

TAMPEREEN YLIOPISTO

Johtamiskorkeakoulu

EKP:n rahapolitiikan vaikutus reaalitalouteen – FAVAR-lähestymistapa

Taloustiede

Pro gradu -tutkielma

Kevät 2018

Ohjaaja: Hannu Laurila

Olli-Matti Laine

Tiivistelmä

Finanssikriisin jälkeen Euroopan keskuspankin (EKP:n) rahapolitiikka on herättänyt suurta kiinnostusta paitsi akateemisessa maailmassa myös suuren yleisön keskuudessa. Kriisin jälkeen EKP on keventänyt tavanomaista rahapolitiikkaansa laskemalla ohjauuskorkonsa aina nolnaan asti sekä kasvattanut tasettaan merkittävästi epätavanomaisin keinoin. Tässä tutkielmassa pyritään selvittämään, miten EKP:n rahapolitiikka on vaikuttanut reaalityouteen ja onko vaikutus mahdollisesti muuttunut. Tutkielmassa pohditaan näitä kysymyksiä aluksi aiemman teoreettisen sekä empiirisen tutkimuksen valossa. Tämän jälkeen kysymyksiä analysoidaan empiirisesti faktori-augmentoitujen vektoriautoregressiivisten mallien (FAVAR-mallien) avulla. FAVAR-mallien ideana on yhdistää perinteisiin VAR-malleihin suuresta muuttujajoukosta estimoituja faktoreita. Menetelmän etuna on se, että malliin voidaan ottaa mukaan valtava määrä informaatiota. Lisäksi menetelmä mahdollistaa rahapolitiikan vaikutusten analysoinnin lukuisten eri muuttujien osalta. FAVAR-mallien avulla saatujen tulosten perusteella näyttää siltä, että tavanomaisella rahapolitiikalla on ollut sekä merkittävä että tilastollisesti merkitsevä vaikutus useisiin eri reaalityoutta kuvaaviin muuttujiin kuten esimerkiksi työttömyysasteeseen sekä teollisuustuotannon volyyymiin. Sen sijaan epätavanomaisen rahapolitiikan reaalityoudelliset vaikutukset eivät tulosten perusteella vaikuta olleen yhtä selviä. Kun puolestaan tarkastellaan, onko rahapolitiikan vaikutus mahdollisesti muuttunut, havaitaan tavanomaisen rahapolitiikan vaikutusten mahdollisesti heikenneen matalien korkojen myötä.

Sisällysluettelo

1	Johdanto	1
2	Tutkimuskysymysten taustoitus	4
2.1	Euroalueen tilanne rahapolitiikan näkökulmasta.....	4
2.2	Miten rahapolitiikka voi vaikuttaa reaalitalouteen.....	5
2.3	Miksi rahapolitiikan vaikutus saattaa olla muuttunut euroalueella.....	8
3	Menetelmä	14
3.1	Johdatus FAVAR-malleihin.....	14
3.2	Aiempi empiirinen tutkimus EKP:n rahapolitiikan vaikutuksista.....	17
3.3	FAVAR-malli.....	19
3.4	Mallin estimointimenetelmä.....	20
3.5	Impulssivastefunktiot.....	22
4	Empiirinen analyysi	25
4.1	Aineisto	25
4.2	EKP:n rahapolitiikan vaikutus reaalitalouteen.....	27
4.3	EKP:n rahapolitiikan vaikutuksen muuttuminen.....	40
5	Päätelmät	51
	Lähteet	54
	Liitteet	59
	Liite A.....	59
	Liite B1.....	64
	Liite B2.....	65
	Liite B3.....	66
	Liite B4.....	67
	Liite C.....	68
	Liite D.....	69
	Liite E.....	70

1 Johdanto

Rahapolitiikan vaikutus reaalityouteen on kiinnostanut taloustieteilijöitä jo vuosisatojen ajan. Klassisen dikotomian mukaan nimelliset suureet eivät vaikuta reaalityisiin suureisiin. Oletuksen pitäessä paikkaansa rahan nimellinen määrä vaikuttaa ainoastaan hintatasoon. Raha on siis niin sanotusti neutraalia. Ajatuksen rahan pitkän aikavälin neutraaliudesta esitti tiedettävästi ensimmäisenä Hume (1752). Rahan neutraaliusoletukseen on kuitenkin jo pitkään suhtauduttu kriittisesti, ja myös Hume tiedosti rahan määrän vaikuttavan lyhyellä aikavälillä eri tavoin kuin pitkällä aikavälillä. Keskustelu kääntyi siihen, miten rahan määrä vaikuttaa reaalityouteen ja voidaanko suhdannevaihteluita tasata rahapolitiikalla.

Esimerkiksi itävaltalaiset taloustieteilijät kuten Hayek (1929) uskoivat rahapolitiikalla olevan keskeinen asema suhdannevaihtelujen selittäjänä. Hayek argumentoi aktiivisen rahapolitiikan vääristävän korkoja ja johtavan resurssien virheelliseen allokointumiseen. Näin rahapolitiikka itse asiassa voimisti hänen mukaansa suhdannevaihteluita pitkällä aikavälillä, vaikka se lyhyellä aikavälillä saisi aikaan toivottuja vaikutuksia. Keynes (1936) taas esitti rahapolitiikalla voitavan tasata suhdanteita. Hän kuitenkin argumentoi rahapolitiikan muuttuvan tehottomaksi korkotason laskiessa äärimmäisen alhaiseksi. Tällaisesta tilanteesta hän käytti nimitystä likviditeettiloukku. Myöhemmin keskustelu jatkui keynesiläisten ja monetaristien välillä. Toisin kuin keynesiläiset monetaristit kuten Friedman (1969) uskoivat rahapolitiikalla olevan lyhyellä aikavälillä suuri vaikutus reaalityouteen myös matalien korkojen aikana. Rahapolitiikan voimakkaasta lyhyen aikavälin vaikutuksesta huolimatta tai oikeastaan sen takia Friedman näki suhdannepolitiikan kuitenkin haitallisena. Pitkällä aikavälillä monetaristit kuitenkin uskoivat rahan olevan neutraalia.

Vielä 1900-luvun lopussakaan ei kuitenkaan ollut konsensusta edes siitä, vaikuttiko rahapolitiikka ylipäänsä reaalityouteen. Lucas (1976) esitti vain odottamattomilla politiikkamuutoksilla olevan vaikutusta reaalityouteen johtuen rationaalisista odotuksista. Näin siis odotetuilla muutoksilla rahan määrässä olisi vain nimellisiä vaikutuksia. Uusklassiset taloustieteilijät kuten Kydland ja Prescott (1982) puolestaan olettivat jopa, ettei edes odottamattomilla rahapolitiikkamuutoksilla olisi reaalityoudellisia vaikutuksia.

Vuosituhanen vaihteessa monet makrotaloustieteilijät uskoivat lopullisen totuuden löytyneen eri koulukuntien synteessä myötä. Esimerkiksi muutama vuosi ennen finanssikriisiä nobelisti Lucas (2003) julisti makrotaloustieteen ratkaisseen keskeisen ongelmansa – sen, miten lamat voidaan estää.

Kuten tästä lyhyestä rahapolitiikan tutkimuksen historiallisesta katsauksesta voidaan ehkä havaita, rahapoliittiseen keskusteluun on liittynyt paitsi positiivinen myös normatiivinen puoli. Vaikka rahapolitiikan vaikutuksesta reaalityouteen päästäisiin yksimielisyyteen, toinen kysymys on se, miten rahapolitiikka tulisi harjoittaa olettaen, että rahapolitiikka vaikuttaa tietyllä tavalla. Tämä käy hyvin ilmi esimerkiksi keynesiläisten ja monetaristien näkemyseroista optimaalisen rahapolitiikan suhteen. Näkemyserot rahapolitiikan lyhyen aikavälin vaikutuksesta normaaliaikoina eivät olleet kovinkaan suuret, mutta johtopäätökset optimaalisesta rahapolitiikasta olivat aivan erilaiset (esim. Friedman, 1969). Haasteen keskusteluun optimaalisesta politiikasta tuo esimerkiksi se, että lyhyen ja pitkän aikavälin vaikutukset ovat erilaisia. Vaikka esimerkiksi lyhyen aikavälin vaikutuksesta oltaisiinkin yksimielisiä, näkemyserot pitkän aikavälin vaikutuksesta saattavat johtaa erilaisiin näkemyksiin optimaalisesta politiikasta. Lisäksi näkemyksiin optimaalisesta politiikasta ovat vaikuttaneet näkemyserot siitä, pystyykö keskuspankki tietämään, missä vaiheessa suhdannekiertoa talous on, jos edes markkinat eivät pysty siihen. Jos voittoa maksimoiva sijoittaja ei tiedä, ovatko markkinat suhdannehuipussaan, miten keskuspankin virkamiehet voisivat sen tietää?

Ennen finanssikriisiä usko rahapolitiikan kaikkivoipaisuuteen tuntuu olleen vahva. Tästä kertovat Lucasin (2003) julistuksen lisäksi muun muassa keskuspankeille myönnetty autonominen asema ja vahva mandaatti esimerkiksi Euroopassa ja Yhdysvalloissa. Globaalin finanssikriisin ja matalien korkojen myötä keskustelu rahapolitiikan tehosta tuli kuitenkin uudelleen erittäin ajankohtaiseksi ja vanha monetaristien ja keynesiläisten keskustelu likviditeettiloukusta heräsi jälleen eloon.

