

# **Julkisten menojen kerroinvaikutus**

Yhteisintegroituvuusanalyysi julkisten menojen ja kokonaistuotannon välillä Suomessa

Taloustieteen  
pro gradu -tutkielma

Laatija:  
Patrik Koso

Ohjaaja:  
Prof. Jouko Vilmunen

30.11.2021

Turku

Turun yliopiston laatu järjestelmän mukaisesti tämän julkaisun alkuperäisyys on tarkastettu Turnitin OriginalityCheck -järjestelmällä.

Pro gradu -tutkielma

**Oppiaine:** Taloustiede

**Tekijä:** Patrik Koso

**Otsikko:** Julkisten menojen kerroinvaikutus

**Ohjaaja:** Prof. Jouko Vilmunen

**Sivumäärä:** 92 sivua + liitteet 4 sivua

**Päivämäärä:** 30.11.2021

Julkisten menojen hyödyllisyys keinona edistää kokonaistaloudellista aktiviteettia on makrotaloustieteen kysymys, jolla voidaan sanoa olevan paljon merkitystä talouspolitiikassa. Julkisten menojen kerroinvaikutus mittaa kokonaistuotannon vastetta päätösperäiseen julkisten menojen lisäykseen, ja sen avulla pyritään usein määrittämään finanssipolitiikan tehokkuutta julkisten menojen osalta. Keynesiläisen talousteorian näkökulmasta julkisia menoja lisäämällä voidaan tasata talouden suhdannevaihteluita ja elvyttää tehokkaasti taloutta taantumissa. Kerroinvaikutuksen estimointiin sovelletaan ekonometrisistä menetelmistä useimmiten uuskeynesiläisiä DSGE-malleja sekä aikasarja-analyysiin perustuvia vektoriautoregressioita. Runsaasta tutkimuskirjallisuudesta huolimatta julkisten menojen tehokkuudesta finanssipolitiikan instrumenttina löytyy varsin vähän yksimielisyyttä.

Tämän pro gradu -tutkielman tarkoituksena on selvittää julkisten menojen kerroinvaikutusta käsittelevän kirjallisuuden nykytilaa sekä tutkia syitä yleisen konsensuksen puutteelle liittyen finanssipolitiikan tehokkuuteen. Tutkielman empiirisessä osassa analysoidaan julkisten menojen ja kokonaistuotannon välistä dynaamista suhdetta Suomen aikasarja-aineistolla yhteisintegroituvuusanalyysillä, vektorivirheenkorjausmallilla sekä Granger-kausalisuus analyysillä. Tuloksia analysoidaan keynesiläisen talousteorian näkökulmasta.

Tulosten perusteella julkisten menojen ja kokonaistuotannon aikasarjamuuttujat ovat yhteisintegroituneita, ja niiden välillä esiintyy pitkän aikavälin tasapainorelaatio. Estimoidun virheenkorjausmallin perusteella julkiset menot ovat virheenkorjaava muuttuja ja kokonaistuotanto puolestaan heikosti eksogeeninen muuttuja. Tulosten perusteella julkisilla menoilla ei ole keynesiläisen teorian kaltaista voimakasta kerroinvaikutusta kokonaistuotantoon, vaan julkiset menot vaikuttavat pikemminkin reagoivan viiveellä kokonaistuotannon sokkeihin.

**Avainsanat:** Julkisten menojen kerroinvaikutus, finanssipolitiikka, yhteisintegroituvuus, vektorivirheenkorjausmalli

# SISÄLLYSLUETTELO

<b>1</b>	<b>Johdanto</b>	<b>7</b>
<b>2</b>	<b>FINANSSIPOLITIikka OSANA TALOUSPOLITIikkaA</b>	<b>10</b>
	2.1 Aktiivinen finanssipolitiikka uusklassisessa talousteoriassa	12
	2.2 Finanssipolitiikka keynesiläisessä talousteoriassa	13
<b>3</b>	<b>Keynesiläisen kerroinvaikutuksen teoria</b>	<b>15</b>
	3.1 Keynesiläinen risti ja IS-käyrä	15
	3.2 Likviditeettipreferenssi ja LM-käyrä	20
	3.3 IS-LM-malli	22
	3.3.1 Nollakorkorajoite ja likviditeettiloukku IS-LM-mallissa	24
	3.3.2 Kerroinvaikutus ja syrjäytysvaikutus IS-LM-mallissa	25
	3.4 Mundell–Fleming-malli	28
	3.4.1 Ekspansiivinen finanssipolitiikka kelluvalla valuuttakurssilla	30
	3.4.2 Ekspansiivinen finanssipolitiikka kiinteällä valuuttakurssilla	31
<b>4</b>	<b>Kerroinvaikutuksen estimointimenetelmät</b>	<b>33</b>
	4.1 Kertoimen määritelmä	33
	4.2 Vektoriautoregressiiviset mallit	34
	4.2.1 Kausaalivaikutusten identifiointi	36
	4.2.2 SVAR-mallien identifikaattorajoitteet	38
	4.3 DSGE-mallit	41
<b>5</b>	<b>Aikaisempi tutkimuskirjallisuus</b>	<b>45</b>
	5.1 Empiiriset tulokset vektoriautoregressiivisistä malleista	45
	5.2 Empiiriset tulokset yleisen tasapainon malleista	48
	5.3 Suhdannetilanteen vaikutus julkisten menojen kerroinvaikutukseen	50
	5.4 Tutkimustuloksia suhdanneriippuvaisista asetelmista	52
<b>6</b>	<b>Empiirinen analyysi</b>	<b>62</b>
	6.1 Aineisto	64
	6.2 Menetelmät	65
	6.2.1 Aikasarjan stationaarisuus ja integroitunut prosessi	66
	6.2.2 Yhteisintegroituuus	67

6.2.3	Johansenin menetelmä	68
6.2.4	Virheenkorjausmalli	70
6.2.5	Granger-kausaisuus	71
<b>7</b>	<b>Tulokset</b>	<b>72</b>
7.1	Muuttujien yhteisintegroituvuus ja pitkän aikavälin tasapainorelaatio	72
7.2	Virheenkorjausmalli ja Granger-kausaisuus	75
7.3	Mallin sopivuuden ja tulosten uskottavuuden arviointi	78
<b>8</b>	<b>Johtopäätökset</b>	<b>80</b>
	<b>Lähteet</b>	<b>82</b>
	<b>Liitteet</b>	<b>93</b>

## KUVIOLUETTELO

KUVIO 1. KEYNESILÄINEN RISTI (MANKIW 2016)	16
KUVIO 2. JULKISTEN MENOJEN KASVU KEYNESILÄISESSÄ RISTISSÄ (MANKIW 2016)	17
KUVIO 3. KERROINVAIKUTUKSEN MEKANIikka (GÄRTNER 2016)	19
KUVIO 4. IS-KÄYRÄ (MANKIW 2016)	20
KUVIO 5. LIKVIDITEETIPREFERENSSI (MANKIW 2016)	21
KUVIO 6. LM-KÄYRÄN JOHTAMINEN (MANKIW 2016)	22
KUVIO 7. IS-LM-MALLIN TASAPAINO (MANKIW 2016)	23
KUVIO 8. EKSPANSIIVINEN RAHA- JA FINANSSIPOLITIIKKA LIKVIDITEETILOUKUSSA	25
KUVIO 9. KERROINVAIKUTUS IS-LM-MALLISSA (GÄRTNER 2016)	26
KUVIO 10. MUNDELL-FLEMING-MALLI (MANKIW 2016)	29
KUVIO 11. EKSPANSIIVINEN FINANSSIPOLITIIKKA KELLUVILLA VALUUTTAKURSSEILLA (MANKIW 2016)	30
KUVIO 12. EKSPANSIIVINEN FINANSSIPOLITIIKKA KIINTEILLÄ VALUUTTAKURSSEILLA (MANKIW 2016)	31
KUVIO 13. TARKASTELTAVA SUOMEN NELJÄNNE SVUOSITTAINEN AINEISTO	65
KUVIO 14. JULKISTEN MENOJEN $G$ JA KOKONAISTUOTANNON $Y$ LOG-DIFFERENSOIDUT AIKASARJAT	73

## TAULUKKOLUETTELO

TAULUKKO 1. EMPIIRISET TULOKSET VAR-ASETELMASTA	48
TAULUKKO 2. EMPIIRISET TULOKSET YLEISEN TASAPAINON MALLEISTA	50
TAULUKKO 3. EMPIIRISET TULOKSET SUHDANNEVAIHTELUN MUKAAN	60
TAULUKKO 4. LAAJENNETUN DICKEY-FULLER-TESTIN TULOKSET TASOAIKASARJOILLE	72
TAULUKKO 5. LAAJENNETUN DICKEY-FULLER-TESTIN TULOKSET DIFFERENSOIDUILLE AIKASARJOILLE	73
TAULUKKO 6. JOHANSENIN JÄLKITESTIN JA MAKSIMIOMINAI SARVOTESTIN TULOKSET	74
TAULUKKO 7. ESTIMOIDUN VEKTORIVIRHEENKORJAUSMALLIN KERTOIMET	76
TAULUKKO 8. GRANGER-KAUSAALISUUSTESTIN TULOKSET	77

# 1 Johdanto

Viimeisten vuosikymmenten aikana finanssipolitiikan tehokkuutta käsittelevä tutkimuskirjallisuus, sekä siihen liittyvä keskustelu on ollut runsasta. Mielenkiintoa yleisesti finanssipolitiikan mahdollisuuksia kohtaan lisäsi erityisesti vuonna 2007 alkanut globaali talouskriisi, jonka seurauksena useimpien kehittyneiden talouksien ohjauskorot laskettiin historiallisen lähelle nollassa. Keskuspankkien tavanomaisten elvytystoimien ollessa tehottomia matalien nimelliskorkojen ympäristössä, siirtyi talouselvyytystä käsittelevä makrotaloudellinen tutkimus kohti finanssipolitiikkaa. Nimelliskorkojen pitkittyneestä matalasta tasosta seurannut rahapolitiikan liikkumavaran kaventuminen on lisännyt finanssipolitiikkaa käsittelevää tutkimuskirjallisuutta entisestään. Aiheen ajankohtaisuutta korosti vuoden 2019 lopulla alkanut koronaviruspandemia, jonka seurauksena globaali talous syöksyi nopeasti syvään taantumaa. Finanssipolitiikan merkitys korostuu Suomen kaltaiselle rahaliittoon kuuluvalla maalla, joka ei voi harjoittaa itsenäistä rahapolitiikkaa.

Aktiivinen, taloussuhdanteita tasaava finanssipolitiikka on alkujaan Keynesin (1963) esittämä ja perustuu valtion pyrkimykseen tukea talouskasvua säätelemällä sen tuloja ja menoja. Keynesin muotoilema teoria finanssipolitiikasta pohjautuu lyhyellä aikavälillä valtion pyrkimykseen vaikuttaa kansantalouden kokonaiskysyntään joko suoraan julkisten menojen kautta tai välillisesti verotusta koskevien päätösten avulla.

Finanssipolitiikan tehokkuus tutkimuskohteena on ilmeinen: talouden ajautuessa vaikeuksiin, voisi julkinen valta lisätä taloudellista toimeliaisuutta elvyttämällä taloutta julkisten menojen sekä verotuksen säätelyn kautta. Finanssipolitiikan oikeanlaiseen ja oikea-aikaiseen harjoittamiseen ei kuitenkaan löydy empiirisestä tutkimuskirjallisuudesta yksimielisyyttä. Myös talousteorioiden eri suuntaukset käsittävät aktiivisen finanssipolitiikan hyödyllisyyden eri tavoin.

Finanssipolitiikan tehokkuutta tutkitaan usein keynesiläisen analyysin mukaisesti. Siinä julkisten menojen päätöspäiväinen lisäys on tuloa yksityisille kuluttajille, jotka käyttävät osan lisätuloistaan edelleen kulutukseen. Tulojen kierto taloudessa johtaa kokonaistuotannon ja -tulojen lisäämiseen, joka on teorian mukaan suurempi kuin alkuperäinen menojen lisäys. Keynesiläisen teorian mukaisesti julkisten menojen

lisäämisellä on niin kutsuttu *kerroinvaikutus* (engl. *multiplier effect*), jonka suuruuden määrittämiseen tutkimus finanssipolitiikan tehokkuudesta usein keskittyy.

Julkisten menojen kerroinvaikutus tarkoittaa kokonaistuotannossa syntyvää muutosta suhteutettuna julkisten menojen odottamattomaan muutokseen. Kertoimen kokoa estimoidaan empiirisessä tutkimuskirjallisuudessa usein teoreettisiin makromalleihin tai aikasarja-analyysiin perustuvien menetelmin. Kirjallisuus painottuu suurelta osin Yhdysvaltojen aineistoon, kerroinestimaatit vaihtelevat varsin laajalti eikä yleistä johtopäätöstä kertoimen suuruudesta ole kyetty tekemään. Näin ollen myös julkisten menojen implikoitu tehokkuus finanssipolitiikan instrumenttina on tulkinnanvarainen. Kirjallisuudessa on sovellettu monia eri menetelmiä ja lähestymistapoja aiheeseen, minkä seurauksena käsitys finanssipolitiikan tehokkuudesta julkisten menojen lisäyksen muodossa on monikäsitteinen ja jokseenkin epäselvä.

Tämän tutkielman tavoitteena on selventää finanssipolitiikan tehokkuutta tutkivan kirjallisuuden nykytilaa ja tutkia Suomen kokonaistuotannon ja julkisten menojen välistä vuorovaikutussuhdetta. Koska aikaisemmat tutkimustulokset kerroinestimaateista eivät johda vakaaseen johtopäätökseen runsaasta tutkimuskirjallisuudesta huolimatta, tutkitaan työn empiirisessä osassa julkisten menojen ja kokonaistuotannon välistä dynaamista suhdetta vaihtoehdoisella ekonometrisellä menetelmällä. Julkisten menojen tehokkuutta tarkastellaan tutkielman kannalta relevantin talousteorian sekä empiirisen tutkimuskirjallisuuden kautta. Kattavamman käsityksen saamiseksi keskitytään usein kirjallisuudessa käytettyihin ekonometrisiin menetelmiin, niiden ongelmakohtiin ja haasteisiin.

Rajaan tutkielman käsittelemään finanssipolitiikan instrumenteista vain julkista kulutusta. Koska julkisten menojen tehokkuutta finanssipolitiikan instrumenttina tutkitaan pääasiassa keynesiläisen kerroinvaikutuksen kautta, käsittelen tutkielman teoreettisena viitekehystenä kerroinvaikutuksen teoriaa keynesiläisen talousteorian näkökulmasta. Jotta aikaisemman tutkimuskirjallisuuden empiirisiin tuloksiin olisi mielekästä tehdä katsaus, käsittelen ennen niitä kerroinvaikutuksen estimointiin käytettyjen menetelmien teoriaa sekä niiden haasteita. Kirjallisuuskatsaus-osiossa keskityn keskeisten tulosten lisäksi erityisesti suhdanneriippuvaiseen asetelmaan, sillä keynesiläisen teorian mukaisesti julkisten menojen lisäys on erityisen tehokasta taantumissa. Hyödynnän tutkielmassa aikaisemman empiirisen tutkimuskirjallisuuden



osalta relevantteja tutkimuksia erityisesti finanssikriisin jälkeiseltä ajalta. Tarkoitukseni on pystyä vastaamaan seuraaviin tutkimuskysymyksiin:

- Mitkä tekijät selittävät tutkimuskirjallisuuden ristiriitaisia tutkimustuloksia ja yleistä konsensuksen puutetta aktiivisesta finanssipolitiikasta julkisten menojen osalta?
- Onko julkisilla menoilla ollut keynesiläisen teorian mukaisia vaikutussuhteita kokonaistuotantoon Suomessa?

Tutkielman rakenne on seuraavanlainen. Luvussa kaksi esitän lyhyesti finanssipolitiikan yleiset tavoitteet sekä tutkielman kannalta relevanttien talousteorioiden käsityksen aktiivisen finanssipolitiikan tarpeellisuudesta. Seuraavaksi luvussa kolme esitän keynesiläisen kerroinvaikutuksen teoreettisen viitekehyksen. Luvussa neljä esitän kaksi useimmiten käytettyä julkisten menojen kerroinvaikutuksen estimointimenetelmää sekä niihin liittyviä ongelmia ja haasteita. Luvussa viisi luon katsauksen aikaisemman kirjallisuuden empiirisiin tuloksiin edellisen luvun menetelmien mukaisesti, minkä jälkeen esitän valitsemani ekonometrisen tutkimusmenetelmän ja -asetelman luvussa kuusi. Luku seitsemän käsittää empiirisen analyysin tulokset, jonka jälkeen esitän johtopäätökset luvussa kahdeksan.

## 2 FINANSSIPOLITIikka OSANA TALOUSPOLITIikkaA

Finanssipolitiikka kattaa talouspolitiikan keinot, joilla valtio vaikuttaa budjettiinsa. Käytännössä finanssipolitiikalla tarkoitetaan usein päätöksiä julkisista menoista sekä niiden rahoituksesta, joiden kautta julkinen valta pyrkii vaikuttamaan kansantalouden tilaan ja kehitykseen. Tämä tapahtuu finanssipolitiikan keinoin julkisia menoja ja verotusta säätelemällä, joilla vaikutetaan kansantalouden kokonaiskysyntään ja edelleen inflaation sekä työttömyyteen (Mankiw 2016). Tarve vaikuttaa kokonaiskysyntään finanssipolitiikan keinoin nousee yleisesti taloudessa tapahtuvien suhdannevaihteluiden seurauksena.

Suhdannevaihtelut ovat kokonaistaloudellisen aktiviteetin vaihteluita pitkän aikavälin kasvu-uransa ympärillä. Suhdannevaihteluita aiheuttavat erilaiset makrotaloudelliset satunnaiset tekijät, sokit, joiden seurauksena talous eli kokonaistuotanto kasvaa joinakin aikoina nopeammin ja toisinaan taas hitaammin. Bernanken (1986, 52–55) mukaan sokit ovat eksogeenisiä korreloimattomia voimia, jotka ovat taloudellisesti merkittäviä. Tällaisia voimia ovat esimerkiksi talusteoriassa esiintyvät raha- ja finanssipolitiikkasokkien sekä teknologiasokkien empiiriset vastineet.

Aktiivisella finanssipolitiikalla pyritään tasaamaan suhdannevaihteluista johtuvien negatiivisten ilmiöiden vaikutusta. Taantumet sekä lamat ovat korkean työttömyyden, alhaisten tulojen ja vaikeiden taloudellisten aikojen ajanjaksoja, minkä seurauksena monet ekonomistit pitävät suhdanteita tasaavaa talouspolitiikka tarpeenmukaisena (Mankiw 2016, 532). Huonoina aikoina aktiivisella finanssipolitiikalla pyritään elvyttämään taloutta virkistämällä kokonaiskysyntää julkisia menoja lisäämällä tai verotusta keventämällä, ja vastaavasti hyvinä aikoina talouden mahdollista ylikuumenemista hillitään päinvastaisin keinoin. Pääpiirteissään siis ajatellaan julkisten menojen lisäämisen ja verokevennyksen vauhdittavan taloudellista toimeliaisuutta, kun taas menoleikkausten sekä veronkorotuksien olevan haitaksi kasvulle. Elvyttävän, kasvua edistävän finanssipolitiikan sanotaan olevan ekspansiivista, kun taas supistavan, kasvua hillitsevän sanotaan olevan kontraktiivista. Finanssipolitiikkaa käsittelevä empiirinen kirjallisuus painottuu pääosin elvyttävän finanssipolitiikan tehokkuuden tutkimiseen.

Finanssipolitiikka voi olla harkinnanvaraista tai perustua automaattisten vakauttajien toimintaan. Automaattiset vakauttajat ovat talouden suhdanteen mukana muuttuvia

budjetin osia, jotka tasaavat suhdanteita automaattisesti ilman erillisiä päätöksiä talouspolitiikasta (Mankiw 2016, 534). Esimerkiksi verotulot reagoivat suhdanteeseen positiivisesti ja työttömyysturvamenot negatiivisesti: laskusuhdanteessa verotulot laskevat ja työttömyysturvamenot nousevat automaattisesti. Noususuhdanteessa kyseiset budjetin osat reagoivat vastakkaiseen suuntaan ilman erillisiä poliittisia päätöksiä. Arvioitaessa finanssipolitiikan tehokkuutta, on automaattisen osan eristäminen päätösperäisestä osasta haastavaa ja erittäin keskeistä.

Finanssipolitiikan tehokkuudesta ja sen oikea-aikaisesta ajoittamisesta ei vallitse yksimielisyyttä. Talouspolitiikan ajallinen osuvuus on haastavaa, sillä päätösperäisen finanssipolitiikan välittyminen reaalitalouteen tapahtuu viiveellä, ja elvytyksen väärä ajoitus saattaa pahimmillaan lisätä talouden ahdinkoa. Viive johtuu siitä, ettei talouteen kohdistuvien sokkien tunnistaminen tapahdu välittömästi ja talouspoliittisten toimien suunnittelu, toimeenpaneminen sekä niiden välittyminen reaalitalouteen vie aikaa. (Mankiw 2016, 533–534.) Syynä ristiriitaisille näkemyksille finanssipolitiikan tehokkuudesta voitaneen pitää myös sitä, että finanssipolitiikan muutokset ovat verrattain vaikeasti identifioitavissa, eikä finanssipolitiikan välittymismekanismeja olla tutkittu yhtä ahkerasti kuin talouspolitiikan toisen keskeisen osa-alueen eli rahapolitiikan puolella (Kuismanen & Spolander 2012).

Akateeminen keskustelu finanssipolitiikan tehosta merkitsee usein *finanssipolitiikan kerroinvaikutuksen* (engl. *fiscal multiplier*) määrittämistä. Coenen ym. (2010, 10–11) mukaan kerroinvaikutus mittaa reaalisen kokonaistuotannon vastetta julkisen budjettivajeen eksogeeniseen muutokseen. Toisin sanoen kerroinvaikutus kertoo, kuinka paljon kokonaistuotanto kasvaa tai vähenee eksogeenisen finanssipolitiikkamuutoksen vaikutuksesta. Tässä tutkielmassa keskitytään *julkisten menojen kerroinvaikutukseen* (engl. *government spending multiplier*), jolloin tarkasteltavana on julkisten menojen päätösperäisen lisäämisen vaikutus kokonaistuotantoon. Mikäli kerroin on yli yhden, voidaan finanssipolitiikan sanoa elvyttävän taloutta tehokkaasti.

Julkisten menojen tehokkuuden tarkastelu on hyvä aloittaa esittelemällä lyhyesti, miten keskeiset talousteoriat yleisesti käsittävät aktiivisen finanssipolitiikan tehokkuuden ja sen tarpeellisuuden.

## 2.1 Aktiivinen finanssipolitiikka uusklassisessa talousteoriassa

Uusklassisen taloustieteen koulukunnan voidaan sanoa ainakin olleen jokseenkin valta-asemassa taloustieteellisessä ajattelussa viimeisinä vuosikymmeninä. Uusklassiset yleisen tasapainon mallit sekä *reaalisten suhdannevaihteluiden* (engl. *real business cycle*, *RBC*) mallit painottavat mikrotasolla yksilöiden preferenssien mukaista rationaalista käyttäytymistä ja hyödyn maksimointia, suhteellisten hintojen mukauttamista kysynnän ja tarjonnan tasaamiseksi sekä esteettömien markkinoiden tehokkuutta. (Rosen 1997, 140; Mankiw 1989, 79–82.)

RBC-teoriaa pidettiin 1980-luvulla tärkeimpänä teoriakehikkona talouden suhdannevaihteluita käsittävissä analyysissä ja oli keskeinen osa makrotalousteoriaa. Teoria pitää suhdannevaihteluita talouden tehokkaan tasapainotilan muutoksina reaalisten tekijöiden eksogeenisiin sokkeihin. Näkemyksen mukaan suhdannevaihtelut ovat talouden optimaalisia reaktiota käytettävissä olevan tuotantoteknologian muutoksiin eivätkä merkitse tehotonta resurssien allokaatiota, jolloin tasapainottava talouspolitiikka ei ole toivottavaa ja jopa haitallista. Tämä tulkinta perustui malleihin, joissa kilpailu on täydellistä, hinnat sekä palkat täysin joustavia ja talous yleisesti ottaen kitkaton. Malleissa kokonaistuottavuuden vaihtelua pidetään yksinomaisena ajurina suhdannevaihteluille. (Mankiw 1989, 82–83.)

Uusklassisella mallinuksella finanssipolitiikka vaikuttaa talouteen varallisuuskanavan, intertemporaalisen substituu tiokanavan sekä optimiehtoja vääristävän kanavan välityksellä. Uusklassisessa perusasetelmassa ei ole vääristävää verotusta ja *sosiaalinen suunnittelija* (engl. *social planner*) maksimoi edustavan kuluttajan diskontattua hyötyä tuotantofunktion sekä resurssirajoitteen puitteissa. Mallissa Ricardolainen ekvivalenssi on voimassa, eli rationaalisesti toimivat kuluttajat pitävät valtion velanottoa tulevaisuudessa nousevana verotuksena. Tällöin julkisten menojen lisäämisestä seuraa negatiivinen varallisuusvaikutus kotitalouksille. Uusklassisessa perusmallissa ei siis ole väliä, rahoitetaanko lisääntyneet julkiset menot veroilla vai alijäämää kasvattamalla; rationaalinen kuluttaja reagoi julkisten menojen lisäykseen lisäämällä säästämistä sekä työn tarjontaa. (Ramey 2011.)

Baxter ja King (1993) tutkivat finanssipolitiikan vaikutuksia uusklassisessa kehikossa dynaamisen yleisen tasapainon mallissa. Teoreettisessa tutkimuksessaan he osoittavat, kuinka julkisten menojen pitkän aikavälin kerroin voi olla hieman yli yhden, kun menojen

lisäys on pysyvää ja se rahoitetaan nykyisillä tai tulevilla könttäsummaveroilla. Tässä tapauksessa negatiivinen varallisuusvaikutus kasvattaa työn tarjontaa, mikä nostaa pääoman rajatuottavuutta. Tämä vauhdittaa pääoman kertymistä lisäten investointeja. Lyhyen aikavälin kerroin samassa tilanteessa on hieman alle yhden, mutta voi nousta sen yli, mikäli työn tarjonta on erityisen joustavaa. Jos lisämenot ovat puolestaan väliaikaisia ja ne rahoitetaan vääristävillä veronkorotuksilla, on kerroin -2.5. Julkisten menojen väliaikainen lisäys budjettialijäämää kasvattamalla johtaa korkeampaan, mutta silti ykköstä pienempään kertoimeen.

Uusklassisissa malleissa julkisten menojen tehokkuus riippuu ratkaisevasti siitä, miten tehtyjen työtuntien tasapainotaso reagoi julkisten menojen kasvuun. Koska pääoman määrä ei sopeudu välittömästi, voi tuotanto nousta lyhyellä aikavälillä ainoastaan työpanoksen lisäyksen vuoksi. Uusklassisten mallien mukaan kerroinvaikutus voi olla joko positiivinen tai negatiivinen riippuen elvytyksen rahoitustavasta, sen pysyvyydestä ja vääristävien verojen ajoituksesta. (Ramey 2011, 675.) Yhteenvetona voidaan todeta, ettei finanssipolitiikka uusklassisen talousteorian mukaan ole erityisen tehokasta.

## **2.2 Finanssipolitiikka keynesiläisessä talousteoriassa**

Ajatus aktiivisesta talouspolitiikasta ja sen keinoista tasata suhdannevaihteluita lähti liikkeelle John Maynard Keynesin vuonna 1963 julkaisemastaan teoksesta ”The General Theory of Employment, Interest and Money”. Keynes kirjoitti teoksen pyrkimyksensä ymmärtää 1930-luvun suurta lamaa ja selittämään lyhyen aikavälin suhdannevaihteluita yleisesti ja etenkin havaittuja suhdanteita suuren laman aikaan. Vuotta myöhemmin John Hicks (1973) tulkitsi ja formalisoi Keynesin esittämät keskeisimmät ajatukset IS-LM-mallin muotoon teorian tarkastelun tueksi.

Keynesiläinen talousteoria perustuu oletukselle lyhyen aikavälin hintajäykkyyksistä. Hintajäykkyydellä tarkoitetaan hintojen ja palkkojen hitaampaa sopeutumista talouden suhdannevaihteluihin, mikä oleellisesti eroaa klassisen näkemyksen ideaalisti joustavasta hintajärjestelmästä. Keynesiläisen talousteorian kysymyksenasettelu poikkeaa uusklassisesta tarjontapainotteisesta näkemyksestä ja korostaa kokonaiskysynnän vaihtelusta johtuvaa taloudellisen aktiviteetin vaihtelua lyhyellä aikavälillä.

Keynesiläinen taloustiede on teoria talouden kokonaiskysynnästä ja sen vaikutuksista tuotantoon ja inflaatioon. Keynesin (1963) esittämä pääajatus on, että liian matala

kokonaiskysyntä johtaa mataliin palkkoihin ja korkeaan työttömyyteen. Teorian mukaan kokonaiskysynnän muutoksilla on suurin lyhytaikainen vaikutus reaaliseen tuotantoon ja työllisyyteen, muttei hintoihin. Suhdannevaihteluista johtuvia negatiivisia vaikutuksia voidaan teorian mukaan pienentää aktiivisen, suhdanteita tasaavan talouspolitiikan avulla. Taantumassa julkisten menojen lisäys voi lisätä kokonaistuloja taloudessa johtaen korkeampaan kulutukseen. Tulojen kierto taloudessa johtaa kerroinvaikutukseen, joka kasvattaa kokonaistuotantoa enemmän kuin alkuperäisen julkisten menojen lisäyksen verran.

### 3 Keynesiläisen kerroinvaikutuksen teoria

Koska keynesiläisen talousteorian mukaan finanssipolitiikka on tehokasta, on syytä tarkastella kerroinvaikutusta täsmällisemmin keynesiläisen ajattelutavan mukaisesti. Kerroinvaikutuksen perusideaa voidaan havainnollistaa *keynesiläisellä ristillä* (engl. *keynesian cross*), joka on yksinkertainen tulkinta Keynesin teoriasta kansantulon määräytymisestä taloudessa. Se toimii laajemmin käytetyn, keynesiläisen ajattelutavan kulmakiveksi muodostuneen *IS-LM-mallin* (engl. *Investment Saving / Liquidity preference - Money Supply model*) pohjana. (Mankiw 2016, 313.)

#### 3.1 Keynesiläinen risti ja IS-käyrä

Keynes (1963) ehdotti, että lyhyellä aikavälillä kotitalouksien, yritysten sekä valtion suunniteltu kulutus määrittää pitkälti talouden kokonaistuloja ja siten kokonaistuotantoa. Keynes uskoi, että riittämätön kulutus oli perimmäinen ongelma taantumien ja lamojen aikana. Keynesiläinen risti kuvaa tätä ideaa.

Keynesiläisen ristin johtaminen aloitetaan tekemällä ero todellisten ja suunniteltujen menojen välillä. *Todelliset* tai *toteutuneet menot* (engl. *actual expenditure, AE*) ovat määrä, jonka kotitaloudet, yritykset sekä valtio käyttävät hyödykkeisiin ja palveluihin. *Suunnitellut menot* (engl. *planned expenditure, PE*) puolestaan ovat määrä, jonka edellä mainitut toimijat haluaisivat kuluttaa hyödykkeisiin ja palveluihin. Todelliset menot voivat poiketa suunnitelluista menoista, mikäli yritysten myynti ei kohtaa niiden odotettua tasoa. Jos yritykset myyvät vähemmän kuin oli suunniteltu, niiden varastot kasvavat automaattisesti. Jos taas yritysten myynti ylittää suunnitellun tason, varastojen arvo laskee. Talouden todelliset menot voivat poiketa suunnitelluista menoista, sillä yritysten varastojen muutos lasketaan investointikulutukseen.

