin (2002) tapaan. Virkola hyödyntää Elinkeinoelämän tutkimuslaitoksen (ETLA) suhdanne-ennusteiden ennustevirheitä julkisten menojen ja julkisten investointien osalta ja muodostaa niiden avulla ennustevirhemuuttujan. Ennustevirhemuuttujan rakenteellinen shokki kuvaa sitä osuutta julkisten menojen vaihtelusta, joka on ennakoitua taloudellisten toimijoiden toimesta, mutta jota ei voida aineiston perusteella havaita. Estimoitu kerroinvaikutus on merkittävästi suurempi, kun odotukset liitetään osaksi mallia. Tuloksista on kuitenkin vaikea tehdä pitkälle vietyjä johtopäätöksiä, koska otosperiodi 1987:1 - 2005:4 tuottaa perusmallilla poikkeuksellisen matalia kertoimia. Ruotsin aineistolla estimoidut kertoimet sen sijaan, olivat merkittävästi matalampia kuin Suomessa. Näin ollen tulokset viittaavat siihen, että yksityiseen kulutukseen ja yksityisiin investointeihin kohdistuva syrjäytysvaikutus on suurempi joustavan valuuttakurssin järjestelmässä.

Keränen ja Kuusi (2016) käyttivät Auerbachin ja Gorodnichenkon (2012) tutkimuksesta tuttua STVAR-mallia tutkiakseen suhdanteen vaikutusta finanssipolitiikan kertoimiin Suomen aineistolla. Tutkimus on tällä hetkellä tiedettävästi ainut, jossa julkisten menojen kerrointa on tutkittu Suomen aineistoilla tilariippuvaisessa mallikehikossa. Perinteistä kolmen muuttujan mallia täydennetään odotuksia kontrolloivalla muuttujalla, jonka muodostamisessa on hyödynnetty ETLA:n suhdanne-ennusteita. Havaitut kertoimet olivat matalasuhdanteessa merkittävästi suurempia, kuin korkeasuhdanteessa. Korkeasuhdanteelle estimoidut kertoimet olivat negatiivisia, mikä viittaa siihen, että väärin ajoitettu suhdanepolitiikka voi aiheuttaa merkittävää haittaa talouskasvulle.

Haavanlammi (2016) hyödynsi pro gradu -tutkielmassaan Suomen Pankin tekemiin julkisten menojen ennusteisiin tehtyjä ennustekorjauksia. Ennustekorjauksien avulla luotiin muuttuja, jolla kontrolloidaan julkisiin menoihin liitettyjä odotuksia. Haavanlammi lisää yksityisen kulutuksen ja yksityiset



investoinnit osaksi tarkastelua. Perinteistä kolmen muuttujan (julkiset menot, verotulot ja kokonaistuotanto) mallia täydennetään vuoroin yksityisellä kulutuksella ja vuoroin yksityisillä investoinneilla. Tutkielmassa käytetty VAR-malli on identifioitu rekursiivisesti, siten että julkiset menot on asetettu ensimmäiseksi muuttujaksi ja ennuskorjauksista muodostettu uutismuuttuja viimeiseksi muuttujaksi. Odotusten kontrolloiminen uutismuuttujan avulla johtaa korkeampiin kertoimiin ja näin ollen voidaan päätellä, ekspanstiivisen finanssipolitiikan olevan tehokkaampaa kun muutokset tapahtuvat odottamatta. Erilliset tarkastelut yksityisen kulutuksen ja yksityisten investointien osalta antavat viitteitä siitä, että yksityiset investoinnit reagoivat erityisen negatiivisesti tietoon julkisten menojen lisäyksistä.

Suomalaiset tutkimukset on esitetty tiivistettynä taulukossa 3. Tutkimustulosten yhteneväisyyttä voidaan selittää sillä, että ne on estimoitu saman menetelmän avulla. Lisäksi tutkimuksissa käytetään samoja aineistoja ja lähes samaa otosperiodia käyttäen.

Taulukko 3: Empiiriset tutkimukset Suomessa

Tutkimus	Otos	Identifikaatio	Julkisten menojen kerroin
Haavalampi (2016)	1996:4 - 2014:4	Rekursiivinen VAR Blanchard-Perotti	Suurempi kun kontrolloidaan odotuksia.
Keränen ja Kuusi (2016)	1975:1 - 2015:2	STVAR Blanchard-Perotti	Korkeasuhdanteessa negatiivinen Matalasuhdanteessa suurempi kuin 2
Lehmus (2014)	1975:1 - 2011:4	SVAR Blanchard-Perotti	Suurempi kuin yksi
Virkola (2014)	1975:1 - 2011:4	SVAR Blanchard-Perotti	Suurempi kun kontrolloidaan odotuksia Suurempi kuin yksi

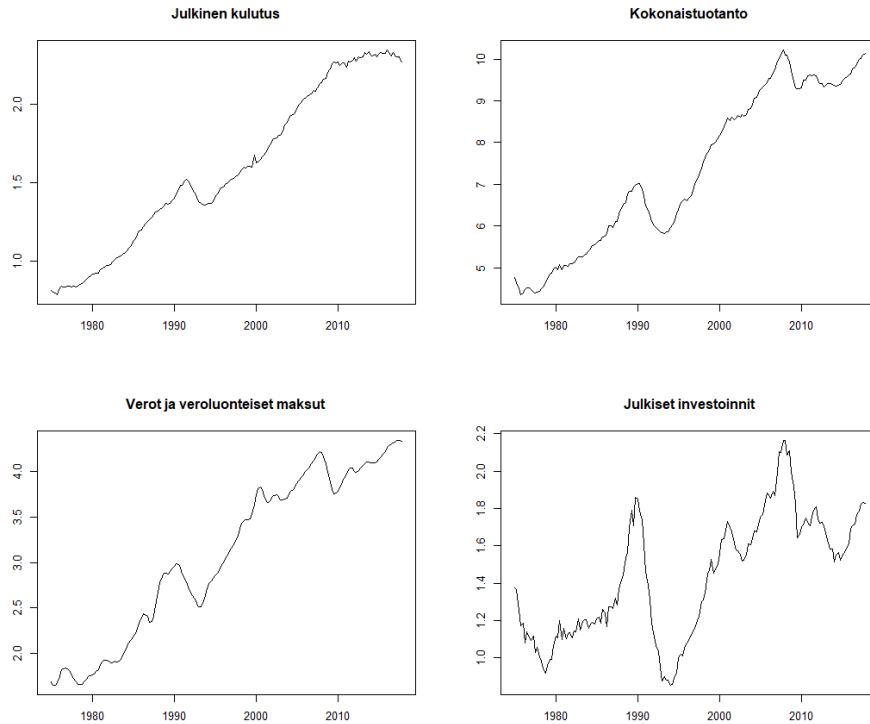
## 6 Empiirinen analyysi

Tutkielman empiirinen osuus toteutetaan Suomen aineistolla, jonka vuoksi esimerkiksi puolustusmenoihin perustuvaa identifikaatiota mahdotonta toteuttaa. Useat Blanchard-Perotti-shokkeja hyödyntävät tutkimukset käyttävät odotusten kontrolloimiseen julkisten menojen ennustevirheistä koostettuja ja muuttujia. Suomen aineistoilla julkisten menojen ennustevirheisiin liittyvää aineistoa on hankalasti saatavilla, eikä sitä julkaista neljännesvuosittain. Näin ollen empiirisen osion kannalta on keskeistä tiedostaa, että Blanchard-Perotti-shokkeihin liittyy ongelmia. Toisaalta tutkimuskirjallisuus osoittaa, että sekä puolustusmenoihin että Blanchard-Perotti shokkeihin perustuvat menetelmät tuottavat samansuuntaisia tuloksia. Odotusten kontrolloiminen julkistalouden ennusteista muodostetun odotusmuuttujan kanssa, tuottaa Blanchard-Perotti-shokkeja hyödyntävässä mallissa yleensä marginaalisesti suurempia kertoimia.

### 6.1 Aineisto

Aineistona käytetään Tilastokeskuksen ylläpitämää aineistoa kokonaistuotannosta, julkisista menoista ja veroista ja veroluonteisista maksuista. Julkiset kokonaismenot koostuvat julkisesta kulutuksesta ja julkisista investoinneista. Julkiset kokonaismenot sekä kokonaistuotanto haetaan Tilastokeskuksen ylläpitämästä kansantalouden neljännesvuositilinpidoista. Verot ja veroluonteiset maksut sisältävät julkisyhteisöjen saamat verot ja veroiksi luokiteltavat maksut, aikasarja haetaan tilastokeskuksen julkisen talouden tilastoista. Aikasarjat on kausitasoitettu X-13ARIMA-SEATS ohjelman avulla ja deflatoitu kuluttajahintaindeksillä 2010 vuoden hintoja vastaaviksi. Kaikki muuttujat ovat muunnettu per/capita muotoon ja väkiluku on haettu Tilastokeskuksen väestötilastosta. Aineisto ulottuu vuodesta 1975 vuoteen 2017 ja havainnot ovat neljännesvuosittaisia. Verojen ja veroluonteisten maksujen aikasarja on saatavilla ainoastaan vuosittaisella frekvenssillä, minkä vuoksi sarja muunnetaan neljännesvuosittaiseksi interpoloimalla. Interpolointi to-

teutetaan Chow-Lin<sup>5</sup> menetelmällä, jossa viitesarjana käytetään Tilastokeskuksen julkaisemaa neljännesvuosittaista palkkasummaindeksiä.