Tässä tutkielmassa pyrin vastaamaan kahteen kysymykseen. Tutkin ensinnäkin, miten EKP:n rahapolitiikka on vaikuttanut reaalityouteen lyhyellä aikavälillä. Vaikka empiiristä tutkimusta rahapolitiikan vaikutuksista on jo paljon, euroalueen osalta tutkimusta on vielä suhteellisen vähän. Empiirisissä tarkasteluissani sovellan Bernanken, Boivin ja Eliaszin (2005) esittämiä FAVAR-malleja, joiden ideana on yhdistää aikasarja-analyysi ja monimuuttujamenetelmät. Menetelmä mahdollistaa rahapolitiikan vaikutusten tarkastelun usean eri reaalityoutta kuvaavan muuttujan osalta. Tutkielmassani tarkastelen esimerkiksi reaalityoutta ja työttömyysastetta, mutta myös reaalityoutta ja reaalityoutta.

Toisekseen pyrin selvittämään, onko rahapolitiikan vaikutus muuttunut kriisien ja matalien korkojen myötä. Keynesiläisen teorian mukaan rahapolitiikka menettää tehonsa korkojen laskiessa äärimmäisen alhaisiksi. Sen sijaan monetaristit argumentoivat, ettei korkotasolla ole juuri vaikutusta rahapolitiikan tehoon. Sovellan myös tässä analyysissä FAVAR-malleja.

Tutkielma ei siis pyri normatiivisesti arvioimaan, millaista olisi optimaalinen rahapolitiikka, vaan ainoastaan selvittämään, miten rahapolitiikka on vaikuttanut euroalueen reaalityouteen ja onko

vaikutus mahdollisesti muuttunut. Tutkielmassa ei myöskään pyritä tutkimaan esimerkiksi talouskriisien vaikutusta rahapolitiikan välittymiseen sinällään, vaan kiinnostuksen kohteena ovat nimenomaan EKP:n toimien vaikutukset.

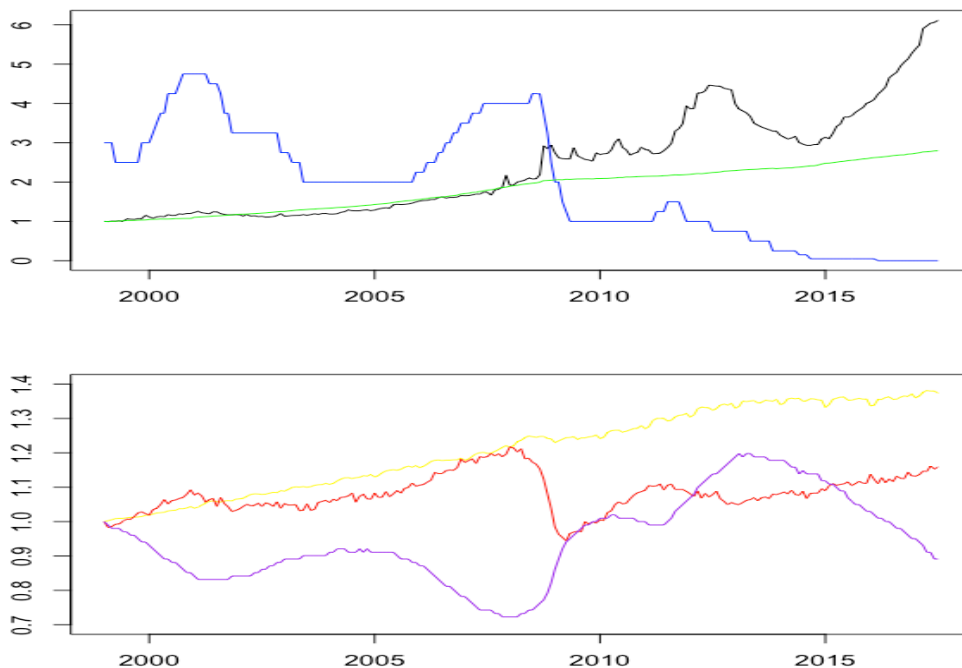
Tutkielma etenee seuraavasti. Luvussa 2 pohjustan tutkimuskysymyksiä sekä -asetelmaa esittämällä lyhyen yleiskatsauksen euroalueen taloustilanteesta sekä tarkastelemalla tutkimuskysymyksiä aiemman teoreettisen ja empiirisen tutkimuksen valossa. Luvussa 3 tarkastelen rahapolitiikan reaalitaloudellisten vaikutusten tutkimiseen käytettyjä menetelmiä ja johdattelen lukijan FAVAR-mallien ideaan. Käyn myös läpi nimenomaan euroaluetta koskevaa tutkimusta. Tämän jälkeen esittelen käyttämäni menetelmän. Luvussa 4 esittelen käyttämäni aineiston sekä empiiriset tulokseni. Luvussa 5 esitän johtopäätökset.

2 Tutkimuskysymysten taustoitus

2.1 Euroalueen tilanne rahapolitiikan näkökulmasta

Euroalueella rahapolitiikasta vastaa EKP. Sen ensisijainen tavoite on hintavakauden ylläpitäminen, mutta tämän tavoitteen ohella se pyrkii huolehtimaan myös esimerkiksi talouskasvusta ja työllisyydestä. Keskeinen instrumentti, jolla EKP on pyrkinyt vaikuttamaan euroalueen talouskehitykseen, on keskuspankin ohjaukorko (The interest rate on the main refinancing operations).

Kuvassa 1 on esitetty joitakin keskeisiä muuttujia euroalueelta. Finanssikriisin jälkeen EKP on laskenut ohjaukorkonsa aina nolnaan asti. Finanssikriisin myötä EKP otti käyttöönsä myös niin sanotut epätavanomaiset keinot, mikä tarkoitti laajamittaisia arvopaperiostoja ja siten EKP:n taseen laajenemista. Huolimatta matalasta ohjaukorkosta ja osto-ohjelmista raha-aggregaatit, kuten kuvassa oleva M2, eivät kuitenkaan ole kasvaneet merkittävästi. EKP:n taseen ja raha-aggregaatin yhteyden katkeaminen kertoo siitä, että rahakerroin on pienentynyt, mikä on tyypillistä kriisien aikana (esim. Friedman ja Schwartz, 1963). Keskuspankin liikkeeseen laskema raha ei siis ole kiertänyt taloudessa entiseen tapansa.



Kuva 1: Kuvassa ovat EKP:n ohjaukorko (sininen), EKP:n tase (musta), M2 (vihreä), teollisuustuotanto (punainen), YKHI (keltainen) ja työttömyysaste (violetti) ajalta 1999:1-2017:7. Ohjaukorko on prosenttiyksiköissä; muut muuttujat ovat indekseinä.

Kriisin jälkeen myöskään EKP:n keskeisin tavoitemuuttuja eli yhdenmukaistettu kuluttajahintaindeksi (YKHI) ei ole kasvanut tavoitellusti. EKP tavoittelee YKHI:n hieman alle 2 % vuotuista kasvua. Jos tavoite olisi toteutunut jokaisena ajan hetkenä, kuvaan 1 piirretyn YKHI:n kulmakertoimen olisi pitänyt kasvaa vuodesta toiseen. Näin ei kuitenkaan ole tapahtunut, vaan kulmakerroin on pysynyt jotakuinkin samana tai jopa pienentynyt kriisin jälkeen. Osin tätä selittää se, että EKP tavoittelee nimenomaan YKHI:n tiettyä muutosta eikä tasoa. EKP ei siis tavoittele voimakkaampaa kasvua sen jälkeen, jos jonakin vuonna kasvutavoitteesta ollaan jääty.

Myöskään reaalityalous ei kehittynyt kriisin aikana toivotusti. Finanssikriisin alettua työttömyysaste kasvoi voimakkaasti ja teollisuustuotanto romahti. Myöhemmin kriisin jälkeen työttömyys on kuitenkin kääntynyt laskuun ja teollisuustuotanto nousuun, kun rahapolitiikkaa ollaan kevennetty. Myös ennen kriisiä voidaan havaita ohjauksen ja reaalityoutta kuvaavien muuttujien samankaltainen yhteys. Kuvasta ei kuitenkaan voida vielä päätellä, että EKP:n rahapolitiikka olisi aiheuttanut nämä muutokset.

Tarkastelen seuraavaksi aiemman tutkimuksen valossa, miten rahapolitiikan voidaan olettaa vaikuttavan reaalityouteen ja miksi vaikuttavuus on saattanut muuttua.

2.2 Miten rahapolitiikka voi vaikuttaa reaalityouteen

Rahapolitiikan vaikutus reaalityouteen tunnetusti saattaa erota pitkällä ja lyhyellä aikavälillä. Tämän tutkielman kiinnostuksen kohde on lyhyessä aikavälissä, mutta aihetta on mielekästä lähestyä pohtimalla aluksi, miten rahapolitiikka vaikuttaa pitkällä aikavälillä.

Tarkasteltaessa rahan määrän ja sitä kautta rahapolitiikan reaalityoudellisia vaikutuksia on luontevaa lähteä liikkeelle rahan kvantiteettiteoriasta, jonka Hume (1752) esitti esseessään ”Of Money”¹. Teorian mukaan rahan määrä ei vaikuta reaalityiseen tuotantoon, vaan ainoastaan hintatasoon – raha on siis niin sanotusti neutraalia. Pitkällä aikavälillä näyttääkin siltä, että hintatasolla ja rahan määrän suhteella reaalityiseen tuotantoon on positiivinen vakaa yhteys (esim. Friedman ja Schwartz, 1963; Dwyer ja Hafer, 1999). Tämä tukee ajatusta rahan neutraaliudesta pitkällä aikavälillä. Vaikka pitkällä aikavälillä rahan määrän kasvu suhteessa reaalityiseen tuotantoon johtaa hintatason kasvuun likimain

¹ Teoria voidaan tiivistää yhtälöön: $MV = PY$, jossa kirjain M on rahan määrä, kirjain V on rahan kiertonopeus, kirjain P on hintataso ja kirjain Y on reaalityinen tuotanto. Teorian mukaan rahan kiertonopeuden ollessa vakio rahan määrän kasvu suhteessa reaalityiseen tuotantoon johtaa hintatason nousuun samassa suhteessa. Todellisuudessa kiertonopeus ei ole vakio, vaan vaihtelee suhdanteiden mukaan ja on kasvanut trendinomaisesti (Friedman ja Schwartz, 1963).

samassa suhteessa, toinen kysymys on se, onko rahan määrän kasvuvauhdilla reaalisia vaikutuksia, eli onko raha niin sanotusti superneutraalia.