Suljetun talouden suunniteltuja menoja mallinnetaan yhtälöllä

$$PE = C + I + G, \quad (1)$$

jossa yhtälön vasemmalla puolella suunnitellut menot (*PE*) koostuvat yhtälön vasemmalla puolella yksityisestä kulutuksesta *C*, investoinneista *I* ja julkisesta kulutuksesta *G*. Yksityistä kulutusta mallinnetaan kulutusfunktiolla

$$C = C(Y - T), \quad (2)$$

jonka mukaan yksityinen kulutus riippuu käytettävissä olevista tuloista, jonka määräävät kokonaistulot  $Y$  vähennettyinä veroilla  $T$ . Oletetaan suunniteltujen investointien, sekä finanssipolitiikan virityksen – julkisten menojen ja verotuksen tason – olevan eksogeenisesti kiinnitettyjä:

$$I = \bar{I} \quad (3)$$

$$G = \bar{G} \quad (4)$$

$$T = \bar{T}. \quad (5)$$

Suunnitellut menot voidaan nyt esittää edellä olevien yhtälöiden mukaan

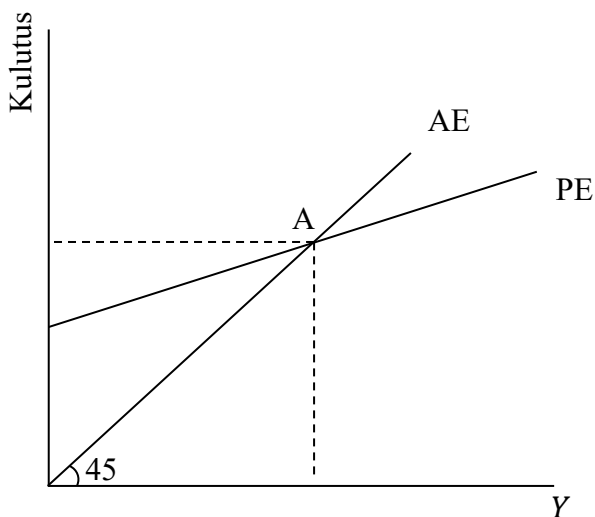
$$PE = C(Y - \bar{T}) + \bar{I} + \bar{G}. \quad (6)$$

Suunnitellut menot ovat siis funktio tuloista  $Y$ , suunnitelluista investoinneista  $\bar{I}$  sekä finanssipolitiikan muuttujista  $\bar{G}$  ja  $\bar{T}$ . (Mankiw 2016, 313–315.)

Keynesiläisellä ristillä mallinnettu talouden tasapaino määräytyy suunniteltujen menojen sekä toteutuneiden menojen ollessa yhtä suuria (kuvio 1). Koska  $Y$  mitattuna bruttokansantuotteena vastaa kokonaistulojen lisäksi myös hyödykkeisiin ja palveluihin käytettyjä todellisia menoja, voidaan tasapainoehto kirjoittaa muodossa

$$Y = PE. \quad (7)$$

Kuviossa 1 45-asteen  $AE$ -suora määrittää ne pisteet, joissa tämä tasapainoehto toteutuu.



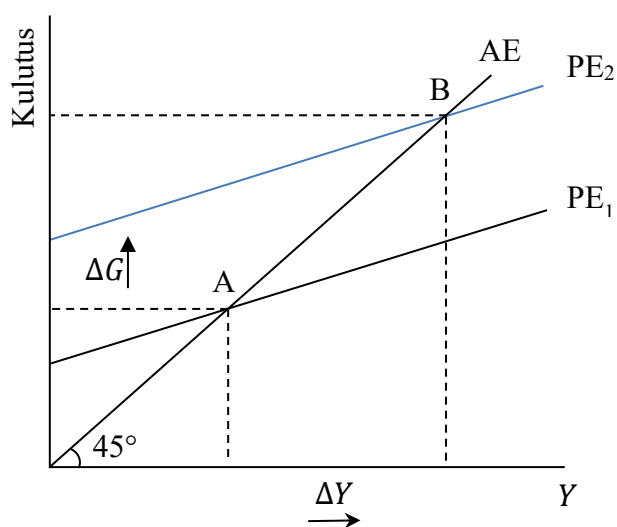
Kuvio 1. Keynesiläinen risti (Mankiw 2016)



Keynesiläinen risti koostuu kahdesta suorasta. 45-asteen suora mittaa toteutuneita menoja, jotka ovat teorian mukaan aina yhtä suuria kokonaistulojen kanssa. Pisteessä A kokonaistuotanto ja -tulot ovat tasapainotasolla. Tässä mallissa yritysten varastoihin kohdistuvat muutokset ovat avainasemassa talouden tasapainon sopeutumisprosessissa. Keynesiläisen ristin avulla nähdään, miten tulot  $Y$  määräytyvät suunniteltujen investointien  $I$  sekä finanssipolitiikan instrumenttien  $G$  ja  $T$  annetuilla tasoilla. (Mankiw 2016, 316.)

Keynesiläisen ristin avulla voidaan havainnollistaa, miten muutokset mallin eksogeenisissä muuttujissa vaikuttavat tasapainotuloihin ja -tuotantoon taloudessa. Mallin avulla voidaan siten esittää graafisesti julkisten menojen kerroinvaikutuksen peruslogiikka, joka perustuu taloudessa kiertäviin tuloihin.

Keynesiläisen teorian mukaan julkisten menojen kasvattaminen on tuloa yksityisille kuluttajille. Koska kulutusfunktion (2) mukaan yksityinen kysyntä riippuu tuloista, kasvattaa lisääntyneet tulot yksityistä kulutusta. Lisääntynyt kulutus ohjautuu puolestaan jälleen tuloiksi yksityiselle sektorille johtaen jälleen suurempaan kulutukseen, ja niin edelleen. Kulutuskysynnän kasvun kautta julkisten menojen lisäys kertaantuu kansantalouden kiertokulussa. Teorian mukaan julkisten menojen lisäys kasvattaa kokonaistuloja sekä tuotantoa enemmän kuin alkuperäisen lisäyksen verran (kuvio 2). (Mankiw 2016, 316–317.)



Kuvio 2. Julkisten menojen kasvu keynesiläisessä ristissä (Mankiw 2016)

Kuviossa julkisten menojen kasvu nostaa suunniteltuja menoja millä tahansa tulotasolla. Julkisten menojen lisäys siirtää suunniteltujen menojen suoraa ylöspäin määrällä  $\Delta G$ , ja tasapaino siirtyy pisteestä A pisteeseen B. Uudessa tasapainossa kulutus, tulot ja tuotanto ovat korkeammat kuin ennen julkisten menojen lisäystä. Keynesiläisen ristin implikoima tulos on, että julkisten menojen kerroin on suurempi kuin 1 (Mankiw 2016, 317).

Kerroinvaikutuksen suuruuteen vaikuttaa mallissa olennaisesti yksityisen sektorin *rajakulutusalttius* (engl. *marginal propensity to consume, MPC*), joka määrittää kulutuksen muutosta käytettävissä olevien tulojen kasvuun. Kuvioissa 1 ja 2 rajakulutusalttiutta mallintaa suunniteltujen menojen *PE*-suoran kulmakerroin, sillä se määrittää miten paljon suunnitellut menot kasvavat, kun tulot nousevat yhdellä yksiköllä. (Mankiw 2016, 317–318.) Rajakulutusalttiuden selitysvoima kerroinvaikutuksen suuruuteen ilmenee seuraavan, yksinkertaistetun esimerkin avulla tulojen kertaantumisen taloudessa. Esimerkissä julkisia menoja lisätään määrällä  $\Delta G$  ja talouden oletetaan olevan suljettu, jolloin yksityinen kysyntä ei valu tuontiin pienentäen kerroinvaikutusta.

Eksogeeninen kasvu kysynnässä julkisten menojen lisäämisen seurauksena kasvattaa sekä tuotantoa että tuloja menojen lisäyksen verran, määrällä  $\Delta G$ . Tämä tulojen kasvu lisää kysyntää edelleen yksityisen sektorin kasvattaessa kulutustaan rajakulutusalttiuden verran, määrällä  $MPC \times \Delta G$ . Tämä kulutuksen kasvu johtaa puolestaan jälleen tulojen nousuun joillekin kotitalouksille, jotka lisäävät kulutustaan määrällä  $MPC \times (MPC \times \Delta G)$ , joka jälleen lisää joidenkin kotitalouksien tuloa johtaen kulutuksen kasvuun, ja niin edelleen. Julkisten menojen kerroinvaikutus voidaan siten esittää kaavalla

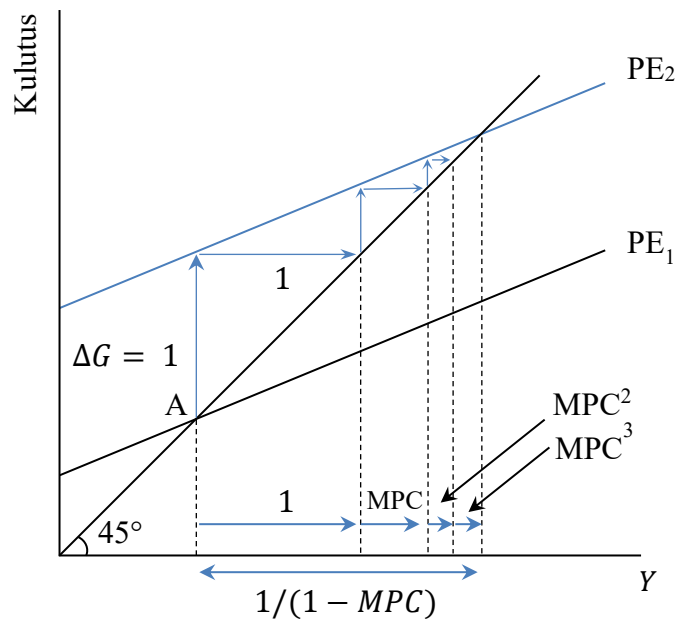
$$\Delta Y = (1 + MPC + MPC^2 + MPC^3 + \dots)\Delta G. \quad (8)$$

Käyttämällä päättymättömän geometrisen sarjan tunnettua tulosta, voidaan kerroinvaikutus esittää muodossa

$$\Delta Y/\Delta G = 1/(1 - MPC). \quad (9)$$

Kerroinvaikutuksen suuruutta määrittää siis olennaisesti rajakulutusalttiuden arvo. Jos esimerkiksi rajakulutusalttius olisi kaikilla talouden toimijoilla 0.5, kasvattaisi julkisten menojen yhden euron lisäys tasapainotuloa ja täten myös kokonaistuotantoa kahdella eurolla.

Kuviossa 3 on esitetty graafisesti tulojen vaiheittainen kertaantuminen taloudessa, kun julkisia menoja lisätään yhdellä yksiköllä.



Kuvio 3. Kerroinvaikutuksen mekaniikka (Gärtner 2016)

Kuviossa julkisten menojen lisääminen yhdellä nostaa  $PE$ -suoraa saman verran ylöspäin. Tämä lisää myös tuloja yhdellä ja saa aikaan kasvaneen kulutuksen määrällä  $MPC$ , joka lisätään kokonaistuloihin. Kerroinvaikutus jatkuu näin kumulatiivisesti ajan yli teoriassa ikuisesti. Koska rajakulutusalttius on nollan ja yhden välillä, vähenee kuitenkin tulojen kertaantuminen ajan tai kierrosten myötä ennen pitkää häviävän pieneksi (Gärtner 2016, 48).

Keynesiläinen risti avulla voidaan johtaa IS-LM-mallin IS-käyrän yhtälö. Keynesiläisessä ristin viitekehyksessä oletetaan yksinkertaisuuden vuoksi suunniteltujen investointien olevan kiinnitetty. Suunnitellut investoinnit riippuvat todellisuudessa korkotasosta, sillä korko määrittää investointihankkeiden rahoittamiseen käytettyjen lainojen hinnan. Investointifunktio voidaan siten kirjoittaa muodossa

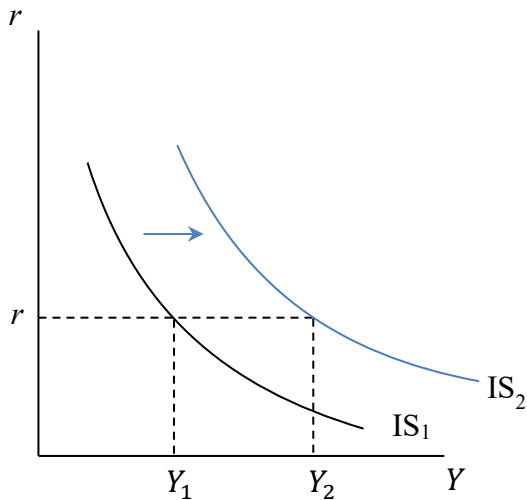
$$I = I(r). \quad (10)$$

Nyt talouden kokonaistulot sekä kokonaistuotanto voidaan kirjoittaa muodossa

$$Y = C(Y - \bar{T}) + I(r) + \bar{G}, \quad (11)$$

joka on IS-käyrän yhtälö. Koska koron nousu laskee suunniteltuja investointeja, laskee se myös suunniteltujen menojen tasoa keynesiläisen ristin viitekehyksessä. Suunniteltujen

menojen laskiessa myös talouden tasapainotulo laskee. IS-käyrä yhdistää koron sekä investointien välisen vuorovaikutuksen sijoitusfunktion kautta sekä investointien ja tulojen vuorovaikutuksen keynesiläisen ristin kautta. Yhtälön (11) mukaisesti IS-käyrän johtamisessa julkisia menoja  $G$  ja verotusta  $T$  pidetään eksogeenisinä muuttujina, eli se piirretään finanssipolitiikan annetulle viritykselle. Täten finanssipolitiikan muutos aiheuttaa IS-käyrän siirtymisen. (Kuvio 4). (Mankiw 2016, 324–327.)



Kuvio 4. IS-käyrä (Mankiw 2016)

IS-käyrän jokainen piste edustaa hyödykemarkkinoiden tasapainoa ja siitä nähdään kaikki koron ja tulojen yhdistelmät, joilla suunnitellut menot vastaavat kokonaistuotantoa. (Gärtner 2016, 83; Mankiw 2016, 326). Kuviossa julkisten menojen lisäys siirtää IS-käyrää oikealle suunniteltujen menojen kasvun myötä ja lisää tuloja  $Y$  määrällä  $\Delta G/(1 - MPC)$ .

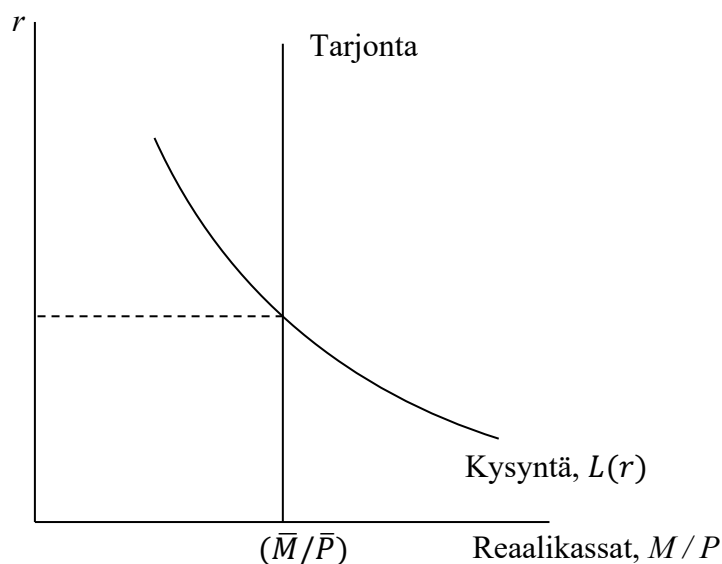
### 3.2 Likviditeettipreferenssi ja LM-käyrä

Keynesin (1936) esittämä *likviditeettipreferenssiteoria* (engl. *liquidity preference theory*) muodostaa pohjan LM-käyrälle, joka selittää rahamarkkinoiden tasapainoa. Likviditeettipreferenssin mukaan korkotaso sopeutuu tasapainottamaan rahan kysynnän ja tarjonnan. Teoria olettaa reaalisien rahan tai *reaalikassojen* tarjonnan olevan kiinnitetty:

$$(M/P)^s = \bar{M}/\bar{P}, \quad (12)$$

jossa  $M$  on rahan tarjonta ja  $P$  hintataso. Rahan tarjonnan oletetaan olevan rahaviranomaisen eli keskuspankin asettama ja siten eksogeeninen muuttuja. Samoin hintatasoa pidetään eksogeenisena muuttujana, sillä IS-LM-malli selittää lyhyttä

aikaväliä hintatason ollessa annettu. Näin ollen rahan tarjonta ei riipu korkotasosta (kuvio 5). (Mankiw 2016, 328.) Mallissa kysyntä on reaaliselle rahalle, sillä kuluttajat haluavat tietyn ostovoiman hallussa pitämälleen rahalleen. Keskuspankin kontrolloima rahan tarjonta on puolestaan nimellinen muuttuja: se menettää arvoaan, mikäli hintataso nousee.



Kuvio 5. Likviditeettipreferenssi (Mankiw 2016)

Kuviossa 5 rahan kysyntäkäyrä laskee alaspäin, sillä korkeampi korko kasvattaa rahan hallussapidosta koituvaa vaihtoehtokustannusta vähentäen rahan määrän kysyntää. Tarjontakäyrä on puolestaan pystysuora sen ollessa riippumaton koron tasosta. Tasapainossa esiintyy vain yksi korko, jolla ihmiset ovat valmiita pitämään hallussaan juuri sen verran rahaa, kuin mitä keskuspankki on päättänyt tarjota. Reaalisen rahan kysyntä voidaan siis kirjoittaa

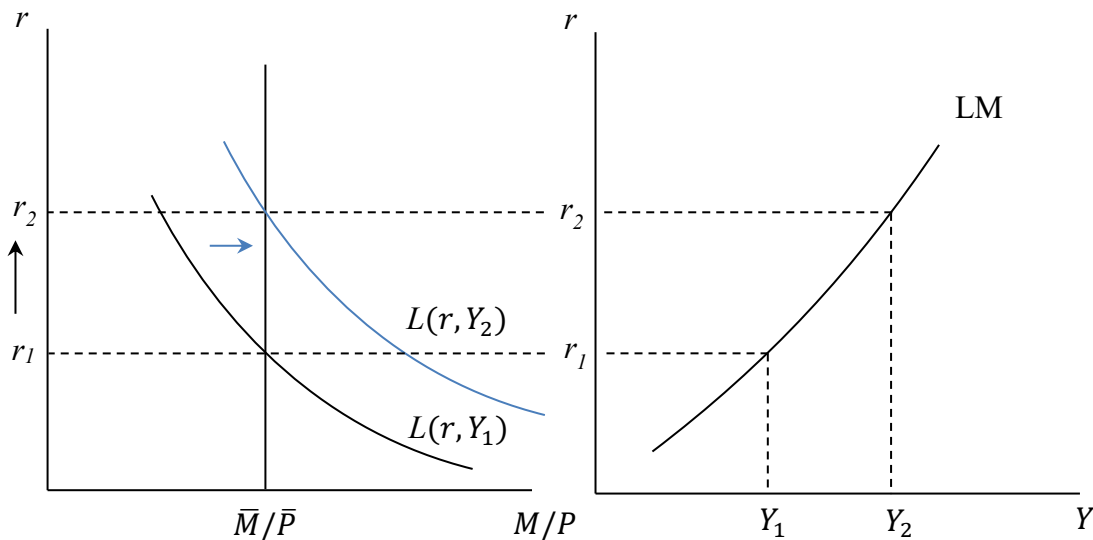
$$(M/P)^d = L(r), \quad (13)$$

josta nähdään, että rahamäärän kysyntä riippuu korosta. Likviditeettipreferenssiteorian mukaan reaalisen rahan kysyntä ja tarjonta määrittävät talouden korkotason, eli korkotaso sopeutuu tasapainottamaan rahamarkkinat. (Gärtner 2016, 76; Mankiw 2016, 328.)

Likviditeettipreferenssiteorian avulla voidaan koron määräytymisen tarkastelun lisäksi johtaa LM-käyrä. Mallissa oletetaan korkeampien tulojen lisäävän transaktioiden lukumäärää, jota varten taloudenpitäjät tarvitsevat enemmän rahaa. Reaalisen rahan kysyntäfunktio voidaan siten laajentaa muotoon

$$(M/P)^d = L(r, Y), \quad (14)$$

jonka mukaan reaalikassojen kysyntä riippuu negatiivisesti korosta ja positiivisesti reaalityuloista. Kuvio 6 havainnollistaa, kuinka rahan kysyntä voi vastata tarjontaa monella eri korkotasolla edellyttäen, että niitä yhdistävä tulotaso on oikea. Tasapainopisteet voidaan siirtää  $(Y, r)$ -koordinaatistoon ja piirtää niiden kautta kulkeva LM-käyrä, joka yhdistää pisteet, joissa rahan kysyntä vastaa annettua rahan tarjontaa kuvion 6 mukaisesti.



Kuvio 6. LM-käyrän johtaminen (Mankiw 2016)

Kuvion 6 vasen puoli havainnollistaa, kuinka tulojen nousu siirtää rahan kysyntäkäyrää oikealle. Rahan tarjonnan pysyessä muuttumattomana, täytyy rahamarkkinoiden tasapainokoron nousta. Oikealla puolella LM-käyrä yhdistää tämän koron ja tulojen välisen suhteen. LM-käyrän avulla nähdään, kuinka tasapainokorko riippuu tuloista; mitä korkeampi tulotaso, sitä korkeampi on kysyntä reaaliselle rahamäärälle ja sitä korkeampi tasapainokorko on. (Gärtner 2016: 76–77; Mankiw 2016, 330–332.)

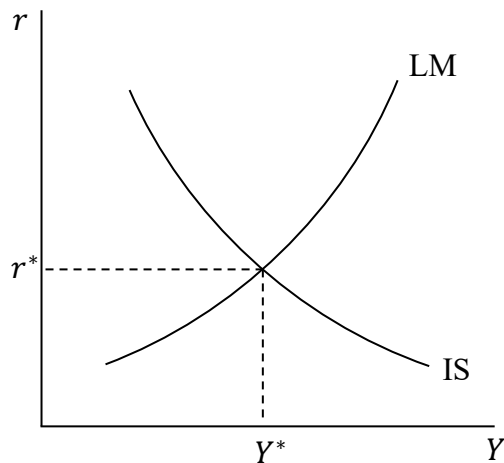
### 3.3 IS-LM-malli

John Hicksin (1937) kehittämällä IS-LM-mallilla voidaan vetää yhteen keynesiläisen talousteorian keskeiset ajatukset käyttäen edellisissä luvuissa johdettuja IS- ja LM-käyriä. Molemmat käyrät esittävät korkojen ja tulotasojen yhdistelmiä, jotka tasapainottavat tarkasteltavana olevat markkinat. Mallin yhtälöt ovat

$$Y = C(Y - T) + I(r) + G \quad IS, \quad (15)$$

$$M/P = L(r, Y) \quad LM. \quad (16)$$

Mallissa oletetaan finanssipolitiikan, rahapolitiikan sekä hintatason olevan eksogeenisiä muuttujia. IS-käyrä käsittää kaikki korkojen ja tulojen yhdistelmät, joilla hyödykemarkkinoiden yhtälö (15) toteutuu. LM-käyrä toimii samoin rahamarkkinoiden yhtälön (16) osalta. Huomionarvoista on, että IS-LM-mallissa oletetaan talous, joka ei käy ulkomaankauppaa. Mallilla havainnollistetaan taloutta lyhyellä aikavälillä (Kuvio 7). (Gärtner 2016, 87–88; Mankiw 2016, 333.)



Kuvio 7. IS-LM-mallin tasapaino (Mankiw 2016)

Tasapainopisteessä korko  $r$  ja tulot  $Y$  täyttävät molempien yhtälöiden tasapainoehdot hyödyke- ja rahamarkkinoilla. Tasapainopisteessä toteutuneet menot vastaavat suunniteltuja menoja ja rahan kysyntä vastaa sen tarjontaa.

IS-LM-mallin mukaan rahapolitiikka vaikuttaa tuloihin ja näin myös tuotantoon korkotason kautta. Mallin avulla voidaan havainnollistaa rahapolitiikan välittymismekanismeja: rahan tarjonnan kasvattaminen alentaa korkoa, joka puolestaan lisää investointeja lisäten hyödykkeiden ja palveluiden kysyntää. Näiden seurauksena tuotanto sekä tulot  $Y$  kasvavat.

Edellä ei olla tehty eroa nimelliskoron ja reaalikoron välillä, sillä se ei teorian kannalta ole keskeisessä asemassa mallien johtamisessa. Mainittakoon kuitenkin, että investoinnit riippuvat reaalikorosta, eli inflaatiopuhdistetusta korosta. IS-LM-mallissa inflaatio-odotukset ovat asetettu nollassa, sillä hintatason oletetaan olevan kiinnitetty. Tästä seuraa, että nimelliskoron muutokset aiheuttavat myös reaalikoron vaihtelun. Rahan kysyntä riippuu puolestaan nimelliskorosta, sillä se määrää rahan vaihtoehtoiskustannuksen.

IS-LM-mallia on kritisoitu muun muassa epärealistisista odotuksista, talouden yksinkertaistamisesta ja mikrotaloudellisen perustan puuttumisesta. Sillä on ollut siitä huolimatta keskeinen rooli taloustieteellisen ajattelun historiassa ja se tarjoaa vielä nykypäivänäkin laajalti käytetyn kehikon makrotaloudellisten muutosten ymmärtämisen tueksi. (Romer 2000, 149–150; Mankiw 2016, 338.)

Krugmanin (2011) mukaan perinteinen, ad-hoc-tyyppinen IS-LM-malli on heikkouksistaan huolimatta erityisen hyödyllinen työkalu tutkittaessa kansantaloutta epätavallisten olosuhteiden vallitessa, kuten jo pitkään ajankohtaisena olleen nollakorkorajoitteen sekä likviditeettiloukun tilanteissa.

### 3.3.1 Nollakorkorajoite ja likviditeettiloukku IS-LM-mallissa

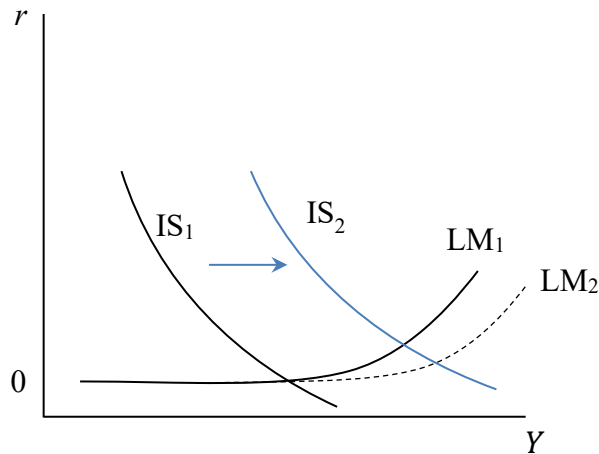
Keynes (1963) kirjoitti jo aiemmin mainitussa teoksessaan sellaisesta talouden mahdollisesta tilanteesta, jossa likviditeettiä preferoitaisiin absoluuttisesti niin, että lähes kaikki pitäisivät parempana käteisen rahan hallussapitoa, kuin sellaisen velan, joka tuottaa pientä korkoa. Suuren laman aikaan tällainen tilanne oli lähinnä teoreettinen kuriositeetti, eikä siihen asti missään maassa ollut vastaavaa reaalitaloudellista esimerkkiä. Keynes kuitenkin esitti, että tämä niin kutsuttu *likviditeettiloukku* (engl. *liquidity trap*) saattaisi tulla relevantiksi ongelmaksi tulevaisuudessa.

Krugman (1998, 141) määrittelee likviditeettiloukun talouden tilaksi, jossa tavanomainen rahapolitiikka on tehotonta nimellisen korkotason ollessa hyvin matalalla ja säästämisen ollessa silti suurta. Tavanomainen ekspansiivinen rahapolitiikka vaikuttaa kansantalouteen IS-LM-mallissa korkojen kautta; alentamalla lyhytaikaista nimellistä korkotasoa keskuspankki tekee rahan lainaamisesta halvempaa, jolloin yksityinen sektori lisää kulutusta ja investointia vaikuttaen positiivisesti talouskasvuun. Jos korkotaso on kuitenkin laskenut jo lähelle nollaa, ei ekspansiivisella rahapolitiikalla välttämättä saada aikaan toivottua vaikutusta. (Mankiw 2016, 360–361.)

*Nollakorkorajoitteeksi* (engl. *zero lower bound*) kutsutaan nimelliskorkojen nollassa, jonka alle korko ei voi laskea, sillä taloudenpitäjä pitäisi ennemmin käteistä rahaa, kuin lainaisi negatiivista nimelliskorkoa vastaan (Mankiw 2016, 360). Vaikka todellisuudessa nimelliskorko voi ja onkin painunut jonkin verran negatiiviseksi, oletetaan teorian kannalta nollan olevan alhaisin taso, jolle nimelliskorko voi pudota. Nollakorkorajoitteen sitoessa nimelliskorkoja ei rahan määrän lisääminen taloudessa johda toivottuun



yksityisen kulutuksen kasvuun, sillä kuluttajilla on kannustin säästää likvidiä käteistä rahaa ja lykätä kulutustaan. Korkotason ollessa nollan tuntumassa rahan kysyntä muuttuu äärettömän joustavaksi, jolloin LM-käyrän vasemmanpuoleisin osuus on vaakasuora (kuvio 8). Mikäli IS-käyrä leikkaa LM-käyrän sen vaakasuoran alueella, ei raha määrän muutoksella ole mitään vaikutusta korkotasoon tai tuotantoon, sillä LM-käyrä liikkuu horisontaalisesti. (Krugman 2000, 222–223.)



Kuvio 8. Ekspansiivinen raha- ja finanssipolitiikka likviditeetiloukussa

Ekspansiivinen rahapolitiikka likviditeettiä lisäämällä on tehotonta, sillä se siirtää LM-käyrää oikealle eikä vaikuta LM-käyrän horisontaalisen segmentin vuoksi tasapainon millään tavalla. Likviditeetiloukku muodostaa kysyntäpainotteisen laskusuhdanteen, jossa kokonaiskysyntä, -tuotanto ja työllisyys juuttuvat alemmille tasoilleen. (Mankiw 2016, 360.)

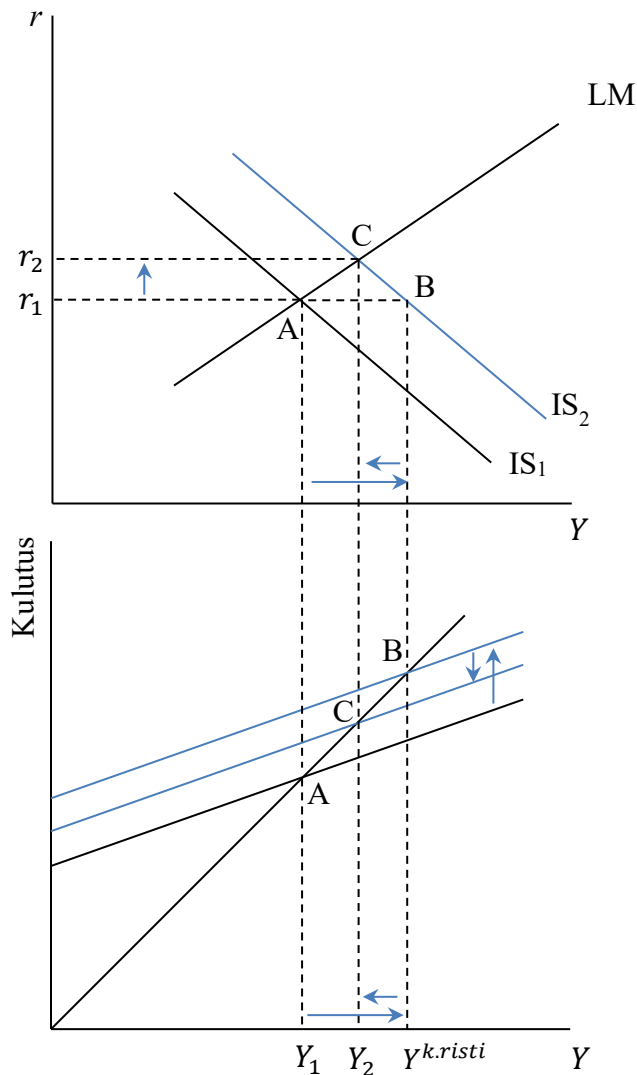
Merkittävän suuri finanssipolitiikan ekspansio nostaisi kerroinvaikutuksen avittamana talouden pois likviditeetiloukusta kuviossa 8, mikäli se siirtäisi IS-käyrää riittävästi oikealle. Taloustieteellinen tutkimus finanssipolitiikan kerroinvaikutuksista likviditeetiloukun vallitessa on kasvanut voimakkaasti vuoden 2008 finanssikriisin jälkeen. Joitakin keskeisiä tuloksia näistä tutkimuksista esitetään luvussa viisi.