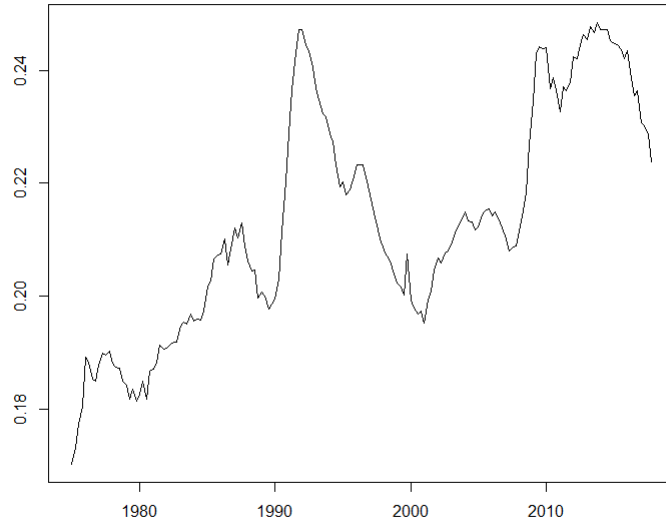


Kuvio 5: Tarkasteltava Suomea koskeva aineisto vuodesta 1975 vuoteen 2017

Julkinen kulutus suhteutettuna kokonaistuotantoon vaihtelee 17 - 25 %:n välillä. Julkisen kulutuksen suhteellinen osuus kasvaa merkittävästi sekä 1990 luvun lamassa että 2008 alkaneen finanssikriisin yhteydessä. Kun kokonaistuotanto alenee äkillisesti, verotulot joustavat muutoksen mukana. Julkisten menojen kohdalla muutos on päinvastainen, sillä työttömyyden kasvu johtaa suurempiin sosiaaliturvamenoihin. Muutokset edustavat siis suurilta osin endogeenista vaihtelua, jonka voimakkuuteen vaikuttavat verojärjestelmän rakenne ja automaattisten vakauttajien suuruusluokka.

Mallin luotettava estimointi edellyttää, että muuttujat ovat samassa mitayksikössä. Yleinen tapa on estimoida malli siten, että muuttujat ovat lo-

<sup>5</sup>kts. Sax ja Steiner (2013)



Kuvio 6: Julkiset menot suhteessa kokonaistuotantoon vuodesta 1975 vuoteen 2017

garitmeissa. Impulssivasteet kuvaavat tällöin muuttujien joustoja prosenttiyksiköissä ilmaistuna. Prosenttiyksikön muutos julkisissa menoissa ja siitä seuraava prosentuaalinen kasvu kokonaistuotannossa eivät vastaa kysymyksen finanssipolitiikan vaikuttavuudesta. Tästä johtuen impulssivasteet on tyypillisesti muunnettu valuuttamuotoiseksi kertomalla ne vastemuuttujan ja julkisten menojen suhdeluvulla. Ramey (2018) huomauttaa, että mikäli julkisten menojen suhteessa kokonaistuotantoon kasvaa otoperiodin aikana merkittävästi, johtaa se todellista suurempiin kerroinestimaatteihin. Kokonaistuotannon suhde julkisiin menoihin ja investointeihin vaihtelee otoksessa 4.02 ja 5.86 välillä, ollen keskimäärin 4.73. Keskiarvo ei poikkea merkittävästi ääripäiden välillä ja tästä johtuen muunnoksen seurauksena odotettava harha on pieni.

## 6.2 Lineaarinen malli

Jokaista vastemuuttujaa kohti estimoidaan 12 regressiöyhtälöä, joissa yhtälön vasenta puolta edistetään yksi periodi kerrallaan. Kontrollimuuttujia merkitään  $x$ :llä ja  $\gamma_h(L)$  on viivepolynomi, joka määrittää yhtälön oikealle puolelle tulevien viivästyttäjien selittävien muuttujien lukumäärän. Kuvion 5 perusteella nähdään, että aikasarjoihin liittyy selvästi kasvava trendi. Determinististen termien osalta harkittiin kahta vaihtoehtoa, lineaarista- ja kvadraattista trendiä. Kvadraattisen trendin lisääminen nostaa selitysasetta vain marginaalisesti sekä yhden, että kahdentoista periodin päähän ennustettaessa, minkä vuoksi mallin sovittamisessa käytetään lineaarista trendiä.

$$\begin{aligned}y_{t+1} &= \alpha_1 + \beta_1 shokki_t + \gamma_1(L)x_{t-1} + trendi_t + u_{t+1} \\y_{t+2} &= \alpha_2 + \beta_2 shokki_t + \gamma_2(L)x_{t-1} + trendi_t + u_{t+2} \\&\vdots \\y_{t+12} &= \alpha_{12} + \beta_h shokki_t + \gamma_h(L)x_{t-1} + trendi_t + u_{t+12}\end{aligned}$$

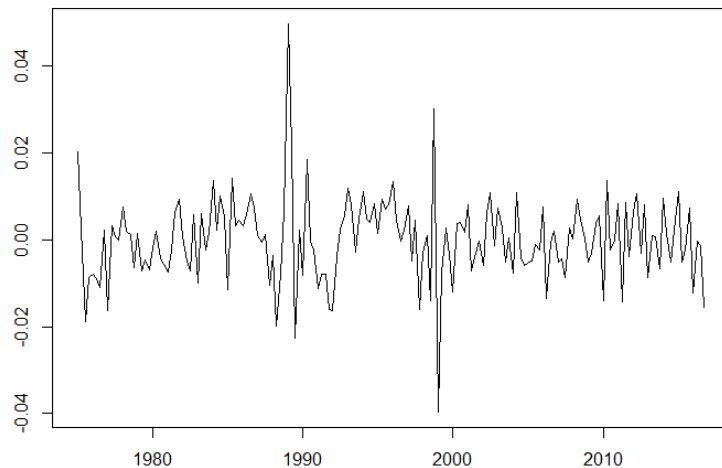
Koska kerroinvaikutuksen laskeminen voidaan ajatella ennusteongelmana ja kiinnostuksen kohteena on vaihtoehtoinen maailma, jossa julkisiin menoihin on kohdistunut suurusluokaltaan yksikön kokoinen shokki, joudutaan mallin valinnassa tasapainottelemaan harhan ja varianssin välillä. Termien lisääminen pienentää ennusteen varianssia, mutta kasvattaa ennusteeseen liittyvää systemaattista harhaa. Mallin valinnassa käytetään Akaiken informaatiokriteeriä (AIC), joka voidaan laskea regressiomallille kaavasta

$$AIC = n \log\left(\frac{RSS}{n}\right) + 2k, \quad (39)$$

jossa  $n$  on havaintojen lukumäärä, RSS on lyhenne jäännösneliösummalle (*engl. Residual Sum Square*) ja  $k$  on selittävien muuttujien lukumäärä. VAR-mallin tavoitteena on muodostaa paras yhden periodin ennuste, jota iteroidaan eteenpäin, tällöin myös informaatiokriteeri lasketaan yhden periodin ennusteelle. LP-malli mahdollistaa informaatiokriteeriarvon laskemisen eri horisonteille. Lasketaan AIC:n arvot, jotka on esitetty tutkielman liitteessä,

yhden periodin ja 12:ta periodin ennusteille, jonka perusteella malliin sisällytetään endogeenisten muuttujien kolme viivästettyä arvoa. (Jörda 2005; Marcellino ym. 2006.)

Julkisten menojen shokki on laskettu regressioyhtälön residuaalina, jossa julkisia menoja selitetään endogeenisten muuttujien viivästetyillä arvoilla. Näin ollen shokit vastaavat rekursiivisesti identifioidun VAR-mallin virheitä. Menettely noudattaa Blanchardin ja Perottin (2002) esittämää identifikaatioletusta, jonka mukaan julkiset menot eivät reagoi verotuksen ja kokonaistuotannon muutoksiin saman vuosineljänneksen sisällä. Edellä kuvatulla tavalla lasketut julkisten menojen shokit on esitetty kuviossa 7. Eksogeeninen vaihtelu on vähäistä ja sarjasta on erotettavissa vain muutamia yksittäisiä periodeja, jolloin julkiset menot ovat poikenneet merkittävästi odotetusta.