Teoreettisesti rahan määrän kasvuvauhdin vaikutusta reaalitalouden kehitykseen on pyritty tutkimaan ottamalla raha mukaan kasvumalleihin. Tobin (1965) näytti, että rahan lisääminen Solow (1956) kasvumalliin johtaa siihen, että rahan määrän kasvuvauhdin nopeutuessa eli inflaation nopeutuessa pääoman steady state -arvo kasvaa, jolloin myös reaalisen tuotannon taso henkilöä kohden kasvaa. Hänen tuloksensa ei kuitenkaan jäänyt kritiikittä. Esimerkiksi Sidrauski (1967) näytti, että kun oletetaan hyötyä maksimoiva kuluttaja, rahan määrän kasvuvauhdilla ja siten inflaatiolla ei ole reaalisia vaikutuksia, mikä tarkoittaa, että raha on superneutraalia. Malleja on tämän jälkeen jalostettu, mutta niiden antamat tulokset ovat olleet hyvinkin ristiriitaisia ja riippuvaisia käytetyistä oletuksista (Orphanides ja Solow, 1990). Vaikka inflaatiolla olisikin esimerkiksi Tobinin (1965) esittämä positiivinen vaikutus reaaliseen tuotantoon, inflaatiolla on kuitenkin tunnetusti monia kustannuksia. Kustannukset ovat erityisen suuria, jos inflaatio on odottamatonta, mutta myös odotetulla inflaatiolla on esitetty olevan kustannuksia kuten verotuksen ja kirjanpidon vääristyminen sekä kengänpohjakustannukset (esim. Driffill, Mizon ja Ulph, 1990; Fischer ja Modigliani, 1978). Toisaalta inflaatiosta on esitetty olevan myös hyötyä: inflaatio esimerkiksi pienentää riskiä ajautua likviditeettiloukkuun (esim. Ball, 2014; Eggertsson ja Woodford, 2003).

Empiirisesti inflaation ja talouden reaalisen kasvuvauhdin välistä yhteyttä on yritetty tutkia estimoimalla kynnyksarvo, jonka jälkeen inflaation kasvun negatiiviset vaikutukset alkavat dominoida positiivisia vaikutuksia. Esimerkiksi Kremer, Bick ja Nautz (2013) estimoivat inflaation kynnyksarvoksi kehittyneissä maissa 2,53 % vuodessa. Tulokseen tosin täytyy suhtautua varauksella, sillä on mahdollista, etteivät tutkijat ole pystyneet kontrolloimaan kaikkea olennaista ja esimerkiksi huono taloudellinen kehitys on lisännyt rahapolitiikan käyttöä julkisen talouden rahoituskanavana, mikä puolestaan on lisännyt inflaatiota. Tällöin rahan määrän kasvuvauhti ei olisi vaikuttanut reaaliseen tuotantoon, vaan reaalin tuotanto olisi vaikuttanut rahan määrän kasvuvauhtiin. Voi myös olla, että korkea inflaatio itsessään ei ole syynä talouskasvun heikentymiselle, vaan korkean inflaation mukanaan tuoma ennustamaton vaihtelu inflaatiossa. Voi siis olla, että jos rahan arvo heikkenisi joka vuosi tarkalleen vaikkapa 20 %, ihmiset osaisivat varautua muutoksiin ja negatiivinen vaikutus reaalitalouteen jäisi huomattavasti pienemmäksi. Tämänkaltainen tilanne ei kuitenkaan ole mielestäni kovin realistinen.

Toinen keskustelu on ollut se, miten rahan määrä vaikuttaa reaalitalouteen lyhyellä aikavälillä. Se on myös tämän tutkielman kiinnostuksen aihe. Jonkinlaisena lähtöpisteenä keskustelulle voidaan pitää Keynesin (1936) teorioita, jotka Hicks (1937) formalisoi IS-LM-malliksi. Mallissa rahapolitiikka

vaikuttaa seuraavasti. Keskuspankin lisätessä reaalista rahan tarjontaa reaalin korko laskee. Alentunut reaalikorko puolestaan lisää investointeja, mikä taas kasvattaa reaalista tuotantoa. Keskuspankin vähentäessä reaalista rahan tarjontaa vaikutus on päinvastainen. Tätä vaikutuskanavaa kutsutaan korkokanavaksi (interest rate channel) (Mishkin, 1996, s. 2-3).

Keskeistä mallissa on se, että keskuspankki voi lisätä reaalista rahan tarjontaa, koska hintataso oletetaan vakioksi lyhyellä aikavälillä. Tärkeä teoreettinen kysymys onkin se, minkä takia hinnat eivät välittömästi reagoi muuttuneeseen rahan määrään, jolloin rahapolitiikalla olisi vain nimellisiä vaikutuksia. Mankiw (1985) esittää hintajäykkyyksien syyksi menu-kustannuksia. Koska hintojen päivittämisellä on jokin kustannus, hintoja ei kannata aina muuttaa, vaikka kokonaiskysyntä muuttuisi. Tämän takia keskuspankin muuttaessa rahan määrää vain osa yrityksistä muuttaa hintojaan. Taylor (1979) puolestaan esittää syyksi työmarkkinoiden jäykkyyttä. Koska palkat sovitaan kerrallaan pitkäksi ajaksi, eivät ne voi sopeutua välittömästi.

Perinteisen korkokanavan lisäksi on esitetty paljon muitakin rahapolitiikan vaikutuskanavia. Koska ihmisten odotukset vaikuttavat heidän käyttäytymiseensä, rahan määrä vaikuttaa reaalikorkoon mitä luultavimmin myös odotetun inflaation kautta (expectation channel) (esim. Krugman, 2000). Odotuskanavan kautta keskuspankki voi rahapolitiikallaan vaikuttaa reaalitalouteen muuttamatta nimellistä ohjauskorkoaan. Edellytyksenä kanavan olemassa ololle on se, että keskuspankki voi tavalla tai toisella muuttaa inflaatio-odotuksia. Tapoja joilla keskuspankki voi vaikuttaa inflaatio-odotuksiin muuttamatta ohjauskorkoaan ovat esimerkiksi, ennakoiva viestintä ja inflaatio- tai hintatasotavoite. Ongelmana odotuskanavassa on kuitenkin uskottavuus. Jos yleisö ei usko keskuspankin viestintää tai julkilausuttua inflaatio- tai hintatasotavoitetta, ei niillä myöskään ole vaikutusta inflaatio-odotuksiin.

Muita keskeisiksi esitettyjä varallisuuskohteiden hintojen kautta syntyviä vaikutuskanavia ovat esimerkiksi valuuttakurssikanava (exchange rate channel) ja varallisuushintakanavat (equity price channels). Jos keskuspankki pystyy joko perinteisen korkokanavan tai odotuskanavan kautta vaikuttamaan reaalikorkoon, seuraa keventävästä rahapolitiikasta myös valuutan heikkeneminen, sillä sijoittajat pitävät rahansa mieluummin jossakin muualla, missä korot ovat korkeammat. Heikentynyt valuutta taas kasvattaa nettovientä, sillä kotimaiset tuotteet muuttuvat edullisemmiksi suhteessa ulkomaisiin tuotteisiin. (Mishkin, 1996, s. 4-6.)

Varallisuushintakanava taas toimii siten, että keskuspankin keventävän politiikan aikaansaama alentunut reaalikorko ja lisääntynyt rahan määrä nostavat osakkeiden tai vaikkapa asuntojen hintoja. Yritysten markkina-arvo suhteessa pääoman kustannuksiin nousee. Tällöin yritysten on kannattavaa investoida, koska uuden pääoman hankkiminen on halpaa ja olemassa oleva pääoma on arvokasta.

Tätä teoriaa kutsutaan Tobinin q-teoriaksi. (Tobin, 1969.) Nousseilla varallisuushinnoilla on myös muita vaikutusmekanismeja. Nousseet varallisuushinnat vaikuttavat reaalityönteeseen myös suoraan lisäämällä kulutusta (Mishkin, 1996, s. 6-8).

Rahapolitiikan on esitetty vaikuttavan myös muilla tavoin kuin reaalityönteeseen muutoksen kautta syntyvän varallisuuskohdeiden hintojen muutoksen kautta. Luottokanavat (credit channels) perustuvat oletukselle epäsymmetrisestä informaatiosta lainamarkkinoilla. Epäsymmetrisen informaation takia yritys joutuu maksamaan ylimääräisen preemion hankkiessaan ulkoista rahoitusta. Luottokanavien logiikka on se, että rahapolitiikalla voidaan vaikuttaa tämän preemion suuruuteen ja sitä kautta investointien määrään ja reaalityönteeseen tuotantoon. Kaksi keskeistä luottokanavaa ovat pankkilainoituskanava (bank lending channel) ja tasekanava (balance sheet channel). (Mishkin, 1996, s. 8-15.)