### 3.3.2 Kerroinvaikutus ja syrjäytysvaikutus IS-LM-mallissa

Keynesiläisellä ristillä mallinnettu julkisten menojen  $G$  lisäys johtaa tulojen kierron ja lisääntyneen kysynnän kautta tuotantoon ja tuloihin  $Y$  kohdistuvaan kerroinvaikutukseen, joka on huomattavasti suurempi kuin alkuperäinen kasvu julkisissa menoissa. Mallissa investointitaso ei muutu, sillä sitä pidetään eksogeenisena muuttujana. Keynesiläiseen

ristiin pohjautuvassa IS-LM-mallissa kuitenkin korko vaikuttaa investointeihin, joka puolestaan vaikuttaa kerroinvaikutukseen.

Kuvio 9 havainnollistaa kerroinvaikutuksen dynamiikkaa IS-LM-mallissa keynesiläisen ristin kautta.



Kuvio 9. Kerroinvaikutus IS-LM-mallissa (Gärtner 2016)

Kuvion alemmassa osassa ekspansiivinen finanssipolitiikka julkisten menojen  $G$  lisäämisen muodossa siirtää suunniteltujen menojen suoraa ylöspäin ja tasapainon pisteestä A pisteeseen B, joka kuvastaa täyttä julkisten menojen kerroinvaikutusta keynesiläisen ristin viitekehyksessä. Ylemmässä kuviossa, IS-LM-mallissa IS-käyrä siirtyy oikealle ja muutos tasapainopisteestä A pisteeseen B kuvastaa puolestaan hypoteettista kerroinvaikutusta. Se kuvaa sitä tulojen nousua, jota tarvittaisiin

palauttamaan hyödykemarkkinoiden tasapaino, mikäli koron ei annettaisi muuttua. Pisteessä B rahamarkkinoihin kohdistuva ylikysyntä ajaa korkotasoa ylöspäin, joka puolestaan laskee investointeja ja näin myös tasapainotuloa, kunnes IS-LM-mallin tasapainopiste C saavutetaan. Alemmassa kuviossa tätä kuvaa suunniteltujen menojen suoran siirtyminen alaspäin, jolloin siirrytään pisteestä B pisteeseen C. (Gärtner 2016, 91–92.)

Tulojen vähenemistä siirryttäessä pisteestä B pisteeseen C kuviossa 9 kutsutaan *syрjäytysvaikutukseksi* (engl. *crowding out effect*), joka pienentää kerroinvaikutuksen kokoa. Syрjäytysvaikutus mallissa syntyy, kun ekspansiivisen finanssipolitiikan seurauksena korko nousee, jolloin investoinnit vähenevät. Mitä jyrkempi IS-käyrä on, sitä vähemmän herkkä investointikysyntä on koron muutoksille ja sitä vähemmän finanssipolitiikan ekspansio syрjäyttää investointeja. (Gärtner 2016, 92–93; Mankiw 2016, 339–340.)

Jos rahapolitiikan tavoitteena on koron pitäminen tietyllä tasolla, ei ekspansiivisesta finanssipolitiikasta seuraa syрjäytysvaikutusta. IS-käyrän liikkuessa oikealle keskuspankin on vastattava julkisten menojen kasvuun lisäämällä rahan tarjontaa, jotta se pystyy pitämään koron tavoitetasollaan. Rahan tarjonnan lisäys siirtää LM-käyrää oikealle negatioiden syрjäytysvaikutuksen. (Gärtner 2016, 94.) Finanssipolitiikalla on siten suurempi vaikutus tuloihin ja tuotantoon, kun korkotaso on kiinnitetty; tämä havaittiin jo keynesiläisestä rististä.

Syрjäytysvaikutuksen yhteydessä on tarkoituksenmukaista tarkastella jo uusklassisen teorian yhteydessä sivuttua, *Ricardolaisena ekvivalenssina* (engl. *Ricardian equivalence*) tunnettua velkaneutraliteettihypoteesia, jota käsitellään usein finanssipolitiikan tehokkuutta tutkivan kirjallisuuden yhteydessä. Ricardolaisen ekvivalenssin mukaan rationaalinen taloudenpitäjä vastaa julkisten menojen lisäykseen tai verokevennykseen rajoittamalla kulutustaan, sillä hän ennakoi tämän päivän valtion budjettialijäämän tarkoittavan tulevaisuudessa korkeampia veroja. Julkisten menojen kasvun oletetaan siis syрjäyttävän yksityistä kulutusta. Teorian mukaan julkisten menojen rahoitustavalla ei ole vaikutusta yksityiseen kulutukseen, sillä kotitalouksien näkökulmasta julkisten menojen lisäämisestä aiheutunut valtion velkaantuminen on vain lykättyä verotusta. Valtion rahoittaessa julkisten menojen kasvun alijäämää kasvattamalla, yksityinen säästäminen lisääntyy samassa suhteessa kuin julkinen säästäminen vähenee. (Blanchard ym. 2010,

506–507.) Teorian mukaan keynesiläisen ajattelutavan mukainen finanssipolitiikka ei ole erityisen tehokasta.

IS-LM-mallissa yksityisen sektorin ajatellaan toimivan ei-Ricardolaisittain; yksityinen kulutus on funktio sen hetkisistä tuloista koko elinkaaren varojen sijaan, jolloin finanssipolitiikalla voidaan vaikuttaa kokonaistuloihin ja -tuotantoon (Galí ym. 2007, 228).

### 3.4 Mundell–Fleming-malli

Mundell–Fleming-malli kuvaa IS-LM-mallin tavoin raha- ja hyödykemarkkinoiden välistä vuorovaikutusta ja talouden tasapainoa. Molemmissa malleissa hintataso oletetaan kiinteäksi ja tarkastellaan lyhyen aikavälin vaihteluita kokonaistuloissa ja -tuotannossa. Mundell–Fleming-mallia kutsutaan usein avotalouden IS-LM-malliksi, sillä se selittää suljetun talouden sijaan pienen, ulkomaankauppaa käyvän talouden tasapainoa.

Mundell–Fleming-mallissa keskeinen oletamus on pääoman täydellinen liikkuvuus, jolloin kotimaan korkotasoa  $r$  määräytyy maailman korkotason  $r^*$  mukaan:

$$r = r^*. \quad (17)$$

Koska kotimaan talous on pieni suhteessa maailmantalouteen, voi se antaa tai ottaa lainaa vapaasti kansainvälisiltä rahoitusmarkkinoilta vallitsevalla korolla vaikuttamatta sen tasoon. Vaikka muutokset kotimaan taloudessa saattavat muuttaa jonkin verran kotimaista korkotasoa, se ei voi säilyä pitkään sopimattomana maailman korkotasoon, sillä pääomanvirtaukset sisään ja ulos taloudesta tasapainottavat kotimaan ja maailman korkotasot nopeasti. (Mankiw 2016, 369.)

Mallissa hyödykemarkkinoita kuvaavaan yhtälöön lisätään nettovienti  $NX$ :

$$Y = C(Y - T) + I(r^*) + G + NX(e). \quad (18)$$

Yhtälön (18) mukaan kokonaistulot  $Y$  ovat yksityisen kulutuksen  $C$ , investointien  $I$ , julkisen kulutuksen  $G$  ja nettoviennin  $NX$  summa. Yksityinen kulutus riippuu käytettävissä olevista tuloista  $(Y - T)$ , investoinnit riippuvat negatiivisesti korosta  $r^*$  ja nettovienti negatiivisesti valuuttakurssista  $e$ . Kun kotimaan valuutta vahvistuu ja nimellinen valuuttakurssi nousee, myös reaalin valuuttakurssi nousee ja ulkomaisista hyödykkeistä tulee halvempia suhteessa kotimaisiin hyödykkeisiin, jolloin vienti heikkenee ja tuonti kasvaa. Valuuttakurssin nousu laskee talouden kokonaistuloja

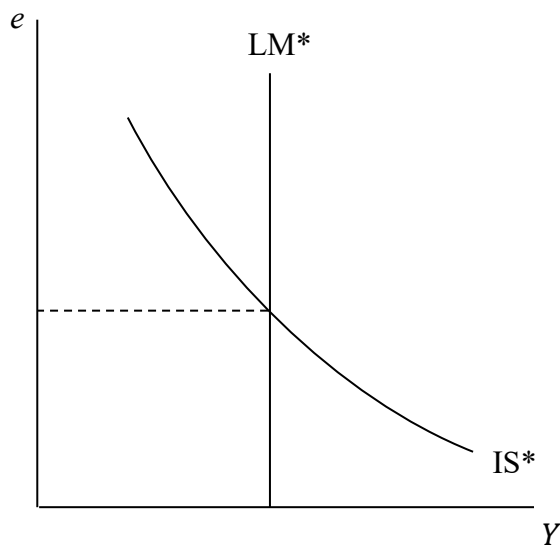
nettoviennin heikkenemisen seurauksena, jonka seurauksena IS\*-käyrä laskee oikealle  $(Y, e)$ -koordinaatistossa. (Mankiw 2016, 370.)

Rahamarkkinoita kuvaava yhtälö kirjoitetaan samassa muodossa kuin IS-LM-mallissa:

$$M/P = L(r^*, Y). \quad (19)$$

Yhtälön (19) mukaan rahan tarjonta vastaa sen kysyntää, jonka oletetaan jälleen riippuvan negatiivisesti korosta  $r^*$  ja positiivisesti tuloista  $Y$ . Yhtälö kuvaa LM\*-käyrää. Mallissa rahan tarjonta on eksogeeninen muuttuja, jota kontrolloi keskuspankki. Mundell–Fleming-mallissa LM-käyrä piirretään vertikaaliseksi  $(Y, e)$ -koordinaatistoon, sillä valuuttakurssi  $e$  ei vaikuta LM-käyrän yhtälöön.

Mundell–Fleming-mallin mukaisesti pientä avotaloutta täysin vapailla pääomaliikkeillä voidaan kuvata yhtälöillä (18) ja (19). Ensimmäinen yhtälö kuvaa hyödykemarkkinoiden tasapainoa ja jälkimmäinen rahamarkkinoiden tasapainoa. Kuviossa 10 on havainnollistettu mallin tasapainoa.



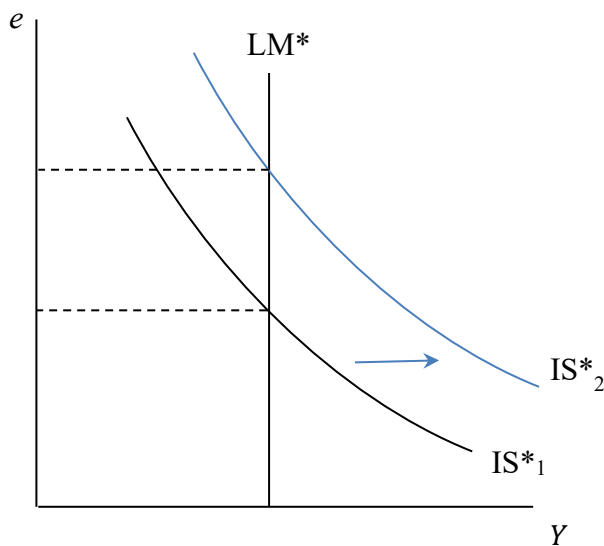
Kuvio 10. Mundell–Fleming-malli (Mankiw 2016)

Kuviossa tasapaino on IS\*- ja LM\*-käyrien leikkauspisteessä, joka määrää valuuttakurssin ja tulotason, joilla sekä hyödyke- että rahamarkkinat ovat tasapainossa. Mallilla voidaan osoittaa, kuinka kokonaistulot  $Y$  sekä valuuttakurssi  $e$  reagoivat talouspolitiikan muutoksiin. Yksi mallin päähavainto on, että valittu valuuttakurssijärjestelmä määrittää ratkaisevasti talouspolitiikan tehokkuuden. (Mankiw 2016, 370–372.)

### 3.4.1 Ekspansiivinen finanssipolitiikka kelluvalla valuuttakurssilla

Kelluvassa valuuttakurssijärjestelmässä valuuttakurssi määräytyy markkinoilla kysynnän ja tarjonnan mukaan ja se voi vaihdella talouden olosuhteiden muuttuessa. Valuuttakurssi  $e$  sopeutuu samanaikaiseen tasapainoon hyödyke- ja rahamarkkinoiden kanssa. Finanssipolitiikan muuttaessa tätä tasapainoa valuuttakurssi siirtyy uuteen tasapainoarvoonsa.

Ekspansiivisen finanssipolitiikka kelluvan valuuttakurssin järjestelmässä lisää suunniteltuja menoja, jolloin  $IS^*$ -käyrä siirtyy oikealle kuvion 11 mukaisesti.  $IS^*$ -käyrän siirtyminen johtaa valuuttakurssin vahvistumiseen, mutta tulot pysyvät samoina. (Mankiw 2016, 373–374.)



Kuvio 11. Ekspansiivinen finanssipolitiikka kelluvilla valuuttakursseilla (Mankiw 2016)

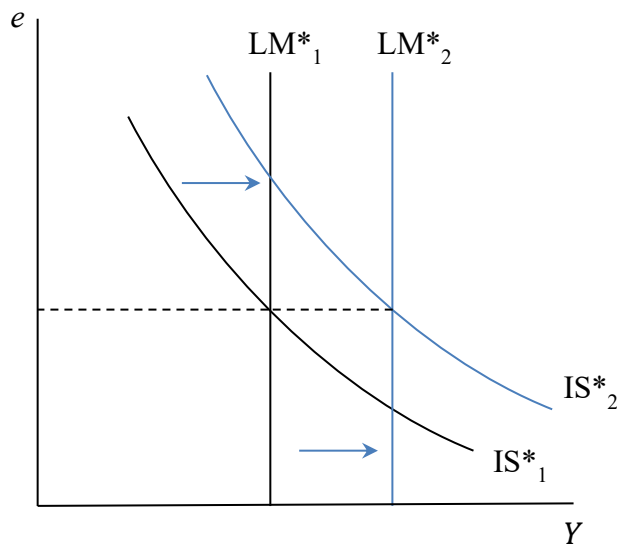
Kuviosta havaitaan, kuinka ekspansiivinen finanssipolitiikka ei nosta tuloja pienessä avotaloudessa toisin kuin suljetun talouden mallissa. Kun tulot nousevat suljetussa taloudessa, korko nousee lisääntyneen rahan kysynnän seurauksena. Pienen avotalouden kohdalla näin ei voi tapahtua, sillä koron noustessa maailman korkotasoa korkeammaksi  $r > r^*$ , pääomaa alkaa virrata ulkomailta kotimaahan ulkomaisten sijoittajien hakiessa parempaa tuottoa investoinneilleen. Pääoman virtaus painaa koron takaisin maailman koron tasolle, mutta se myös johtaa kotimaan valuutan vahvistumiseen. Tämä johtuu kotimaisen valuutan kysynnän kasvusta, sillä ulkomaisten sijoittajien on ostettava kotimaan valuutta investoidakseen ulkomaan markkinoille. Kotimaan valuutan vahvistuminen puolestaan tekee kotimaiset hyödykkeet kalliimmiksi suhteessa

ulkomaisiin hyödykkeisiin, mikä alentaa nettovientiä. Nettoviennin lasku syrjäyttää kokonaisuudessaan ekspansiivisen finanssipolitiikan vaikutuksen talouden kokonaistuloihin. Syrjäytyminen on täydellistä niin kauan kuin keskuspankki pitää rahan tarjontaa vakiona. Mundell–Fleming-mallin mukaan finanssipolitiikalla ei siis ole kerroinvaikutuksen kaltaista voimaa kokonaistuloihin, kun pieni talous toimii kelluvien valuuttakurssien järjestelmässä ja kun pääoma liikkuu vapaasti yli rajojen. (Gärtner 2016, 129; Mankiw 2016, 374–375.)

### 3.4.2 Ekspansiivinen finanssipolitiikka kiinteällä valuuttakurssilla

Kiinteiden valuuttakurssien järjestelmässä valuuttakurssi asetetaan tiettyyn arvoon ja keskuspankki ostaa ja myy kotimaan valuuttaa pitääkseen valuuttakurssin ilmoitetulla tasolla. Keskuspankki sitoutuu sopeuttamaan rahan tarjonnan sille tasolle, joka varmistaa tasapainovaihtokurssin markkinoilla olevan sama kuin mitä ilmoitettu vaihtokurssi on.

Ekspansiivinen finanssipolitiikka siirtää  $IS^*$ -käyrää oikealle lisäten painetta markkinoiden valuuttakurssiin (kuvio 12). Syntynyt kotimaan valuutan ylikysyntä ei eliminoidu valuutan vahvistumisella, sillä keskuspankki on velvoitettu lisäämään rahan tarjontaa, joka siirtää kuviossa  $LM^*$ -käyrää oikealle. (Gärtner 2016, 130.)



Kuvio 12. Ekspansiivinen finanssipolitiikka kiinteillä valuuttakursseilla (Mankiw 2016)

Kuviossa ekspansiivisen finanssipolitiikan seurauksena talouden kokonaistulot kasvavat keskuspankin lisätessä rahan tarjontaa. Kiinteiden valuuttakurssien järjestelmässä

finanssipolitiikka on tehokasta, sillä valuuttakurssiregiimi pakottaa rahapolitiikan sopeutumaan ekspansiivisen finanssipolitiikkaan (Gärtner 2016,130).



## 4 Kerroinvaikutuksen estimointimenetelmät

Julkisten menojen lisäämisen tehokkuus tarkoittaa empiirisessä kirjallisuudessa usein julkisten menojen kerroinvaikutuksen suuruuden määrittämistä. Kerroinvaikutuksen arviointiin liittyvä oleellinen haaste on puuttuva kontrafaktuaali eli vaihtoehtoinen maailmantila: menojen lisäyksen jälkeen ei enää voida havaita mitä olisi tapahtunut, jos toimenpide olisi jätetty tekemättä. Koska satunnaistettujen kontrollikokeiden suorittaminen on käytännössä mahdotonta ja saatavilla on ainoastaan yhden dataa generoivan prosessin toteutuminen, turvaututaan usein kerroinvaikutuksen suuruuden arvioimisessa tilastollisiin estimointimenetelmiin.

Eri tutkimuksissa estimoidut kertoimet varioivat epäilemättä sovelletun ekonometrisen menetelmän sekä muiden mallin määrittelyssä tehtyjen oletusten osalta, mutta myös kertoimen määrittely dynaamisessa ympäristössä vaihtelee tutkimusten välillä. Tästä syystä ennen kerroinvaikutuksen estimointimenetelmien ja niihin liittyvien haasteiden tarkastelua on tarpeellista määrittää keskeisimmät laskentatavat julkisten menojen kertoimen arvolle.

### 4.1 Kertoimen määritelmä

Yleisesti ottaen kerrointen arvot lasketaan vakioiduista finanssipolitiikan *impulssivasteista* (engl. *impulse response*), jotka mahdollistavat tuotos-panos-suhteen dimensioton vertailukelpoisuuden. Kerroinvaikutuksen arvo ilmaistaan esimerkiksi yhden vakioidun rahayksikön suhteen, tai prosenttiosuutena bruttokansantuotteesta. (Gechert 2015, 557.) Julkisten menojen kertoimen voi näin ollen määrittellä Spilimbergoa ym. (2009) mukailleen tuotannon ( $Y$ ) muutoksen ja budjettivajeen eksogeenisen muutoksen ( $G$ ) suhteeksi. Julkisten menojen kerroinvaikutus siis mittaa kokonaistuotannon vastetta julkisten menojen päätösperäiselle lisäykselle. Yleisimmin tutkimuskirjallisuudessa esiintyvät laskentatavat kertoimelle  $k$  ovat huippukerroin, kumulatiivinen kerroin sekä välitön kerroin. Huippukerroin määritellään kokonaistuotannon suurimmaksi vasteeksi julkisten menojen alkuperäisen lisäyksen suhteen

$$k = \frac{\max_h \Delta Y_{t+h}}{\Delta G_t}, \quad (20)$$

jossa alaindeksi  $h$  viittaa diskreettiin aikahorisonttiin, jonka aikana kerrointa mitataan. Kumulatiivinen kerroin määritellään kokonaistuotannon kumulatiivisen muutoksen ja julkisten menojen kumulatiivisen impulssin suhteena

$$k = \frac{\sum_h \Delta Y_{t+h}}{\sum_h \Delta G_{t+h}}, \quad (21)$$

joka mittaa julkisten menojen lisäyksen kokonaisvaikutusta. Koska usein finanssipolitiikan vaikutukset syntyvät viiveellä, on kumulatiivinen kerroin tärkeä erottaa välittömästä kertoimesta (Chinn 2013, 1). Spilimbergon ym. (2009, 2) mukaan kumulatiivinen kerroin on usein relevantein mitta kerroinvaikutukselle ja se on tyypillisesti suurempi huippukertoimeen ja välittömään kertoimeen verrattuna. Välitön kerroin on puolestaan kumulatiivisen kertoimen erityistapaus, jossa aikahorisontti  $h = 0$ :

$$k = \frac{\Delta Y_t}{\Delta G_t}. \quad (22)$$

Välitön kerroin mittaa siis kerroinvaikutuksen suuruutta samalla periodilla, jolloin eksogeeninen sokki budjettivajeessa tapahtuu. (Gechert 2015, 558.)

Edellä mainittujen lisäksi tutkimuskirjallisuudessa on käytetty muitakin määritelmiä sekä variaatioita kertoimista, ja esimerkiksi Ramey ja Zubairy (2018) tuovat esille, kuinka tämä osaltaan hankaloittaa eri tutkimustulosten keskinäistä vertailua.

Tutkimustulosten keskinäistä vertailua hankaloittaa myös erot käytetyssä ekonometrisessä metodologiassa. Finanssipolitiikan vaikutusten arvioimiseksi on käytetty lukuisia eri lähestymistapoja, joista tässä tutkielmassa esitetään pääpiirteittäin yleisimmin aihepiirin tutkimuksissa käytetyt teoreettisiin malleihin kuuluvat uuskeynesiläiset DSGE-mallit, sekä aikasarjoja hyödyntäviin empiirisiin malleihin kuuluvat vektoriautoregressiiviset mallit. Rameyn (2019, 93) mukaan aikasarja-analyysiin perustuvan vektoriautoregression etuna on, ettei sitä tarvitse sitoa mihinkään tiettyyn rakenteelliseen malliin. Uuskeynesiläisten DSGE-mallien etuihin lukeutuu puolestaan mahdollisuus kontrafaktuaalien muodostamiseen, sillä niillä voidaan estimoida rakenteellisia parametrejä.

## 4.2 Vektoriautoregressiiviset mallit

Tehdessä päätöksiä vaihtoehtoisten toimintatapojen välillä, päätöksentekijät tarvitsevat ennusteita taloudellisista muuttujista. Mikäli aikasarjahavainnot ovat saatavilla

muuttujalle ja sen aiemmat arvot sisältävät informaatiota muuttujan tulevasta kehityksestä, on mahdollista muodostaa ennusteita jollakin aiemmin kerätyn datan funktiolla. Makrotaloudelliset muuttujat riippuvat usein omien aikaisempien arvojensa lisäksi myös muiden muuttujien aikaisemmista arvoista, jolloin on tarpeellista sisällyttää nämä mahdollisesti lisäinformaatiota tuovat muuttujat ennustemalliin mukaan. Tällaisen moniulotteisen tai vektoriarvoisen aikasarja-analyysin tavoitteena on määrittää sopiva funktio, jolla voidaan muodostaa ennusteita hyvillä ominaisuuksilla systeemin muuttujille. Keskeinen tavoite ennusteiden mahdollistamisen lisäksi on saada lisätietoa mallin muuttujien välisistä dynaamisista ja todennäköisesti monimutkaisista riippuvuussuhteista. (Lütkepohl 2005.)

*Vektoriautoregressio* (engl. *vector autoregression, VAR*) on ekonometrisessä taloustieteessä usein käytetty moniulotteinen aikasarjamalli, jolla voidaan analysoida makrotaloudellisten muuttujien välisiä riippuvuussuhteita aikasarjojen avulla. Sims (1980) esitteli mallin ensimmäisenä makrotaloudellisten aikasarjojen ennustamiseen, taloustieteellisten mallien suunnittelemiseen ja niiden arviointiin sekä vaihtoehtoisten politiikkatoimien arviointiin. Simsin (1980) mukaan sen aikaiset teoriakehikot eivät pystyneet vastaamaan näihin kysymyksiin, sillä niissä oletukset ekonometrisen identifioinnin takaamiseksi olivat epäuskottavia.

Vektoriautoregressiivinen malli noudattaa *autoregressiivistä prosessia* (engl. *autoregressive process, AR*) ja koostuu useasta, vähintään kahdesta regressioyhtälöstä. Malli estimoidaan regressoimalla jokainen muuttuja sekä omilla viivästyneillä arvoillaan, että mallin muiden selittävien muuttujien viivästyneillä arvoilla. Tällaista mallia kutsutaan redusoidun muodon VAR-malliksi, sillä muuttujat ovat endogeenisiä ja riippuvat lineaarisesti omista viivästyneistä arvoistaan. Malliin sisällytettävien muuttujien viivästettyjen arvojen lukumäärä on ennalta määritelty;  $p$ :n asteen VAR-prosessi sisältää  $p$  viivettä ja merkitään  $VAR(p)$ . (Kilian & Lütkepohl 2017, 1–4.)

Redusoidun muodon  $VAR(p)$ -prosessi voidaan yleisesti esittää muodossa

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t, \quad (23)$$

jossa  $y_t$  on  $k$ -ulotteinen havaintovektori hetken  $t$  realisaatioista  $[y_{1t}, \dots, y_{pt}]'$ ,  $A_j, j = 1, \dots, p$  ovat malliparametrien  $k$ -ulotteisia neliömatriiseja ja  $v$  on vakioista koostuva  $k \times 1$ -vektori. Virhetermin  $u_t$  oletetaan olevan *valkoista kohinaa* (engl. *white noise*) ja pitävän sisällään sen vaihtelun, jota ei pystytä ennustamaan malliin sisällytettävien

muuttujien viivästetyillä arvoilla. Valkoisella kohinalla tarkoitetaan satunnaista korreloimatonta prosessia, jonka keskiarvo on nolla ja jolla on äärellinen varianssi. Virhetermiä saatetaan nimittää lähdekirjallisuudesta riippuen myös prosessin *innovaatioksi* tai sokiksi.

VAR( $p$ )-prosessi voidaan esittää tiiviimmin VAR(1)-prosessina matriisimerkinnöillä

$$\mathbf{Y}_t = \mathbf{v} + \mathbf{A}y_{t-1} + U_t, \quad (24)$$

jossa

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \dots & A_{p-1} & A_p \\ I_n & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & I_n & \dots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & I_n & 0 \end{bmatrix} \quad (25)$$

on  $kp \times kp$  matriisi ja

$$\mathbf{Y}_t = [y'_t, y'_{t-1}, \dots, y'_{t-p+1}]', \quad \mathbf{v} = [v, 0, \dots, 0]' \quad \text{ja} \quad U_t = [u_t, 0, \dots, 0]' \quad (26)$$

ovat kaikki  $kp \times 1$  vektoreita<sup>1</sup> (Kilian & Lütkepohl 2017, 23–25.)

VAR-malleilla estimoidaan kerroinvaikutusta muodostamalla impulssivasteita, joiden avulla on mahdollista tutkia miten mallin yhteen muuttuun kohdistuva sokki vaikuttaa mallin muihin muuttujiin. Useimmiten impulssivasteita muodostetaan ykköstä pidemmälle aikahorisontille epälineaarisilla funktioilla estimoidun VAR-mallin parametreistä. Ramey (2016, 83.)

#### 4.2.1 Kausaalivaikutusten identifiointi

Merkittävä ongelma kerroinvaikutuksen estimoinnissa vektoriautoregressiivisillä malleilla on finanssipolitiikan eksogeenisen sokin identifiointi. Finanssipolitiikan eksogeenisella sokilla tarkoitetaan tässä julkisten menojen odottamattomasta muutoksesta aiheutuvaa impulssivastetta. Tarkoitus on kausaliteetin eli syy-seuraussuhteen tunnistaminen pelkistä muuttujien välisistä korrelaatioista.

Julkiset menot sekä verotus korreloivat kokonaistuotannon kanssa lukuisin eri tavoin, jotka eivät välttämättä ole kiinnostavia suhdannepolitiikasta päättävälle taholle, kun yritetään ymmärtää talouspoliittisten päätösten kokonaistaloudellisia vaikutuksia (Seuri 2020). Makrotaloudelliset muuttujat ovat keskenään usein vahvasti endogeenisiä ja niiden

<sup>1</sup> VAR( $p$ )-prosessin tarkempi määrittely ks. esim. (Lütkepohl 2005 ja Kilian & Lütkepohl 2017)

väliset vaikutuskanavat monimutkaiset. Sokkien synnyttämien ainutlaatuisten kausaalivaikutusten identifioimiseksi niiden tulee olla eksogeenisiä mallin muihin endogeenisiin muuttujiin nähden sekä korreloimattomia muiden sokkien kanssa. Lisäksi sokkien tulisi edustaa joko ennakoimatonta muutosta eksogeenisissä muuttujissa tai uutisia niiden odotetuista tulevista muutoksista. Jotta sokit olisivat mahdollisimman informatiivisia, tulisi identifioitujen finanssipolitiikan muutosten olla eksogeenisuuden lisäksi riittävän suuria, jotta niiden vaikutus voidaan eristää muista jatkuvasti talouteen kohdistuvista sokeista. (Ramey 2016, 74–75.)

Yksinkertainen redusoidun muodon VAR-malli kerroinvaikutuksen viitekehyksessä olisi malli, jossa muuttujiksi on valittu julkiset menot, kokonaistuotanto sekä verot. Malli selittäisi tuotannon reagoimista julkisten menojen ja verotuksen muutoksiin, sekä miten julkiset menot määräytyvät aiempien julkisten menojen ja tuotannon muutoksien funktiona. Ongelmaksi muodostuu kuitenkin virhetermien endogeenisuus: mikäli mallin muuttujat ovat korreloituneita, ovat myös estimoinnin virhetermit korreloituneita, eikä politiikkasokista – julkisten menojen lisäämisestä – aiheutuneita muutoksia vastemuuttujassa pystytä tarkasti määrittämään. Jotkin muuttujat saattavat reagoida tiettyihin sokkeihin välittömästi tai ainakin saman periodin sisällä, mutta koska malli on määritelty muuttujien viivästettyjen arvojen suhteen, ei sokki ole tarkasti määritelty eikä siitä johtuvaa muutosta systeemin dynamiikassa pystytä mallintamaan. (Seuri 2020, 5; Ramey 2016, 76.)

Ongelma edellä mainitussa esimerkissä johtuu siitä, että kausaliiteetilla on kaksi mahdollista suuntaa: julkiset menot voivat vaikuttaa tuotantoon, tai tuotanto voi vaikuttaa julkisiin menoihin esimerkiksi automaattisten vakauttajien tai muiden talouspoliittisten sääntöjen kautta (Ilzetzi ym. 2011, 6).

Redusoidun muodon VAR-mallin virhetermiä  $u_t$  ei voida tulkita tarkemmin taloustieteellisestä näkökulmasta, sillä se mittaa ainoastaan mallin ennustevirhettä. VAR-mallin pohjalta muodostettu impulssivasteanalyysi perustuu *ennustevirheimpulssivasteisiin*, eikä taustalla oleviin sokkeihin voida liittää mitään erityisiä rakenteellisia tulkintoja. Ongelman ratkaisemiseksi on kehitetty useita lähestymistapoja, joista valtaosa hyödyntää erinäisiä talusteoreettisia olettamuksia tai mallin ulkopuoliseen informaatioon perustuvien rajoitusten asettamista identifioituvuuden takaamiseksi (Ramey 2016, 78). Nämä redusoidun muodon

laajennukset, *rakenteelliset vektoriautoregressiot* eli SVAR-mallit (engl. *structural vector autoregression*) sallivat aikasarjoihin kohdistuvien sokkien dynaamisten vaikutusten arvioinnin. Ideana on taloudellisesti tulkittavissa olevien sokkien erottaminen mallin virhetermistä. SVAR-malleja kutsutaan toisinaan myös identifioituiksi VAR-malleiksi. (Lütkepohl & Krätzig 2004, 159–161.)