Kuvio 7: Julkisten menojen shokki muodostettuna vuosille 1975 - 2017

Impulssivasteet kerrotaan vastemuuttujan keskiarvon ja julkisten menojen keskiarvon suhdeluvulla, jolloin ne vastaavat euromääräisiä muutoksia. Kertoimet voidaan täten esittää seuraavasti:

$$\begin{aligned}
m_t^y &= \beta_{y,h} \frac{\bar{Y}_t}{\bar{G}_t} \\
m_t^t &= \beta_{t,h} \frac{\bar{T}_t}{\bar{G}_t} \\
m_t^g &= \beta_{g,h}
\end{aligned}$$

Kumulatiiviset kertoimet kuvaavat julkisten menojen muutosta huippukertoimia paremmin, sillä ne huomioivat myös julkisten menojen ajassa vaihtuvan dynamiikan. Kumulatiivisten kerrointen laskemiseen käytetään luvassa 2 esitettyä kumulatiivisen kertoimen määritelmää, eli kertoimet voidaan laskea jakamalla kokonaistuotannon ja julkisten menojen kumulatiiviset muutokset keskenään

$$m_h^{kum} = \frac{\sum_{h=0}^{12} \beta_{y,h}}{\sum_{h=0}^{12} \beta_{g,h}}. \quad (40)$$

### 6.3 Tilariippuvaiset mallit

Tilariippuvaisten mallien tavoitteena on tutkia talouden tilan vaikutusta kertoimien suuruuteen. Vastemuuttujaa selitetään kahden lineaarisen yhtälön kombinaationa, joista toinen yhtälö kuvaa taloutta korkeasuhdanteessa ja toinen matalasuhdanteessa. Regressioyhtälön selittävät muuttujat voidaan painottaa talouden tilojen mukaan. Kirjallisuudessa on tähän tarkoitukseen on hyödynnetty kahta eri lähestymistapaa. Auerbach ja Gorodnichenko (2012) käyttivät Grangerin ja Teräsvirran (1993) STAR-mallin yhteydessä esittämään siirtymäfunktiota, jossa eri tilojen todennäköisyydet määräytyvät logistisesta funktiosta. Ramey ja Zubairy (2018) määrittivät talouden tilan dummy-muuttujan avulla, joka määriteltiin työttömyysasteesta.

Tilariippuvaisten mallien kohdalla LP-menetelmä eroaa TVAR- ja STVAR -malleista erityisesti tilan määräytymisen osalta. TVAR- ja STVAR -mallit olettavat talouden tilan pysyvän muuttumana koko estimoitavan jakson ajan. Jos keskimääräinen shokki on yhteydessä suhdanteiden keston se vaikuttaa myös mallin tuottamiin estimaatteihin. Sellaisen suhdannevaihte-

lun, joka ei ole yhteydessä shokkimuuttuun, tulisi sisältyä deterministen termien PNS-estimaatteihin. (Ramey ja Zubairy 2018.)

Alkuperäinen aineisto koostuu 172:sta neljännesvuosittaisesta havainnoista. Käyttämällä perinteistä taantumien määritelmää, jonka mukaan talous on taantumassa kun kokonaistuotanto laskee kahden peräkkäisen neljänneksen ajan, taantumaneljänneksen lukumäärä otosperiodin aikana on 34, joka kattaa noin 80% havainnoista. OECD:n suhdannevaihteluindikaattori, joka mittaa suhdannesyklin pituutta kokonaistuotannon lokaalin maksimin ja minimin välisenä etäisyytenä, määrittelee Suomen matalasuhdanteeseen 85 neljänneksen osalta. OECD:n määritelmää käyttäen matalasuhdanteen osuus on lähes 50%:a. Suhdanteen ja näin ollen talouden tilojen määrittely ei siis ole yksikäsitteistä ja tällöin on perusteltua estimoida malli erilaisilla tilan määrittelyillä.

Ensimmäinen määritelmä (siirtymä 1.) perustuu OECD:n suhdanneindeksiin, joka perustuu suhdanteiden käännepeisteisiin. Ensimmäistä määritelmää sovelletaan binäärisen tilasiirtymän mallissa ja suhdanne määräytyy suoraan 0 tai 1 arvoja saavan indeksin perusteella. Binääriseen tilasiirtymään perustuva malli voidaan esittää yhtälönä:

$$y_{t+h} = I_t[\alpha_h + \beta_{r,h}shokki_t + \gamma_{r,h}(L)x_{t-1}] + (1 - I_t)[\alpha_h + \beta_{e,h}shokki_t + \gamma_{e,h}(L)x_{t-1}] + u_{t+h}, \quad (41)$$

jossa  $I_t$  on talouden tilojen mukaan koodattu dummy-muuttuja, jonka arvot ovat 0 tai 1 talouden tilasta riippuen. Eri tiloja vastaavat impulssivasteet voidaan lukea matalasuhdanteelle kertoimesta  $\beta_{r,h}$  ja korkeasuhdanteelle kertoimesta  $\beta_{e,h}$ .

Toisessa ja kolmannessa määritelmässä tilasiirtymät perustuvat STAR- ja STVAR-malleissa hyödynnettyyn logistiseen siirtymäfunktioon. Jatkuvaan tilasiirtymään perustuva malli voidaan esittää yhtälönä:

$$y_{t+h} = F(z_{t-1})[\alpha_h + \beta_{r,h}shokki_t + \gamma_{r,h}(L)x_{t-1}] + (1 - F(z_{t-1}))[\alpha_h + \beta_{e,h}shokki_t + \gamma_{e,h}(L)x_{t-1}] + u_{t+h}, \quad (42)$$

jossa

$$F(z_t) = \frac{\exp(-\theta z_t)}{1 + \exp(-\theta z_t)}. \quad (43)$$

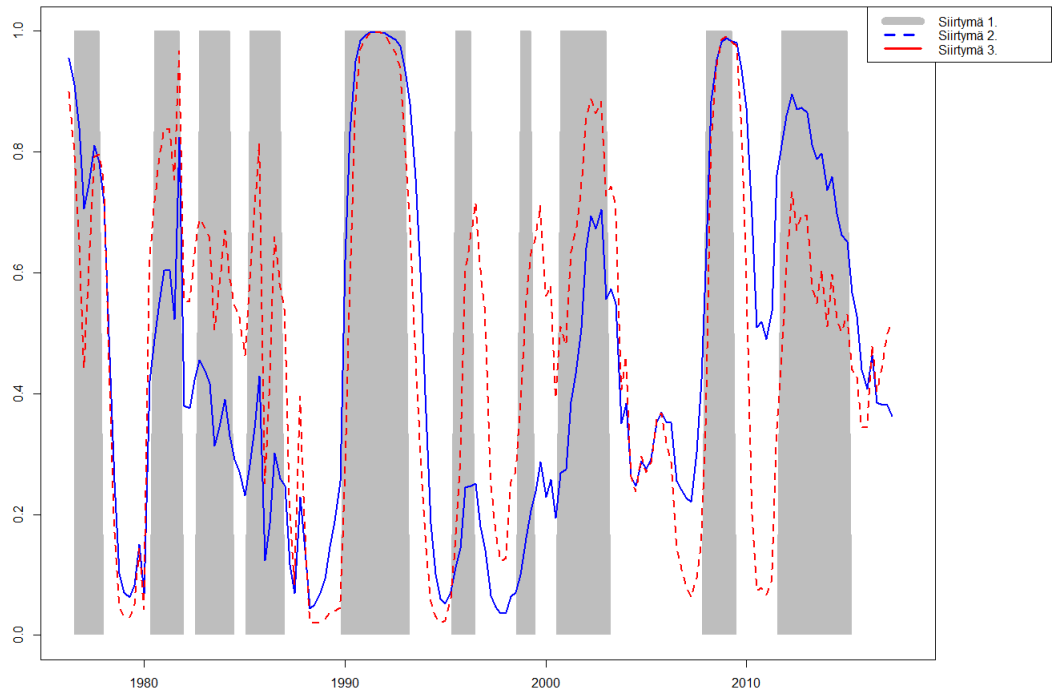


Toisin kuin binäärisen siirtymän mallissa, siirtymiä kontrolloidaan nyt funktion  $F(z_t)$  avulla, jossa  $z_t$  on indeksi, joka saa positiivisia arvoja talouden ollessa noususuhdanteessa ja negatiivisia arvoja talouden ollessa matalasuhdanteessa. Muuttuja  $z_t$  on niin sanottu korvikemuuttuja, joka korreloi vahvasti suhdannetilanteen kanssa. Logistinen funktio kuvaa  $z_t$  arvot 0 ja 1 välille, jolloin funktion arvot kuvaavat suhdanteen voimakkuutta. Tämän voidaan myös ajatella kuvastavan suhdanteen todennäköisyyttä, minkä vuoksi  $F(z_t)$  arvoihin viitataan myös siirtymätodennäköisyyksinä. Koska  $F(z_t)$  on jatkuva funktio, kokonaistuotanto nähdään nyt muodostuvan kahden eri talouden tilan painotettuna keskiarvona.

Toinen määritelmä (siirtymä 2.) seuraa Auerbachin ja Gorodnicenkon (2012) tutkimusta, jossa  $z_t$  muodostetaan kokonaistuotannon kasvuasteen seitsemän kuukauden liukuvana keskiarvona ja skaalataan siten, että  $var(z_t) = 1$  ja  $E(z_t) = 0$ . Parametri  $\theta$  kontrolloi siirtymien jyrkkyyttä ja pysyvyyttä. Mitä suurempi  $\theta$  sitä suuremman osan ajasta  $F(z_t)$  on ääriarvojen ympäristössä.