Pankkilainoituskanava toimii seuraavasti. Keskuspankin lisätessä rahan määrää pankkien reservien ja talletusten ja siten myös lainattavissa olevien varojen määrä lisääntyy. Tämä lisää pankkilainojen määrää ja investointeja niiden toimijoiden keskuudessa, jotka ovat riippuvaisia pankkien kautta saadusta rahoituksesta. Preemio siis pienenee tarjonnan kasvun myötä. Tämä johtaa pankkilainoituksesta riippuvaisten yritysten investointien kasvuun. Tasekanava taas toimii seuraavasti. Rahan määrän lisääntyessä lainanottajan varallisuuden arvo kasvaa, mikä vähentää epäsymmetrisen informaation ongelmia, koska lainanottaja voi asettaa suuremman vakuuden. Suuremmat vakuudet pienentävät preemiota ja lisäävät investointien rahoitusta. Keskuspankin vähentäessä rahan määrää mekanismit toimivat päinvastoin. (esim. Bernanke ja Gertler, 1995, s. 34-43; Mishkin, 1996, s. 8-15.)

Edellä esitellyt erilaiset rahapolitiikan lyhyen aikavälin vaikutusmekanismit ovat luonteeltaan karkeasti jaotellen keynesiläisiä tai monetaristisia. Teoreettisesti on kuitenkin esitetty myös, että rahapolitiikalla ei olisi lainkaan vaikutuksia edes lyhyellä aikavälillä. Tämä oletus on esimerkiksi uusklassisissa reaalityönteeseen suhdannevaihtelujen (RBC) malleissa (esim. Kydland ja Prescott, 1982). Näissä malleissa poikkeamat pitkän aikavälin kasvu-uralta syntyvät ainoastaan niin sanottujen teknologiashokkien myötä eikä rahan määrällä ole lainkaan reaalityönteeseen vaikutuksia.

2.3 Miksi rahapolitiikan vaikutus saattaa olla muuttunut euroalueella

Euroalue koki suuren murroksen finanssikriisin yhteydessä ja sen jälkeen. Finanssikriisi itsessään lisäsi epävarmuutta markkinoilla. Myöhemmin finanssikriisin jälkeen monet eurooppalaiset pankit ajautuivat suuriin ongelmiin. EKP puolestaan reagoi talouden muutokseen laskemalla ohjauskorkoaan

merkittävästi. Seuraavaksi pohdin, miten nämä seikat mahdollisesti voisivat vaikuttaa rahapolitiikan välittymiseen.

Talouden kriiseihin ja epävarmuuden lisääntymiseen liittyy usein epäsymmetrisen informaation ongelmien pahentuminen (esim. Mishkin, 1990). Bernanke (1983) esittää lisääntyvän epävarmuuden saavan talouden toimijat lykkäämään investointipäätöksiään ja odottamaan lisää informaatiota, minkä takia reaalityalous ei reagoi muutoksiin rahapolitiikkainstrumentissa yhtä voimakkaasti kuin tavallisesti. Toisaalta esimerkiksi Mishkin (2009) argumentoi rahapolitiikan olevan kriisien aikana jopa tehokkaampaa kuin normaaleina aikoina. Hänen mukaansa rahapolitiikka on erityisen tehokasta kriisien aikana, koska niiden aikana sillä on tavallista suurempi vaikutus riskipreemioihin. Hän siis argumentoi luottokanavien kautta syntyvien vaikutusten voimakkuuksien kasvavan merkittävästi epävarmuuden lisääntyessä.

Empiiriset tulokset tukevat kuitenkin ajatusta siitä, että rahapolitiikka ei ole epävarmuuden aikana niin tehokasta kuin vähemmän epävarmoina aikoina. Esimerkiksi Aastveit ym. (2013) tutkivat epävarmuuden vaikutusta rahapolitiikkashokkien vaikuttavuuteen rakenteellisen VAR-mallin avulla. Epävarmuuden mittana he käyttivät muun muassa osakemarkkinoiden volatilitteettia. He havaitsivat, että epävarmuuden ollessa korkeimmassa desiilissä rahapolitiikan vaikutus investointeihin on noin puolet pienempi verrattuna siihen, kun epävarmuus on alimmassa desiilissä.

Lisääntyneen epävarmuuden lisäksi kriisiä seurasivat ongelmat rahoitusjärjestelmässä. Finanssikriisin jälkeen euroalueen pankkisektori joutui suuriin vaikeuksiin. Pankkisektorin rooli saattaa olla keskeinen rahapolitiikan välittymisen kannalta. Se kuinka keskeinen pankkisektorin rooli on, riippuu siitä, mitkä ovat keskeisimmät rahapolitiikan välittymiskanavat. Erityisesti luottokanavat toimivat nimenomaan pankkisektorin kautta.

Jos halutaan ymmärtää, miten häiriöt rahoituksen välittäjien toiminnassa vaikuttavat rahapolitiikan välittymiseen reaalityalouteen, täytyy ensin ymmärtää, mihin rahoituksen välittäjiä ylipäänsä tarvitaan. Ei ole aivan itsestään selvää, miksi pankeilla on niin suuri rooli kansantaloudessa.

Rahoituksen transaktiokustannukset ovat suuret johtuen muun muassa lainsäädännöstä sekä monimutkaisista sopimuksista. Yksittäisten ihmisten ei välttämättä kannata lainata pieniä summia yrityksille tai muille ihmisille, koska sopimusten laatiminen ilman asiantuntemusta saattaa olla liian hankalaa. Pankkien tai yleisesti ottaen rahoituksen välittäjien on mahdollista alentaa näitä kustannuksia erikoistumisen sekä mittakaavaetujen kautta. (Scholes, Benston ja Smith, 1976.)

Toinen tärkeä selittäjä rahoituksen välittäjien tarpeelle on epäsymmetrinen informaatio. Erityisesti haitallinen valikoituminen sekä moraalikato ovat ilmiöitä, joita pankkisektori pystyy pienentämään.

Akerlof (1970) selittää haitallista valikoitumista käytettyjen autojen markkinoiden avulla. Ostajat eivät halua maksaa korkeaa hintaa autoista, koska pelkäävät niiden olevan huonoja. Myyjät vastaavasti eivät halua myydä hyviä autoja, koska ostajat eivät halua maksaa hyvistä autoista riittävästi, koska he pelkäävät niiden olevan todellisuudessa huonoja. Täten markkinoille valikoituu lähinnä huonoja autoja. Samankaltainen informaation epäsymmetria on myös rahoitusmarkkinoilla (Myers ja Majluf, 1984). Rahoitusta tarvitseva yritys tai henkilö tietää itsestään rahoittajaa enemmän, jolloin markkinoille valikoituu ainoastaan huonoja rahoituksen hakijoita. Rahoittajat tietävät tämän, joten markkinat pysyvät pieninä ja hyvät yritykset eivät hae rahoitusta. Markkinat voisivat toimia paremmin, jos joku keräisi rahoituksen hakijoista informaatiota ja myisi sitä rahoittajille. Tällöin ongelmana on kuitenkin vapaamatkustajuus. Rahoittajat, jotka eivät ole maksaneet informaatiosta, voivat hyötyä siitä silti.

Diamond (1984) esittää rahoituksen välittäjien olevan ratkaisu ongelmaan. Vapaamatkustajaongelma poistuu, koska pankit voivat hyödyntää hankkimaansa informaatiota ilman, että muut pääsevät hyötymään siitä. Pankki voi kerätä informaatiota asiakkaistaan ja lainata rahaa tietäen, onko asiakas hyvä vai huono. Syy siihen, miksi rahoittajien ei itse kannata kerätä informaatiota, ovat kustannukset, kuten jo edellä mainittiin. Diamond osoittaa, että informaation hankkimisen kustannukset voidaan minimoida rahoituksen välittäjien avulla.

Moraalikato eroaa haitallisesta valikoitumisesta siinä, että informaation epäsymmetria koskee käyttäytymistä sopimuksen jälkeen. Esimerkiksi lainanottajalla on lainanantajaa enemmän informaatiota käyttäytymisestään lainasopimuksen jälkeen. Tämä aiheuttaa ongelmia samaan tapaan kuin haitallinen valikoituminen – rahoitusmarkkinat pysyvät pieninä ja “rehellisten” ei kannata hakea rahoitusta. Diamond (1984) esittää teoreettisesti ongelmasta seuraavan kaksi johtopäätöstä, jotka selittävät rahoitusjärjestelmän rakennetta. Ensinnäkin rahoittajat haluavat käyttää velkaa enemmän kuin omaa pääomaa. Toisin kuin oman pääoman tapauksessa, velka ja korot täytyy maksaa takaisin riippumatta yrityksen menestyksestä. Näin moraalikadon ongelma pienenee. Toisekseen rahoituksen välittäjät pystyvät valvomaan rahoitettavia kustannustehokkaasti sekä ilman vapaamatkustajaongelmaa. Näiden johtopäätösten valossa pankkien keskeinen rooli tuntuu ymmärrettävältä.

Pankeilla ja muilla rahoituksen välittäjillä on siis tärkeä rooli kustannusten alentajina ja epäsymmetrisen informaation ongelman poistajina. Jos syystä tai toisesta rahoitusjärjestelmään tulee häiriöitä, rahapolitiikan vaikutus reaalityönteeseen saattaa heikentää epäsymmetrisen informaation ongelman pahenemisen takia. Voi siis olla, että rahapolitiikan vaikutus reaalityönteeseen on ehdollinen olemassa olevalle pankkijärjestelmälle.

Kolmas mahdollinen seikka, joka on saattanut vaikuttaa rahapolitiikan välittymiseen, on matala korkotaso. Finanssikriisin jälkeen korkotaso on laskenut äärimmäisen matalaksi. EKP:n ohjauskorko on ollut jo pitkään nollassa, mutta myös markkinakorot ovat olleet äärimmäisen matalia jo pitkään.