#### 4.2.2 SVAR-mallien identifikaatorajoitteet

Rakenteellisessa VAR-mallissa parametrien rajoitukset toimivat identifioinnin takaavina oletuksina. SVAR-mallien identifioinnissa hyödynnetään talousteoriasta tunnettuja rakenteellisia ominaisuuksia tai ulkopuolisia estimaatteja parametrien rajoittamiseksi. (Ramey 2016, 78.)

Ehkä tunnetuin ja sovelletuin identifikaatiometodi julkisten menojen eksogeenisen sokin identifiointiin on Blanchardin ja Perottin (2002) esittämä muuttujien ajoituksellisiin oletuksiin perustuva identifiointi. Identifioinnissa oletetaan, että kokonaistuotanto kohtaa aluksi jonkin sokin, jonka takia julkisia menoja tullaan lisäämään päätösperäisesti. Tutkijat esittivät, että finanssipolitiikan viiveistä johtuen eksogeeninen sokki julkisissa menoissa on mahdollista identifioida käyttämällä neljännesvuosittaista aineistoa. Perusteluna tälle tutkijat argumentoivat, että päätös finanssipolitiikan virityksestä sekä sen implementoinnista vie aikaa enemmän kuin vuosineljänneksen, jolloin julkiset menot eivät reagoi verojen ja kokonaistuotannon muutoksiin samalla periodilla. Näin ollen SVAR-mallin virhetermi edustaa joko julkisten menojen eksogeenista sokkia tai automaattisten vakauttajien reagointia kokonaistuotannon sokkiin. Blanchard ja Perotti (2002) käyttävät finanssipolitiikan automaattisen osan joustojen kontrolloimiseen vero- ja tulonsiirtojärjestelmien institutionaalista informaatiota mallin ulkopuolelta.

Toinen keino identifiointiin SVAR-asetelmassa varsinkin julkisten menojen kerroinvaikutusta käsittelevässä kirjallisuudessa on ollut identifiointi *instrumenttimuuttujan* (engl. *instrumental variable*) avulla. Menetelmää on sovellettu erityisesti Yhdysvaltojen aineistoilla. Tavoitteena on löytää jokin mallin ulkopuolinen muuttuja, joka korreloi läheisesti selittävän muuttujan kanssa, muttei virhetermin kanssa (Gechert 2015). Hall (2009) sekä Barro ja Redlick (2011) käyttävät puolustusmenoja instrumenttina julkisten menojen sokille oletuksella, että puolustusmenot muodostavat suuren osan julkisten menojen vaihtelusta etenkin, kun valtio käy sotaa, muttei muuten korreloi muiden makrotaloudellisten muutosten kanssa verrattuna muihin muuttujiin.

Lisäksi puolustusmenojen muutokset ovat usein päätösperäisiä. Näin ollen puolustusmenojen muutos edustaa julkisten menojen eksogeenista vaihtelua. Ramey (2009) on puolestaan käyttänyt instrumenttina *puolustusmenojen uutismuuttujaa* (engl. *defense news variable*), jolla pyritään mittaamaan ulkomaisten poliittisten tapahtumien aiheuttamien julkisten menojen odotetun muutoksen arvoa.

Instrumenttimuuttujan käytössä tärkeä huomio on sen relevanttius, eli korreloiko instrumentti riittävästi selittävän muuttujan kanssa. Rameyn (2019, 93) mukaan useat finanssipolitiikan eksogeenisuuden mittaamiseen käytetyt instrumentit kärsivät heikosta relevanttiudesta. Puolustusmenojen hyödyntäminen instrumenttimuuttujana saattaa olla lisäksi ongelmallista sellaisen valtion kohdalla, joka ei ole sotinut yhtä ahkerasti kuin Yhdysvallat.

Kolmas yleinen lähestymistapa on identifioida rakenteelliset sokit käyttämällä *Choleskyn hajotelmaa* (engl. *Cholesky decomposition*). Menetelmä nojaa kovarianssimatriisin rekursiivisuuteen, jossa järjestetään mallin muuttujat kausaaliseen järjestykseen siten, ettei yksikään virhetermi korreloi sitä edeltävän virhetermin kanssa. Talousteoriaa hyödyntäen eksogeenisin muuttuja asetetaan ensimmäiseksi ja endogeenisin muuttuja viimeiseksi.

Usein julkiset menot järjestetään ensimmäiseksi olettaen Blanchardin ja Perottin (2002) identifikaatio-oletuksen mukaisesti, ettei finanssipolitiikan viiveistä johtuen päätösperäiset toimet ehdi tapahtua yhden periodin sisällä. Verojen ja tulonsiirtojen oletetaan puolestaan reagoivan herkemmin ja automaattisesti talouden suhdanteisiin. (Caldara & Kamps 2008; Gechert 2015; Ramey 2016.)

Gechertin (2017, 23) mukaan rekursiivisen menetelmän yksi ongelma piilee muuttujien mahdollisessa kaksisuuntaisessa kausaliiteetissa; jos kahden muuttujan välillä on kaksisuuntainen syy-seuraussuhde, estimointi asettaa näiden yhteisvaikutuksen yksisuuntaiseksi relaatioksi. Lütkepohlin (2005, 358) mukaan Choleskyn hajotelma on mielivaltainen ja epätydyttävä lähestymistapa, ellei rekursiiviselle rakenteelle ole erityisen vahvoja perusteluja.

Neljäs tässä tutkielmassa esitettävä menetelmä identifioi finanssipolitiikan eksogeenista sokkia parametrusten rajoitteiden sijaan asettamalla *etumerkkirajoitteita* (engl. *sign restrictions*) suoraan impulssivasteisiin. Faust (1998) sekä Uhlig (2005) käyttävät

tutkimuksissaan menetelmää rahapolitiikkasokkien identifioimiseen ja myöhemmin Mountford ja Uhlig (2009) laajentavat Uhligin (2005) menetelmää myös finanssipolitiikan sokkien identifiointiin suhdannesokeista.

Fryn sekä Paganin (2011) mukaan etumerkkirajoitteiden käyttö on hyödyllistä, kun mallin muuttajat määräytyvät samanaikaisesti ja parametristen rajoitteiden asettamiselle on haasteellista löytää perusteluja. Menetelmässä sokkien lukumäärän ei tarvitse olla yhtä suuri mallin muuttajien lukumäärän kanssa, eikä lineaarisia rajoitteita täydy asettaa virhetermin ja rakenteellisten häiriöiden välille, toisin kuin Blanchard ja Perotti- sekä rekursiivisessa lähestymistavassa (Caldara & Kamps 2008). Impulssivasteille asetettujen etumerkkien lisäksi täytyy määritellä, kuinka kauan rajoitukset ovat voimassa sokin vaikutuksen jälkeen. Menetelmä on enimmäkseen hyvin määritelty vain bayesiläisen tilastotieteen näkökulmasta ja usein etumerkkirajoitteiden sijaan parametrirajoitteiden asettaminen on perustellumpi identifiointimetodi institutionaaliseen informaatioon nojaten. (Gechert 2015; Fry & Pagan 2011.)

Voitaneen sanoa, että vektoriautoregressiivisistä malleista on Simsin (1980) esityksen jälkeen muovautunut makrotaloudellisen politiikka-analyysin ja ekonometrisen ennustamisen kulmakivi, mutta mallin taustalla olevan rakenteellisen sokin palauttaminen virhetermistä on vielä toistaiseksi jäänyt osittain ratkaisemattomaksi teoreettiseksi ongelmaksi.

SVAR-malleja on käytetty julkisten menojen kerroinvaikutuksen estimoinnissa laajalti, mutta menetelmä on saanut osakseen myös kritiikkiä. Riccon (2015) argumentoi, ettei SVAR-malleissa oteta huomioon talouden toimijoiden ja ekonometrikon eriävää informaatiojoukkoa. Taloudelliset toimijat pystyvät *ennakoimaan finanssipolitiikan tulevia muutoksia* (engl. *fiscal foresight*) esimerkiksi median kautta saatavan informaation avulla ja voivat sopeuttaa toimintaansa jo ennen finanssipolitiikan muutoksen toimeenpanoa. Jos taloudellisten toimijoiden toiminta perustuu odotuksiin tulevasta, ei ekonometrikolla ole näiden odotusten taustoittavaa informaatiota käytettävissään aikasarjamallia estimoidessa. Tällöin vektoriautoregression estimoinnin palauttama rakenteellinen sokki on yhdistelmä odotetuista ja odottamattomista muutoksista. Jos finanssipolitiikan ennakointia ei kontrolloida, sokit saattavat olla virheellisesti identifioituja ja mallin tulokset harhaanjohtavia. (Leeper ym. 2008; Walker ym. 2012.)



Batini ym. (2014) mukaan SVAR-malleilla estimoidut kertoimet mittaavat keskimääräistä tuotannon vastetta eksogeeniseen finanssipolitiikan sokkiin perustuen menneeseen informaatioon. Mikäli tutkimuksen kohteena olevassa taloudessa on tapahtunut suuria rakenteellisia muutoksia, ei keskimääräinen kerroinvaikutus mittaa tarkasti finanssipolitiikan vaikutusta tuotantoon nykyhetkellä. Tämän lisäksi rakenteeltaan lineaariset SVAR-mallit sulkevat pois tilariippuvaisten kerroinvaikutusten tarkastelun.

### 4.3 DSGE-mallit

Viimeisen vuosikymmenen aikana suosittu lähestymistapa kokonaistaloudellisen dynamiikan mallintamiseen erityisesti rahapolitiikan puolella, mutta myös finanssipolitiikan vaikutusten tutkimiseen on ollut käyttää niin kutsuttuja uuskeynesiläisiä *dynaamisia stokastisia yleisen tasapainon* (engl. *dynamic stochastic general equilibrium, DSGE*) malleja.

Uuskeynesiläiset DSGE-mallit pohjautuvat reaalisten suhdannevaihteluiden teoriaan, johon on lisätty olennaisia epätäydellisyyksiä; erityisesti hinta- ja palkkajäykkyyksiä sekä epätäydellistä kilpailua. Malleihin mikroperustan tekee oletus rationaalisista optimointikäyttäytymisen omaavista talouden toimijoista. Intertemporaalinen käyttäytyminen, jossa tämän päivän päätökset vaikuttavat tulevaisuuteen antavat malleille dynaamisen rakenteen. Stokastisia malleista tekee niihin sisällytyt stokastiset eli satunnaiset sokit. DSGE-malleilla pyritään kattamaan intertemporaalisen yleisen tasapainon kautta kaikki markkinat ja estimoimaan talouden dynamiikkaa kokonaisena systeeminä. DSGE-mallit edustavat monella tapaa makrotalousteorian viimeisimpiä kehitysaskelaita lyhyen aikavälin suhdanneanalyysissä. (Mankiw 2016, 471.)

Uuskeynesiläisistä DSGE-malleista on tullut makrotaloudellisen analyysin keskeinen työväline, jossa korostuu palkkojen ja hintojen hidas sopeutuminen talouden muutoksiin sekä aggregaattitason kysyntä. Yleensä mallit koostuvat joukosta epälineaarisia dynaamisia yhtälöitä, jotka voidaan linearisoida jonkin tasapainopisteen ympäristöön. DSGE-mallien rakenne formalisoidaan yleisellä tasolla kolmella yhtälöllä, jotka kuvaavat talouden inflaatiodynamiikkaa, kokonaiskysynnän määräytymistä sekä rahapolitiikan ohjaussääntöä. (Christiano ym. 2018.) Yhtälöiden tarkat määritykset vaihtelevat kyseessä olevan mallin oletusten mukaan.

Inflaatiodynamiikkaa kuvaavaa yhtälöä kutsutaan uuskeynesiläiseksi Phillips-käyräksi, jonka mukaan talouden inflaatiovauhdin määrää odotettu tuleva inflaatio seuraavalla periodilla sekä talouden tuotantokuilu. Tätä voidaan mallintaa seuraavalla puhtaasti uuskeynesiläisellä Phillips-käyrällä:

$$\pi_t = \beta E_t\{\pi_{t+1}\} + \kappa \tilde{y}_t, \quad (27)$$

jossa  $\pi_t$  on inflaatio,  $\tilde{y}_t$  tuotantokuilu toteutuneen tuotannon ja tasapainotuotannon välillä ja  $E_t\{\pi_{t+1}\}$  odotettu inflaatio.  $\beta$  on hyödyn diskonttotermin ja  $\kappa$  hintajäykkyyden aste. Hintajäykkyyttä mallinnetaan Calvo (1983) -tyyppisellä hinnoittelumekanismilla, jossa kullakin yrityksellä on jokaisella periodilla eksogeenisesti määräytyvällä todennäköisyydellä mahdollisuus muuttaa hintojansa. Koska yritykset eivät voi uudelleen optimoida myytävien tuotteidensa hintaa millä ajan hetkellä hyvänsä, täytyy niiden ottaa huomioon tuleva inflaatio sekä talouden kysyntäpaine tuotantokuilun avulla hetken  $t$  hintojen asettamiseksi. (Galí 2018, 2.) Perusmuodon inflaatiodynamiikka on näin ollen puhtaasti eteenpäin katsova, sillä yhtälössä ei ole viivästettyjä inflaatiotermejä ja tulevaa tuotantokuilua ennustetaan periodin  $t$  informaation avulla.

Kokonaiskysynnän määräytymistä kuvaa puolestaan dynaaminen IS-yhtälö, joka johdetaan kulutuksen Euler-yhtälöstä täydentämällä sitä kuluttajan intertemporaalisen hyödyn maksimointiongelmalla sekä hyödykemarkkinoiden tasapainoehdolla:

$$\tilde{y}_t = E_t\{\tilde{y}_{t+1}\} - \frac{1}{\sigma}(i_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - r_t^n), \quad (28)$$

jossa  $i_t$  on nimellinen korkotaso ja  $r_t^n$  reaalin tasapainokorko. Yhtälöllä on sama funktio kuin IS-käyrällä perinteisessä IS-LM-mallissa. Dynaaminen IS-yhtälö yhdistää periodin  $t$  tuotantokuilun odotettuun tuotantokuiluun  $E_t\{\tilde{y}_{t+1}\}$  sekä nykyisen reaalikoron ja sen luonnollisen vastineen poikkeamaan  $i_t - E_t\{\pi_{t+1}\} - r_t$ . Nykyinen tuotantokuilu riippuu siis positiivisesti inflaation sekä tuotantokuilun odotetuista tasoista ja negatiivisesti nimellisen koron odotetusta aikaurasta. Korkea reaalikorko lisää talouden toimijoiden säästämistä intertemporaalisen substituution mukaisesti vähentäen kokonaiskysyntää. (Galí 2018, 2–3.)

Kolmas perusmuodon yhtälö on ohjauskorkosääntö, joka kuvastaa nimellisen korkotason määräytymistä ja tyypillisesti rahapolitiikkaa. Usein kirjallisuudessa käytetään Taylor-sääntöä, jossa nimellinen korkotaso reagoi tuotantokuilun ja inflaatiovauhdin vaihteluihin

ja jossa rahapolitiikka tiettyinä ajanhetkenä voi olla tiukempaa tai keveämpää verrattuna sen historialliseen vaihteluun:

$$i_t = \phi_\pi \pi_t + \phi_y \hat{y}_t + v_t, \quad (29)$$

jossa  $\hat{y}_t$  on tasapainotuotannon log-poikkeama ja  $v_t$  jokin eksogeeninen *stokastinen prosessi* (engl. *stochastic process*) rahapolitiikassa. (Galí 2018, 3–4.) Stokastinen prosessi tarkoittaa jonkin matemaattisen prosessin sattumanvaraista vaihtelua ajassa (Lütkepohl 2005, 3–5).

Edellä mainittuihin kolmeen perusyhtälöön perustuvia uuskeynesiläisiä malleja ja niiden laajennettuja versioita on käytetty viimeisten vuosikymmenten aikana päätyökaluina rahapolitiikkaan keskittyvässä tutkimuskirjallisuudessa, mutta malleja on alettu käyttämään laajalti myös finanssipolitiikassa vaihtoehtoisten elvyttävien politiikkatoimien arvioinnissa. Erityisesti uuskeynesiläisiä DSGE-malleja on sovellettu finanssipolitiikan tutkimuksessa kriisien synnyttämien epätavallisten olosuhteiden vallitessa. (Galí 2018, 1.)

DSGE-mallien etuna voidaan pitää niiden tapaa kuvata koko talouden dynamiikkaa analysoimalla mikrotaloudellisten päätösten vuorovaikutuksia ja yhdistelmiä. DSGE-mallit sovitetaan aineistoon kalibroimalla tai estimoimalla mallin teoreettiset parametrit, minkä jälkeen mallin parametreille voidaan muodostaa impulssivasteita. DSGE-mallien ratkaisumenetelmät nojaavat numeerisiin menetelmiin, jotka mahdollistavat laajojen DSGE-mallien hyödyntämisen suhdanne- ja politiikka-analyysiin sekä ennustamiseen. Numeeristen estimointimenetelmien avulla mallit voidaan sovittaa aineistoon täsmällisesti ja estimoida mallin parametrit havaitusta ekonometrisestä aikasarjasta. (Fernández-Villaverde ym. 2016.)

DSGE-mallien käyttöön liittyy kuitenkin myös haasteita. Yksi haaste on finanssipolitiikan mallintaminen, sillä toisin kuin rahapolitiikan Taylor-sääntö, ei DSGE-mallien viitekehyksessä finanssipolitiikan säännölle ole yhtä yleisesti käytettyä ja selvää mallinnustapaa kuin rahapolitiikan analyysissä. Monesti finanssipolitiikka rakennetaan malliin jonkinlaisen finanssipolitiikkasäännön avulla. Esimerkiksi Babecký ym. (2016) tutkivat DSGE-VAR kehikolla finanssipolitiikan tehokkuutta ja mallintavat DSGE-osan finanssipolitiikan sääntöä yksinkertaisella menneisyyteen katsovalla säännöllä: finanssipolitiikasta päättävä taho kontrolloi finanssipolitiikan instrumentteja, jotka määräytyvät jokaisella periodilla tuotantokuilun ja velkakuilun funktiona.

Tulokset mallien simulaatioista ovat myös taipuvaisia olemaan herkkiä tiettyjen parametrien määrittämiselle, kuten esimerkiksi hintajäykkyyden asteelle ja malliin sisällytettävien *likviditeettirajoitteisten* (engl. *liquidity constrained*) toimijoiden osuudelle. Lisäksi finanssipolitiikan tehokkuutta käsittelevissä tutkimuksissa DSGE-mallit usein linearisoidaan jonkin yksittäisen pisteen ympäristöön, mikä rajaa tilariippuvaiset kertoimet pois tarkastelusta. Tämä tarkoittaa sitä, että useimmissa DSGE-analyyseissä finanssipolitiikan vaikutus on yhtä tehokasta voimakkaassa noususuhdanteessa kuin syvässä taantumassa. (Batini ym. 2014, 21–22; Parker 2011, 705.)

## 5 Aikaisempi tutkimuskirjallisuus

### 5.1 Empiiriset tulokset vektoriautoregressiivisistä malleista

Keskeiset tulokset VAR-malleja hyödyntävistä tutkimuksista on koottu taulukkoon 1 luvun lopussa.

Blanchardin ja Perottin (2002) paljon siteeratusta tutkimuksesta käytetään rakenteellista VAR-mallia julkisten menojen ja verojen kerroinvaikutusten estimointiin Yhdysvaltojen neljännesvuosittaisella aineistolla. Tutkimuksen otosperiodi on 1960–1997. Menetelmässä finanssipolitiikan eksogeeniseksi sokiksi tulkittiin se osa julkisista menoista, jota ei ennustettu minkään mallin sisältämän muuttujan viipeellisillä arvoilla. Finanssipolitiikan automaattisten vakauttajien joustot estimoitiin rakenteellisen mallin ulkopuolella ja niitä varten hyödynnettiin vero- ja tulonsiirtojärjestelmistä tunnettua institutionaalista informaatiota. Julkisten menojen kerroin vaihteli ykkösen molemmin puolin huippukertoimen saadessa suurimmillaan arvon 1.29.

Monet myöhemmät tutkimukset hyödyntävät Blanchardin ja Perottin (2002) rakenteellista VAR-lähestymistapaa. Menetelmässä kertoimen arvo lasketaan huppukertoimen tapaan eikä se ota huomioon julkisten menojen lisäyksen pitempiaikaisia vaikutuksia, minkä vuoksi Ramey (2019) on kritisoinut Blanchardin ja Perottin alkuperäistä menetelmää.

Mountford ja Uhlig (2009) estimoivat julkisten menojen kumulatiivista kerrointa asettamalla etumerkkirajoitteita rakenteellisen VAR-mallin impulssivasteisiin. Etumerkkirajoitteilla asetetaan julkisten menojen sokki ortogonaaliseksi suhteessa suhdannevaihteluihin ja rahapolitiikan muutokseen, millä pyritään eristämään päätösperäinen finanssipolitiikka sen automaattisesta osasta. Tutkimus kattaa aikavälin 1955–2000 ja siinä käytetään Yhdysvaltojen neljännesvuosittaista aineistoa. Kumulatiivisen kertoimen arvoksi estimoitiin 0.90, kun julkisten menojen lisäys rahoitettiin alijäämää kasvattamalla. Tasapainoisella budjetilla kerroin oli puolestaan 0.50.

Monet toisen maailmansodan jälkeiset Yhdysvaltojen aineistolla tehdyt tutkimukset julkisten menojen kertoimista käyttävät puolustusmenojen lisäystä instrumenttina julkisille menoille. Puolustusmenoja instrumenttina tai *dummy*-muuttujana hyödyntäviä

tutkimuksia ovat esimerkiksi Hall (2009), Barro ja Redlick (2011) sekä Fisher ja Peters (2011). Tutkimuksissa raportoitujen julkisten menojen kertoimien vaihteluväli on 0.6–1.5.

EU-maiden aineistoa käyttävistä tutkimuksista Burriel ym. (2010) seuraavat Blanchardin ja Perottin (2002) menetelmää ja estimoivat julkisten menojen kerroinvaikutusta euroalueen aggregaattidatasta vuosien 1981–2007 osalta. Tuloksia tutkijat vertaavat Yhdysvaltojen vastaaviin ja raportoivat niiden olevan pitkälti samansuuntaisia ja usein alle yhden. Beetsma ja Giuliadori (2011) estimoivat niin ikään SVAR-mallilla julkisten menojen kerroinvaikutusta neljäntoista EU-maan aineistolla vuosien 1970–2004 osalta. Osoitusperiodin rajaaminen vuoteen 2004 motivoidaan halulla välttää finanssikriisin aiheuttamien poikkeavien havaintojen vaikutus analyysiin. Tutkimuskohteena ovat Iso-Britannia, Ruotsi, Espanja, Portugali, Alankomaat, Kreikka, Saksa, Italia, Irlanti, Ranska, Suomi, Tanska, Belgia sekä Itävalta. Blanchard ja Perotti (2002) -menetelmästä poiketen tutkijat käyttävät neljännesvuosittaisen aineiston sijaan vuosittaista aineistoa. Vuosittaisen aineiston käyttöä perustellaan sillä, että finanssipolitiikan muutokset eivät yleensä tapahdu neljännesvuosifrekvenssillä vaan todennäköisemmin vuosittain uuden budjettiarvion yhteydessä. Vuosittaisen aineiston käyttäminen tekee tutkijoiden mukaan myös finanssipolitiikan ennakointiin liittyvät ongelmat vähemmän merkityksellisiksi, sillä mallin palauttama sokki on todennäköisemmin aidosti odottamaton. Tutkimuksessa julkisten menojen kerroinvaikutus saa kokonaistuotannossa aikaan positiivisen vasteen ja kerroinvaikutus saa yli ykkösen arvon. Tämä kuitenkin vaikuttaa kauppataaseeseen negatiivisesti tuonnin kasvaessa ja viennin laskiessa. Tutkimuksissa tehtiin vertailua lisäksi suhteellisen avointen ja suhteellisen suljettujen talouksien välillä. Tulosten mukaan kerroinvaikutus pienenee talouden avoimuuden kasvaessa ja julkisten menojen lisäys isoissa maissa vaikuttaa positiivisesti myös niiden lähimpien kauppakumppaneiden talouksiin.

Suomessa finanssipolitiikan tehokkuutta VAR-asetelmalla ovat tutkineet Kuismanen ja Kämppi (2009), Virkola (2014) ja Lehmus (2014). Kuismanen ja Kämppi (2009) tutkivat finanssipolitiikan tehokkuutta SVAR-mallilla sekä *dummy-muuttujalla varustetulla vektorimuotoisen stokastisten prosessien* (engl. *Vector stochastic process with dummy variables, VSPD*) mallilla. VSDP-malli on laajennettu versio perusmuodon VAR-lähestymistavasta. Mallilla tutkijat identifioivat ajanjakson, jona finanssipolitiikan toimenpiteet on toteutettu ja muodostavat aika-dummin avulla impulssivasteita mallin

muuttujille. Aineisto on neljännesvuosittaista ja kattaa vuodet 1990–2007. Molemmilla malleilla julkisten menojen lisäys syrjäyttää yksityistä aktiviteettia heikentäen yksityisen sektorin taloudellista suorituskykyä. Tutkimuksen johtopäätös on, että vuosina 1990–2007 Suomen taloutta on kuvannut tarkimmin klassisen taloustieteen näkemykset finanssipolitiikasta.

Virkola (2014) tutkii finanssipolitiikan vaikutuksia Suomessa ja Ruotsissa SVAR-mallilla, jossa sokit identifioidaan Blanchard ja Perotti (2002) -menetelmän tapaan. Asetelman motivointina toimii valuuttakurssiregiimien erot rakenteellisilta ominaisuuksiltaan samankaltaisissa pienissä avotalouksissa. Lisäksi tutkimuksessa tarkastellaan, miten finanssipolitiikan ennakointi vaikuttaa julkisten menojen kerroinvaikutukseen täydentämällä perusmallia sisältämään neljännesvuosittaisen ennusteen finanssipolitiikasta. Tutkimuksen otosperiodi on 1975–2011.

Tutkimustulokset kerroinvaikutuksesta ovat linjassa perinteisen Mundell–Fleming-mallin kanssa: ekspansiivinen finanssipolitiikka vaikuttaa olevan tehokkaampaa kiinteillä valuuttakursseilla kuin kelluvilla valuuttakursseilla. Toinen tutkimuksen päähavainto on, että finanssipolitiikan ennakoinnilla on merkitystä finanssipolitiikan kvantitatiivisiin vaikutuksiin sekä rakenteellisten sokkien identifiointiin SVAR-asetelmassa. Tutkimustulokset antavat evidenssiä täysin odottamattomien finanssipolitiikan sokkien suurempien ekspansiivisten vaikutusten puolesta. Perusmallilla julkisten menojen kertoimet kasvavat Suomessa suuremmiksi kuin yksi, kun Ruotsissa ne ovat huomattavasti matalammat ja lähellä nollaa. Finanssipolitiikan ennakoinnin kontrollointi kasvattaa kertoimia entisestään.

Myös Lehmus (2014) tutkii finanssipolitiikan kertoimia SVAR-mallilla Blanchard ja Perotti (2002) -menetelmän tapaan. Aineisto on neljännesvuosittaista ajalta 1975–2011. Tutkimuksessa havaitaan julkisten menojen kertoimen ylittävän arvon yksi ja olevan tehokas kokonaistaloudellista aktiviteettia lisäävä finanssipolitiikan keino. Lehmuksen (2014) ja Virkolan (2014) tulokset ovat näin ollen ristiriidassa Kuismasen ja Kämpin (2009) tulosten kanssa.

Taulukko 1. Empiiriset tulokset VAR-asetelmasta

Tutkimus	Menetelmä	Otos	Kerroin
Blanchard & Perotti (2002)	Blanchard-Perotti sokit SVAR	1960:1–1997:4	Huippukerroin 1.29
Mountford & Uhlig (2009)	Etumerkkirajoitettu SVAR	1955:1–2000:4	Alijäämällä rahoitettuna 0.90
Fisher & Peters (2011)	Puolustusmenot VAR	1959:1–2007:4	1.5
Burriel ym. (2010)	Blanchard-Perotti SVAR	1981:1–2007:4	Alle 1
Beetsma & Giuliadori (2011)	SVAR	1970:1–2004:1	Yli 1
Kuismanen & Kämppi (2009)	SVAR & VSDP	1990:1–2007:4	Alle 1
Virkola (2014)	Blanchard-Perotti SVAR	1975:1–2011:4	Yli 1
Lehmus (2014)	Blanchard-Perotti SVAR	1975:1–2011:4	Yli 1

## 5.2 Empiiriset tulokset yleisen tasapainon malleista

Keskeiset tulokset yleisen tasapainon malleja hyödyntävistä tutkimuksista on koottu taulukkoon 2 luvun lopussa.

Uuskeynesiläisillä malleilla estimoidut empiiriset tulokset julkisten menojen kertoimista ovat pienempiä verrattuna traditionaaliseen keynesiläiseen mallinnukseen. (Cogan ym. 2009). Tämä johtuu uuskeynesiläisen mallin rakentumisesta usklassiselle pohjalle, jolloin usklassisilla vaikutuksilla on taipumus vaimentaa kertoimen kokoa verrattuna keynesiläisiin malleihin (Ramey 2011). Standardimuotoisissa DSGE-malleissa finanssipolitiikan vaikutukset ovat harvoin erityisen tehokkaita talouden normaaleissa olosuhteissa ja usein julkisten menojen kerroinvaikutukset jäävät alle yhden suuruisiksi.

Cogan ym. (2009) estimoivat laajalti käytetyn Smets-Wouters-mallin<sup>2</sup> (2007) avulla julkisten menojen kerroinvaikutusta Yhdysvalloissa. Estimoinnissa Cogan ym. (2009) olettavat vuoden 2009 ensimmäisestä vuosineljänneksestä lähtien julkisen kulutuksen

<sup>2</sup> Smets-Wouters-malli (2007) pohjautuu dynaamiseen stokastiseen yleisen tasapainon kehikkoon ja on tyypillinen lähestymistapa uuskeynesiläisessä analyysissä.



kasvavan loputtomasti ja sen olevan velkarahoitettu k ntt summaverolla, joka ei vaikuta s ast amisen, investoimisen tai ty n tekemisen kannustimiin. Julkisten menojen lis ys syrj ytt  yksityist  kysynt  ja investointeja, ja mallilla saadut kertoimet ovat suuruudeltaan alle yhden.

Coenen ym. (2012) k ytt v t euroalueen aggregoitua ainestoa ja tutkivat finanssipolitiikan tehokkuutta Euroopan keskuspankin *NAW-mallilla* (engl. *New Area-Wide model*). Malli pohjautuu avoimen talouden DSGE-malliin sis lt en tarkoin m  ritellyn julkisen sektorin. Tutkijat pyrkiv t kvantifioimaan *EERP:n* (engl. *European economic recovery plan*) vaikutusta euroalueen reaalisen BKT:n kehitykseen finanssikriisin aikana vuosina 2007–2010. Julkisten menojen kerroinvaikutuksen arvoksi estimoitiin 1.6, mutta tutkijat alleviivaavat rahapolitiikan sopeuttamisen t rkeytt  t m nkaltaisen tuloksen saamisessa. EERP:ll  todettiin olevan voimakas, mutta lyhyt vaikutus euroalueen reaaliseseen bruttokansantuotteeseen ja koko toimen kerroinvaikutus j i alle yhden. Tutkimuksen yksi huomio oli, ett  DSGE-tyyppisess  l hestymistavassa tulisi kiinnitt  erityist  huomiota julkisen sektorin tarkkaan mallintamiseen, sill  ilman tarkoin m  ritelty  julkista sektoria finanssipolitiikan tehokkuus oli olematonta.