Kolmas määritelmä (siirtymä 3.) seuraa Auerbachin ja Gorodnicenkon (2017) tutkimusta, jossa  $z_t$  määritellään kokonaistuotannon kasvuasteen seitsemän kuukauden liukuvan keskiarvon HP-suodatetun trendin residuaalin avulla. HP-suodattimen popularisoivat Hodrick ja Prescott (1997). HP-suodatin perustuu ajatukseen, että makrotaloudellinen aikasarja voidaan esittää trendin, suhdannekomponentin ja satunnaisvaihtelun summana. Trendistä tapahtuvien poikkeamien voidaan tulkita esittävän suhdannevaihteluita. Tällä tavoin määritelty  $z_t$  johtaa siihen, että logistisella funktiolla määritelty suhdanne reagoi ensimmäistä määritelmää herkemmin kokonaistuotannon muutoksiin.

Koska  $\theta$  arvon oikeaoppiseen valintaan ei ole vahvoja teoreettisia perusteita, valitaan  $\theta$  siten, että siirtymäfunktio saa kahden syvän taantuman kohdalla todennäköisyyden, joka lähestyy ykköstä. Kun  $\theta$  saa arvon 2, funktio erottaa selvästi 1990-luvun alun laman sekä finanssikriisistä lähteneen viimeisimmän taantuman. Jos  $\theta$  olisi liian pieni, siirtymäfunktio ei tunnistaisi suhdanteiden äärimmäisiä vaihteluita. Siirtymäfunktioiden saamat arvot vuosien 1975 - 2017 välillä on kuvattuna kuviossa 8.

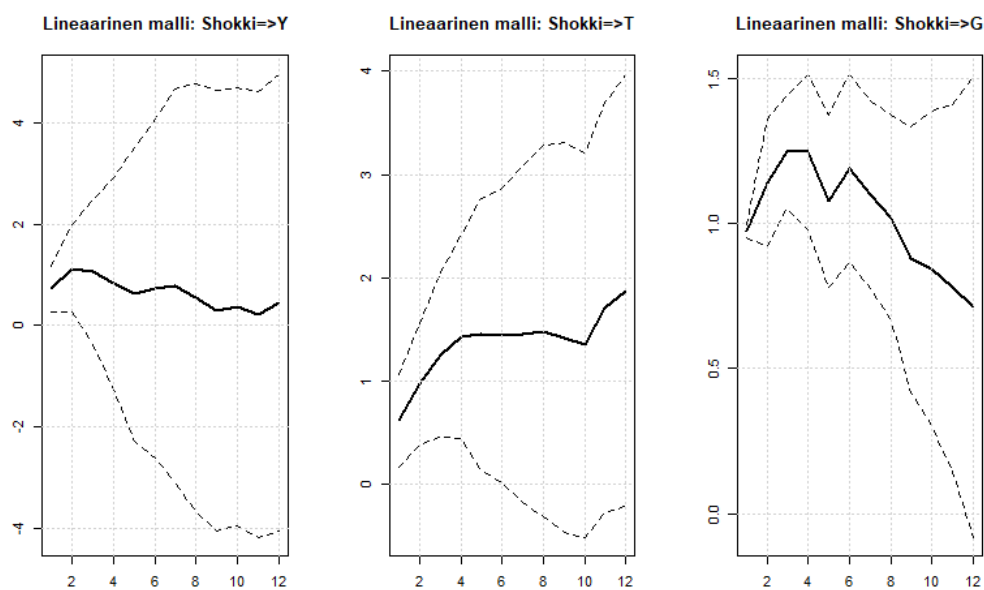


Kuvio 8: Siirtymäfunktion arvot eri suhdanteen määritelmillä vuosina 1975 - 2017

Viivästettyjen termien lukumäärä valitaan samalla tavalla kuin lineaarisen mallin tapauksessa. Huomioitavaa on kuitenkin se, että selittävien muuttujien matriisi sisältää nyt vakiotermin ja lineaarisen trendin lisäksi painotetut muuttujat molemmille eri tiloille. Koska mallien keskeinen ero on siinä, miten selitettäviä muuttujia painotetaan, informaatiokriteerit lasketaan nyt kaikille eri spesifikaatioille erikseen. AIC arvojen perusteella binäärisen siirtymäfunktion malli sekä Auerbach ja Gorodnichenko (2012) noudattavan mallin asteeksi (siirtymä 2.) valitaan  $p = 3$ . Auerbachin ja Gorodnichenkon (2017) tutkimusta noudattavan mallin asteeksi (siirtymä 3.) valitaan  $p = 4$ .

## 7 Tulokset

Lineaarinen malli tuottaa 0.70 suuruisen välittömän vasteen kokonaistuotannossa kun julkisia menoja lisätään yhdellä yksiköllä. Huippukerroin 1.01 saavutetaan kolmannen periodin kohdalla ja kahdentoista periodin kumulatiivinen kerroinvaikutus on 0.69. Kertoimet ovat hieman matalampia kuin Suomalaisessa tutkimuskirjallisuudessa tähän asti saadut kertoimet. Lineaarisen mallin impulssivasteisiin liittyy merkittävästi epävarmuutta, joka käy ilmi huomattavan leveinä luottamusväleinä. Shokin seurauksena julkiset menot nousevat yli alkuperäisen tason ja laskevat alle ykköseen vasta kymmenen periodin kohdalla. Tämän vuoksi kumulatiivinen kerroin jää selvästi alle ykköseen. Tutkielman liitteessä raportoidaan impulssivasteet myös otosperiodille 1990 - 2017, jolloin impulssivasteet ovat samansuuntaisia ja kertoimet hieman suurempia.

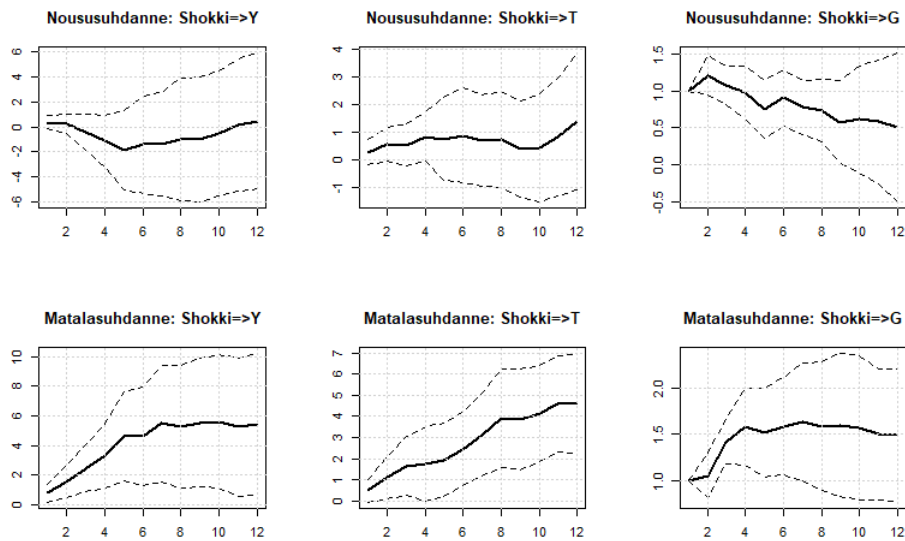


Kuvio 9: Lineaarisen mallin kertoimet

*Kokonaistuotannon ja verojen impulssivasteet skaalattu kertoimiksi. Katkoviivat edustavat 90% luottamusväliä.*

Tilariippuvaisen mallin kolme eri spesifikaatiota tuottavat erilaisia im-

pulssivasteita ja sen myötä erilaisia kerroinestimaatteja. Välitön vaste on positiivinen riippumatta talouden tilasta, mutta horisontin kasvaessa kertoimet eroavat merkittävästi. OECD:n suhdanneindeksiä hyödyntävän mallin (siirtymä 1.) huippukerroin on matalasuhdanteessa 5.47. Kahdentoista periodin kumulatiivinen kerroin on matalasuhdanteessa 2.85. Korkeasuhdanteessa kertoimet ovat välitöntä vastetta lukuunottamatta negatiivisia ja kumulatiivinen kerroin on -0.77. Mallin tuottamat luottamusvälit ovat erittäin leveät, jonka voi arvella johtuvan suhdanteen määritelmästä. Kun matalasuhdanne lasketaan alkavan suhdannehuipun jälkeisestä ajasta, sisältyy havaintoihin jaksoja, joissa talous ei määritelmällisesti käy taantumassa. Leveitä luottamusväleitä voidaan selittää myös sillä, että havaintojen havaintojen määrä jaetaan molempien tilojen kesken.