Keynes (1936) esitti rahapolitiikan muuttuvan tehottomaksi korkojen laskiessa riittävän alhaisiksi. Syy tähän juontaa juurensa rahan spekulatiivisesta kysynnästä². Ihmisten päätökseen sijoittaa velkakirjoihin vaikuttavat odotukset tulevasta korkotasosta. Korkojen ollessa matalalla ihmiset odottavat korkojen nousevan tulevaisuudessa. Tämän takia korkojen laskettua riittävän alhaisiksi, kukaan ei enää halua sijoittaa velkakirjoihin. Vaikka keskuspankki lisäisi rahan määrää ostamalla velkakirjoja, yleinen korkotaso ei enää laske, koska kaikki pitävät rahan mieluummin itsellään kuin lainaavat sitä muille. Ilmiö tunnetaan nimellä likviditeettiloukku (liquidity trap).

Ilmiö löytyy myös Hicksin (1937) luomasta IS-LM-mallista. Mallissa varallisuutta voidaan pitää joko rahana tai sijoitettuna velkakirjoihin. Rahan kysyntä riippuu positiivisesti kokonaistuotannosta ja negatiivisesti korosta. Mallissa korot eivät voi laskea nollan alapuolelle, koska muuten kukaan ei haluaisi ostaa velkakirjoja. Tämän takia rahan kysynnän korkojoustopäätös itseisarvo lähestyy ääretöntä koron lähestyessä nolaa. Tällöin LM-käyrä muuttuu lähes vaakasuoraksi. Rahan määrän lisääminen siirtää LM-käyrää oikealle, mutta koska rahan määrän lisääntymien ei vaikuta korkotasoon, tällä ei ole vaikutusta reaaliin tuotantoon. Käytännössä nimelliskorkojen alaraja ei ole monessakaan tapauksessa nolla, koska rahan hallussapitoon liittyy kustannuksia. Tämä ei kuitenkaan ole IS-LM-mallin tuottamien johtopäätösten kannalta ongelma, jos on kuitenkin olemassa jokin alaraja nimelliskoroille.

Eräs keskeinen ongelma IS-LM-mallissa on se, että mallissa varallisuutta voi säilyttää ainoastaan rahassa tai velkakirjoissa, vaikka todellisuudessa varallisuuskohteita on lukematon määrä. Vaikka keskuspankin ohjauskorko olisi niin alhaalla kuin mahdollista, eivät kaikki muut korot välttämättä ole. Tämä oli tilanne esimerkiksi 30-luvun Yhdysvalloissa, jota monet (esim. Hansen, 1953, s. 132) ovat pitäneet esimerkkinä likviditeettiloukusta. Hänen mukaansa keskuspankin rahapolitiikka oli 30-luvun laman aikaan tehotonta nollakoroista johtuen. Esimerkiksi teorian isä Keynes (1936) ei kuitenkaan väittänyt, että likviditeettiloukku olisi koskaan syntynyt todellisuudessa. Friedman ja Schwartz (1963) huomauttavat, että rahan määrä itse asiassa pieneni laman aikana ja keskuspankki olisi voinut rahan määrää kasvattamalla lieventää lamaa. On vaikea keksiä teoreettisia³ syitä sille,

² Tobinin (1958) artikkelin myötä spekulatiivista kysyntää on tarkasteltu osana portfolioteoriaa. Nykyaikaisempi termi rahan spekulatiiviselle kysynnälle on rahan portfoliokysyntä.

³ Käytännössä keskuspankkien toimintaa on rajattu lainsäädännöllä, joka esimerkiksi EKP:n tapauksessa rajoittaa jonkin verran muun muassa sitä, mitä arvopapereita se voi ostaa.

miksi keskuspankki ei voisi kasvattaa rahan määrää aina halutessaan; esimerkiksi Friedman (1969, s. 1-50) esitti ajatusleikin, jossa keskuspankin helikopteri pudottaa ihmisille rahaa taivaalta.

Monetaristit kuten esimerkiksi Brunner ja Meltzer (1968) ovat kyseenalaistaneet koko likviditeettiloukun olemassaolon. He argumentoivat likviditeettiloukun synnyn keynesiläisiin malleihin johtuvan virheellisistä oletuksista. He tarkastelevat eri malleja, joissa likviditeettiloukku esiintyy ja jakavat ne kahteen ryhmään. Ensimmäisen ryhmän mallit ovat yhteensopimattomia joidenkin teorioiden kanssa. Toisen ryhmän mallien tulokset puolestaan riippuvat oleellisesti jonkin yksittäisen parametrin suuruudesta tai merkistä. Friedman (1969, 111-155) toteaa likviditeettiloukun olevan pelkkä teoreettinen kuriositeetti ja argumentoi rahan kysyntäfunktion olevan empiiristen tulosten perusteella suhteellisen stabiili ja rahan spekulatiivisen kysynnän merkityksen suhteellisen vähäinen. Hänen mukaansa näyttäisi siis siltä, että tavanomaista alhaisempi korkotaso ei ainakaan merkittävästi vaikuttaisi rahapolitiikan välittymiseen reaalityönteeseen. Monetaristit myös näkevät suuren osan rahapolitiikan reaalityönteellisistä vaikutuksista syntyvän muiden vaikutuskanavien kuin perinteisen korkokanavan kautta, jolloin esimerkiksi lyhyiden korkojen herkkyys rahan määrän muutokselle ei ole kovinkaan keskeistä rahapolitiikan välittymisen kannalta (Meltzer, 1995).

Esimerkiksi Krugman, Dominquez ja Rogoff (1998) ja Krugman (2000) kuitenkin argumentoivat likviditeettiloukun olevan todellinen ilmiö, eikä ainoastaan IS-LM-mallin oletuksista johtuva erikoisuus. He esittävät, että ilmiö johtuu ennen kaikkea keskuspankin uskottavuusongelmasta. Rahan määrän kaksinkertaistaminen ei kaksinkertaista pitkän aikavälin odotettua hintatasoa, vaan nykyisen rahan määrän ja kaikkien tulevaisuuden odotettujen rahan määrien kaksinkertaistaminen kaksinkertaistaa pitkän aikavälin odotetun hintatason. Koska ihmiset uskovat keskuspankin tavoittelevan tiettyä inflaatiota eikä hintatasoa, ihmiset eivät usko rahan määrän lisäämisen olevan pysyvää. Keskuspankki siis pystyy elvyttämään taloutta likviditeettiloukussa, jos se voi uskottavasti sitoutua olemaan vastuuton eli sitoutua kasvattamaan rahan määrää pysyvästi. Keskuspankin pitää siis väliaikaisesti sitoutua ylittämään inflaatiotavoitteensa. Myöhemmin Eggertsson ja Woodford (2003) esittivät saman johtopäätöksen olevan mahdollinen myös modernissa makromallissa. Mallissa keskuspankki, voi vaikuttaa reaalkorkoon, jos se voi vaikuttaa myös odotettuun inflaatioon. Tällöin keskuspankki voi lisätä reaalista tuotantoa myös silloin, kun nimelliskorot ovat nollassa.

Riippumatta siitä, onko likviditeettiloukku mahdollinen tilanne, tulisi Keynesin (1936) mukaan rahapolitiikan tehon ainakin heikentää nimelliskorkojen laskiessa, koska rahan kysyntä muuttuu herkemmäksi korolle. Tätä on tutkittu empiirisesti, mutta tutkimusten tulokset ovat olleet erilaisia menetelmästä riippuen. Esimerkiksi Hondroyiannis, Swamy ja Tavlas (2000) ja Miyao (2002) tutkivat, miten rahan kysynnän korkojousto on muuttunut Japanissa korkojen laskiessa lähelle nollassa.

Hondroyiannis ym. (2000) havaitsivat, että jousto on itse asiassa itseisarvoltaan pienentynyt, vaikka likviditeettiloukkuteorian mukaan sen olisi pitänyt kasvaa. Myöskään Miyao (2002) ei löydä tukea korkojoustop itseisarvon kasvamiselle. Esimerkiksi Inoue ja Okimoto (2008) puolestaan havaitsivat VAR-mallia hyödyntävässä tutkimuksessaan rahapolitiikan olleen Japanissa vähemmän tehokasta nimelliskorkojen laskettua lähelle nollaa.

3 Menetelmä

3.1 Johdatus FAVAR-malleihin

Rahan neutraaliutta lyhyellä aikavälillä on tutkittu todella paljon empiirisesti. Tutkimuksissa suurena haasteena on kuitenkin ollut kausaalipäätely: on mahdotonta muodostaa koeasetelmaa, jossa maailman keskuspankit arvottaisiin koe- ja kontrolliryhmään. Vaikka tutkimus on todella haasteellista, on aihe todella tärkeä sen politiikkarelevanttiuden takia.

Kausaalipäätelyn vaikeutta havainnollistaa esimerkiksi Andersenin ja Jordanin (1968) esittämä niin kutsuttu St. Louis –yhtälö, jossa reaalian tuotannon logaritmin muutosta selitetään rahan määrän logaritmin muutoksella sekä sen viivästetyillä arvoilla. Tästä yhtälöstä on mahdotonta tehdä kausaalipäätelyä, sillä on todennäköistä, että rahan määrä muuttuu, kun odotukset reaalian tuotannon kehityksestä muuttuvat. Täten voi olla, että reaalian tuotanto aiheuttaakin muutoksen rahan määrässä. Itse asiassa St. Louis –yhtälön regressiokertoimien pitäisi olla tilastollisesti ei-merkitseviä, jos keskuspankki pystyy ennustamaan tuotannon kehityksen ja se aktiivisesti pyrkii tasaamaan tuotannon kehityksen vaihtelua muuttamalla rahan määrää olettaen tietysti, että rahan määrä vaikuttaa tuotannon kehitykseen. Tällöin keskuspankin havaitessa, että tuotanto tulee laskemaan, se lisää rahan määrää ja estää tällä tuotannon laskun, jolloin rahan määrän ja tuotannon välille ei synny yhtälössä havaittavaa yhteyttä.