Gal  ym. (2007) k ytt v t uuskeynesil ist  mallinnusta kahdella ratkaisevalla oletuksella. Ensinn kin he olettavat talouden koostuvan kahdentyyppisist  kotitalouksista, joista puolet ovat likviditeettirajoitteisia. Likviditeettirajoitteisten kuluttajien vuoksi talouden rajakulutusalttius on runsaasti suurempi kuin asetelmassa, jossa kuluttajilla on mahdollisuus optimoida kulutustaan yli ajan. Toinen ratkaiseva oletus mallissa on ty llisyyden kysynt vetoisuus, jolloin ty ntekij t ovat halukkaita tarjoamaan niin monta tuntia ty t  kuin yritykset sit  kysyv t. N ill  oletuksilla julkisten menojen kerroinvaikutus saa arvon kaksi, mutta kuten Ramey (2011) huomauttaa, analyysiss  tehdyt oletukset olennaisesti konvertoivat muuten uuskeynesil isen mallin pitk lti perinteiseksi keynesil iseksi malliksi. Analyysiss  julkisten menojen lis  misen oletetaan olevan rahoitettu joko nykyhetken tai tulevaisuuden k ntt summaveroilla.

Menojen lis yksen rahoittamiseen liittyen on hyv  huomioida, ett  julkisten menojen kerroinvaikutuksen viitekehyksess  DSGE-malleihin sis llytetyt ep t ydellisysoletukset viev t niit  yleisesti l hemm s perinteis  IS-LM-malleja, joissa menojen lis  misen vaikutus riippuu pitk lti menojen rahoitustavasta. Usein yleiseen tasapainoon keskittyviss  tutkimusasetelmiss  oletetaan julkisten menojen kasvun olevan

rahoitettu könttäsommaveroilla. Baxter ja King (1993) osoittavat teoreettisessa tutkimuksessaan, että mikäli menojen lisäys rahoitetaan vääristävillä veroilla, voi kerroinvaikutus painua merkittävästi negatiiviseksi. Erityisesti Rameyn monet analyysit julkisten menojen kerroinvaikutuksista korostavat kerroinvaikutuksen dynaamisia vaikutuksia, joissa tämä huomio korostuu.

Uuskeynesiläisellä DSGE-mallinnuksella selvästi suurempia kertoimia ilman turvautumista jokseenkin epärealistisiin oletuksiin tai epäoptimoivaan käytökseen saadaan nollakorkorajoitteen ympäristössä. Julkisten menojen kerroinvaikutusta nollakorkorajoitteen sitoessa nimelliskorkoja ovat tutkineet muiden muassa Eggertson (2009), Woodford (2010) sekä Christiano ym. (2011). Näissä tutkimuksissa käytetään uuskeynesiläisiä malleja tilanteessa, jossa talous on ajautunut deflaatiokierteeseen nollakorkorajalla. Tällaisessa tilanteessa alijäämärahoitteinen julkisten menojen lisääminen johtaa inflaatio-odotusten kasvuun. Nimelliskoron pysyessä nollakorkorajalla, johtaa inflaatio-odotusten kasvu reaalikoron laskuun elvyttäen taloutta. Christianon ym. (2011) osoittavat, kuinka julkisten menojen huippukerroin saavuttaa arvon 2.3, mikäli nimelliskorko pysyy ennallaan kaksitoista vuosineljännestä ja julkisia menoja lisätään tänä aikana. Tulos on linjassa perinteisen IS-LM-mallin kanssa, jossa syrjäytysvaikutus olennaisesti eliminoituu, kun mallista poistetaan korkovaikutus.

Taulukko 2. Empiiriset tulokset yleisen tasapainon malleista

Tutkimus	Malli	Kerroin
Cogan ym. (2009)	Smets–Wouters DSGE	Alle 1
Coenen ym. (2012)	Laajamittainen DSGE	Yli 1, jos rahapolitiikka sopeutetaan julkisten menojen kasvuun
Gali ym. (2007)	Calvo-hinnoittelun sekä likviditeettirajoitteiset kuluttajat sisältävä DSGE	Jopa 2 analyysissä tehdyillä oletuksilla
Christiano ym. (2011)	”Medium-scale” DSGE	2.3, kun nimelliskorot ovat nollassa

### 5.3 Suhdanneltilanteen vaikutus julkisten menojen kerroinvaikutukseen

Edellisissä luvuissa esitettyjen katsausten perusteella tulokset julkisten menojen kerroinvaikutuksista ovat varsin heterogeenisiä: evidenssiä on sekä erityisen tehokkaan

finanssipolitiikan, että tehottoman ja jopa haitallisen finanssipolitiikan puolesta. Empiiristen tulosten laajaa vaihtelua selittää ekonometristen menetelmien eroavaisuuden lisäksi tarkasteltavan talouden maakohtaiset erityispiirteet, kuten sen rakenteelliset ominaisuudet sekä taloustilanteen väliaikaiset ominaisuudet. Batinin ym. (2014) mukaan kertoimen suuruuteen vaikuttavia talouden rakenteellisia ominaisuuksia ovat kaupan avoimuuden aste, työmarkkinoiden jäykkyys, automaattisten vakauttajien koko, talouden velkaantuneisuus ja valuuttakurssijärjestelmä. Talouden tilaan liittyviä väliaikaisia ominaisuuksia ovat puolestaan suhdannevaihtelun tila sekä rahapolitiittisen mukauttamisen aste finanssipoliittisiin häiriöihin. Useat viimeaikaiset tutkimukset julkisten menojen kerroinvaikutuksesta keskittyvät tutkimaan kertoimen mahdollista vaihtelua riippuen talouden eri olosuhteista. Yksi tämän kirjallisuuden osa-alue käsittelee rahapolitiikan sopeuttamisen vaikutusta julkisten menojen kertoimen kokoon etenkin, kun korkotaso on jumittunut nollakorkorajoitteen tuntumaan. Toinen osa-alue tutkii kertoimen suhdanneriippuvuutta ja sen oletettavasti suurempaa kokoa taantumien ja laskusuhdanteiden aikana.

Asetelmista, joissa rahapolitiikan nollakorkorajoitteen vaikutusta tutkitaan julkisten menojen kerroinvaikutuksen suuruuteen, löytyy jokseenkin enemmän konsensusta verrattuna kerroinvaikutuksen suhdanneriippuvuuteen. Useat uuskeynesiläisiä DSGE-malleja hyödyntävät tutkimukset osoittavat julkisten menojen kerroinvaikutuksen olevan huomattavasti ykköstä suurempi, kun rahapolitiikkaa sitoo nollakorkorajoite. Korkotason ollessa nollassa johtaa julkisten menojen päätösperäinen lisääminen inflaatio-odotusten kasvuun ja reaalikoron laskuun, mikä virkistää taloudellista toimeliaisuutta erityisen tehokkaasti. (Ramey 2019.) Aihepiirin tutkimustulokset tukevat väitettä, jonka mukaan rahapolitiikan mukauttamisella finanssipolitiikan viritykseen olisi merkitystä kerroinvaikutuksen kokoon ja finanssipolitiikan tehokkuuteen. Mikäli julkisten menojen lisäämiseen ei vastata rahapolitiikkaa kiristämällä, voi kerroinvaikutus olla huomattavasti suurempi kuin yksi. Christianon ym. (2011) ja Coenen ym. (2012) tutkimuksissa kalibroiduilla malleilla saadaan julkisten menojen kertoimet vaihtelevaan jopa 2–3 välillä nollakorkorajalla, kun rahapolitiikkaa ei kiristetä vastauksena finanssipolitiikan ekspansioon. Ramey ja Zubairy (2018) saavat puolestaan historiallisia aikasarjoja hyödyntävällä menetelmällä julkisten menojen kertoimen estimaatille arvon 1.5 nollakorkorajoitteen ympäristössä.

Kerroinvaikutuksen mahdollinen riippuminen suhdannevaihtelusta vaikuttaa erityisen merkitykselliseltä finanssipolitiikasta päättävälle taholle, sillä finanssipoliittinen elvytys tyypillisesti aloitetaan talouden ajautuessa taantumaan. Keynesin (1936) alkuperäisen ehdotuksen mukaan vastasyklisellä finanssipolitiikalla on todennäköisesti suurempi taloutta elvyttävä vaikutus taantumissa kuin nousukausilla. Päätelmä on varsin intuitiivinen: kun taloudessa on laskusuhdanteen vuoksi resurssien vajaakäyttöä, ekspansiivinen finanssipolitiikan sokki ei todennäköisesti syrjäytä yksityistä kulutusta ja investointia yhtä voimakkaasti verrattuna nousukauteen. Finanssipolitiikan vastasyklisyys tarkoittaa nimenomaan julkisten menojen lisäämistä ja/tai verojen keventämistä talouden ollessa laskusuhdanteessa tai taantumassa. Mikäli harkinnanvaraista finanssipolitiikkaa käytetään voimakkaammin taantumissa kokonaistaloudellisen aktiviteetin virkistämiseksi, muodostuu keskeiseksi empiiriseksi kysymykseksi suhdannetilanteen vaikutus kerroinvaikutuksen kokoon.

Empiirinen tutkimus julkisten menojen kerroinvaikutuksen tilasidonnaisuudesta on runsasta, eikä kirjallisuudesta löydy yksimielisyyttä julkisten menojen tehokkuuden vaihtelusta huonojen ja hyvien taloustilanteiden välillä. Seuraavassa alaluvussa tarkastellaan tutkimustuloksia asetelmissä, joissa suhdannevaihtelun tila on estimoinnissa otettu huomioon. Mielenkiinto kohdistuu luonnollisesti julkisten menojen kerroinvaikutukseen taantumissa ja matalasuhdanteissa, joissa sen taloutta elvyttävä vaikutus on perinteisen keynesiläisen teorian mukaan tehokasta.

#### **5.4 Tutkimustuloksia suhdanneriippuvaisista asetelmista**

Keskeiset tulokset suhdannetilän huomioon ottavista tutkimuksista on esitetty taulukossa 3 luvun lopussa.

Auerbachin ja Gorodnichenkon (2010) analyysi on ensimmäisiä kerroinvaikutuksen tilariippuvuuden huomioon ottavia tutkimuksia. Tutkimuksessa käytetään *regiimiä vaihtavaa* (engl. *regime-switching*) SVAR-mallia, jonka epälineaarinen rakenne mahdollistaa estimoitujen kerrointen vaihtelun riippuen, onko talous taantumassa vai nousukaudella. Tutkijat kutsuvat malliaan *STVAR-malliksi* (engl. *smooth transition vector autoregression model*), jossa siirtymät kahden vaihtoehdoisen talouden tilan välillä ovat kitkattomia ja perustuvat Grangerin ja Teräsvirran (1993) kehittämän *STAR-mallin* (engl. *smooth transition autoregressive model*) laajennukseen. Mallissa siirtymää talouden tilojen välillä kontrolloidaan kahdella ajassa vaihtelevalla lineaarisella

autoregressiivisellä prosessilla, joissa tuotanto, julkiset menot ja verot määräytyvät painotettuina keskiarvoina jokaisella periodilla. Painokerroin määritetään reaalisien bruttokansantuotteen kasvun seitsemän periodin liukuvalla keskiarvolla. Julkisten menojen sokki identifioidaan Blanchard ja Perotti (2002) -menetelmän mukaisesti ja oletetaan, ettei sokki aiheuta siirtymää tilojen välillä vaan talous pysyy regiimissään – joko taantumassa tai nousukaudella – menojen lisäämisen jälkeen. Tutkimuksessa impulssivasteet ovat siis ehdollisesti lineaarisia, eikä julkisten menojen ekspansio voi nostaa taloutta pois taantumasta. On huomionarvoista, että tämä seikka tarjoaa ylärajan kertoimen estimaatille taantumassa, sillä se ei salli julkisten menojen kertaantumisen vähenevän talouden noustessa pois taantumasta. Tutkimus toteutettiin Yhdysvaltojen neljännesvuosittaisella aineistolla ja otosperiodi oli 1947–2008.

Malli estimoitiin suurimman uskottavuuden menetelmillä ja perusmallin lisäksi estimointi toteutettiin kontrolloiden finanssipolitiikan ennakointia täydentämällä mallia julkisten menojen ennusterevisioilla sekä Rameyn (2009) puolustusmenojen uutismuuttujalla. Ennakoinnin huomioon ottaminen kasvattaa julkisten menojen kerrointa taantumassa ja madaltaa sitä nousukaudella. Nousukaudella kerroinvaikutukset tuotantoon voivat olla jopa negatiivisia, kun taantumissa kerroin kohoaa jopa yli 3 suuruiseksi.

Tutkimustulosten perusteella välitön kerroin saa molemmissa regiimeissä noin 0.5 suuruisen arvon, mutta impulssivasteet tilojen välillä eroavat merkittävästi. Viiden vuoden aikahorisontilla kumulatiivinen kerroin jää nousukaudella alle yhden ja on suuruudeltaan 0–0.5 välillä. Taantumassa puolestaan kumulatiivinen kerroin nousee 1–1.5 välille. Finanssipolitiikan ennakoinnin huomioon ottaminen voimistaa vaikutuksia molemmissa regiimeissä. Tulosten perusteella suhdannetilanne vaikuttaa merkittävästi kerroinvaikutuksen suuruuteen ja julkisten menojen lisäämisen politiikkatoimilla on paljon suurempi taloutta elvyttävä vaikutus taantumissa. Tutkijoiden mukaan kerroinvaikutuksen koko muuttuu suhteellisen nopeasti talouden alkaessa kasvaa suhdannesyklin pohjan saavuttamisen jälkeen. Tämän perusteella päätösperäisen julkisten menojen lisäämisen oikea ajoitus on kriittistä vastasyklisen finanssipolitiikan tehokkuuden kannalta.

Auerbach ja Gorodnichenko (2013) käsittelevät myöhemmässä tutkimuksessaan samaa aihetta laajentamalla tutkimustaan eri menetelmää hyödyntäen. Tarkastelun kohteena on

pelkän Yhdysvaltojen sijaan OECD-maat ja ekonometrisena menetelmänä SVAR-mallin sijaan Jordàn (2005) sekä Stockin ja Watsonin (2007) ehdottama *lokaalin projektion* (engl. *local projection*) menetelmä. Lokaalin projektion menetelmällä muodostetaan impulssivasteita laskemalla kullekin muuttujalle jokaiselle aikahorisontille erilliset lineaariset regressioyhtälöt. Suora projisointimenetelmä ei aseta samankaltaisia dynaamisia rajoituksia, jotka ovat implisiittisesti sisällytetty VAR-kehikkoon ja se mahdollistaa epälineaarisuuksien sovittamisen helposti vastefunktioon. Jordàn (2005) mukaan menetelmä on harhattomampi ja vähemmän herkkä määrittelyiden suhteen verrattuna autoregressiivisiin malleihin. Menetelmää on käytetty tilariippuvaisten finanssipolitiikan kerroinvaikutusten tutkimuksessa varsin runsaasti.

Tulokset OECD-maiden paneeliaineistolla ovat johdonmukaisia tutkijoiden aikaisemman tutkimuksen kanssa: julkisten menojen kerroin saa korkeimmillaan arvon 3.5 taantumassa ja matalimmillaan nousukaudella kerroin on nollan tuntumassa. Tutkimuksen empiiriset tulokset ovat linjassa perinteisen keynesiläisen näkemyksen kanssa, jonka mukaan menojen kerroin vaihtelee riippuen suhdannevaihtelun tilasta ja finanssipolitiikka on todennäköisesti tehokkaampaa taantumissa ja laskusuhdanteissa.

Fazzari ym. (2014) tutkivat tilariippuvaisia julkisten menojen kertoimia epälineaarisella *TSVAR-mallilla* (engl. *Threshold structural vector autoregression*). Malli sallii parametrien vaihtuvan, kun tilamuuttujan arvo ylittää estimoidun kynnyksen. Tilamuuttujaksi valikoitiin tilastotieteellisten kriteerien perusteella kapasiteetin käyttöaste, joka mittaa *talouden resurssien vajaakäyttöä* (engl. *economic slack*). Tuotantokuilun sopivuus tilamuuttujaksi oli lähes yhtä hyvä, mutta havaitsematon potentiaalisen tuotannon laskeminen altistaa muuttujan mahdollisille estimointivirheille. Tilamuuttujan arvosta riippuen talous on joko taantumassa tai korkeasuhdanteessa sen mukaan, onko kapasiteetin käyttöaste alhaista vai korkeaa. Julkisten menojen sokki identifioitiin Blanchard ja Perotti (2002) -menetelmällä ja tutkimus toteutettiin Yhdysvaltojen neljännesvuosittaisella aineistolla kattaen aikavälin 1967–2012.

Tulokset antavat tutkijoiden mukaan vahvaa näyttöä finanssipolitiikan epälineaarisista ja tilariippuvaisista vaikutuksista. Tutkimustuloksista ei löydy evidenssiä julkisten menojen lisäämisen syrjäytysvaikutuksesta: yksityinen kysyntä kasvaa molemmissa talouden tiloissa, mutta vaikutus on lähes kaksi kertaa voimakkaampi alhaisen kapasiteetin käyttöasteen periodeilla. Julkisten menojen kerroinvaikutus on tutkimuksen mukaan

suurempi ja pysyvämpi, kun taloudessa on huomattava määrä resurssien vajaakäyttöä. Estimoitu julkisten menojen kumulatiivinen kerroin on suuruudeltaan 1.6 alhaisen kapasiteetin käyttöasteen regiimissä. Korkean käyttöasteen regiimissä julkisten menojen lisäämisen välitön vaikutus on positiivinen, mutta kumulatiivinen kerroin laskee nopeasti kohti nollaa. Pitkän aikavälin kerroin korkean käyttöasteen regiimissä on positiivinen, mutta alle yhden. Fazzarin ym. (2014) tutkimuksen johtopäätös on sama kuin Auerbachin ja Gorodnichenkon (2010; 2013): Yhdysvalloissa julkisten menojen päätösperäisellä lisäämisellä taantumissa ja laskusuhdanteissa on taloutta tehokkaasti elvyttävä vaikutus.

Myös Caggiano ym. (2015) estimoivat epälineaarilla VAR-kehikolla julkisten menojen kerroinvaikutusta Yhdysvalloissa. Tutkimuksessa sokkimuuttujana pidetään julkisten menojen odotettuja muutoksia odottamattomien muutosten sijaan ja huomioidaan erityisesti finanssipolitiikan ennakointi, jolla on tutkijoiden mukaan todennäköisesti suuri merkitys finanssipolitiikan sokkien välittymisessä talouteen. Finanssipolitiikan ennakointi otetaan huomioon muodostamalla uutismuuttuja julkisten menojen ennusteiden korjattujen arvojen summista. Uutismuuttuja sisällytetään epälineaariseen STVAR-malliin, jolla erotellaan finanssipolitiikan sokkien dynaamiset reaktiot talouden huonoina ja hyvinä aikoina. Julkisten menojen kerroinvaikutukset taantumille ja nousukausille estimoitiin *yleistetyistä impulssivastefunktioista* (engl. *Generalized impulse response function, GIRF*), jotka määräävät sokin jälkeistä endogeenista siirtymää tilojen välillä kokonaistuotannon muutoksen mukaan. GIRFien avulla voidaan Caggianon ym. (2015) mukaan tutkia tarkemmin, kuinka suuri rooli talouden alkuolosuhteilla on kerroinvaikutuksen suuruuden määrääytymisessä. Menetelmällä erotetaan ääriolosuhteet ja asetelmaksi valittiin erittäin syvän taantumien ja erittäin voimakkaan nousukauden väliset erot julkisten menojen kerroinvaikutuksessa.

Tulosten mukaan julkisten menojen kerroinvaikutus on suurempi kuin yksi taantumissa. Kerroin kasvaa edelleen suuremmaksi erityisen syvissä taantumissa. Tutkimustulosten valossa julkisten menojen ekspansion suhdanteita tasaavan vaikutuksen voi olettaa olevan voimakkaampi syvien taantumien aikaan verrattuna lievempien laskusuhdanteiden aikaan. Erityisen syvien taantumien aikana julkisten menojen lisäys vähentää merkittävästi todennäköisyyttä, että talous jää vajaan resurssienkäytön tilaan.

Riera-Crichtonin ym. (2014) tutkimus tuo mielenkiintoisen näkökulman julkisten menojen lisäyksen vastasyklisyyteen. Tutkijat argumentoivat useiden

tutkimuskirjallisuudessa esitettyjen tilariippuvaisten julkisten menojen kerroinestimaattien olevan harhaisia, sillä niissä ei oteta huomioon kasvaako julkiset menot vai laskevatko ne talouden huonoina aikoina. Heidän mukaansa OECD-maissa vastoin yleistä uskomusta julkisia menoja ei aina lisätä taantumassa, vaan lähes yhtä usein toimitaan myötäsyklisesti vähentäen niitä. Tutkimuksessa käytetään Jordán (2005) ja Stockin ja Watsonin (2007) lokaalin projektion menetelmää. Tutkimuskohteena ovat OECD:n 29 maata ja aineisto on puolivuositaita.

Tutkimustulokset antavat näyttöä alaspäin harhaisista estimaateista taantumien aikana, jos estimoinnissa ei huomioida lisätäänkö julkisia menoja vai leikataanko niitä. Pitkän aikavälin estimoitu kerroin, kun julkista kulutusta lisätään, on 2.3 verrattuna nousukauden vastaavaan kertoimeen 1.3. Kun ääriolosuhteet otetaan huomioon, saa erityisen syvän taantumien pitkän aikavälin julkisten menojen kerroin arvon 3.2. Toinen tutkimuksen huomattava havainto on, että syvissä taantumissa julkisten menojen leikkaus yhdellä standardoidulla rahayksilöllä vähentää kokonaistuotantoa yli yhden. Havainto tarkoittaisi, että velan suhde bruttokansantuotteeseen kasvaa julkisia menoja leikatessa syvissä taantumissa.

Ghassibe ja Zanetti (2020) argumentoivat tuoreessa tutkimuksessaan, että suhdannevaihteluita aiheuttavien sokkien luonteella on merkitystä tilariippuvaisten kertoimien viitekehityksessä. Tutkijat kehittävät teorian tilariippuvaisista kertoimista yleisen tasapainon mallikehikkoon, johon sisällytetään kahdenlaisia empiirisesti relevantteja hyödykemarkkinoiden kitkoja: yrityspuolella tuotantokapasiteetin vajaakäyttöä ja kotitalouksilla tyydyttymätöntä kysyntää. Mallissa finanssipolitiikan teho kulminoituu hyödykemarkkinoiden ruuhkaan, jota mitataan kotitalouksien ostoskäyntien ja yritysten tuotantokapasiteetin suhteena. Teorian mukaan hyödykemarkkinoiden ollessa ruuhkautuneet, on tuotantokapasiteetin käyttöaste korkea ja tyydyttymätöntä kysyntää paljon. Kysyntäpainotteinen elvytys on tällöin tehotonta, sillä se lisää ostoskäyntien määrää, joka on jo ruuhkautunut syrjäyttäen yksityistä kysyntää. Tarjontapainotteinen elvytys, joka laajentaa tuotantokapasiteettia on puolestaan tehokasta. Kysyntäpainotteisissa taantumissa ostoskäynnit laskevat ja hyödykemarkkinoiden ruuhkautuminen pienenee. Tarjontapainotteisissa taantumissa puolestaan tuotantokapasiteetti pienenee ja hyödykemarkkinat ruuhkautuvat. Tutkijat teorisoivat, että finanssipolitiikan kerroinvaikutukset ovat tilariippuvaisia ja niiden sykliset



ominaisuudet määräytyvät taustalla olevien suhdannevaihteluista aiheuttavien sokkien tyyppin mukaan.

Ghassibe ja Zanetti (2020) testaavat teoriaansa Jordàn (2005) lokaalin projektion menetelmällä. Tutkimus keskittyy kerroinvaikutuksen suuruuteen taantumissa ja nousukausilla erotellen suhdannesyklin tilan luonteeltaan joko kysyntä- tai tarjontavetoiseksi. Kysyntäpuolen taantumia karakterisoi tutkijoiden mukaan taloudellisen aktiviteetin sekä inflaation laskeminen, kun taas tarjontapuolen taantumia karakterisoi lasku taloudellisessa aktiviteetissa ja nousu inflaatiossa. Julkisten menojen kerroinvaikutuksen estimoinnissa aineistona käytetään Yhdysvaltojen neljännesvuosittaista aineistoa aikaväliltä 1909–2015. Julkisten menojen sokki identifioidaan Rameyn ja Zubairyn (2018) narratiivisen puolustusmenojen uutismuuttujan avulla.

Perusmallin tuottama estimaatti kahden vuoden kumulatiiviselle julkisten menojen kertoimelle ilman suhdannevaihtelun aiheuttaman sokin kontrollointia on 0.70. Perusmallin estimointi ei tuota taantumien ja nousukausien julkisten menojen kertoimelle tilastollisesti merkitsevää eroa ja ovat molemmat alle yhden. Suhdannevaihtelun aiheuttaman sokin luonteen huomioon ottaminen tuottaa johdonmukaisia tuloksia tutkijoiden teorian kanssa: kysyntävetoisissa taantumissa kahden vuoden kumulatiivinen julkisten menojen kertoimen estimaatti on 0.86, kun tarjontavetoisissa taantumissa se on 0.32. Neljän vuoden kumulatiiviset vastaavat estimaatit ovat 0.71 kysyntävetoisissa taantumissa ja 0.63 tarjontavetoisissa taantumissa. Tilariippuvuus heikkenee aikahorisontin kasvaessa kvantitatiivisen dynaamisen mallin mukaisesti. Viiden vuoden aikahorisontilla tutkijat löytävät hyvin heikkoa tilariippuvuutta Rameyn ja Zubairyn (2018) tutkimuksen mukaisesti, kun tarkastellaan pelkästään taantumien ja nousukausien kertoimia. Suhdannetilanteen aiheuttaman sokin luonteen huomioiminen vahvistaa tutkijoiden teoriaa, sillä kysyntävetoisen taantumien aikana julkisten menojen kerroinvaikutus on pysyvämpi verrattuna tarjontavetoiseen taantumiaan. Tutkimuksen päähavainto on, että suhdannetilanteen aiheuttaman sokin luonne määrittää finanssipolitiikan kertoimien syklisyyden ja julkisten menojen kerroinvaikutus on suurempi taantumissa, jotka johtuvat kysyntäsokeista.

Läheisesti Ghassiben ja Zanettin (2020) asetelmaan liittyvä tutkimus on Jon ja Zubairyn (2021) tutkimus julkisten menojen kerroinvaikutuksen tilariippuvuudesta. Myös tämä

tutkimus keskittyy suhdannetilanteen aiheuttaman sokin luonteen vaikutuksen tarkastelemiseen. Tutkimuksessa Jo ja Zubairy (2021) esittävät uuskeynesiläisen mallin täydennettynä *alaspäin jäykillä nimellisillä palkoilla* (engl. *downward nominal wage rigidity, DNWR*) sekä suhdannevaihteluita aiheuttavilla kysyntä- ja tarjontasokeilla.

Tutkijat ratkaisevat mallin analyttisesti osoittaakseen mekanismin, jolla julkisten menojen kerroinvaikutus on suurempi DNWR-rajoituksen sitoessa nimellispalkkoja. Mallin mukaa taantumissa alaspäin jäykät nimelliset palkat eivät pysty laskemaan ja voivat siten olla optimipalkkatasoa korkeampia aiheuttaen työttömyyden kasvun. Kysyntävetoisissa taantumissa inflaatio laskee ja DNWR estää reaali-palkkoja laskemasta. Ekspansiivinen finanssipolitiikka ei taantumassa nosta nimellistä palkkatasoa tai tuotannon rajakustannusta välittömästi, sillä nimellispalkat ovat jo optimitasoa korkeammalla. Näin ollen ekspansiivinen finanssipolitiikka ei johda inflaation ja reaalikoron nousuun, jolloin syrjäytysvaikutus jää pieneksi ja julkisten menojen kerroin on suurempi taantumassa verrattuna nousukauteen. Tarjontavetoisissa taantumissa puolestaan inflaatio nousee, ja vaikka DNWR-rajoitus sitoisi nimellisiä palkkoja, sillä on rajallinen vaikutus reaali-palkkoihin. Tarjontavetoisissa taantumissa julkisten menojen kerroinvaikutus on siten pienempi.

Jo ja Zubairy (2021) simuloivat syvän taantumun vastaamaan suuren laman aikaista pohjaa. Julkisten menojen kertoimen estimaatti saa tässä tilanteessa arvon 1.7, kun syvä taantuma on kysyntävetoinen. Estimaatti on puolestaan 0.54 tarjontavetoisessa taantumassa sekä nousukaudella, sillä DNWR-rajoitus ei sido palkkoja tarjontasokeista johtuvissa suhdannevaihteluissa.

Jo ja Zubairy (2021) estimoivat kertoimet vielä empiirisesti Jordán (2005) lokaalin projektion menetelmällä käyttäen Yhdysvaltojen aikasarjaa, joka ulottuu vuodesta 1889 vuoteen 2017. Taantumet ja nousukaudet määritellään periodeille sen perusteella, ylittääkö työttömyysaste 6.5 % kynnyksen ja onko neljännesvuosittainen inflaatio yli vai alle 4 %. Julkisten menojen sokki identifioidaan puolustusmenojen uutismuuttujalla. Empiiriset tulokset ovat johdonmukaisia kalibroidun uuskeynesiläisen kvantitatiivisen mallin tuottamien tulosten kanssa. Tulosten perusteella suhdannevaihtelun lähteen luonteella on merkitystä julkisten menojen kerroinvaikutuksen kannalta erityisesti taantumien aikana. Julkisten menojen lisäyksellä on tilastollisesti merkitsevästi suurempi vaikutus tuotantoon taantumissa, jotka johtuvat kysyntäsokeista ja kun tuotanto sekä

inflaatio liikkuvat sokin vaikutuksesta samaan suuntaan. Tulosten valossa taloudellisen tilan jako pelkästään hyvään tai huonoon tilaan ei välttämättä riitä julkisten menojen kerroinvaikutuksen tilariippuvuuden selvittämiseksi.

Suomessa julkisten menojen tilariippuvuutta ovat tutkineet Keränen ja Kuusi (2016). Tutkimuksessaan he käyttävät Auerbachin ja Gorodnichenkon (2012) STVAR-mallin laajennusta ja estimoivat tilariippuvaisen julkisten menojen kertoimen Suomen aineistolla, joka kattaa vuodet 1975–2015. STVAR-mallia on täydennetty ETLA:n suhdanne-ennusteista muodostetulla muuttujalla, jolla kontrolloidaan finanssipolitiikan ennakkointia. Estimoidut kertoimet olivat merkittävästi suurempia taantumissa verrattuna nousukausiin. Tulosten perusteella julkisten menojen kertoimen arvo voi nousta jopa kahteen, kun talous on suhdannesyklin pohjassa. Nousukauden julkisten menojen kerroin voi puolestaan painua jopa negatiiviseksi.

Aihepiirin kirjallisuudessa on myös tutkimuksia, joissa ei löydetä evidenssiä julkisten menojen kerroinvaikutuksen tilariippuvuudesta. Näistä eniten esillä ja useimmiten siteerattuja tutkimuksia ovat Owyang ym. (2013) sekä Ramey ja Zubairy (2018).

Owyang ym. (2013) tutkivat julkisten menojen kerroinvaikutusta Yhdysvalloissa ja Kanadassa selvittääkseen, onko kerroinvaikutus suurempi, kun taloudessa on resurssien vajaakäyttöä. Aineisto on neljännesvuosittaista ja ulottuu Yhdysvaltojen osalta vuodesta 1890 vuoteen 2010 ja Kanadan osalta vuodesta 1921 vuoteen 2011. Talouden tilat määrytyvät tutkimuksessa työttömyysasteen perusteella, jonka kynnyсарvo on 6.5 % Yhdysvalloissa ja 7 % Kanadassa. Myös tässä tutkimuksessa käytetään Jordàn (2005) lokaalin projektion menetelmää. Julkisten menojen sokki on identifioitu puolustusmenojen uutismuuttujan avulla.

Julkisten menojen kertoimet olivat talouden tilasta riippumatta 0.7–0.9 välillä, eikä kerroinvaikutuksen tilariippuvaisuudesta löytynyt näyttöä.