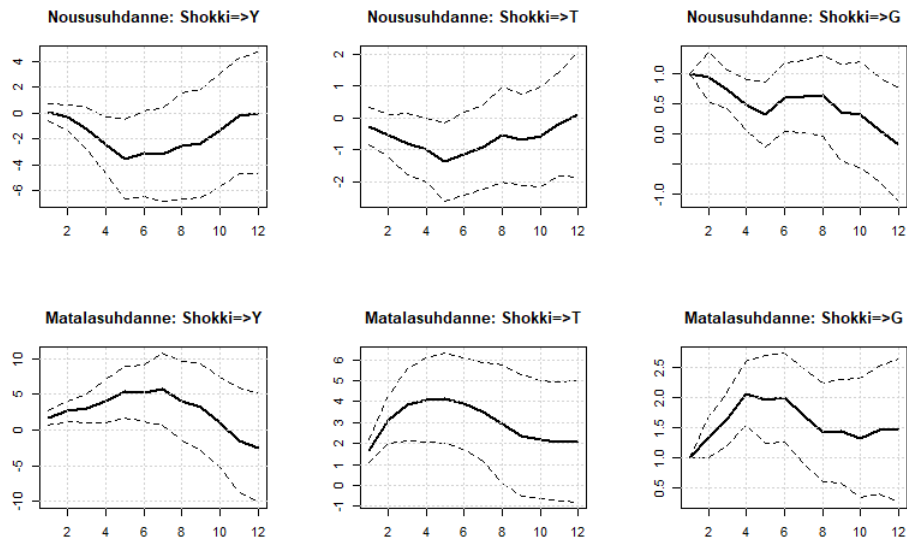
Kuvio 10: Tilariippuvaisen mallin kertoimet (siirtymä 1.)

*Kokonaistuotannon ja verojen impulssivasteet skaalattu kertoimiksi. Katkoviivat edustavat 90% luottamusväliä.*

*Siirtymäfunktio: OECD:n suhdanneindeksi*

Toisessa mallissa siirtymäfunktio määritellään kasvuasteen seitsemän kuukauden liukuvalla keskiarvolla (siirtymä 2.), saadaan erilainen määritel-

mä talouden tiloille. Nyt talouden tilat edustavat selvemmin huonoja ja hyviä taloudellisia aikoja. Mallin tuottamat estimaatit ovat selvästi binääriseen siirtymään pohjautuvaa mallia tarkempia. Huippukerroin on matalasuhdan- teessa 5.70 ja kumulaativinen kerroin 1.72. Mallin tuottamat kertoimet eroavat merkittävästi eri tilojen välillä ja teorian perusteella vasteet näyttävät kumpaankin suuntaan epärealistisen suurilta. Liitteessä raportoidut impulssivasteet otosperiodille 1990 - 2017 antavat maltillisempia arvioita ja aset- tavat kertoimien suuruusluokan kyseenalaiseksi. Malli kuitenkin tukee sitä, että suhdanteiden syvyydellä on yhteys kerroinvaikutuksen voimakkuuteen.



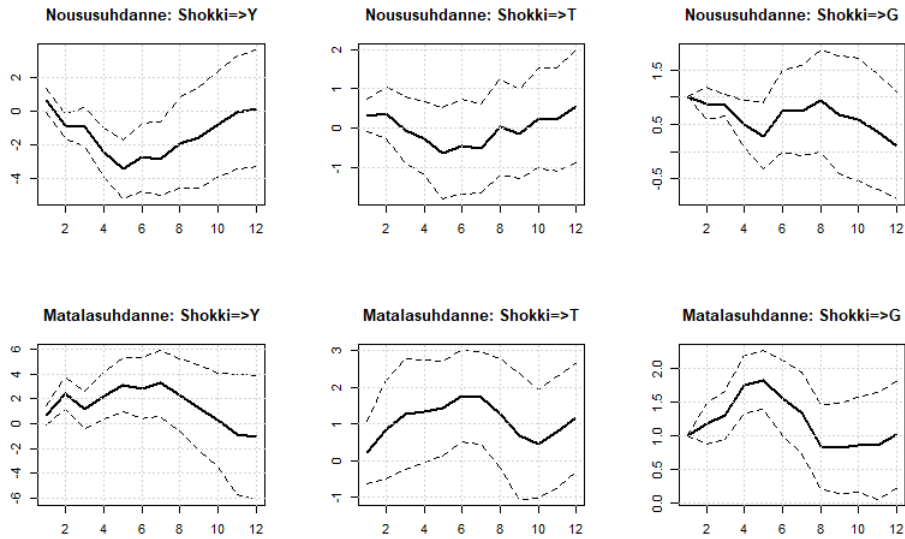
Kuvio 11: Tilariippuvaisen mallin kertoimet (siirtymä 2.)

*Kokonaistuotannon ja verojen impulssivasteet skaalattu kertoimiksi. Katkoviivat edustavat 90% luottamusväliä.*

*Siirtymäfunktio: Kasvuasteen 7kk-liukuva keskiarvo*

Kolmannessa mallissa siirtymäfunktio on määritelty poikkeamana kasvuasteen HP-filtteröidystä trendistä (siirtymä 3.). Impulssivasteiden luottamusvälejä tarkastelemalla havaitaan, että parametriestimaatit tarkentuvat huomattavasti ensimmäiseen ja toiseen malliin verrattuna. On siis mahdollista, että tällä tavoin määritelty malli vastaa paremmin taustalla vaikuttavaa

talouden tilaa. Nyt myös estimoidut kertoimet ovat maltillisempia. Mallin huippukerroin on matalasuhdanteessa 3.24 ja kumulatiivinen kerroin 1.72.



Kuvio 12: Tilariippuvaisen mallin kertoimet (siirtymä 3.)

*Kokonaistuotannon ja verojen impulssivasteet skaalattu kertoimiksi. Katkoviivat edustavat 90% luottamusväliä.*

*Siirtymäfunktio: Kasvuasteen poikkeama HP-trendistä*

Keskeiset tulokset kaikkien mallien osalta on raportoituna taulukossa 4. Lineaarinen malli antaa viitteitä siitä, että julkisten menojen kerroinvaikutus on yleisesti pienempi kuin yksi. Kun tarkastelu jaetaan suhdanteisiin käy selvästi ilmi, että finanssipolitiikan ajoituksella on merkitystä. Tilariippuvaiset mallit esittävät erilaisia tapoja suhdanteiden määrittelylle. Matalasuhdanteessa kertoimet ovat selvästi positiivisia ja korkeasuhdanteessa negatiivisia. Malleille on yhteistä myös se, että julkisten menojen muutokset ovat matalasuhdanteessa korkeasuhdannetta pysyvämpiä. Kaikkiin estimaatteihin liittyy huomattavaa epätarkkuutta, joka korostuu erityisesti binäärisen siirtymän mallissa, toisaalta kasvuasteen poikkeamaan HP-trendistä pohjautuva malli tuottaa suhteellisen tarkkoja estimaatteja.

Taulukko 4: Yhteenvedo tuloksista

Tila	Siirtymä	$m_0^y$	$\max m_h^y$	$m_h^{kum}$
Lineaarinen		0.70	1.01	0.69
Noususuhdanne	OECD:n suhdanneindeksi	0.35	0.48	-0.77
Matalasuhdanne		0.79	5.47	2.85
Noususuhdanne	Kasvuasteen 7kk-liukuva keskiarvo	0.08	0.08	-3.45
Matalasuhdanne		1.76	5.70	1.72
Noususuhdanne	Kasvuasteen poikkeama HP-trendistä	0.63	0.63	-2.18
Matalasuhdanne		0.72	3.24	1.24

Estimoitujen mallien tulokset antavat viitteitä siitä, että suhdanteella on merkittävä vaikutus julkisten menojen kerroinvaikutukseen Suomessa. Lineaarisen mallin osalta estimoidut kertoimet ovat linjassa Yhdysvaltalaisilla aineistoilla toteutettujen tutkimusten kanssa. Tilariippuvaisen mallin kertoimet ovat suurempia ja erot tilojen välillä ovat suurempia. Tuloksiin kannattaa kuitenkin suhtautua kriittisesti monellakin tapaa. Eksogeenisen vaihtelun jäljittämiseksi hyödynnettiin Blanchard-Perotti-shokkeja, jotka eivät merkittävästi vaihtele Suomen aineistossa. Lisäksi tulee muistaa, että Blanchard-Perotti-shokkeihin sisältyy myös vaihtelua, joka edustaa taloudenpitäjien silmissä odotettuja muutoksia.

Kumulatiivisia kertoimia voi perustellusti pitää parhaana mittarina kerroinvaikutukselle. Binäärisen siirtymän malli tuottaa yllättäen korkeimman kertoimen, joka on ristiriitainen tulos pehmeän tilasiirtymän malleihin verrattuna. Tulos voi selittyä sillä, että binäärisen mallin tuottamiin estimaatteihin liittyy myös eniten epävarmuutta. Sovittamalla malli kvadraattisella trendillä tai suuremmalla asteella, binäärisen mallin kumulatiivinen kerroin on noin kaksi. Kun kahta muuta mallia testataan myös kvadraattisella trendillä sekä eri asteilla asettuvat matalasuhdanteen kumulatiiviset kertoimet 1.25 - 2 välille.