Rahan neutraaliutta tutkittaessa on jonkin verran yritetty hyödyntää luonnollisia koeasetelmia, joissa rahapolitiikkaa muutetaan esimerkiksi jonkin institutionaalisen muutoksen myötä siten, ettei rahan määrän muutos ole riippunut reaalityönteiden odotetusta kehityksestä, eivätkä talouden toimijat ole osanneet odottaa muutosta. Tällaisten olosuhteiden löytäminen on kuitenkin haastavaa ja vaikka jonkin rahapolitiikkamuutoksen voitaisiinkin perustella olleen eksogeeninen, on seuraava haaste sopivan ”kontrolliryhmän” tai kontrafaktuaalin löytäminen.

Esimerkiksi Friedman ja Schwartz (1963) tutkivat, mitkä tekijät ovat vuosina 1867-1960 vaikuttaneet rahan määrään Yhdysvalloissa ja miten reaalian tuotanto on kehittynyt. He tekevät suuren määrän kvalitatiivista tutkimusta ja esittävät, että monessa tapauksessa rahan määrän muuttumiseen ovat vaikuttaneet muun muassa erilaiset institutionaaliset muutokset eikä reaalian tuotannon kehitys. He havaitsevat, että rahan määrä on lyhyellä aikavälillä vahvasti yhteydessä reaalityönteeseen ja argumentoivat kyseisen yhteyden olevan kausaalinen. Päätelyn ongelmana on se, että muutokset esimerkiksi instituutioissa voivat korreloida reaalian tuotannon odotetun kehityksen kanssa. Voi siis esimerkiksi olla, että rahan määrä on lisääntynyt ennen reaalian tuotannon kasvua, koska on tehty

joitakin institutionaalisia muutoksia, joita tyypillisesti tehdään aikoina ennen reaalisen tuotannon kasvua. Tällöin voi olla, että reaali tuotanto olisi kasvanut tulevaisuudessa, vaikka rahan määrä ei olisikaan lisääntynyt.

Toinen esimerkki yrityksestä hyödyntää luonnollisia koeasetelmia on Velden (2009) tutkimus, jossa hän tarkastelee rahapolitiikan muutosta 1700-luvun alun Ranskassa. Tuolloin kolikkoihin ei ollut merkitty nimellisarvoa, vaan valtio ilmoitti eri metalleista tehtyjen kolikoiden nimellisarvot ja pystyi muuttamaan niitä ilmoituksella. Vuonna 1724 Ranskassa kolikoiden nimellisarvoa eli nimellistä rahan tarjontaa leikattiin kolmesti siten, että kumulatiivisesti rahan tarjonta supistui 45 %. Velde tarkastelee sitä, kuinka eri hinnat reagoivat tähän nimellisen rahan tarjonnan yllätykselliseen leikkaamiseen. Rahan ollessa neutraalia myös hintojen olisi tullut supistua 45 %; näin ei kuitenkaan käynyt, vaan hinnat laskivat huomattavasti vähemmän. Tämäkään koeasetelma ei kuitenkaan ole ongelmaton muun muassa siksi, että ihmiset osasivat ehkä odottaa rahan tarjonnan supistumista jo etukäteen.

Erään keinon kausaalipäätelyn tekemiseen makrotaloudellisessa tutkimuksessa tarjoavat Simsin (1980) esittämät vektori autoregressiiviset (VAR) mallit. Mallit koostuvat useasta muuttujasta, jotka kaikki oletetaan endogeenisiksi. Mallissa on siis yhtä monta yhtälöä kuin siinä on muuttujia. Jokaista mallin muuttujaa selitetään kaikilla mallin muuttujilla sekä sopivalla määrällä muuttujien viivästettyjä arvoja. Mallien eräs etu on se, ettei tutkijan tarvitse olettaa ennen estimointia mitään tiettyä teoreettista mallia. Kausaalipäätelyä voidaan yrittää tehdä tarkastelemalla, miten mallin muuttujat reagoivat shokkiin rahapolitiikkainstrumenttia⁴ selittävän yhtälön virhetermissä. Muuttujille siis estimoidaan impulssivastefunktiot, eli arvioidaan miten muuttujien arvot kehittyvät shokin jälkeen verrattuna tilanteeseen, jossa shokkia ei olisi tullut. Logiikka päätelyssä on se, että virhetermi kuvaa sitä vaihtelua rahapolitiikkainstrumentissa, jota malli ei pysty ennustamaan. Koska muutos rahapolitiikkainstrumentissa on ennustamaton, eivät talouden toimijat ole siten voineet sopeuttaa toimintaansa ennakoiden rahapolitiikkainstrumentin muutosta. Koska kyseessä on rahapolitiikkainstrumentin muutos, jota mallin muuttujat eivät pysty selittämään, muuttujien reaktiot shokkiin rahapolitiikkainstrumentissa ovat luultavasti shokin aiheuttamia. Huomionarvoista on se, että virhetermin, johon shokin oletetaan tulevan, täytyy todella olla satunnainen, jotta kausaalipäätely olisi luotettavaa. Jos virhetermit ja sitä kautta tarkasteltavat shokit ovat ennustettavia, on mahdollista, että talouden toimijat ovat ehtineet jo reagoida niihin (esim. Stock ja Watson, 2001, s. 110-114).

⁴ Keskuspankin rahapolitiikkainstrumentilla tarkoitetaan tärkeintä muuttujaa, jonka arvoa muuttamalla keskuspankki pyrkii saavuttamaan rahapoliittiset tavoitteensa. Esimerkiksi Euroopan keskuspankin rahapolitiikkainstrumentti on (tai oli ainakin ennen finanssikriisiä) sen ohjauskorko.

Toisaalta pelkkien shokkia seuraavien muutosten tarkastelu voi olla harhaanjohtavaa, jos myös ennustettavat muutokset rahapolitiikkainstrumentissa vaikuttavat reaalityönteeseen. Esimerkiksi Mishkin (1982) kritisoi oletusta rationaalisista odotuksista ja argumentoi myös odotetulla rahapolitiikalla olevan merkitystä.

VAR-malleilla saadut tulokset puhuvat vahvasti sen puolesta, että rahapolitiikalla on reaalityönteellisiä vaikutuksia lyhyellä aikavälillä. Työttömyysasteen reaktiota shokkiin rahapolitiikkainstrumentissa ovat tutkineet esimerkiksi Bernanke ja Blinder (1992)⁵. He tarkastelevat, miten mallin muuttajat reagoivat positiiviseen 1 keskihajonnan (0,31 prosenttiyksikköä) shokkiin ohjauskorossa shokkia seuraavan 24 kuukauden aikana. Heidän impulssivastefunktionsa mukaan työttömyysaste ei välittömästi reagoi rahapolitiikan muutokseen, vaan alkaa kasvaa vasta noin 9 kuukauden kuluttua shokista saavuttaen huippunsa (n. 0,2 prosenttiyksikköä) vasta aivan tarkasteluperiodin lopussa. (Bernanke ja Blinder, 1992, s. 918.) Tuotannon reaktiota shokkiin rahapolitiikkainstrumentissa ovat tutkineet esimerkiksi Bernanke ja Gertler (1995)⁶. Heidän impulssivastefunktionsa mukaan reaalityönteellinen bruttokansantuote alkaa laskea noin 4 kuukauden kuluttua 1 keskihajonnan (n. 0,5 prosenttiyksikköä) positiivisen shokin jälkeen saavuttaen pohjan (n. -1,5 %) noin 2 vuotta shokin jälkeen. Rahapolitiikan kiristymisen vaikutus poistuu noin 4 vuoden kuluessa. (Bernanke ja Gertler, 1995, s. 31.)

Sinänsä järkevältä kuulostavista tuloksista huolimatta VAR-mallit eivät kuitenkaan ole ongelmattomia, kuten aiemmin jo vihjailtiin. VAR-mallit yleensä hyödyntävät suhteellisen pientä määrää informaatiota, koska malleihin voidaan tyypillisesti ottaa mukaan vain muutamia muuttujia⁷, mikä on epärealistista, sillä keskuspankit hyödyntävät todellisuudessa satoja muuttujia päätöksenteossaan. Tästä Bernanken ym. (2005) mukaan seuraa kolme keskeistä ongelmaa. Ensinnäkin mallien virhetermit, jotka oletetaan yllättäviksi muutoksiksi muuttujissa, eivät olekaan yllättäviä. Tämän takia VAR-malleissa monesti esiintyy niin sanottu hinta-arvoitus (price puzzle).

⁵ Bernanke ja Blinder (1992) käyttävät kuukausitason aineistoa Yhdysvalloista ajalta 1959:1-1978:12. Heidän mallinsa sisältää keskuspankin ohjauskoron lisäksi työttömyysasteen, kuluttajahintaindeksin logaritmin, sekä logaritmit liikepankkien reaalityönteellisistä talletuksista, reaalityönteellisistä lainoista ja reaalityönteellisistä sijoituksista. Malli sisältää 6 viivettä ja vakiotermin.

⁶ Bernanke ja Gertler (1995) käyttävät Yhdysvaltojen kuukausitason aineistoa ajalta 1965:1-1993:12. Heidän VAR-mallinsa sisältää ohjauskoron lisäksi reaalityönteellisen BKT:n logaritmin, BKT-deflaattorin logaritmin ja raaka-ainehintaindeksin logaritmin. Malli sisältää 12 viivettä ja vakiotermin.