Myös Ramey ja Zubairy (2018) tutkivat julkisten menojen kerroinvaikutusta, kun taloudessa on resurssien vajaakäyttöä. Tutkimuksessa estimoidaan myös julkisten menojen kerroinvaikutusta, kun nimellistä korkotasoa sitoo nollakorkorajoite. Ekonometrisena menetelmänä on niin ikään Jordàn (2005) lokaali projektio ja julkisten menojen sokki identifioidaan narratiivisesti Rameyn (2011) puolustusmenojen uutismuuttujan tapaan. Yhdysvaltojen neljännesvuosittainen aineisto kattoi ajanjakson

1889–2015. Tutkijoiden mukaan historiallisesti pitkä aineisto kattaa periodeja, joissa julkisten menojen vaihtelu on ollut erityisen suurta. Vuosien 1889–1939 välinen aineisto on interpoloitu neljännesvuosittaiseksi useilla korkeamman frekvenssin aikasarjoilla saatavilla olevasta vuosittaisesta aineistosta.

Tutkimuksessa estimoidut kertoimet jäävät alle yhden eikä suuremmasta kerroinvaikutuksesta taantumassa löydy näyttöä. Tutkijoiden mukaan tulokset eivät ole herkkiä mallissa tehtyjen spesifikaatioiden suhteen ja argumentoivat, että yli yhden suuruiset tutkimustulokset julkisten menojen kerroinvaikutuksesta taantumissa eivät ole kovin robusteja. Sen sijaan nollakorkorajoitteen tilanteessa julkisten menojen kerroin saa arvon 1.5, mikä viittaisi rahapolitiikan tilalla ja sen mukauttamisella finanssipolitiikkaan olevan suurempi merkitys kuin talouden suhdannetilalla.

Taulukko 3. Empiiriset tulokset suhdannevaihtelun mukaan

Tutkimus	Menetelmä	Otos	Kerroin
Auerbach & Gorodnichenko (2010)	STVAR	1947:1–2008:4	1–1.5 taantumassa 0–0.5 nousukaudella
Auerbach & Gorodnichenko (2013)	Lokaali projektio	OECD puolivuositainen aineisto	3.5 taantumassa 0 nousukaudella
Fazzari ym. (2014)	TSVAR	1967:1–2012:4	1.6 taantumassa n.0.8 nousukaudella
Caggiano ym. (2015)	STVAR & GIRF	1981:3–2013:1	1.6 taantumissa Jopa 2 syvissä taantumissa
Riera-Crichton ym. (2014)	Lokaali projektio	OECD puolivuositainen aineisto	2.3 taantumassa 1.3 nousukaudella
Ghassibe & Zanetti (2020)	Lokaali projektio	1909:1–2015:1	0.86 (0.32) kysyntä (tarjonta) -vetoisissa taantumissa
Jo & Zubairy (2021)	DNWR NK-malli & Lokaali projektio	1889:1–2017:4	1.7 (0.54) kysyntä (tarjonta) -vetoisissa taantumissa
Keränen & Kuusi (2016)	Ennusterevisioilla täydennetty STVAR	1975:2–2015:2	2 taantumassa negatiivinen nousukaudella
Owyang ym. (2013)	Lokaali Projektio	1890:1–2010 (CAN) 1921–2011 (US)	0.7–0.9 suhdannetilasta riippumatta
Ramey & Zubairy (2018)	Lokaali Projektio	1889:1–2015:4	alle 1 suhdannetilasta riippumatta

Tutkimuskirjallisuuden tulokset julkisten menojen kerroinvaikutuksen suhdanneriippuvuudesta ovat siis ristiriitaisia. Kirjallisuudesta löytyy useita tutkimuksia, joissa suhdannetilanteella katsotaan olevan merkittävästi vaikutusta julkisten menojen kerroinvaikutukseen, mutta toisaalta näiden tulosten robustisuutta on haastettu voimakkaasti esimerkiksi Owyangin ym (2013) ja Rameyn ja Zubairyn (2018) tutkimuksissa sekä Rameyn (2019) kerroinvaikutusta käsittelevässä kirjallisuuskatsauksessa. Tutkimuskirjallisuus on viime aikoina edennyt tarkastelemaan suhdannevaihteluita aiheuttavien sokkien luonnetta, joilla on havaittu olevan merkitystä julkisten menojen kerroinvaikutukseen. On syytä huomioida, että vaikka Ghassiben ja Zanettin (2020) tutkimuksessa havaitaan kerroinvaikutuksen olevan suhdanneriippuvainen ja suurempi taantumissa, jää estimoitu kerroin taantumissa silti alle yhden suuruiseksi. Tuloksen mukaan vastasyklinen finanssipolitiikka ei olisi erityisen tehokasta kysyntävetoisissakaan taantumissa.

Edellisten lukujen katsaus korostaa joitain tärkeitä huomioita julkisten menojen kerroinvaikutuksesta. Ensinnäkin julkisten menojen vaikuttavuutta finanssipolitiikan välineenä on tutkittu paljon, ja valtaosa tutkimuksista keskittyy kehittyneisiin maihin ja erityisesti Yhdysvaltoihin. Toiseksi empiirinen evidenssi kertoimen suuruudesta ei johda vakaaseen johtopäätökseen: tutkimuksissa raportoidut kertoimet vaihtelevat jopa negatiivisista yli yhden suuruisiin. Kolmanneksi julkisten menojen kerroinvaikutuksen suuruus vaikuttaisi olevan herkkä taloudellisille olosuhteille, sillä kertoimien on havaittu olevan useissa tutkimuksissa korkeampia taantumissa verrattuna nousukausiin. Myös maakohtaisten ominaisuuksien, rahapolitiikan tilan sekä julkisten menojen rahoitustavan on havaittu olevan merkittäviä tekijöitä kerroinvaikutuksen ja finanssipolitiikan tehokkuuden määrittämisessä.

## 6 Empiirinen analyysi

Julkisten menojen kerroinvaikutusta käsittelevä empiirinen kirjallisuus on suurelta osin painottunut kvantifioimaan kertoimen kokoa estimoimalla rakenteellisia vektoriautoregressioita ja DSGE-makromalleja. Tulokset kertoimen koosta sekä niiden pohjalta muodostetut implikaatiot finanssipolitiikan tehokkuudesta vaihtelevat verrattain paljon. Tämä vaikuttaisi olevan aikaisemman tutkimuskirjallisuuden perusteella seurausta eriävistä spesifioinneista ekonometrisissä malleissa sekä maiden välisistä rakenteellisista ja taloudellisista eroista. Miltei jokaisessa aihetta käsittelevässä tutkimuksessa keskitytään kertoimen arvon määrittämiseen, joka on osoittautunut erityisen haasteelliseksi tehtäväksi. Myös eri talousteorioista löytyy eriäviä näkökulmia päätösperäisen finanssipolitiikan optimaaliseen harjoittamiseen. Näistä syistä toisenlainen tulokulma aiheeseen on mielestäni paikallaan ja perusteltua. Toisaalta erilaista lähestymistapaa motivoi empiirisessä kirjallisuudessa esitetyt lukuisat kerroinestimaatit, joiden perusteella ei kuitenkaan ole pystytty tekemään yleispäteviä johtopäätöksiä. Tämän tutkielman empiirinen toteutus keskittyy kertoimen arvon määrittämisen sijaan julkisten menojen ja kokonaistuotannon välisen dynaamisen suhteen tarkasteluun. Lähtökohtaisena tutkimusmenetelmänä on *yhteisintegroituvuusanalyysi* (engl. *cointegration analysis*), jonka jälkeen estimoidaan *vektorivirheenkorjausmalli* (engl. *vector error correction model, VEMC*), mikäli yhteisintegroituvuutta julkisten menojen ja kokonaistuotannon aikasarjojen välillä havaitaan. Muuttujien välistä suhdetta tutkitaan lisäksi *Granger-kausalisuus analyysillä* (engl. *Granger causality analysis*).

Yhteisintegroituvuusanalyysillä ja vektorivirheenkorjausmallilla voidaan tutkia muuttujien välisiä lyhyen ja pitkän aikavälin suhteita, mikä vaikuttaisi olevan perusteltua aiemman tutkimuskirjallisuuden epä johdonmukaisten tulosten valossa. Julkisten menojen kerroinvaikutus mittaa julkisten menojen eksogeenisestä lisäyksestä aiheutuvaa vastetta kokonaistuotantoon, jolloin on aiheellista olettaa muuttujien olevan yhteisintegroituneita. Granger-kausalisuus muuttujien välillä tarjoaa edelleen lisäinformaatiota muuttujien välisestä dynaamisesta suhteesta aikasarjojen ennustettavuuden näkökulmasta.

Tutkimuksessa käytetään luonnollisesti Suomen aineistoa, sillä myös Suomen aineistoa hyödyntävät aikaisemmat tulokset julkisten menojen kerroinvaikutuksesta ovat osin ristiriitaisia. Yhteisintegroituvuusanalyysissä mielenkiinto kohdistuu siihen, onko muuttujien välillä pitkän aikavälin tasapainorelaatio, miten muuttujat reagoivat lyhyellä

aikavälillä mahdollisen tasapainon poikkeamiin ja mihin suuntaan mahdollinen Granger-kausalisuus kulkee. Tuloksia pyrin analysoimaan työn teoreettisen viitekehyksen mukaisesti keynesiläisen teorian näkökulmasta. Kerroinvaikutuksen käsite perustuu keynesiläisessä makrotalousteoriassa eksogeeniseen julkisten menojen kasvuun, joka finanssipolitiikan instrumenttina vaikuttaa positiivisesti kokonaistaloudelliseen aktiviteettiin ja lopulta myös kokonaistuotantoon. Muuttujien aikasarjojen välisen yhteisintegroituvuuden ja kausaalisuhteen tarkastelulla saadaan informaatiota siitä, onko julkisilla menoilla tällaista positiivista lyhyen aikavälin vaikutusta kokonaistuotantoon. Vahvaa näyttöä keynesiläisen teorian puolesta mielestäni saadaan, mikäli kausalisuus kulkee selvästi julkisten menojen kasvusta kokonaistuotannon kasvuun ja kokonaistuotanto on selkeämmin virheenkorjaava muuttuja.

Yhteisintegroituvuutta on tutkittu muiden muassa julkisen kulutuksen ja kansantulon välillä sekä julkisen kulutuksen ja talouskasvun välillä. Näitä tutkimuksia ovat esimerkiksi Ansari (1993), Thornton (1998), Szarowská (2011), Oladele ym. (2017) ja Popescu & Diaconu (2021). Viimeaikainen tutkimuskirjallisuus on keskittynyt kehittyviin maihin ja tutkimustulokset sekä yhteisintegroituvuudesta että kausalisuuden suunnasta vaihtelevat tutkittavan kohdetalouden mukaan.

Ansari (1993) soveltaa yhteisintegroituvuusanalyysiä julkisten menojen ja kansantulon välillä Kanadan aineistolla selvittääkseen, noudattaako muuttujien välinen dynamiikka ennemmin keynesiläisen teorian mukaista suhdetta kuin *Wagnerin hypoteesin* mukaista suhdetta muuttujien välillä. Wagnerin lakina tunnetun hypoteesin mukaan kasvava taloudellinen kehitys johtaa myös julkisten menojen kasvuun, eli julkisten menojen ja kokonaistuotannon välinen dynamiikka on päinvastainen keynesiläiseen teoriaan verrattuna. Ansarin (1993) tutkimuksessa pitkän aikavälin tasapainorelaatio muuttujien välillä löytyy ja se vahvistaa Wagnerin lain mukaista suhdetta. Granger-kausalityyppi kulkee molempiin suuntiin ja virheenkorjausmalli vahvistaa puolestaan keynesiläisen teorian mukaista lyhyen aikavälin dynamiikkaa muuttujien välillä.

Thornton (1998) tutkii julkisten menojen ja kokonaistuotannon välistä suhdetta Latinalaisen Amerikan aineistoilla. Muuttujien välillä löytyy yhteisintegroituvuusrelaatio ja Granger-kausalityyppi kulkee vahvasti molempiin suuntiin. Tulokset eivät kuitenkaan Thorntonin (1998) mukaan tue erityisen vahvasti minkään teorian mukaista suhdetta muuttujien välillä.

Szarowská (2011) tutkii julkisten menojen ja talouskasvun välistä suhdetta Tshekin aineistolla. Julkisten menojen ja kokonaistuotannon välillä löytyy pitkän aikavälin tasapainorelaatio, ja virheenkorjausmallin perusteella julkisten menojen muutokset pitkälti seuraavat kokonaistuotannossa tapahtuvia muutoksia. Samankaltaisia tuloksia on saanut Oladele (2017) tutkimuksessaan Etelä-Afrikan aineistolla. Molemmat tutkimukset tukevat vahvemmin Wagnerin lain mukaista suhdetta julkisten menojen ja kokonaistuotannon välillä.

Popescu & Diaconu (2021) tutkivat muuttujien välistä suhdetta Romanian aineistolla. Pitkän aikavälin tasapainorelaatiota ei löydy, mutta Granger-kausaliiteetti kulkee molempiin suuntiin. Tutkijoiden mukaan julkisten menojen kerroinvaikutukset ovat lyhytvaikutteisia, mikä tukee liberaalia kritiikkiä julkisen vallan harjoittamaa aktiivista finanssipolitiikkaa kohtaan.

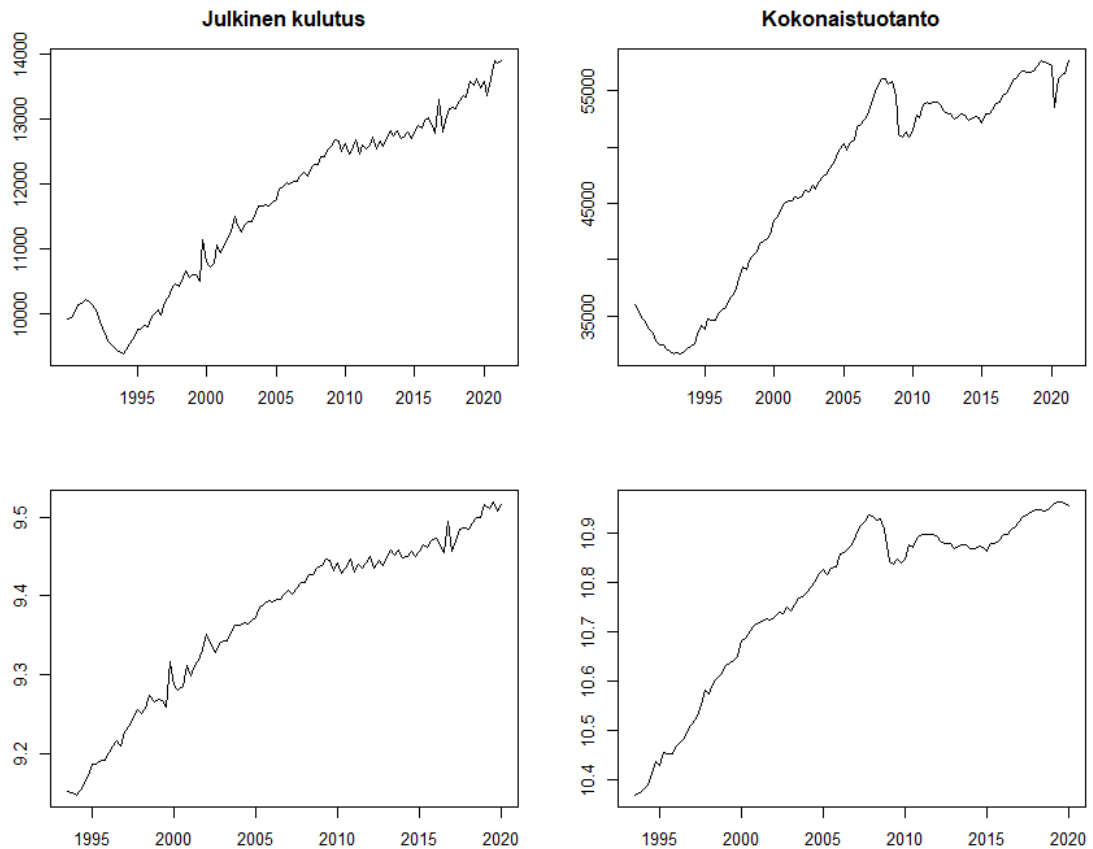
## 6.1 Aineisto

Analyysi suoritetaan Suomen julkisten kulutusmenojen  $G$  sekä bruttokansantuotteen  $Y$  aineistoilla, jotka on haettu Tilastokeskuksen ylläpitämästä kansantalouden neljännesvuositilinpäädystä. Aikasarjat ovat kausitasoitettuja ja työpäiväkorjattuja viitevuoden 2015 hinnoin. Molemmat aikasarjat kattavat aikavälin 1990:1–2021:2. Aikasarjat muunnetaan tavanomaisesti luonnollisella logaritmuunnoksella sarjoiksi  $g_t$  ja  $y_t$ , sillä niissä on havaittavissa selvää trendiä sekä vaihtelun lisääntymistä tasosarjan kasvaessa.

Alkuperäisissä aikasarjoissa on havaittavissa selviä rakenteellisia muutoksia: aineiston kolme ensimmäistä vuotta kattaa 1990-luvun laman, kun taas aikasarjan viimeiset viisi vuosineljännestä sisältävät koronaviruspandemiasta aiheutuneen suuren kasvun julkisessa kulutuksessa ja notkahduksen kokonaistuotannossa. Toisaalta myös finanssikriisi on havaittavissa aikasarjoissa vuodesta 2008 eteenpäin ja euroalueen velkakriisi vuodesta 2011 eteenpäin. 1990-luvun laman taustatekijöinä voidaan pitää esimerkiksi epäonnistunutta talouspolitiikkaa, epäuskottavaa kiinteän valuuttakurssin järjestelmää sekä varallisuushintojen vakauden puutetta. Laman syihin vaikuttivat suuret makrotaloudelliset, erityisesti korkoihin sekä valuuttakursseihin kohdistuneet muutokset. Finanssipolitiikka oli lamavuosina talouskasvua jarruttavaa ja työllisyyttä heikentävää. (Kiander 2001.) Koronaviruspandemiasta aiheutuneen kriisin taustatekijät ovat



puolestaan syntyneet markkinoista riippumatta, eli sokki on lähtöisin täysin talouden rakenteiden ulkopuolelta. Koska aineiston alku- ja loppupäiden rakenteellisten muutosten – 1990-luvun laman sekä koronaviruspandemian – taustatekijöitä voidaan pitää tämän tutkielman kannalta poikkeuksellisina normaaliin talousdynamiikkaan verrattuna, rajataan ne pois aineistosta. Näin ollen tutkittava aineisto kattaa aikavälin 1993:3–2020:1. Aikasarjat sekä niiden log-muunnokset on esitetty kuviossa 13.



Kuvio 13. Tarkasteltava Suomen neljännesvuosittainen aineisto

Ylhäällä alkuperäiset tasoikasarjat miljoonina euroina vuosina 1990:1–2021:2 ja alapuolella vastaavat tutkimuksessa käytettävät logaritmiset aikasarjat vuosina 1993:3–2020:1

Tutkimuksessa käytettävistä logaritmisista aikasarjoista voidaan havaita, kuinka molemmat sarjat ovat kasvaneet vahvasti aina vuoden 2008 finanssikriisiin asti, jonka jälkeen kehitys on ollut hitaampaa ja volatiilimpaa.

## 6.2 Menetelmät

Seuraavissa alaluvuissa esitän tiivistetysti tämän tutkielman empirian kannalta keskeiset aikasarja-analyysiin perustuvat menetelmät.

### 6.2.1 Aikasarjan stationaarisuus ja integroitunut prosessi

Mikäli aikasarja-analyysissä käytettävä aineisto on epästationaarista, voi tavanomainen regressioanalyysi johtaa virheellisiin tuloksiin. Epästationaarisen aikasarjan tilastolliset ominaisuudet vaihtelevat ajassa. Jos esimerkiksi kahdessa aikasarjassa on havaittavissa selvä trendi, voi regressio muuttujien välillä johtaa virheellisesti tilastollisesti merkitseviin tuloksiin. Tällaisen *näennäisregression* (engl. *spurious regression*) selityksasteen  $R^2$  arvo on korkea, vaikka muuttujilla ei ole olisi yhteyttä toisiinsa. Näennäisregression tulokset ovat kiistatta arvottomia. (Brooks 2007, 318–320.)

Useimmat aikasarjamallit vaativat oletuksiltaan, että sarjat ovat stationaarisia. Stationaarisen prosessin generoima aikasarja on tilastollisilta ominaisuuksiltaan sellainen, ettei sen keskiarvo tai varianssi muutu ajassa. Varsinkin taloustieteessä on tavallista, että aikasarjat sisältävät trendejä, jolloin niiden todennäköisyysstruktuuri ei ole aikainvariantti. Tällaisten aikasarjojen kohdalla sarjan differensointi on yleinen muunnos, jolla aikasarja saadaan usein stationaariseksi. Aikasarjan muutokset eli differenssit lasketaan peräkkäisten havaintojen erotuksina ja usein differensoinnin yhteydessä aikasarja myös logaritmoidaan:

$$\Delta \log y_t = \log y_t - \log y_{t-1}, \quad (30)$$

jossa  $\Delta$  on differenssioperaattori. Logaritmiset differenssit voidaan tulkita aikasarjan tasossa tapahtuviksi likimääräisiksi suhteellisiksi muutoksiksi:

$$\log(y_t) - \log(y_{t-1}) \approx \frac{y_t - y_{t-1}}{y_{t-1}}. \quad (31)$$

Aikasarjan sanotaan olevan integroitunut astetta yksi, mikäli aikasarja täytyy differensoida kerran stationaarisuuden saavuttamiseksi. Yleisesti, dataa generoivan prosessin integroitumisaste on  $I(d)$ , jos differenssiä pitää soveltaa  $d$  kertaa prosessin muuntamiseksi stationaariseksi. Stationaarista prosessia merkitään  $y_t \sim I(0)$ .  $I(d)$  prosessin, jossa  $d \geq 1$  sanotaan sisältävän *yksikköjuuren* (engl. *unit root*) tai olevan *yksikköjuuriprosessi* (engl. *unit root process*). Nimitys yksikköjuuresta viittaa autoregressiivisen prosessin viivepolynomiesityksestä laskettuihin juuriin eli nollakohtiin. Jos autoregressiivisessä prosessissa on yksikköjuuri, tulkitaan se merkiksi aikasarjan epästationaarisuudesta. Jos taas kaikki juuret ovat kompleksitasossa yksikköympyrän kehän ulkopuolella eli ovat itseisarvoltaan suurempia kuin yksi, on prosessi *stabiili* ja aikasarja stationaarinen. (Lütkepohl & Krätzig 2004, 22–25.)

Aikasarjan stationaarisuutta voidaan arvioida silmämääräisesti sen kuvaajasta tai testata formaalisti yksikköjuuritesteillä. Yleisesti käytetty testi stationaarisuuden selvittämiseksi on *laajennettu Dickey–Fuller-testi* (engl. *augmented Dickey–Fuller test, ADF*), joka testaa yksikköjuuren olemassaoloa aikasarjassa. Testiin voi tilanteen mukaan sisällyttää deterministisiä rakenteita kuten vakion, lineaarisen trendin tai molemmat. Testin nollahypoteesi on, että aikasarja sisältää yksikköjuuren ja on siten epästationaarinen. Vastahypoteesina on, että aikasarja on stationaarinen. ADF-testin testisuureen arvoa verrataan Dickeyn ja Fullerin (1979) simuloiman  $t$ -jakauman kriittiseen arvoon. Mikäli testisuureen arvo on vähemmän negatiivinen kuin Dickey–Fuller-*taulukon* kriittinen arvo, on vastaava  $p$ -arvo suuri eikä nollahypoteesia voida hylätä valitulla merkitsevyystasolla. (Brooks 2007, 327–329; Lütkepohl & Krätzig 2004, 54–57.)

### 6.2.2 Yhteisintegroituvuus

Joidenkin taloudellisten muuttujien aikasarjojen voidaan talusteorian pohjalta olettaa käyttäytyvän ajassa niin, etteivät ne ajaudu liian kauas toisistaan. Sarjat saattavat yksittäin vaeltaa laajalti, mutta jollakin taloustieteen ilmiöllä tai mekanismilla on taipumus pitää sarjat yhdessä (Engle & Granger 1987). Mikäli aikasarjat ovat  $I(1)$ -prosesseja ja niiden välillä on olemassa lineaarikombinaatio, jolle pätee  $\beta' y_t \sim I(0)$ , on aikasarjoilla yhteinen stokastinen trendi ja muuttujien sanotaan olevan yhteisintegroituneita. Parametrivektoria  $\beta$  kutsutaan *yhteisintegroituvuusvektoriksi* (engl. *cointegrating vector*). Jos aikasarjat ovat yhteisintegroituneita, saattavat ne vaeltaa *satunnaiskulun* (engl. *random walk*) kaltaisesti ajassa loittonematta kuitenkaan liian kauas toisistaan. Satunnaiskulku on satunnaismuuttujien muodostama stokastinen prosessi, joka koostuu peräkkäisistä satunnaiseen suuntaan otetuista askelista jossakin matemaattisessa avaruudessa. Mikäli muuttujien välillä on mallinnettavassa systeemissä yhteisintegroituvuutta, ei VAR-mallin määrittely ole suotuisin lähtökohta analyysiin, sillä siitä puuttuu virhekorjaustermi. Malli tulee parametrisoida spesifimmin tukemaan yhteisintegroituvuusrakennetta analyysissä. Tämä tapahtuu vektorivirhekorjausmallilla. (Lütkepohl & Krätzig 2004, 86–88.)

Yhteisintegroituvuutta pidetään taloustieteessä pitkän aikavälin tasapainorelaation tilastollisena vastineena ja sen avulla voidaan tutkia kuinka muuttujat reagoivat pitkän aikavälin tasapainorelaation poikkeamiin lyhyellä aikavälillä. Useimmiten yhteisintegroituvuutta muuttujien välillä testataan parametrisillä Engle-Grangerin (1987)

ja Johansenin (1991) yhteisintegroituvuustesteillä, joista tässä tutkielmassa sovelletaan jälkimmäistä.

### 6.2.3 Johansenin menetelmä

Johansenin (1991) menetelmällä voidaan testata usean aikasarjan yhteisintegroituvuutta suurimman uskottavuuden estimointimenetelmällä. Useamman kuin kahden aikasarjan tapauksessa Johansenin menetelmä sallii useamman kuin yhden yhteisintegroituvuusrelaation ja on siten useammin sovellettu Engle-Grangerin (1987) kaksivaiheiseen menetelmään verrattuna. Muuttujien väliset yhteisintegroituvuussuhteet otetaan huomioon parametroimalla VAR-malli uudelleen vektorivirheenkorjausmalliksi. (Kilian & Lütkepohl 2017, 75).

Johansenin yhteisintegroituvuustesti perustuu taustalla olevan tasoikasarjojen VAR-mallin muuntamiseen VEC-malliksi, josta lasketaan kerroinmatriisin  $\Pi$  aste (engl. *rank*). Yhtälön (23) mukainen  $\text{VAR}(p)$ -malli ilman deterministisiä rakenteita voidaan esittää seuraavassa virheenkorjausmuodossa vähentämällä molemmilta puolilta  $y_{t-1}$ :

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t, \quad (32)$$

jossa  $\Pi = -(I_K - A_1 - \dots - A_p)$  ja  $\Gamma_i = -(A_{i+1} + \dots + A_p)$ ,  $i = 1, \dots, p - 1$ . Termi  $\Pi$  on siis  $\text{VAR}(p)$ -mallin negatiivinen  $(n \times n)$  viivepolynomimatriisi arvioituna pisteessä yksi:  $\Pi = -A(1)$ , johon kohdistuu prosessin  $y_t$  tasoinformaatio<sup>3</sup>. Termi  $\Pi y_{t-1}$  sisältää yhteisintegroituvuusrelaatiot ja se tulkitaan pitkää aikaväliä kuvaavaksi termiksi. Matriisit  $\Gamma_i$  pitävät puolestaan sisällään lyhyen aikavälin dynamiikkaa kuvaavat parametrit. Johansenin testi estimoii muuttujien välistä yhteisintegroituvuutta laskemalla matriisin  $\Pi$  asteen sen teoreettisten ominaisarvojen  $\lambda_i$  avulla. Mikäli  $\text{rank}(\Pi) = 0$ , ei muuttujien välillä ole yhteisintegraatiota ja analyysi tulisi suorittaa muuttujien ensimmäisten differenssien VAR-mallilla. Mikäli matriisi  $\Pi$  on täyttää astetta eli  $\text{rank}(\Pi) = n$ , ovat muuttujat stationaarisia eli  $I(0)$ -prosesseja. Tällöin oikea määrittely mallille olisi tasoikasarjojen VAR-malli. Jos puolestaan  $0 < \text{rank}(\Pi) = r < n$ , on  $\Pi$ -matriisissa  $r$  riippumatonta yhteisintegroituvuusrelaatiota ja VEC-malli on oikea valinta analyysille. (Lütkepohl & Krätzig 2004; 88–91; Kilian & Lütkepohl 2017, 77–80).

<sup>3</sup>  $\text{VAR}(p)$ -mallin viivepolynomimatriisi  $A(B) = I_K - A_1 B - \dots - A_p B^p$

Johansenin testi voidaan suorittaa kahdella eri testisuurella, jotka ovat *jälkitestit* (engl. *trace test*) ja *ominaisarvotesti* (engl. *max eigenvalue test*):

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (33)$$

$$\lambda_{max}(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}), \quad (34)$$

joissa  $\hat{\lambda}_i$  on kerroinmatriisin  $i$ :nnes estimoitu ominaisarvo,  $T$  havaintojen lukumäärä,  $n$  muuttujien lukumäärä ja  $r$  yhteisintegroituusvektorien lukumäärä nollahypoteesin ollessa voimassa. Jälkitestin nollahypoteesin mukaan yhteisintegroituusvektoreita on enintään  $k$  kappaletta ja vastahypoteesina on, että niitä on sitä enemmän:

$$H_0: rank \leq k \quad (35)$$

$$H_1: rank > k \quad (36)$$

Ominaisarvotesti suorittaa erilliset testit jokaiselle ominaisarvolle ja sen nollahypoteesi on, että yhteisintegroituusvektorien lukumäärä on  $k$ . Vastahypoteesi testissä on, että vektoreita on  $k+1$ :

$$H_0: rank = k \quad (37)$$

$$H_1: rank = k + 1 \quad (38)$$

Testaus etenee järjestyksessä alkaen arvosta  $k = 0$ , kunnes ensimmäinen nollahypoteesi jää voimaan antaen yhteisintegroituusvektorien estimoidun lukumäärän. Kahden muuttujan välinen yhteisintegroituusrelaatio vaatii, että ensimmäinen nollahypoteesi hylätään ja seuraavaa jää voimaan.

Yhteisintegroituusvestin suorittamiseksi pitää valita autoregressiivisten viiveiden  $p$  optimaalinen lukumäärä taustalla olevaan tasomuuttujien VAR-malliin. Yleinen tapa, jota myös tässä tutkimuksessa sovelletaan, on valita optimaalisten viiveiden lukumäärä informaatiokriteerien perusteella. Informaatiokriteerit perustuvat kriteerifunktion arvon optimointiin. Informaatiokriteerit ovat mallin sopivuuden mittareita, joihin sisältyy sakkofunktio mallin monimutkaisuudesta. Sakkofunktio rankaisee mallin parametrien lisäämisestä aiheutuvaa vapausasteiden menetystä. Usein käytettyjä informaatiokriteerejä ovat Akaiken, Hannan-Quinnin sekä Schwarzin Bayesilainen (AIC, HQ ja SC) informaatiokriteerit. (Brooks 2007, 232–233 & 350–354.)