## 8 Johtopäätökset ja yhteenveto

Makrotalousteoria on ottanut merkittäviä harppauksia yleisen teorian julkaisun jälkeen. Eri teoriaperinteet tarjoavat erilaisen näkemyksen julkisten menojen suuruusluokasta. Keynesiläinen teoria suhtautuu aktiiviseen finanssipolitiikkaan erityisen suopeasti. Uusklassinen teoria pitää aktiivista finanssipolitiikkaa vähemmän merkityksellisenä ja verotuksesta johtuvien taloudellista toimintaa vääristävien vaikutuksen vuoksi velkarahalla toteutettuna myös haitallisena. Molemmat teoriaperinteet pitävät sisällään tekijöitä, joita voidaan pitää julkisten menojen kerroinvaikutuksen suuruusluokan arvioinnin kannalta uskottavina. Keynesiläisten suhtautuminen julkiseen velkaan yksityisen sektorin varallisuutena on naivi oletus, samoin kuin uusklassisen teorian lähtökohta, että yksityiset taloudenpitäjät olisivat täydellisen eteenpäin katsovia.

Yhdistämällä palasia molemmista teoria perinteistä, kuten uuskeynesiläisissä makromalleissa on pyritty tekemään, päästään todennäköisesti lähemmäs totuutta. Perinteiset uuskeynesiläiset kertomet ovat ykkösen luokkaa. Kertoimet voivat kuitenkin poiketa tästä, riippuen maakohtaisista ominaisuuksista ja menolisäysten ajoituksesta. Teoreettisia tuloksia yhdistämällä voidaan tehdä ainakin seuraavia johtopäätöksiä. Menolisäyksen ajoitus on yhteydessä taloussuhdanteeseen ja rahapolitiikan tilaan. Kun talous on matalasuhdanteessa, kotitalouksien rajakulutustasaste on korkeampi ja näin ollen myös oletettu kerroin on Keynesiläisen teorian perusteella suurempi. Tilanne, jossa nimelliskorot ovat kiinni nollakorkorajoitteessa, johtaa myös korkeampaan kerroinvaikutukseen (Christiano ym. 2011). Talouden kokoluokan, avoimuuden ja valuuttakurssijärjestelmän vaikutuksista saadaan viitteitä esimerkiksi Mundell-Fleming mallin avulla.

Jørda (2005) esittämä lokaalien projektioiden menetelmä on vaihtoehto vektoriautoregressiivisillä malleilla muodostetuille impulssivasteille. Menetelmien vertailu paljastaa, että lokaaleihin projektioihin liittyy lukuisia etuja ja yksi keskeinen heikkous. Lokaalit projektiot tuottavat harhattomampia estimaatteja, mutta hintana on VAR-malleja korkeampi varianssi. Koska lokaalit projektiot voidaan laskea yhtälö kerrallaan ovat ne vektoriautoregressiivisiä



malleja yksinkertaisempia. Tästä johtuen lokaalit projektiot tarjoavat yksinkertaisen tavan tilariippuvaisten impulssivasteiden laskemiseksi. Kirjallisuuden perusteella ei pystytä tekemään kunnollisia johtopäätöksiä sen suhteen, kumpaan menetelmään julkisten menojen kerroinvaikutusta tutkivassa kirjallisuudessa tulisi lopulta nojata. Lokaalit projektiot ovat suhteellisen uusi menetelmällinen kokonaisuus ja varmasti myös osittain sen vuoksi sen sovellutukset korostuvat viimeaikaisessa kirjallisuudessa. Lokaaleihin projektioihin liittyy kuitenkin paljon mahdollisuuksia ja esimerkiksi Barnichon ja Brownlees (2018) ovat edistäneet impulssivasteiden tehokkuutta liittämällä lokaaleihin projektioihin elementtejä koneoppimisen puolelta.

Empiirisen kirjallisuuden suurimmat haasteet liittyvät julkisten menojen eksogeenisen vaihtelun identifioimiseen. Makrotaloudelliset muuttujat ovat keskenään endogeenisiä ja sen lisäksi ne reagoivat informaatioon tulevaisuuden muutoksista. Eksogeenista vaihtelua on etsitty sekä puolustusmenoista, että talouspolitiikan päätöksentekoon ja implementointiin liittyvistä viipeistä. Kirjallisuuden perusteella puolustusmenoihin perustuvia lähestymistapoja voidaan pitää luotettavimpina, mutta myös puolustusmenoihin liittyy endogeenisuutta. Tämä on johtanut siihen, että tutkijat ovat etsineet puolustusmenoihin liittyviä historiallisia uutisia ja hyödyntäneet niistä saatua tietoa narratiivisten aikasarjojen muodostamiseksi. Päätöksenteko ja implementointi viiveisiin perustuvat identifointistrategiat mahdollistavat empiirisen tutkimuksen myös Suomen kaltaisten valtioiden aineistoilla. Niin sanottuihin Blanchard-Perotti shokkeihin liittyy kuitenkin ongelmia sillä julkisten menojen muutokset ovat usein ennakoitavissa jo useita neljänneksiä etukäteen. Blanchard-Perotti-shokkeja on mahdollista vahvistaa esimerkiksi julkisen talouden ennusteiden avulla, jolloin pystytään osittain kontrolloimaan muutoksiin liittyvää ennakoitavuutta.

Työn empiirisessä osuudessa lasketaan julkisten menojen kerroin Suomelle lokaalien projektoiden avulla. Malli estimoidaan sekä lineaarisena että tilariippuvaisena. Tilariippuvaisen mallin tilasiirtymät toteutetaan kolmella eri tavalla. Lineaarisen mallin kertoimet ovat hieman pienempiä kuin aikaisemmissa Suomen aineistoilla tehdyissä tutkimuksissa. Tilariippuvaisten mallien avulla päädyttiin siihen johtopäätökseen, että julkisten menojen kerroin on

matalasuhdanteessa 1.25 - 2 välillä. Kertoimien suuruus riippuu matalasuhdanteen määritelmästä ja tulokset antavat viitteitä siitä, että finanssipolitiikka olisi tehokkaampaa kun taantuma on erityisen syvä. Noususuhdanteessa kertoimet ovat negatiivisia ja negatiivisen vaikutuksen suuruutta voi luonnehtia yllättäväksi. Tämän perusteella näyttäisi siltä, että valtion kannattaa harjoittaa maltillista menopolitiikkaa ja pyrkiä ylijäämääseen budjettiin kun taloudessa menee hyvin. Mallin tuottamat estimaatit kärsivät kuitenkin leveistä luottamusväleistä ja niihin liittyy huomattavaa epävarmuutta. Lisäksi kun huomioidaan Blanchard-Perotti-shokkeihin liittyvät heikkoudet ja se ettei odotuksia kontrolloitu millään tavalla, tulee tuloksiin suhtautua parhaimmillaankin suuntaa antavina.

Julkisten menojen kerroinvaikutuksen luotettava estimointi on erittäin haastavaa ja siihen liittyy paljon ratkaisemattomia haasteita. Empiirisen osion tuloksia olisi ollut mahdollista parantaa liittämällä malliin odotuksia kontrolloiva muuttuja. Ennusteiden kerääminen on kuitenkin työlästä ja niiden historiallinen julkaisutiheys ja kattavuus aiheuttavat myös ongelmia. Tulevaisuudessa tullaan näkemään rikkaampia aineistoja ja estimoinnissa hyödynnettävät tilastolliset mallit tulevat edelleen kehittymään.

## Viitteet

- Aiyagari, S. R., Christiano, L. J., Eichenbaum, M. (1992). The output, employment, and interest rate effects of government consumption. *Journal of Monetary Economics*, 30(1), 73-86.
- Auerbach, A. J. and Gorodnichenko, Y., 2012a. Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *American Economic Journal: Economic Policy* vol. 4(2), pp. 1-27.
- Barnichon, R., Brownlees, C. (2018). Impulse response estimation by smooth local projections. *Review of Economics and Statistics*,(0).
- Barro, R. J. (1974). Are government bonds net wealth?. *Journal of political economy*, 82(6), 1095-1117.
- Baxter, M., King, R. G. (1993). Fiscal policy in general equilibrium. *The American Economic Review*, 315-334.
- 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.
- Brugnolini, L. (2018). About Local Projection Impulse Responde Function Reliability (No. 440). Tor Vergata University, CEIS.
- Buchanan, J. M. (1976). Barro on the Ricardian equivalence theorem. *Journal of political economy*, 84(2), 337-342.
- Christiano, L., Eichenbaum, M., Rebelo, S. (2011). When is the government spending multiplier large?. *Journal of Political Economy*, 119(1), 78-121.
- Cogan, J. F., Cwik, T., Taylor, J. B., Wieland, V. (2010). New Keynesian versus old Keynesian government spending multipliers. *Journal of Economic dynamics and control*, 34(3), 281-295.
- Galí, J. (2018). The state of New Keynesian economics: a partial assessment. *Journal of Economic Perspectives*, 32(3), 87-112.

Granger, C., Teräsvirta, T. (1993). *Modelling Non-Linear Economic Relationships*. Oxford University Press.

Gechert, S. (2015). What fiscal policy is most effective? A meta-regression analysis. *Oxford Economic Papers*, 67(3), 553-580.