⁷ VAR-mallien parametrien määrä kasvaa todella nopeasti, kun malliin otetaan lisää muuttujia. Makrotaloudelliset aikasarjat taas ovat monesti todella lyhyitä. Vakiotermit sisältävän VAR-mallin parametrien määrä on $\text{muuttujien lukumäärä} + \text{viiveiden lukumäärä} * \text{muuttujien lukumäärä}^2$. Täten esimerkiksi mallissa, jossa on 3 muuttujaa ja 2 viivettä on 30 parametria. Mallissa, jossa on 4 muuttujaa ja 2 viivettä onkin jo 51 parametria. Suuri parametrien määrä vähentää vapausasteita, mikä tekee tilastollisen testaamisen haastavammaksi.

Hinta-arvoitus tarkoittaa sitä, että yllättävää rahapolitiikan kiristymistä seuraakin mallissa hintatason nousu eikä lasku. Toisekseen VAR-malleissa joudutaan valitsemaan jokin yksittäinen havaittava muuttuja kuvaamaan jotakin teoreettista tosiasiallisesti havaitsematonta muuttujaa. Esimerkiksi taloudellista aktiviteettia saatetaan mitata ainoastaan vaikkapa teollisuustuotannolla. Kolmas ongelma on se, että impulssivastefunktiot voidaan muodostaa ainoastaan muutamille muuttujille, koska muuttujia voidaan ottaa malliin mukaan ainoastaan vähän. Bernanke ym. (2005) esittävät, että edellä mainittuja ongelmia voidaan vähentää yhdistämällä VAR-malli sekä Stockin ja Watsonin (2002) esittämä likimääräinen dynaaminen faktorimalli (approximate dynamic factor model). Tätä mallia he kutsuvat FAVAR-malliksi.

FAVAR-mallien ero VAR-malleihin on se, että malliin oletetaan kuuluvan havaittavien muuttujien lisäksi faktoreita, jotka on estimoitu suuresta joukosta taloudellisia muuttujia, joita keskuspankin oletetaan tarkkailevan. Teoreettisesti faktorien liittäminen VAR-malliin perustuu siihen, etteivät teoreettisissa malleissa esiintyvät muuttujat ole todellisuudessa havaittavia. Esimerkiksi tuotantoa ja inflaatiota ei voida tosiasiasa havaita, vaan niiden suuruutta yritetään ainoastaan arvioida esimerkiksi bruttokansantuotteella ja kuluttajahintaindeksin muutoksella. FAVAR-malleissa oletuksena on, että keskuspankki havaitsee teoreettisten muuttujien sijaan valtavan joukon makrotaloudellisia indikaattoreita, joiden perusteella se tekee päätöksen rahapolitiikkainstrumentistaan. (Bernanke ym., 2005, s. 393-397.)

FAVAR-malleja on ehditty jo hyödyntää kohtalaisen paljon rahapolitiikan reaalitaloudellisten vaikutusten empiirisessä tutkimuksessa. Esimerkiksi Wu ja Xia (2016, s. 269-270) soveltavat malleja Yhdysvaltojen aineistoon aikana 1960:1-2013:12. He havaitsevat vaikutusten olevan suurimmillaan tarkastelemillaan muuttujilla noin vuoden kuluttua shokista. Heidän impulssivastefunktioidensa mukaan 0,25 prosenttiyksikön negatiivinen shokki ohjauskorkoon johtaa vuoden kuluessa työttömyysasteen laskemiseen 0,06 prosenttiyksiköllä ja teollisuustuotannon kasvamiseen 0,5 %. Vaikutukset katoavat noin 8 vuodessa.

3.2 Aiempi empiirinen tutkimus EKP:n rahapolitiikan vaikutuksista

Käsittelen tässä luvussa euroaluetta koskevaa empiiristä tutkimusta rahapolitiikan lyhyen aikavälin reaalitaloudellisista vaikutuksista. Keskityn erityisesti FAVAR-malleja hyödyntäviin tutkimuksiin. On relevantti kysymys, kuinka tarpeellista nimenomaan euroalueen aineistolla tehty tutkimus on. Yhdysvalloista on saatavilla pitkiä aikasarjoja ja Yhdysvalloista saadut tulokset ovat luultavasti jossain määrin yleistettävissä koskemaan myös euroaluetta. Yhdysvaltoja ja euroaluetta yhdistääkin moni tekijä. Molemmat ovat korkean elintason alueita ja suuria avotalouksia. Myös keskuspankkien

tehtävät ovat kohtalaisen samankaltaiset. Toisaalta alueiden välillä on mahdollisesti myös keskeisiä eroja rahapolitiikan välittymisen kannalta. Esimerkiksi rahoitusmarkkinat eroavat alueiden välillä merkittävästi. Euroopassa pankkirahoituksen rooli on suurempi kuin Yhdysvalloissa. Myös esimerkiksi työmarkkinat ovat erilaiset. Esimerkiksi näiden institutionaalisten erojen vuoksi rahapolitiikan tuottamat vaikutukset voivat erota Yhdysvaltojen ja euroalueen välillä.

EKP:n rahapolitiikan reaalitaloudellisia vaikutuksia ja vaikutusten muuttumista on kaiken kaikkiaan tutkittu suhteellisen vähän. Tutkimusten haasteena on luonnollisesti ollut aineiston pienuus. Ratkaisu tähän ongelmaan on monesti ollut käyttää euroaikaa edeltävää aineistoa. Esimerkiksi Angeloni, Kashyap ja Mojon (2003) tutkivat euroaluetta edeltävällä aineistolla rahapolitiikan eri välittymiskanavia. He havaitsivat, että korkokanava on selvästi tärkein kanava euroalueella. Tämä onkin varmasti osasyy siihen, miksi rahapolitiikan vaikutuksen muuttumista on tutkittu lähinnä eri korkojen vasteiden muutoksia tutkimalla. Esimerkkejä näistä tutkimuksista ovat esimerkiksi Aristein ja Gallon (2014) sekä Hristovin, Hülsewigin ja Wollmershäuserin (2014) tutkimukset. Nämä tutkimukset havaitsivat rahapolitiikan välittyneen kriisin aikana korkoihin aiempaa heikommin.

FAVAR-malleja euroalueen aineistoon sovelsi ensimmäisenä Soares (2013). Hän estimoi sekä VAR-mallin⁸ että FAVAR-mallin käyttäen kuukausitason aineistoa ajalta 1999:1-2009:3, mikä mahdollistaa mallien vertailun. VAR-mallin impulssivastefunktion mukaan 0,25 prosenttiyksikön shokki ohjauskorkoon alentaa reaalista bruttokansantuotetta hieman yli 2 vuoden kuluessa noin 0,7 %, eikä vaikutus poistu juuri lainkaan tarkasteltavan 4 vuoden aikana. FAVAR-mallin antama arvio vaikutuksesta on pienempi ja kestoaltaan lyhyempi. Vaikutus on suurimmillaan 22 kuukautta shokin jälkeen, jolloin bruttokansantuote on 0,55 % alemmalla tasolla. Noin puolet vaikutuksesta ehtii poistua tarkasteltavan 4 vuoden aikana. (Soares, 2013, s. 2731.)

Soaresin (2013) tutkimuksen jälkeen EKP:n rahapolitiikan vaikutuksia on tutkittu jonkin verran käyttäen FAVAR-malleja. Esimerkiksi Barigozzi, Conti ja Luciani (2014) tutkivat FAVAR-mallilla ja finanssikriisiä edeltävällä aineistolla, miten rahapolitiikan vaikutukset vaikuttavat eri euromaihin. He havaitsivat eroja olevan erityisesti Pohjois- ja Etelä-Euroopan välillä. Potjagailo (2017) puolestaan tutkii FAVAR-mallilla, miten EKP:n rahapolitiikka vaikuttaa euroalueen ulkopuolelle. Oman tutkimukseni kannalta mielenkiintoisimmat tutkimukset ovat ehkä Von Borstel, Eickmeierin ja Krippnerin (2016) sekä Bagzibaglin (2014) artikkelit, joissa molemmissa tutkitaan rahapolitiikan vaikutusten muuttumista finanssikriisin myötä.

⁸ Soaresin (2013) VAR-malli sisältää raaka-ainehintaindeksin logaritmin muutoksen, reaalisesta BKT:n logaritmin muutoksen, kuluttajahintaindeksin logaritmin muutoksen, ohjauskoron ja nimellisen valuuttakurssin logaritmin muutoksen. Malli sisältää 3 viivettä, vakiotermin ja trendin.

Bagzibagli (2014) tutkii, miten finanssikriisi on vaikuttanut rahapolitiikan välittymiseen. Hän hyödyntää analyysissään niin sanottua rolling window –menetelmää. Tämä tarkoittaa sitä, että FAVAR-malli ja impulssivastefunktiot estimoidaan aluksi käyttäen ainoastaan finanssikriisiä edeltävää aineistoa. Finanssikriisin Bagzibagli (2014) katsoo alkavan vuoden 2007 elokuussa. Tämän jälkeen aikaikkunaa siirretään eteenpäin ja estimoidaan malli ja impulssivastefunktiot uudestaan. Aikaikkunaa siirretään vähän kerrallaan aina kriisin yli, jolloin voidaan tarkastella, miten vasteet muuttuvat. Bagzibagli (2014) havaitsee, että rahapolitiikan vaikutus reaalityöelämään tuskin on muuttunut kriisin myötä. Esimerkiksi teollisuustuotannon, investointien tai työllisyyden vasteet eivät juuri muutu aikaikkunaa siirrettäessä. Tutkimuksen heikkous on mielestäni siinä käytetty lyhyt aineisto; Bagzibagli (2014) käyttää kuukausitason aineistoa, joka päättyy jo vuoden 2011 loppuun. Tämän takia rolling window –menetelmän viimeinen malli on estimoitu käyttäen aikavälin 2003:09-2011:12 aineistoa, jolloin merkittävä osa aineistosta kuuluu finanssikriisiä edeltävälle ajalle.