#### 6.2.4 Virheenkorjausmalli

Yhteisintegroituneiden muuttujien välillä on pitkän aikavälin tasapainorelaatio, jota kohti aikasarjat pitkällä aikavälillä hakeutuvat. Lyhyellä aikavälillä muuttujat usein kuitenkin poikkeavat pitkän aikavälin tasapainostaan. Muuttujien välistä lyhyen aikavälin dynamiikkaa voidaan mallintaa virheenkorjausmallilla, jossa pitkän aikavälin tasapainon poikkeamat vaikuttavat muuttujien kehitykseen. Jos yhtälön (32) VAR-mallin esityksessä  $\Pi$  on vajaa-asteinen ja nolosta poikkeava matriisi eli  $\text{rank}(\Pi) = r$ , jossa  $r < n$ , niin matriisialgebran mukaisesti se voidaan esittää kahden matriisin tulona

$$\Pi = \alpha\beta', \quad (39)$$

jossa  $\alpha$  ja  $\beta$  ovat  $r$ -asteisia matriiseja, joiden dimensiot ovat  $(n \times r)$ . Virheenkorjausmalli voidaan nyt esittää muodossa

$$\Delta y_t = \alpha\beta'y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \Gamma_j \Delta y_{t-j} + u_t, \quad (40)$$

jota merkitään VEMC( $p - 1$ ). VEC-mallissa on yksi viive vähemmän kuin sitä vastaavassa VAR( $p$ )-mallissa, koska differenssoinnilla menetetään yksi havainto. Mallissa  $\beta$  on yhteisintegroituvuusvektori, joka määrää pitkän aikavälin relaatiot muuttujien välillä. Lineaarikombinaatioiden  $\beta'y_{t-1}$  poikkeamat mallintavat prosessin  $y_t$  komponenttien välisiä pitkän aikavälin tasapainon poikkeamia, joita ajatellaan mallissa virheiksi. Sitä nimitetään *virheenkorjaustermiksi* (engl. *error correction term, ect*). Parametrit  $\Gamma_j$  liitettyinä viivästettyihin differensseihin kuvaavat mallin lyhyen aikavälin dynamiikkaa. Virheiden korjautumisen dynamiikkaa kuvaa  $\alpha$  parametrit, jotka mallintavat suoraan virheenkorjauksen sopeutumisprosessia pitkällä aikavälillä. Kerroin  $\alpha$  sisältää mallin yhtälöiden jokaisen yhteisintegroituvuusrelaation kertoimet ja sitä sanotaan siten usein *sopeutumis-* tai *latausmatriisiksi* (engl. *adjustment/loading matrix*), jonka parametrit kuvaavat virheenkorjauksen nopeutta VEC-mallissa. (Kilian & Lütkepohl 2017, 77–80.)

Jos muuttujien välillä olevien yhteisintegroituvuusvektorien  $r$  lukumäärä on tiedossa, VEC-malli voidaan estimoida suurimman uskottavuuden tai pienimmän neliösumman menetelmillä. Mallin estimointiin valitaan autoregressiivisten viiveiden  $p$  optimaalinen lukumäärä VAR-mallin pohjalta. (Kilian & Lütkepohl 2017, 372.) Muuttujien välisestä yhteisintegroituvuudesta seuraa, että niiden välillä esiintyy myös Granger-kausalisuutta.

### 6.2.5 Granger-kausalisuus

Granger-kausalisuus perustuu muuttujan tulevien arvojen ennustamiseen. Aikasarjamuuttujan  $x_t$  sanotaan *Granger-aiheuttavan* (engl. *Granger causes*) aikasarjamuuttujan  $y_t$ , mikäli muuttujan  $x_t$  menneillä arvoilla voidaan ennustaa muuttujan  $y_t$  tulevia arvoja paremmin kuin pelkillä muuttujan  $y_t$  menneillä arvoilla. Prosessia  $y_t$  voidaan siten ennustaa paremmin käyttämällä prosessia  $x_t$  kuin ilman sitä. Vastaavasti  $x_t$  ei Granger-aiheuta muuttujaa  $y_t$ , mikäli muuttujan  $x_t$  menneiden arvojen poistaminen informaatiojoukosta ei muuta optimaalista muuttujan  $y_t$  ennustusta millään ennustehorisontilla. Mikäli muuttuja  $x_t$  Granger-aiheuttaa muuttujan  $y_t$ , merkitään Granger-kausalisuuden kulkevan  $x_t \rightarrow y_t$ . Granger-kausalisuus voi kulkea muuttujien välillä myös molempiin suuntiin. Mikäli muuttujien välillä on yhteisintegroituvuusrelaatio, niiden välillä täytyy olla myös Granger-kausalisuutta vähintään yhteen suuntaan. (Lütkepohl & Krätzig 2004, 144–148.)

Ennustavan suhteen tulkitseminen kausaaliseksi suhteeksi on osin ongelmallista. Onkin tärkeä ymmärtää, ettei Granger-kausalisuus tarkoita kausalisuutta sanan perimmäisessä merkityksessä, jossa muuttuja  $x$  aiheuttaa muuttujan  $y$ . Granger-kausalisuus ei anna tietoa kahden muuttujan välisestä todellisesta syy-seuraussuhteesta vaan siitä, edeltääkö selittävän muuttujan muutos vastemuuttujan muutosta. (Brooks 2007, 311–312.)

Granger-kausalisuutta voidaan testata sovittamalla aikasarja-aineistoon VAR-malli ja suorittamalla Granger-kausalisuustesti, jonka testisuure on muotoilusta riippuen  $F$ - tai  $\chi^2$ -jakautunut (Lütkepohl & Krätzig 2004, 148). Menetelmä on yhteisesti, jossa testataan eroavatko kausaalisen muuttujan viipeelliset kertoimet tilastollisesti merkitsevästi nollassa. Nollahypoteesi testissä on, ettei testattava muuttuja aiheuta Granger-mielessä vastemuuttujaa ja on siten oikeastaan Granger-ei-kausalisuustesti.

## 7 Tulokset

### 7.1 Muuttujien yhteisintegroituvuus ja pitkän aikavälin tasapainorelaatio

Jotta yhteisintegroituvuutta aikasarjojen välillä on syytä epäillä taloustieteellisten perustelujen lisäksi, tulee niiden olla  $I(1)$ -prosesseja. Stationaarisuutta voidaan tarkastella visuaalisesti sekä tilastollisten testien avulla. Kuvion 13 perusteella molemmat aikasarjat vaikuttavat visuaalisesti tarkasteltuna sisältävän selvän trendikomponentin. Siten testatessa yksikköjuurihypothesia ja aikasarjojen integroitumisastetta sallitaan laajennetussa Dickey–Fuller-testissä lineaarinen trendi sekä vakio. Akaiken informaatiokriteeri suosittaa 4 differensoidun viiveen sisällyttämistä testiin, mutta robustimman tuloksen saamiseksi testi suoritetaan viiveille 1, 4 ja 6. Testi suoritetaan logaritmoiduille tasoaikasarjoille<sup>4</sup>. Taulukossa 4 on esitetty ADF-testin tulokset sekä kriittiset  $t$ -jakauman arvot 0.05 ja 0.01 merkitsevyytasolla (Fuller 1996).

Taulukko 4. Laajennetun Dickey–Fuller-testin tulokset tasoaikasarjoille

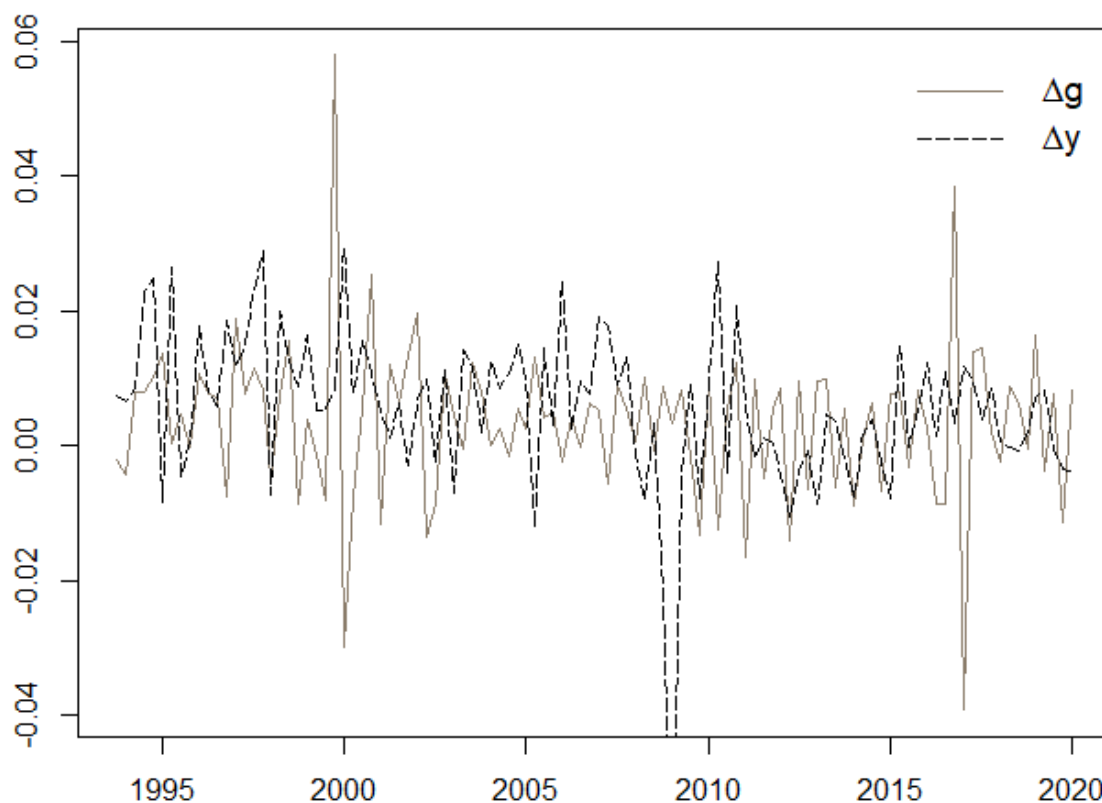
Muuttuja	Viive	Testisuure	0.05	0.01	p-arvo
<i>Ing</i>	1	-1.9003	-3.45	-4.05	0.62
<i>Ing</i>	4	-2.3523	-3.45	-4.05	0.43
<i>Ing</i>	6	-2.0588	-3.45	-4.05	0.55
<i>Iny</i>	1	-1.7797	-3.45	-4.05	0.67
<i>Iny</i>	4	-1.8233	-3.45	-4.05	0.65
<i>Iny</i>	6	-1.9241	-3.45	-4.05	0.61

Yksikköjuuren nollassa hypotesia ei voida hylätä millään tavanomaisella merkitsevyytasolla kummankaan tasoaikasarjan tapauksessa. Näin ollen aikasarjat ovat epästationaarisia ja on syytä olettaa niiden olevan  $I(1)$ -prosesseja.

Ottamalla logaritmoiduista tasoaikasarjoista differenssit, voidaan silmämääräisesti kuvion 14 perusteella olettaa log-differenssisarjojen olevan kohtuullisen stationaarisia.

<sup>4</sup> Kaikki empiirisen osion estimoinnit on toteutettu R-ohjelmointikielellä käyttäen paketteja *urca*, *tseries*, *vars* ja *fUnitRoots*. Ohjelmistotulosteet tuloksista ovat liitteinä tutkielman lopussa.





Kuvio 14. Julkisten menojen  $g$  ja kokonaistuotannon  $y$  log-differensoidut aikasarjat

Differensoiduissa aikasarjoissa trendi on saatu eliminoitua ja sarjat näyttävät stationarisilta. Testataan yksikköjuuritestillä myös differensoidut aikasarjat stationarisuuden vahvistamiseksi. ADF-testin tulokset differensoiduille sarjoille sekä  $t$ -jakauman kriittiset arvot 0.05 ja 0.01 merkitsevyystasoilla on esitetty taulukossa 5.

Taulukko 5. Laajennetun Dickey–Fuller-testin tulokset differensoiduille aikasarjoille

Muuttuja	Viive	Testisuure	0.05	0.01	p-arvo
$\Delta \ln g$	1	-12.22	-3.45	-4.05	<0.01
$\Delta \ln g$	4	-5.95	-3.45	-4.05	<0.01
$\Delta \ln g$	6	-4.31	-3.45	-4.05	<0.01
$\Delta \ln y$	1	-6.04	-3.45	-4.05	<0.01
$\Delta \ln y$	4	-4.73	-3.45	-4.05	<0.01
$\Delta \ln y$	6	-4.30	-3.45	-4.05	<0.01

Nollahypoteesi hylätään jokaisessa tapauksessa kaikilla tavanomaisilla merkitsevyystasoilla, eli differensoidut aikasarjat eivät sisällä yksikköjuurta ja ovat siten stationaarisia. Koska aikasarjat on todettu tasoillaan epästationaarisiksi ja

differensseillään stationaariseksi, on syytä testata mahdollista muuttujien välistä yhteisintegroituvuutta.

Johansenin yhteisintegroituvuustestiä varten optimaalisten viiveiden  $p$  lukumäärä täytyy määrittää. Tätä varten muodostetaan ensin muuttujien tasosarjoilla VAR-malli, josta optimaalisten viiveiden lukumäärää voidaan arvioida informaatiokriteerejä hyödyntäen. Testin perusteella AIC sekä HQ suosittavat neljää viivettä ja SC kahta. Viiveiden lukumäärän valinnassa hyödynnetään molempien vaihtoehtoisten VAR-mallien residuaalien tarkastelua. VAR(4)-mallin residuaaleissa ei ollut autokorrelaatiota, mutta VAR(2)-mallilla muutama viive ylitti niukasti kriittisen rajan, joten käytämme Johansenin testissä neljää viivettä. Yhteisintegroituvuustesti suoritetaan molemmilla Johansenin menetelmän testeillä, ja malliin sallitaan vakio. Testin tulokset on esitetty taulukossa 6.

Taulukko 6. Johansenin jälkitestin ja maksimiominaisarvotestin tulokset

	$H_0$	Testisuure	95 %	99 %
$\lambda_{trace}$	$r = 0$	44.92	25.32	30.45
	$r \leq 1$	13.90	12.25	16.26
$\lambda_{max}$	$r = 0$	31.02	18.96	23.65
	$r \leq 1$	13.90	12.25	16.26

Tuloksista havaitaan, että molemmilla testeillä ensimmäisen nollihypoteesin testisuureen arvo ylittää kriittisen arvon molemmilla merkitsevyystasoilla. Näin ollen nollihypoteesit nolhasta yhteisintegroituvuusvektorista hylätään. Seuraavaa hypoteesia kummallakaan testillä ei voida enää hylätä 0.01 merkitsevyystasolla, jolloin muuttujien välillä on molempien testien perusteella yksi yhteisintegroituvuusyhtälö.

Johansenin testi estimoii yhteisintegroituvuusvektorin  $\beta'y_{t-1}$ , jota nimitetään myös virhekorjaustermiksi. Mallin ensimmäiseksi muuttujaksi on valittu kokonaistuotanto, jolloin sitä vastaava kerroin yhteisintegroituvuusrelaatiossa normalisoidaan ykköseksi. Suurimman uskottavuuden estimoinnista Johansenin menetelmällä saatu virhekorjaustermi on

$$ect_t = y_t - 2.952g_t + 0.004 \quad (41)$$

eli

$$y_t = 2.952g_t - 0.004. \quad (42)$$

Julkisten menojen ja kokonaistuotannon välinen vaikutussuhde on odotusten mukainen: julkiset menot ovat pitkällä aikavälillä positiivisesti yhteydessä kokonaistuotantoon ja sen kerroin on tilastollisesti merkitsevä. Kertoimen mukaan yhden prosenttiyksikön kasvu julkisten menojen logaritmisissa arvoissa kasvattaa kokonaistuotantoa keskimäärin 2.95 prosenttiyksikköä muiden tekijöiden pysyessä ennallaan. Johansenin testin perusteella julkisten menojen ja kokonaistuotannon välillä olisi yhtälön (41) mukainen pitkän aikavälin tasapainorelaatio, joten seuraavaksi muuttujien lyhyen aikavälin suhdetta mallinnetaan estimoimalla vektorivirheenkorjausmalli.

## 7.2 Virheenkorjausmalli ja Granger-kausalisuus

Vektorivirheenkorjausmallilla analysoidaan muuttujien välistä lyhyen aikavälin dynamiikkaa. Malli estimoidaan pienimmän neliösumman menetelmällä. Malliin asetetaan yhteisintegroituvuusyhtälöiden määräksi yksi ja siihen sisällytetään sama määrä viiveitä kuin taustalla olevassa VAR-mallissa. Koska VEC-malli estimoidaan aikasarjojen differensseillä, on viiveiden lukumäärä VAR-malliin verrattuna  $p - 1$ , sillä differenssoinnilla menetetään yksi havainto. Näin ollen tässä tutkielmassa estimoidaan VEC(3)-malli. Koska muuttujia mallissa on kaksi, muodostuu myös kaksi erillistä yhtälöä mallin muuttujille. Estimoitava virheenkorjausmalli on muotoa

$$\Delta y_t = v + \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \Gamma_3 \Delta y_{t-3} + u_t, \quad (43)$$

jossa  $y_t$  on muuttujien  $g$  ja  $y$  differenssit sisältävä vektori. Mallissa  $\beta' y_{t-1}$  on yhtälön (41) virheenkorjaustermi. Kerroin  $\alpha$  määrittää virheenkorjauksen nopeuden. Lyhyen aikavälin dynamiikka kuvaavat viivästettyjen differenssitermien kertoimet  $\Gamma_j$ . Virhetermien  $u_{it}$  oletetaan olevan valkoista kohinaa. Sopeutumismopeutta kuvaavien virheenkorjaustermien  $\alpha$  ja lyhyen aikavälin dynamiikkaa kuvaavien muuttujien kertoimet sekä niiden tilastollinen merkitsevyys on esitetty taulukossa 7.

Taulukko 7. Estimoidun vektorivirheenkorjausmallin kertoimet

Estimoidut keskivirheet suluisissa. Tilastollisesti merkitsevä tulos 90 % luottamustasolla on merkitty \*, 95 % luottamustasolla \*\* ja 99 % luottamustasolla \*\*\*.

	$\Delta y$		$\Delta g$	
$ect_{t-1}$	-0.096*	(0.045)	0.183***	(0.035)
$\Delta y_{t-1}$	0.238*	(0.104)	-0.168*	(0.082)
$\Delta y_{t-2}$	0.186	(0.108)	-0.204*	(0.085)
$\Delta y_{t-3}$	0.370**	(0.111)	0.004	(0.087)
$\Delta g_{t-1}$	0.048	(0.129)	-0.33**	(0.102)
$\Delta g_{t-2}$	-0.038	(0.128)	-0.224*	(0.101)
$\Delta g_{t-3}$	0.071	(0.113)	-0.037	(0.089)
$v$	-1.604*	(0.753)	3.059***	(0.593)
adj. $R^2$	0.335		0.512	

Kokonaistuotannon virheenkorjaustermin estimaatti on tilastollisesti merkitsevä 10 % riskitasolla ja julkisten menojen vastaava tilastollisesti merkitsevä 1 % riskitasolla. Kokonaistuotannon suhteen normalisoitu sopeutumismuutosta kuvaavan  $\alpha$ -kertoimen estimaatti -0.096 tarkoittaa, että edellisen periodin virhe korjautuu kohti pitkän aikavälin tasapainotaso noin 9,6 % yhden vuosineljänneksen aikana. Julkisten menojen estimoitu sopeutumismuutos on puolestaan noin 18,3 % vuosineljänneksessä.

Julkisten menojen muutosten viiveet eivät ole tilastollisesti merkitseviä kokonaistuotannon tarkasteluhetken muutokseen. Sen sijaan kokonaistuotannon muutosten kaksi ensimmäistä viivettä ovat tilastollisesti merkitseviä julkisten menojen tarkasteluhetken muutokseen. Tulosten perusteella julkiset menot ovat tilastollisesti katsoen selkeämmin virheenkorjaavia, eli julkiset menot sopeutuvat suhdannevaihteluihin, toisin sanoen kokonaistuotannon muutoksiin ja sopeutuminen tapahtuu viiveellä.

Koska estimoidun VEC(3)-mallin perusteella kokonaistuotannon virheenkorjaustermin tilastollinen merkitsevyys on suhteellisen heikkoa verrattuna julkisten menojen vastaavaan, on syytä testata kokonaistuotannon  $y$  mahdollista heikkoa eksogeenisuutta mallissa. Mikäli kokonaistuotanto on mallissa heikosti eksogeeninen muuttuja, ei  $\Delta y_{t-i}$

reagoi pitkän aikavälin epätasapainovirheisiin, mutta voi silti reagoida muuttujan  $g$  viivästettyihin muutoksiin (Johansen 1992, 321–323). Hypoteesi muuttujan heikosta eksogeenisuudesta pitkän aikavälin parametrissä muodostetaan rajoittamalla latausmatriisin  $\alpha$ -kerroin nolllaksi ja suorittamalla uskottavuusosamäärätesti rajoitetulle mallille. Nollahypoteesin ollessa voimassa testisuure noudattaa asympotoottisesti  $\chi^2$ -jakaumaa rajoitetun ja rajoittamattoman mallin parametrien lukumäärän erotuksen mukaisin vapausastein. (Lütkepohl & Krätzig 2004, 108.)

Kokonaistuotannon heikkoa eksogeenisuutta testataan muodostamalla rajoitettu latausmatriisi

$$\alpha = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 \end{bmatrix} \quad (44)$$

ja suorittamalla uskottavuusosamäärätesti. LR-testisuure yhdellä vapausasteella on 2.8 ja sitä vastaava p-arvo 0.09. Nollahypoteesi  $H_0: \alpha_y = 0$  voidaan siis hylätä 10 % riskitasolla, mutta ei esimerkiksi riskitasoilla 5 % tai 1 %, mikä tukisi kokonaistuotannon endogeenisuutta mallissa huomattavasti voimakkaammin. Näin ollen on mielestäni kohtuullista olettaa kokonaistuotannon olevan heikosti eksogeeninen muuttuja pitkän aikavälin tasapainorelaatioon nähden, jolloin kokonaistuotannon muutokset eivät reagoi muuttujien väliseen pitkän aikavälin epätasapainoon. Tämän perusteella mallissa julkisten menojen muutos hoitaa kaiken sopeutumisen kohti pitkän aikavälin tasapainoa.

Muuttujien välistä Granger-kausalisuutta testataan  $F$ -testillä aikaisemmin spesifioidusta VAR(4)-mallista. Testin nollahypoteesina on, ettei tarkasteltavassa tilanteessa ole Granger-kausalisuutta aiheuttajasta muuttujaan. Testin tulokset on esitetty taulukossa 8.

Taulukko 8. Granger-kausalisuustestin tulokset

Hypoteesi	$F$	p-arvo
$lny \rightarrow lng$	5.28	0.000
$lng \rightarrow lny$	2.94	0.022

Molemmissa tapauksissa nollahypoteesi hylätään: Granger-kausalisuus kulkee molempiin suuntiin 0.05 merkitsevyystasolla, mutta tilastollisesti selvästi merkitsevämmin suuntaan  $y \rightarrow g$ . Tulosten perusteella julkisten menojen tason vaihtelua voidaan ennustaa tehokkaammin käyttämällä kokonaistuotannon vaihtelun menneitä arvoja mukana ennusteen informaatiojoukossa. Tästä saatiin viitteitä jo estimoidusta

virheenkorjausmallista, sillä julkisten menojen muutokset reagoivat kokonaistuotannon muutoksiin viiveellä.

Virheenkorjausmallilla sekä Granger-kausaaalisuustestillä saadut tulokset eivät mielestäni tarjoa erityisen voimakasta evidenssiä keynesiläisen teorian mukaisista julkisten menojen vaikutuksista kokonaistuotantoon Suomen aineistolla tarkasteluajanjaksolla. Estimoidun virheenkorjausmallin perusteella julkiset menot ovat virheenkorjaava muuttuja ja sopeutuminen kohti pitkän aikavälin tasapainotaso tapahtuu viiveellä. Tätä voisi selittää se, että julkisia menoja on sopeutettu kokonaistuotannon vaihteluihin päätösperäisesti. Koska automaattiset vakauttajat reagoivat kansantalouden tulojen kehitykseen, virheenkorjaus saattaa tapahtua päätösperäisellä julkisten menojen lisäyksellä viiveellä. Julkisten menojen päätösperäinen lisääminen reaktiona kokonaistuotantoon kohdistuvaan sokkiin noudattaa sikäli keynesiläistä vastasyklisiä finanssipolitiikkaa, että kokonaistuotannon vaihteluun reagoidaan julkisia menoja sopeuttamalla. Vaikka varsinaisesta julkisten menojen kerroinvaikutuksesta voi virheenkorjausmallin tulosten perusteella tehdä vain suuntaa antavia tulkintoja, ei sen voi tulosten perusteella olettaa olevan erityisen voimakasta tai pysyvää.

Kausaalisuus Granger-mielessä kulkee molempiin suuntiin 0.05 merkitsevyytasolla, mutta tilastollisesti selvemmin 0.01 merkitsevyytasolla kokonaistuotannosta julkisiin menoihin. Heikkoa näyttöä julkisten menojen vaikuttavuudesta keynesiläisestä näkökulmasta antaa myös estimoidun virheenkorjausmallin kokonaistuotannon muutoksen yhtälö, sillä mikään viivästetty julkisten menojen muutoksen estimaatti ei poikkea merkittävästi nolasta. Heikosti eksogeenisena muuttujana kokonaistuotanto vaikuttaisi ajaneen pitkällä aikavälillä muuttujien välistä systeemiä, jossa julkisten menojen muutokset sopeutuvat tuotannon muutoksiin jälkijättöisesti. Tulokset eivät siis mielestäni tue erityisemmin keynesiläisen teorian mukaista julkisen kulutuksen vaikutusta kokonaistuotantoon lyhyellä aikavälillä. Tulokset tukevat sen sijaan mielestäni voimakkaammin Wagnerin lakina tunnettua hypoteesia julkisten menojen kehityksestä.

### **7.3 Mallin sopivuuden ja tulosten uskottavuuden arviointi**

Mallin sopivuutta tarkasteltiin tavanomaisilla diagnostisilla testeillä (Lütkepohl 2005, 345). VEC(3)-mallin residuaalien autokorrelaation tarkastelu *portmanteau* testillä osoittaa, ettei autokorrelaatiota esiinny mallin residuaaleissa. Residuaalit eivät ole myöskään heteroskedastisia *ARCH-testin* (engl. *auto-regressive conditional*

*heteroskedasticity*) perusteella, eli niiden varianssi on vakioinen. Näin ollen mallin voidaan olettaa toimivan ainakin kohtuullisen hyvin.

Tämän tutkielman empiirisen osion tulokset ovat samansuuntaisia Szarowskán (2011) ja Oladelen (2017) tutkimusten kanssa kokonaistuotannon ja julkisten menojen välisestä dynaamisesta suhteesta. Virheenkorjausmallilla saaduista tuloksista voinee joitakin suuntaa antavia tulkintoja vetää myös julkisten menojen kerroinvaikutuksesta. Tulosten perusteella julkisilla menoilla ei ole erityisen voimakasta vaikutusta kokonaistuotantoon tarkasteluajanjaksolla. Tältä osin tutkielman tulokset olisivat ristiriidassa Lehmuksen (2014) ja Virkolan (2014) SVAR-malleilla saatujen tulosten kanssa ja toisaalta samansuuntaisia Kuismasen ja Kämpin (2009) tulosten kanssa. Kuitenkin tutkielmassa käytetty eriävä ekonometrinen menetelmä, analyysin suppeus ja mallin yksinkertaisuus ovat seikkoja, joiden vuoksi vertailu edellä mainittujen tutkimusten kanssa ei välttämättä ole kovin mielekäästä.

Eryyisen tiukkojen tulkintojen kannalta on syytä huomioida, että yllä analyysissä ajatellaan keynesiläisen kerroinvaikutuksen merkitsevän yksinkertaisesti erityisen selvää kausaalisuhdetta julkisista menoista kokonaistuotantoon. Estimoitu virheenkorjausmalli on puolestaan melko yksinkertainen sen sisältäessä ainoastaan kokonaistuotannon ja julkisten menojen muuttujat. Estimoidun mallin korjatut selitysasteet eivät ole erityisen korkeita, mikä saattaa johtua puuttuvista selittävästä muuttujista. Esimerkiksi yksityisen kysynnän lisääminen malliin tuottaisi todennäköisesti informatiivisempia tulkintoja julkisten menojen vaikutuksista keynesiläisestä näkökulmasta. Muita mahdollisesti hyödyllisiä lisämuuttujia olisivat esimerkiksi verot ja julkiset investoinnit. Myös julkisten menojen eri komponenteilla toteutettu tutkimus olisi hyödyllistä.

Huomion arvoinen seikka on myös se, että aineistossa on havaittavissa finanssikriisistä ja euroalueen kriisistä aiheutuvaa rakenteellista muutosta, eikä sitä ole kontrolloitu mitenkään. Tämä on voinut osaltaan johtaa osittain mallin virheelliseen tai puutteelliseen spesifointiin.

## 8 Johtopäätökset

Tutkielman tavoitteena oli tarkastella julkisten menojen lisäämisen vaikuttavuutta kokonaistaloudellisen toimeliaisuuden vauhdittajana ja selvittää syitä tutkimustulosten ristiriitaisuuteen sekä erimielisyyteen kyseisen finanssipolitiikan instrumentin tehokkuudesta. Empiirisen analyysin tavoitteena oli tutkia julkisten menojen ja kokonaistuotannon välistä suhdetta Suomessa aikasarja-analyysiin perustuvien menetelmin. Asetelman motivoi Suomessa tehdyn aikaisemman tutkimuskirjallisuuden eriävät tulokset julkisten menojen kerroinvaikutuksesta ja siten finanssipolitiikan vaikuttavuudesta.

Julkisten menojen tehokkuutta suhdannevaihteluiden tasaajana on tutkittu runsaasti varsinkin vuoden 2008 finanssikriisin jälkeen. Tutkimuskirjallisuus on keskittynyt keynesiläisen kerroinvaikutuksen suuruuden empiiriseen kvantifointiin, jota on tavanomaisesti lähestytty aikasarja-analyysin sekä teoreettisiin makromalleihin perustuvien menetelmillä. Molempiin lähestymistapoihin liittyy haasteita, joista julkisten menojen eksogeenisen vaihtelun identifiointi on merkittävimpiä. Tulokset kertoimen suuruudesta vaihtelevat ykkösen molemmin puolin, minkä seurauksena kirjallisuuden perusteella ei aktiivisen finanssipolitiikan hyödyllisyydestä voida vetää universaaleja tai talouskohtaisia johtopäätelmiä. Matalasuhdanteessa julkisten menojen lisäyksen taloutta elvyttävä vaikutus mielletään tehokkaammaksi kuin nousukaudella, ja myös empiiriset tulokset kertoimen suuruudesta puoltavat tätä suurelta osin. On kuitenkin myös tutkimuksia, jotka haastavat tätä käsitystä. Aikaisemmat tulokset vaikuttaisivat tutkielmassa tehdyn katsauksen perusteella olevan mallikohtaisia ja riippuvan pitkälti tutkittavan talouden maakohtaisista ja rakenteellisista ominaisuuksista.

Julkisten menojen ja kokonaistuotannon välistä lyhyen sekä pitkän aikavälin dynamiikkaa tutkittiin tutkielman empiirisessä osassa yhteisintegroituvuusanalyysillä, vektorivirheenkorjausmallilla sekä Granger-kausalisuustestillä Suomen aineistolla. Tulosten perusteella julkisilla menoilla ja kokonaistuotannolla on ollut pitkän aikavälin tasapainorelaatio Suomessa tarkastelujaksolla vuosien 1993 ja 2020 välillä. Julkisilla menoilla on pitkällä aikavälillä positiivinen suhde kokonaistuotantoon, ja kokonaistuotannon muutosten viiveet vaikuttavat tilastollisesti merkitsevästi julkisten menojen muutokseen. Tulos antaa evidenssiä siitä, että Suomessa julkisia menoja on sopeutettu päätösperäisesti sokin iskiessä talouteen. Granger-kausalisuus muuttujien



välillä kulkee molempiin suuntiin, mutta tilastollisessa mielessä merkitsevämmin kokonaistuotannosta julkisiin menoihin. Automaattisten vakauttajien reagoidessa talouden tulojen kehitykseen, voi tulosten perusteella olettaa julkisten menojen reagoineen päätösperäisesti kokonaistuotantoon kohdistuviin sokkeihin. Tämän tutkimuksen perusteella julkisilla menoilla ei ole ollut keynesiläisen teorian mukaista kokonaistuotantoa kasvattavaa vaikutusta Suomessa.