Haavanlammi, K. (2016). News and government expenditure effects in Finland (pro gradu -tutkielma, Helsingin yliopisto). Haettu osoitteesta <https://helda.helsinki.fi/handle/10138/161226>

Hall, R E. "Labor Supply and Aggregate Fluctuations." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Supplementary to the Journal of Monetary Economics*, Vol. 12, (1980), pp. 7-33

Hamilton, J. D. (1985). Historical causes of postwar oil shocks and recessions. *The Energy Journal*, 6(1), 97-116.

Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton, NJ: Princeton Univ. Press. ISBN: 0691042896

Hicks, J. R. (1937). Mr. Keynes and the "classics"; a suggested interpretation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 147-159

Hodrick, R. J., Prescott, E. C. (1997). Postwar US business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, credit, and Banking*, 1-16.

Jordà, Óscar. 2005. "Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections.". *American Economic Review*, 95 (1): 161–82

Kahn, R. F. (1931). The relation of home investment to unemployment. *The Economic Journal*, 41(162), 173-198.

Keränen, Henri & Kuusi, Tero (26.1.2016). "The EU's Fiscal Targets and Their Economic Impact in Finland". ETLA Working Papers No 33. <http://pub.etla.fi/ETLA-Working-Papers-33.pdf>

Keynes, J. M. (1937). The general theory of employment. *The quarterly journal of economics*, 51(2), 209-223.

Kilian, L & Lütkepohl, H, 2017, "Structural Vector Autoregressive Analysis, Cambridge University Press, <http://www-personal.umich.edu/~lilian/book.html>

Kilian, L., Kim, Y. J. (2011). How reliable are local projection estimators of impulse responses?. *Review of Economics and Statistics*, 93(4), 1460-1466.

Lehmus, M., 2014. Finnish fiscal multipliers with a structural VAR model. Labor Institute for Economic Research working paper 293.

Marcellino, M., Stock, J. H., Watson, M. W. (2006). A comparison of direct and iterated multistep AR methods for forecasting macroeconomic time series. *Journal of econometrics*, 135(1-2), 499-526.

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. (1987). Hypothesis testing with efficient method of moments estimation. *International Economic Review*, 777-787.

Owyang, M. T., Ramey, V. A., Zubairy, S. (2013). Are government spending multipliers greater during periods of slack? Evidence from twentieth-century historical data. *American Economic Review*, 103(3), 129-34.

Perotti, R. (2005). Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD Countries (No. 4842). CEPR Discussion Papers.

Plagborg-Møller, M., Wolf, C. K. (2019). Local projections and VARs estimate the same impulse responses. Unpublished paper: Department of Economics, Princeton University.

Ramey, V. A., Shapiro, M. D. (1998, June). Costly capital reallocation and the effects of government spending. In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* (Vol. 48, pp. 145-194). North-Holland.

Ramey, V. A. (2016). Macroeconomic shocks and their propagation. In *Handbook of Macroeconomics* (Vol. 2, pp. 71-162). Elsevier.

Ramey, V. A., & Zubairy, S. (2018). Government spending multipliers in good times and in bad: evidence from US historical data. *Journal of Political Economy*, 126(2), 850-901.

Sax, C., Steiner, P. (2013). Temporal disaggregation of time series.

Smets, F., Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American economic review*, 97(3), 586-606.

Wright, P. G. (1928). *Tariff on animal and vegetable oils*. Macmillan Company, New York.

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

## Liitteet

### A. Informaatiokriteerin arvot

Taulukko 5: Lineaarisen mallin AIC:n arvot

	h=1	h=12
p = 1	-820.26	-353.28
p = 2	-879.60	<b>-362.78</b>
p = 3	<b>-916.45</b>	-362.01
p = 4	-912.85	-358.58

Taulukko 6: Tilariippuvaisen mallin AIC:n arvot (siirtymä 1.)

	h=1	h=12
p = 1	-823.73	-324.18
p = 2	-857.66	-346.87
p = 3	<b>-880.45</b>	<b>-354.44</b>
p = 4	-880.82	-347.12

Taulukko 7: Tilariippuvaisen mallin AIC:n arvot (siirtymä 2.)

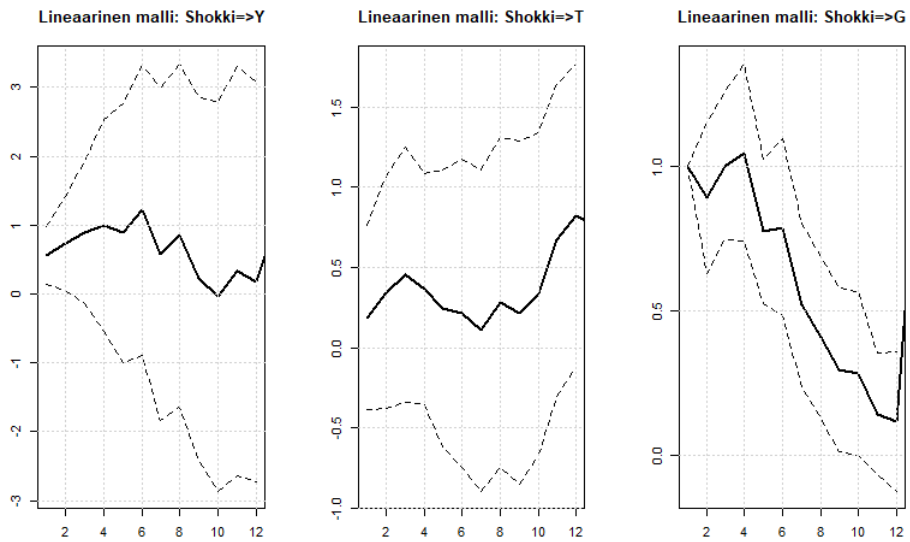
	h=1	h=12
p = 1	-787.21	-322.09
p = 2	-847.41	-338.18
p = 3	<b>-883.97</b>	<b>-342.74</b>
p = 4	-879.39	-339.73

Taulukko 8: Tilariippuvaisen mallin AIC:n arvot (siirtymä 3.)

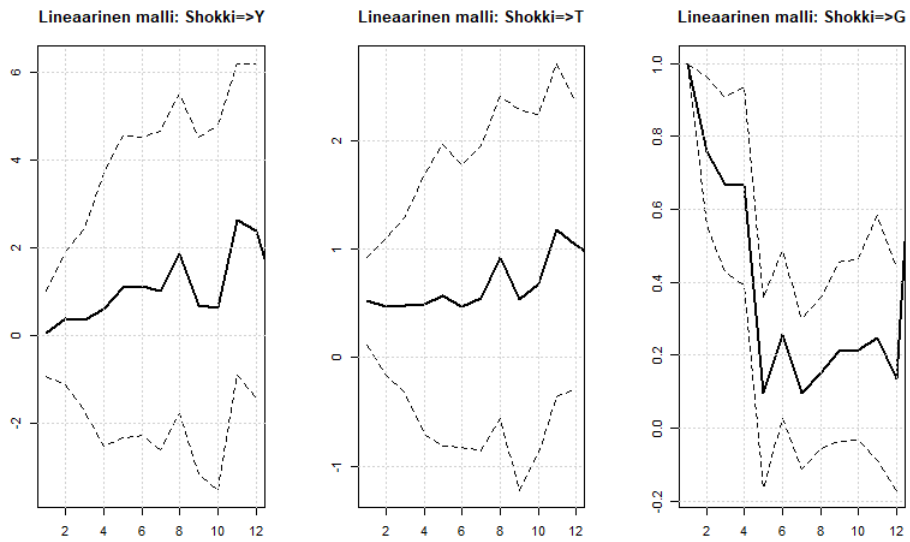
	h=1	h=12
p = 1	-774.19	-338.81
p = 2	-843.57	-369.50
p = 3	-912.12	-383.65
p = 4	<b>-922.15</b>	<b>-383.80</b>