Luonnollinen jatkotutkimuskohde olisi lisätä yhteisintegroituusanalyysiin ja virheenkorjausmalliin lisää muuttujia. Yksityisen kysynnän lisääminen toisi lisäinformaatiota julkisen kulutuksen ja yksityisen kulutuksen välisestä dynaamisesta suhteesta. Toinen mielenkiintoinen jatkotutkimuskohde, johon tässä tutkielmassa ei ole otettu kantaa, on julkisten menojen kohdentamisen vaikutus kokonaistuotantoon. Esimerkiksi koronapandemian aiheuttaman kriisin aikana julkisten menojen kohdentamaton kasvattaminen ei välttämättä lisää kokonaistaloudellista aktiiviteettia, sillä jotkin osat talouden tuotannosta eivät ole kulutettavissa. Julkisen kulutuksen lisäämistoimenpiteiden tulisi olla tarkasti kohdennettuja talouskasvua edistävän vaikutuksen aikaansaamiseksi. Tämän kaltainen jatkotutkimuskohde, jossa siis tarkasteltaisiin, että *millainen* finanssipolitiikka on tehokasta, olisi erityisen mielenkiintoinen. Mahdollisia lisätutkimuskohteita kysymyksenasettelun puolesta on varmasti runsaasti, mutta tärkeää on mielestäni kehittää estimoinneissa hyödynnettäviä tilastollisia malleja entistä tarkemmiksi.

## Lähteet

- Ansari, M.I (1993) Testing the Relationship Between Government Expenditure and National Income in Canada, Employing Granger Causality and Cointegration Analysis. *Managerial Finance*, Vol. 19, No 7.  
<<https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/eb013733/full/html>>,  
haettu 7.10.2021
- Auerbach, A.J. – Gorodnichenko, Y. (2010) Measuring the Output Responses to Fiscal Policy. *NBER Working Paper* 16311. <<https://www.nber.org/papers/w16311>>,  
haettu 10.9.2021
- Auerbach, A.J. – Gorodnichenko, Y. (2013) Fiscal Multipliers in Recession and in Expansion. *NBER Working Paper* 17447.  
<<https://www.nber.org/papers/w17447>>, haettu 12.9.21
- Babecký, J. – Franta, M. – Ryšánek, J. (2016) Effects of Fiscal Policy in the DSGE-VAR Framework: The Case of the Czech Republic. *CNB Working Paper* No. 9/2016 <<https://www.cnb.cz/en/economic-research/research-publications/cnb-working-paper-series/Effects-of-Fiscal-Policy-in-the-DSGE-VAR-Framework-The-Case-of-the-Czech-Republic-00001/>>, haettu 17.9.2021
- Barro, R.J – Redlick, C.J. (2011) Macroeconomic Effects from Government Purchases and Taxes. *NBER Working Paper* 15369  
<<https://www.nber.org/papers/w15369>>, haettu 7.8.2021
- Batini, N. – Eyraud, L. – Weber, A. (2014) A Simple Method to Compute Fiscal Multipliers. *IMF Working Paper* No. 14/93.  
<<https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/A-Simple-Method-to-Compute-Fiscal-Multipliers-41627>>, haettu 27.1.2021
- Batini, N. – Eyraud, L. – Forni, L. – Weber, A. (2014) Fiscal Multipliers: Size, Determinants, and Use in Macroeconomic Projections. *IMF Technical Notes and Manuals* No. 2014/04

<<https://www.imf.org/en/Publications/TNM/Issues/2016/12/31/Fiscal-Multipliers-Size-Determinants-and-Use-in-Macroeconomic-Projections-41784>>, haettu 25.7.2021

Beetsma, R – Giuliadori, M. (2011) The Effects of Government Purchases Shocks: Review and Estimates for the EU. *The Economic Journal*, 121.  
<<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/pdf/10.1111/j.1468-0297.2010.02413.x>>, haettu 25.8.2021

Bernanke, B.S. (1986) Alternative explanations of the money-income correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol 25, pp 49–99.  
<<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/0167223186900370>>, haettu 17.11.2021

Blanchard, O. – Amighini, A. – Francesco G. (2010) *Macroeconomics: A European Perspective*. Pearson Education Limited

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*, Vol. 117, Issue 4.  
<<https://www.jstor.org/stable/4132480>>, haettu 5.8.2021

Brooks, C. (2007) *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press.

Burriel, B – De Castro, F. – Garrote, D. – Gordo, E. (2010) Fiscal Policy Shocks in the Euro Area and the US: An Empirical Assessment. *Fiscal Studies*, Vol 32. No.2  
<[https://econpapers.repec.org/article/ifsfstud/v\\_3a31\\_3ay\\_3a2010\\_3ai\\_3a2\\_3ap\\_3a251-285.htm](https://econpapers.repec.org/article/ifsfstud/v_3a31_3ay_3a2010_3ai_3a2_3ap_3a251-285.htm)>, haettu 25.8.2021

Caggiano, G. – Castelnuovo, E. – Colombo, V. – Nodari, G. (2015) Estimating Fiscal Multipliers: News From a Nonlinear World. *The Economics Journal*. Vol. 125, Is. 584. <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/eoj.12263>>, haettu 12.9.2021

- Caldara, D. – Kamps, C. (2008) What are the effects of fiscal policy shocks? A VAR-based comparative analysis. *ECB Working Paper Series* No. 877  
<[www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp877](http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp877)>, haettu 8.8.2021
- Calvo, G.A. (1983) Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, Vol.12(3), 383–398.
- Chinn, M. D. (2013) Fiscal Multipliers. *La Folette School of Public Affairs Working Paper* No. 2013–002.  
<[https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=2209121](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2209121)>, haettu 29.7.2021
- Christiano, L. – Eichenbaum, M. – Trabandt, M. (2018) On DSGE Models. *Journal of Economic Perspectives* Vol. 32, No. 3.  
<<https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.32.3.113>>, haettu 15.8.2021
- Christiano, L. – Eichenbaum, M. – Rebelo, S. (2011) When Is the Government Spending Multiplier Large? *NBER Working Paper* 159394  
<<https://www.nber.org/papers/w15394>>, haettu 4.7.2021
- Coenen, G. – Erceg, C. – Freedman, C. – Furceri, D. – Kumhof, M. – Lalonde, R. – Laxton, D. – Lindé, J. – Mourougane, A. – Muir, D. – Mursula, S. – de Resende, C. – Roberts, J. – Roeger, W. – Snudden, S. – Trabandt, M. – in't, J.V. (2010) Effects of Fiscal Stimulus in Structural Models. *IMF Working Paper* No. 2010/73. <<https://www.elibrary.imf.org/view/IMF001/10790-9781451982169/10790-9781451982169/10790-9781451982169.xml?language=en&redirect=true>>, haettu 25.1.2021
- Coenen, G. – Straub, R. – Trabandt, M. (2012) Gauging the Effects of Fiscal Stimulus Packages in the Euro Area. *European Central Bank Working Paper Series* No. 1483. <[www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1483.pdf](http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1483.pdf)>, haettu 26.8.2021

- Cogan, J.F. – Cwik, T. – Taylor, J.B – Wieland, V. (2009) New Keynesian versus Old Keynesian Government Spending Multipliers. *NBER Working Paper* 14782.  
<<https://www.nber.org/papers/w14782>>, haettu 11.5.2021
- Eggertson, G.B. (2011) What Fiscal Policy Is Effective at Zero Interest Rates? *NBER Macroeconomics Annual* Vol. 25, No. 1  
<<https://www.jstor.org/stable/10.1086/657529>>, haettu 4.7.2021
- Engle, R. F – Granger, C.W.J (1987) Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2.  
<<http://www.jstor.org/stable/1913236>>, haettu 4.10.2021
- Faust, J. (1998) The robustness of identified var conclusions about money. *International Finance Discussion Papers* number 610  
<<https://www.federalreserve.gov/econres/ifdp/the-robustness-of-identified-var-conclusions-about-money.htm>>, haettu 9.8.2021
- Fazzari, S.M. – Morley, J. – Panovska, I. (2014) State-Dependent Effects of Fiscal Policy. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics, De Gruyter*.  
<<https://www.degruyter.com/document/doi/10.1515/snde-2014-0022/html>>, haettu 12.9.2021
- Fernández-Villaverde, J. – Rubio-Ramírez, J.F. – Schorfheide, F. (2016) Solution And Estimation Methods For DSGE Models. *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 2, 2016  
<<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S1574004816000070>>, haettu 17.9.2021
- Fisher, J. – Peters, R. (2011) Using stock returns to identify government spending shocks. *The Economic Journal* Vol. 120  
<[https://repository.upenn.edu/fnce\\_papers/306/](https://repository.upenn.edu/fnce_papers/306/)>, haettu 25.8.2021

- Fry, R. – Pagan, A. (2011) Sign Restrictions in Structural Vector Autoregressions: A Critical Review. *Journal of Economic Literature*, Vol.49, No.4  
<<https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jel.49.4.938>>, haettu 9.8.2021
- Fuller, W.A. (1996) *Introduction to Statistical Time Series 2nd edition*. A Wiley-Interscience Publication John Wiley & Sons, INC.
- Galí, J. – López-Salido, D. – Valles, J. (2007) Understanding the Effects of Government Spending on Consumption. *NBER Working Paper* 11578.  
<<https://www.nber.org/papers/w11578>>, haettu 14.2.2021
- Galí, J. (2018) The state of new Keynesian economics: A partial assessment. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 32 (3), 87–112.  
<<https://www.nber.org/papers/w24845>>, haettu 12.8.2021
- Gechert, S. (2015) What Fiscal Policy Is Most Effective? A Meta-Regression Analysis. *Oxford Economic Papers*, Vol. 67 No. 3.  
<<https://academic.oup.com/oep/article/67/3/553/2362401>>, haettu 23.7.2021
- Gechert, S. (2017) On Theories and Estimation Techniques of Fiscal Multipliers. *FMM Working Paper* No. 11/2017.  
<<https://econpapers.repec.org/paper/imkfmmpap/11-2017.htm>>, haettu 15.2.2021
- Ghassibe, M. – Zanetti, F. (2020) State Dependent Fiscal Multipliers: The Source of Fluctuation Matters. *Economics Series Working Papers 930, University of Oxford, Department of Economics*  
<[https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=3756128](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3756128)>, haettu 14.9.2021
- Gärtner, M. (2016) *Macroeconomics (5th Edition)*. Pearson Education 2016.

- Hall, R.E. (2009) By How Much Does GDP Rise If the Government Buys More Output? *NBER Working Paper* 15496 <<https://www.nber.org/papers/w15496>>, haettu 7.8.2021
- Hicks, J. R (1937) Mr. Keynes and the "Classics"; A Suggested Interpretation. *Econometrica*, Vol. 5, No. 2 <<https://www.jstor.org/stable/1907242>>, haettu 12.3.2021
- Ilzetzki, E. – Mendoza, E.G. – Végh, C.A. (2011) How Big (Small?) are Fiscal Multipliers? *IMF Working Paper* 11/52 <[www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2011/wp1152.pdf](http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2011/wp1152.pdf)>, haettu 3.8.2020
- Jo, Y.J. – Zubairy, S. (2021) State dependent government spending multipliers: Downward nominal wage rigidity and sources of business cycle fluctuations. *Working Papers 20210127-001, Texas A&M University, Department of Economics*. <<https://ideas.repec.org/p/txm/wpaper/20210127-001.html>>, haettu 14.9.2021
- Johansen, S. (1991) Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica* Vol. 59, No.6 <<https://www.jstor.org/stable/2938278>>, haettu 2.11.2021
- Johansen, S. (1992) Testing weak exogeneity and the order of cointegration in UK money demand data. *Journal of Policy Modeling*. Vol. 14, Issue 3. <<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/016189389290003U>>, haettu 26.10.2021
- Jordà, Ò. (2005) Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections. *American Economic Review*. Vol.95, No. 1. <<https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/0002828053828518>>, haettu 12.9.2021

Keränen, H. – Kuusi, T. (2016) The EU's Fiscal Targets and Their Economic Impact in Finland. *Etla Working Papers*, 33. <<https://www.etla.fi/julkaisut/the-eus-fiscal-targets-and-their-economic-impact-in-finland/>>, haettu 15.9.2021

Keynes, J. M. (1936) *The General Theory of Employment, Interest and Money*.  
Macmillan, London

Kiander, J. (2001) Laman opetukset. Suomen 1990-luvun kriisin syyt ja seuraukset. *VATT-julkaisuja*. 27:5. <<https://www.doria.fi/handle/10024/148629>>, haettu 27.10.2021

Killian, L. – Lütkepohl, H. (2017) *Structural Vector Autoregressive Analysis*.  
Cambridge University Press.

Krugman, P.R (1998) It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 29(2)  
<<https://ideas.repec.org/a/bin/bpeajo/v29y1998i1998-2p137-206.html>>, haettu 5.5.2021

Krugman, P.R (2000) Thinking About the Liquidity Trap. *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 14, Issue 4.  
<<https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0889158300904581>>, haettu 6.5.2021

Krugman, P.R (2011) IS-Lmentary. *New-York Times The Opinion Pages*.  
<<https://krugman.blogs.nytimes.com/2011/10/09/is-lmentary/>>, haettu 1.5.2021

Kuismanen, M. – Kämppi, V. (2009) The effects of fiscal policy on economic activity in Finland. *Ministry of Finance Discussion Papers* 1/2009. <<https://vm.fi/o/dms-portlet/document/0/369207>>, haettu 25.8.2021

Kuismanen, M. – Spolander, S. (2012) Finanssikriisi ja finanssipolitiikka Suomessa. *Kansantaloudellinen aikakauskirja* – 108. vsk. – 1/2012.



<<https://www.taloustieteellinenyhdistys.fi/images/stories/kak/KAK12012/kak12012kuismanen.pdf>>, haettu 13.3.2021

Leeper, E.M – Walker, T.B. – Yang, S.S (2008) Fiscal Foresight: Analytics and Econometrics *NBER Working Paper* 14028

<<https://www.nber.org/papers/w/14028>>, haettu 7.8.2021

Lehmus, M. (2014) Finnish fiscal multipliers with a structural VAR model. *Labor Institute for Economic Research Working Papers* 293.

<<https://ideas.repec.org/p/pst/wpaper/293.html>>, haettu 26.8.2021

Lütkepohl, H. (2005) *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer-Verlag Berlin Heidelberg 2005.

Lütkepohl, H. – Krätzig, M. (2004) *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge University Press 2004

Mankiw, G. N. (2016) *Macroeconomics (9th Edition)*. Worth Publishers 2016.

Mankiw, G. N. (1989) Real Business Cycles: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Perspectives* – Vol. 3, No.3 79-90

<<https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.3.3.79>>, haettu 4.7.2021

Mountford, A. – Uhlig, H. (2009) What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of Applied Econometrics* Vol.24, Issue 6.

<<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/jae.1079>>, haettu 8.8.2021

Oladele, M.F – Mah, G. – Mongale, I. (2017) The Role of Government Spending on Economic Growth in a Developing Country. *Risk governance & control: financial markets and institutions*, 7 (2,1). <<https://virtusinterpress.org/THE-ROLE-OF-GOVERNMENT-SPENDING-ON.html>>, haettu 7.10.2021

Owyang, M.T. – Ramey, V.A. – Zubairy, S. (2013) Are Government Spending Multipliers Greater During Periods of Slack? Evidence from 20th Century

Historical Data. *NBER Working Paper* 18769

<<https://www.nber.org/papers/w18769>>, haettu 14.9.2021

Parker, J. (2011) On measuring the effects of fiscal policy in recession. *Journal of Economic Literature* Vol. 49, No.3.

<<https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jel.49.3.703>>, haettu 23.8.2021

Popescu, C.C – Diaconu, L. (2021) Government Spending and Economic Growth: A Cointegration Analysis in Romania. *Sustainability* 2021, 13(12)

<<https://www.mdpi.com/2071-1050/13/12/6575>>, haettu 8.10.2021

Ramey, V.A. – Zubairy, S. (2018) Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from US Historical Data. *Journal of Political Economy*, Vol. 126, No. 2 <<https://econweb.ucsd.edu/~vramey/research.html#govt>>, haettu 4.8.2021

Ramey, V.A. (2019) Ten Years After the Financial Crisis: What Have We Learned from the Renaissance in Fiscal Research? *Journal of Economic Perspectives* – Vol. 33, No. 2 89–114. <<https://econweb.ucsd.edu/~vramey/research.html#govt>>, haettu 3.8.2021

Ramey, V.A. (2011) Can Government Purchases Stimulate the Economy? *Journal of Economic Literature* 2011, 49:3, 673–685.

<<https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jel.49.3.673>>, haettu 15.3.2021

Ramey, V.A. (2016) Macroeconomic Shocks and Their Propagation. *NBER Working Paper* 21978. <<http://www.nber.org/papers/w21978>>, haettu 29.7.2021

Ramey, V.A. (2009) Government Spending Shocks: It's all in the Timing. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 126 Issue 1.

<<https://econweb.ucsd.edu/~vramey/research.html>>, haettu 10.9.2021

Riera-Crichton, D. – Vegh, C.A. – Vuletin G. (2014) Procyclical and Countercyclical Fiscal Multipliers: Evidence from OECD Countries. *NBER Working Paper* 20533.

<<https://www.nber.org/papers/w20533>>, haettu 8.9.2021

- Romer, C.D. (2000) Keynesian Macroeconomics without the LM Curve. *NBER Working Paper* No. 7461. <<https://www.nber.org/papers/w7461>>, haettu 24.1.2021
- Rosen, S. (1997) Austrian and Neoclassical Economics: Any Gains From Trade? *Journal Of Economic Perspectives* Vol. 11, No.4. <<https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.11.4.139>>, haettu 21.3.2021
- Seuri, A. (2020) Fiscal Multipliers: a review. Background Memo – *Economic Policy council*. <[www.talouspolitiikanarviointineuvosto.fi/wordpress/wp-content/uploads/2020/05/fiscal\\_multiplier\\_review.pdf](http://www.talouspolitiikanarviointineuvosto.fi/wordpress/wp-content/uploads/2020/05/fiscal_multiplier_review.pdf)>, haettu 15.8.2021
- Sims, C. A. (1980) Macroeconomics and Reality. *Econometrica* Vol.48, No.1 1-48. <<https://www.jstor.org/stable/1912017?origin=JSTOR-pdf>>, haettu 31.7.2021
- Smets, F. – Wouters, R. (2007) Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach. *American Economic Review*. Vol. 97, No. 3 <<https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/aer.97.3.586>>, haettu 5.8.2021
- Stock, J. – Watson, M. (2007) Why has US Inflation Become Harder to Forecast?'' *Journal of Money, Banking and Credit*. Vol. 39 Is. 1 <<https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.1538-4616.2007.00014.x>>, haettu 12.9.2021
- Splimbergo, A. – Symansky, S. – Schindler, M. (2009) Fiscal Multipliers. *IMF Staff Position Note* SPN/09/11. <<https://www.imf.org/en/Publications/IMF-Staff-Position-Notes/Issues/2016/12/31/Fiscal-Multipliers-22963>>, haettu 24.7.2021
- Szarowská, I. (2011) Relationship Between Government Spending and Economic Growth in the Czech Republic. *Acta Univ. Agric. Silvic. Mendel. Brun.*, 59(7) <[https://acta.mendelu.cz/artkey/acu-201107-0044\\_relationship-between-government-spending-and-economic-growth-in-the-czech-republic.php](https://acta.mendelu.cz/artkey/acu-201107-0044_relationship-between-government-spending-and-economic-growth-in-the-czech-republic.php)>, haettu 4.10.2021

Thornton, J. (1998) The Growth of Public Expenditure in Latin America: A Test of 'Wagner's Law'. *Instituto de Economia, Pontificia Universidad Catolica de Chile*. <<https://www.jstor.org/stable/23830512>>, haettu 5.10.2021

Uhlig, H. (2005) What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure. *Journal of Monetary Economics* Vol.52 Issue 2, pp. 381–491.  
<<https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0304393205000073>>, haettu 9.8.2021

Virkola, T. (2014) Exchange Rate Regime, Fiscal Foresight and the Effectiveness of Fiscal Policy in a Small Open Economy. *ETLA Reports* No. 20.  
<<http://pub.etla.fi/ETLA-Raportit-Reports-20.pdf>>, haettu 26.8.2021

Walker, T.B. – Leeper E.M. – Yang, S.S (2012) Fiscal Foresight and Information Flows. *IMF Working Paper* WP/12/153  
<<https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Fiscal-Foresight-and-Information-Flows-25992>>, haettu 7.8.2021

Woodford, M. (2010) Simple Analytics of the Government Expenditure Multiplier. *NBER Working Paper* No. 15714. <<https://www.nber.org/papers/w15714>>, haettu 13.1.2021

Woodford, M. (2009) Convergence in Macroeconomics: Elements of the New Synthesis. *American Economic Journal: Macroeconomics* 2009, 1:1, 267-279  
<<https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/mac.1.1.267>>, haettu 11.5.2021

## Liitteet

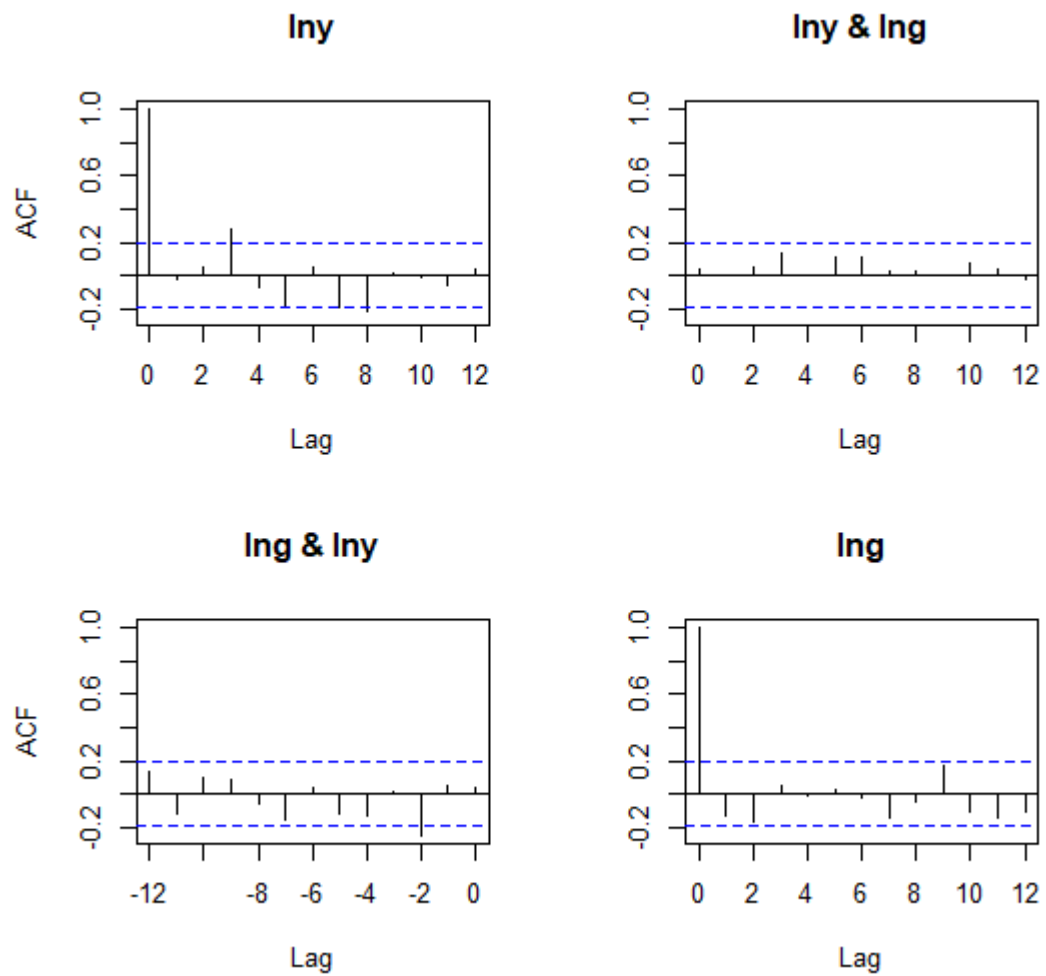
### Liite 1. Informaatiokriteerien mukainen optimaalinen viivepituus

```

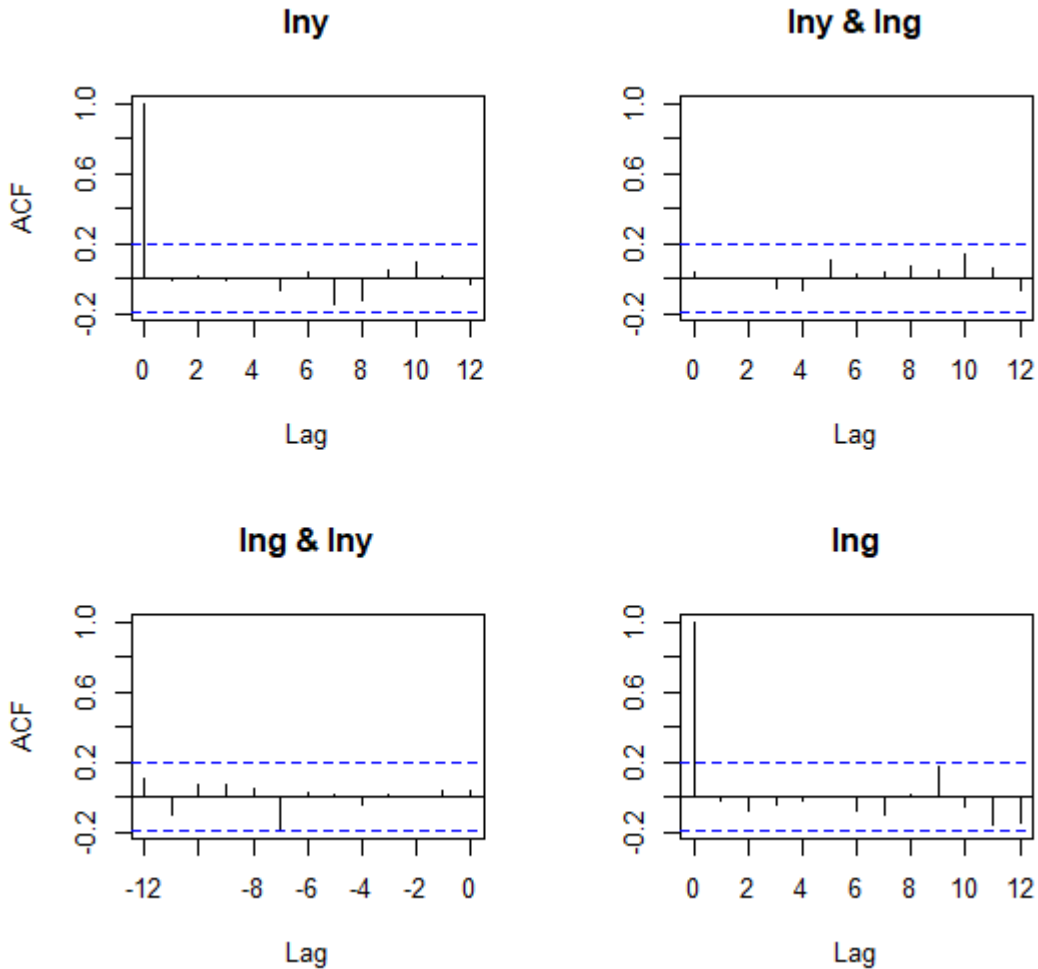
$selection
AIC(n)   HQ(n)   SC(n) FPE(n)
      4       4       2       4

```

### Liite 2. VAR(2)-mallin residuaalien autokorrelaatio



### Liite 3. VAR(4)-mallin residuaalien autokorrelaatio



### Liite 4. Johansenin menetelmä, jälki- ja ominaisarvotestit

```
#####
# Johansen-Procedure #
#####
```

Test type: trace statistic , without linear trend and constant in cointegration

```
Eigenvalues (lambda):
[1] 0.2600512 0.1262576 0.0000000
```

Values of teststatistic and critical values of test:

```
          test 10pct  5pct  1pct
r <= 1 | 13.90 10.49 12.25 16.26
r = 0  | 44.92 22.76 25.32 30.45
```

Eigenvectors, normalised to first column:  
(These are the cointegration relations)

```

                lny.11      lng.11      constant
lny.11      1.000000000    1.000000000    1.000000000
lng.11      -2.952458964  -1.593640468  10.89552393
constant    0.004093019    0.001642053  -0.04783767

```

Weights W:  
(This is the loading matrix)

```

                lny.11      lng.11      constant
lny.d -0.09622593  -0.07235087  -2.872388e-14
lng.d  0.18301780  -0.02770533   3.510894e-14

```

```

#####
# Johansen-Procedure #
#####

```

Test type: maximal eigenvalue statistic (lambda max) , without  
linear trend and constant in cointegration

Eigenvalues (lambda):  
[1] 0.2600512 0.1262576 0.0000000

Values of teststatistic and critical values of test:

```

                test 10pct  5pct  1pct
r <= 1 | 13.90 10.49 12.25 16.26
r = 0  | 31.02 16.85 18.96 23.65

```

Eigenvectors, normalised to first column:  
(These are the cointegration relations)

```

                lny.11      lng.11      constant
lny.11      1.000000000    1.000000000    1.000000000
lng.11      -2.952458964  -1.593640468  10.89552393
constant    0.004093019    0.001642053  -0.04783767

```

Weights W:  
(This is the loading matrix)

```

                lny.11      lng.11      constant
lny.d -0.09622593  -0.07235087  -2.872388e-14
lng.d  0.18301780  -0.02770533   3.510894e-14

```

### Liite 5. Estimoitu VEC (3)-malli

Response lny.d :

```

Call:
lm(formula = lny.d ~ ect1 + constant + lny.dl1 + lng.dl1 + lny.dl2 +
    lng.dl2 + lny.dl3 + lng.dl3 - 1, data = data.mat)

```

Residuals:

	Min	1Q	Median	3Q	Max
	-0.063519	-0.004101	0.000345	0.005850	0.021520

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
--	----------	------------	---------	----------

```

ect1      -0.09623      0.04519     -2.130     0.03580 *
constant  -1.60382      0.75390     -2.127     0.03598 *
lny.dl1    0.23764      0.10367      2.292     0.02410 *
lng.dl1    0.04759      0.12923      0.368     0.71353
lny.dl2    0.18598      0.10803      1.722     0.08839 .
lng.dl2   -0.03825      0.12791     -0.299     0.76555
lny.dl3    0.37001      0.11050      3.349     0.00117 **
lng.dl3    0.07082      0.11327      0.625     0.53332
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

```

Residual standard error: 0.01129 on 95 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.522, Adjusted R-squared:  0.335
F-statistic: 5.982 on 8 and 95 DF, p-value: 3.308e-06

```

Response lng.d :

```

Call:
lm(formula = lng.d ~ ect1 + constant + lny.dl1 + lng.dl1 + lny.dl2
+
  lng.dl2 + lny.dl3 + lng.dl3 - 1, data = data.mat)

```

```

Residuals:
      Min       1Q   Median       3Q      Max
-0.021413 -0.004795 -0.000345  0.004936  0.034785

```

```

Coefficients:
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
ect1      0.183018  0.035524   5.152 1.40e-06 ***
constant  3.059357  0.592693   5.162 1.34e-06 ***
lny.dl1   -0.167756  0.081501  -2.058  0.0423 *
lng.dl1   -0.328244  0.101600  -3.231  0.0017 **
lny.dl2   -0.203864  0.084927  -2.400  0.0183 *
lng.dl2   -0.223556  0.100558  -2.223  0.0286 *
lny.dl3    0.003769  0.086871   0.043  0.9655
lng.dl3   -0.036500  0.089048  -0.410  0.6828
---

```

```

Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

```

Residual standard error: 0.008876 on 95 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.6031, Adjusted R-squared:  0.5123
F-statistic: 12.47 on 8 and 95 DF, p-value: 4.453e-12

```

## Liite 6. VEC(3)-mallin diagnostiset testit

Portmanteau Test (asymptotic)

```

data: Residuals of VAR object vecm.level
Chi-squared = 3.408, df = 6, p-value = 0.7562

```

ARCH (multivariate)

```

data: Residuals of VAR object vecm.level
Chi-squared = 108.05, df = 135, p-value = 0.9575

```