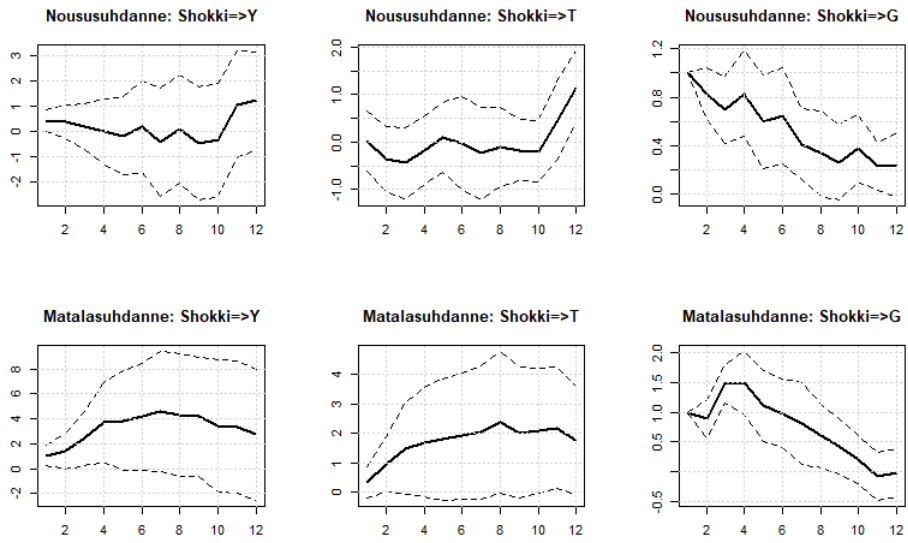
## B. Impulssivasteet eri otoksilla



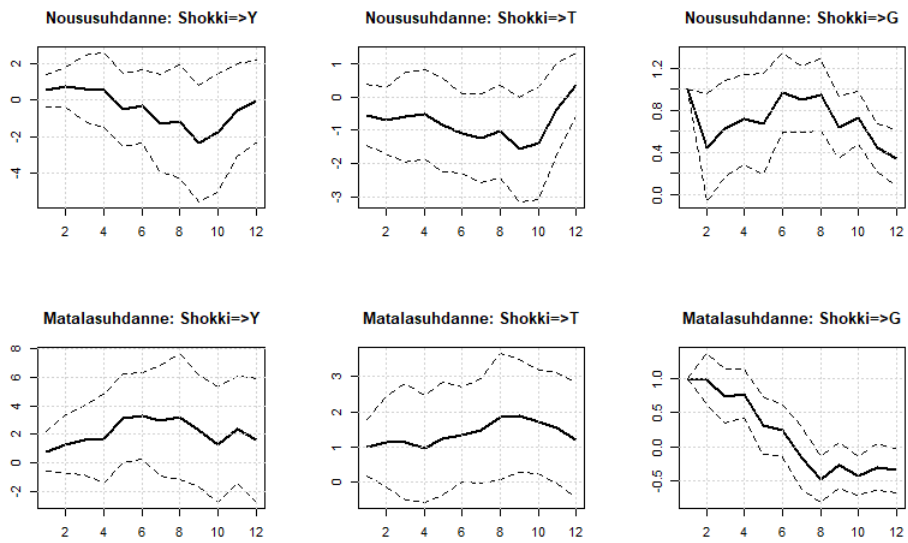
Kuvio 13: Lineaarinen malli: 1990-2017



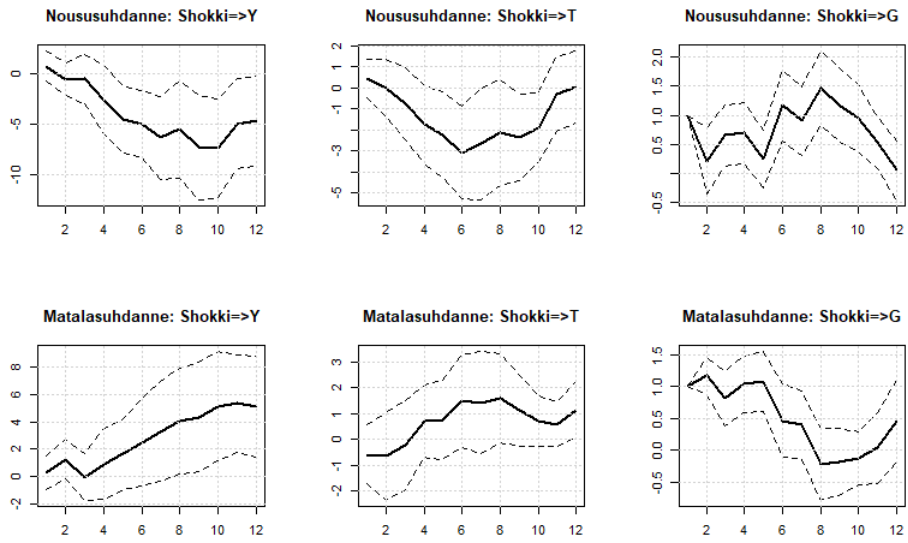
Kuvio 14: Lineaarinen malli: 1999-2017



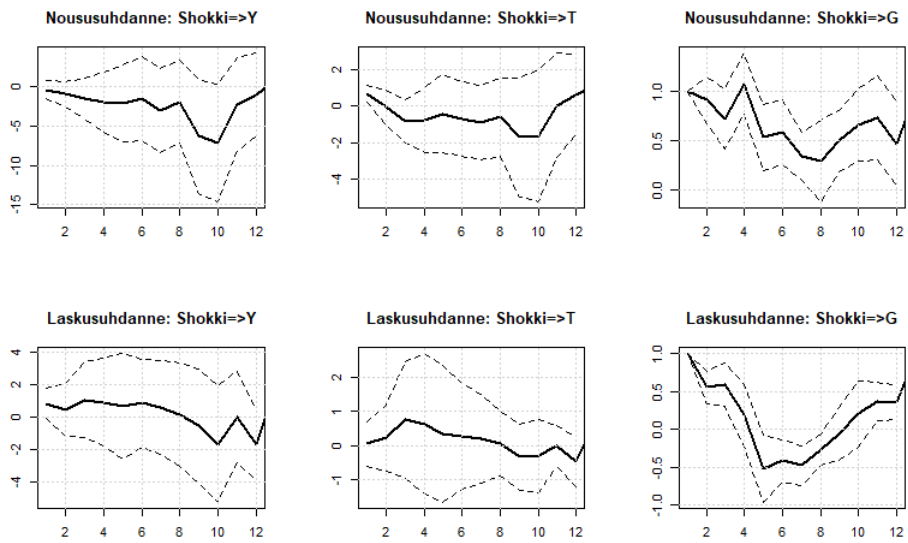
Kuvio 15: Tilariippuvainen malli: 1990-2017 (siirtymä 1.)



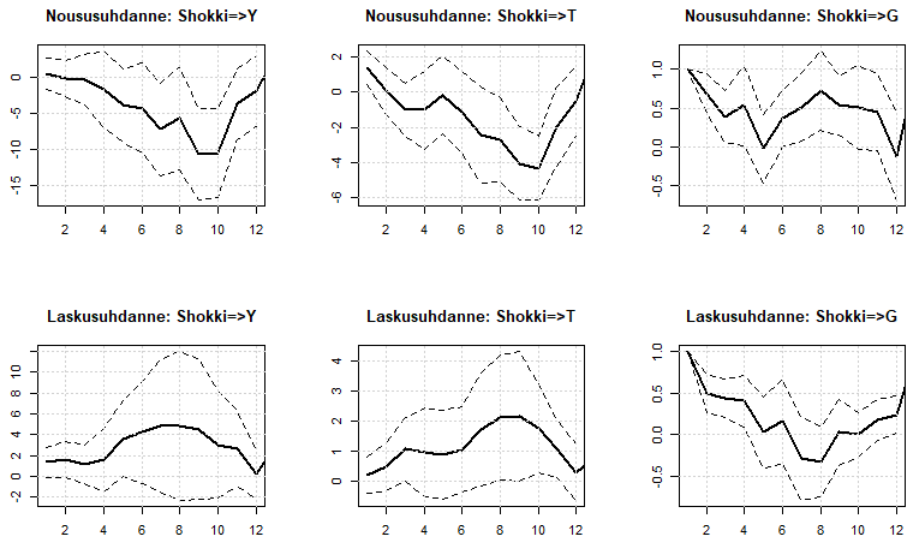
Kuvio 16: Tilariippuvainen malli: 1990-2017 (siirtymä 2.)



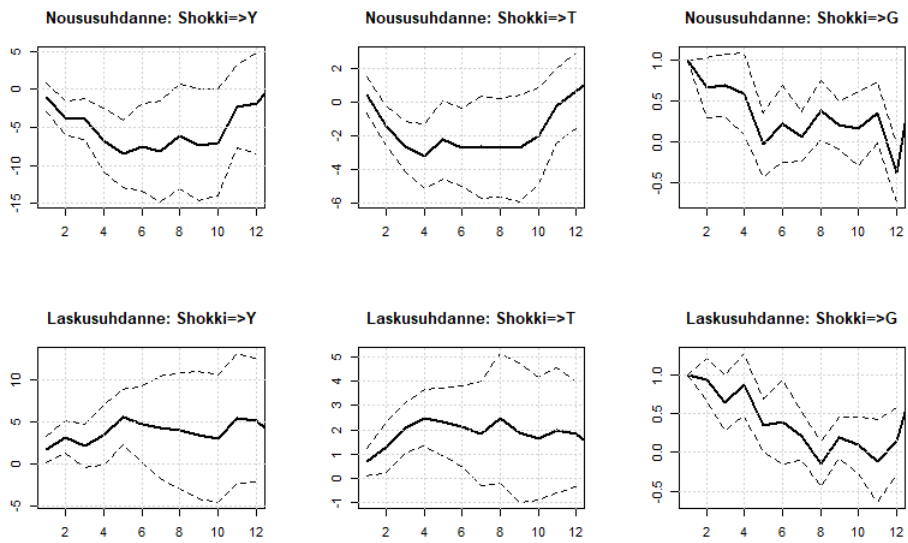
Kuvio 17: Tilariippuvainen malli: 1990-2017 (siirtymä 3.)



Kuvio 18: Tilariippuvainen malli: 1999-2017 (siirtymä 1.)



Kuvio 19: Tilariippuvainen malli: 1999-2017 (siirtymä 2.)



Kuvio 20: Tilariippuvainen malli: 1999-2017 (siirtymä 3.)