Von Borstel ym. (2016) tutkivat rahapolitiikan vaikutusta nimelliskorkoihin ja korkoeroihin sekä näiden vaikutusten muutoksia finanssikriisin jälkeen. He käyttävät kuukausitason aineistoa, joka jatkuu vuoden 2013 loppuun asti. Vaikka tutkimuksessa ei ollakaan kiinnostuneita reaalityöelämästä, antavat korkojen vasteiden muuttumiset vihiä siitä, miten reaalityöelämää kuvaavien muuttujien vasteet ovat saattaneet muuttua. Lisäksi tutkimus on menetelmällisesti kiinnostava. Von Borstel ym. (2016) pyrkivät ottamaan tutkimuksessaan huomioon myös epätavanomaisen rahapolitiikan esimerkiksi lisäämällä EKP:n taseen malliin havaittavaksi muuttujaksi. Von Borstel ym. (2016) jakavat aineiston finanssikriisiä edeltävään aikaan ja finanssikriisin jälkeiseen aikaan. Edeltäväksi ajaksi he määrittelevät 2000:1-2007:6 ja jälkeiseksi ajaksi 2010:1-2013:12. He eivät havaitse vasteiden juuri muuttuneen.

3.3 FAVAR-malli

FAVAR-malleista on olemassa hieman eri versioita, mutta perusidea on kuitenkin kaikissa sama. Seuraan itse hyvin pitkälti mallin ja menetelmien osalta Bernanken ym. (2005) tutkimusta. Bernanke ym. (2005) eivät kuitenkaan kuvaa kaikkia malliin liittyviä asioita yksityiskohtaisesti. Tämän vuoksi hyödynnän myös joitakin muita lähteitä.

Mallissa symboli Y_t on $M \times 1$ vektori, joka sisältää havaittavat taloudelliset muuttujat. Tutkittaessa rahapolitiikan vaikutuksia vektori Y_t sisältää tyypillisesti keskuspankin politiikkainstrumentin sekä mahdollisesti muita muuttujia. Perinteiset VAR-mallit sisältävät ainoastaan vektorin Y_t muuttujat, jolloin malli voidaan kirjoittaa redusoidussa muodossa:

$$(1) \quad Y_t = \Theta^*(L)Y_{t-1} + v_t,$$

jossa symboli $\Theta^*(L)$ on äärellisten viivepolynomien matriisi, jossa polynomit ovat astetta $d-1$. Kirjain d on mallin viiveiden lukumäärä. Symboli v_t on virhetermit sisältävä vektori. Virhetermien keskiarvot ovat nollia ja ne voivat korreloida keskenään. (Bernanke ym., 2005, s. 391-393.)

Symboli F_t on $K \times 1$ vektori, joka sisältää havaitsemattomat faktorit. Nämä faktorit kuvaavat abstrakteja ilmiöitä, kuten esimerkiksi taloudellista aktiviteettia tai luottamusta talouteen, joita ei voida suoraan havaita yhden muuttujan kautta. Vektorit Y_t ja F_t muodostavat FAVAR-mallin:

$$(2) \quad \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Theta^*(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \Leftrightarrow \Theta(L) \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = v_t,$$

jossa symboli $\Theta(L) = I - \Theta^*(L)L$ on viivepolynomien matriisi, jossa polynomit ovat astetta d . Yhtälöihin (1) ja (2) voidaan lisätä myös vakiotermit sekä deterministiset trendit. Yhtälöä (2) ei voida suoraan estimoida, koska faktorit F_t ovat havaitsemattomia. Faktorit F_t voidaan kuitenkin estimoida suuresta joukosta aikasarjoja, jotka sisältävät informaatiota faktoreista. Näitä aikasarjoja kuvaa $N \times 1$ vektori X_t . Näiden aikasarjojen sekä havaitsemattomien faktorien ja havaittavien muuttujien välistä yhteyttä kuvaa yhtälö:

$$(3) \quad X_t = \lambda^f F_t + \lambda^y Y_t + e_t,$$

jossa matriisi λ^f on $N \times K$ ja matriisi λ^y on $N \times M$. Matriisi λ^f sisältää niin sanotut faktorilataukset. Vektori e_t on $N \times 1$ ja sisältää virhetermit, joiden keskiarvot ovat nollia. Virhetermit voivat korreloida keskenään⁹. (Bernanke ym., 2005, s. 391-393.)

3.4 Mallin estimointimenetelmä

FAVAR-malli voidaan estimoida usealla eri tavalla. Yleisimmät tavat ovat kaksivaiheinen pääkomponenttianalyysiä hyödyntävä tapa ja yksivaiheinen Bayesiläinen tapa. Tässä tutkielmassa käytetään ensimmäistä menetelmää, koska Bernanke ym. (2005) eivät havaitse teknisesti haastavan Bayesiläisen tekniikan olevan kaksivaiheista tapaa parempi.

Esimerkiksi Smith (2002) tarjoaa hyvän johdannon pääkomponenttianalyysiin. Pääkomponenttianalyysi on menetelmä, jonka avulla suuresta aineistosta voidaan löytää sen keskeisimmät piirteet. Menetelmän avulla suuren muuttujamäärän keskeisin informaatio voidaan

⁹ Oletus virhetermien korreloituneisuudesta riippuu estimointimenetelmästä (Bernanke ym., 2005, s. 392). Tässä tutkielmassa käytetään pääkomponenttianalyysiä, jolloin virhetermien keskinäinen korrelaatio on hyväksyttävää.

tiivittää huomattavasti pienempään määrään uusia muuttujia. Smith (2002) jakaa menetelmän neljään vaiheeseen. Ensimmäisenä jokaisesta aineiston muuttujasta vähennetään sen oma keskiarvo. Tämän jälkeen lasketaan muokatun aineiston kovarianssimatriisi tai korrelaatiomatriisi. Kolmanneksi lasketaan matriisin ominaisarvot ja ominaisvektorit. Lopuksi voidaan laskea uudet muuttujat (pääkomponentit) kertomalla transponoitu ja keskistetty alkuperäinen datamatriisi transponoidulla ominaisvektorit sisältävällä matriisilla datamatriisin vasemmalta puolelta. Käytän omassa analyysissäni R-ohjelmiston `prcomp`-funktioita. Analyysistä saatava ensimmäinen pääkomponentti on se lineaarikombinaatio aineiston muuttujista, joka maksimoi varianssin. Toinen pääkomponentti on se lineaarikombinaatio, joka maksimoi varianssin ja on korreloimaton ensimmäisen pääkomponentin kanssa ja niin edelleen. Pääkomponentteja on kaiken kaikkiaan yhtä monta kuin alkuperäisessä aineistossa on muuttujia ja ne ovat keskenään riippumattomia. Tutkijan täytyy valita kuinka montaa ensimmäistä pääkomponenttia analyysissään hyödyntää. Pääkomponenttianalyysin idea on kutistaa alkuperäistä aineistoa, mutta toisaalta mitä suurempaa määrää pääkomponentteja hyödyntää sitä vähemmän informaatiota katoaa.

Kaksivaiheinen pääkomponenttianalyysiä hyödyntävä menetelmä on seuraava. Menetelmän ensimmäisessä vaiheessa estimoidaan faktorit F_t . Tämä tapahtuu estimoimalla aluksi aikasarjoista X_t K ensimmäistä pääkomponenttia. Tässä vaiheessa ei vielä hyödynnetä tietoa, että vektorin Y_t muuttujat havaitaan, vaan muuttujat sisältyvät vektoriin X_t . Kaikista aikasarjoista estimoituja pääkomponentteja merkitään $K \times 1$ vektorilla $\hat{C}(F_t, Y_t)$. Tämän jälkeen pääkomponenteista $\hat{C}(F_t, Y_t)$ poistetaan vektorin Y_t muuttujien vaikutus. (Bernanke ym., 2005, s. 398-400.)

Vaikutus voidaan poistaa olettamalla muuttujien X_t jakaantuvan nopeasti ja hitaasti muuttuviin muuttujiin. Keskuspankin politiikkainstrumentti ja muut mahdolliset havaittavat muuttujat eivät vaikuta samanaikaisesti näihin hitaasti muuttuviin muuttujiin. Hitaasti muuttuvista muuttujista estimoidaan K ensimmäistä pääkomponenttia $\hat{C}^*(F_t)$. Tämän jälkeen estimoidaan pienimmän neliösumman menetelmällä jokaiselle vektorin $\hat{C}(F_t, Y_t)$ alkion K seuraava yhtälö:

$$(4) \quad \widehat{C}_K(F_t, Y_t) = a_K \widehat{C}_K^*(F_t) + b'_K Y_t + u_{Kt},$$

jossa symboli a_K on hitaasti muuttuvan pääkomponentin K kerroin. Symboli b_K on vektori, joka sisältää havaittavien muuttujien kertoimet. Symboli u_{Kt} on virhetermi. Jokaista kaikista aikasarjoista estimoitua pääkomponenttia selitetään siis vastaavalla hitaasti muuttuvalla pääkomponentilla sekä kaikilla havaittavilla muuttujilla. Lopulliset estimaatit yhtälön (2) faktoreille \hat{F}_t saadaan vähentämällä kaikista aikasarjoista estimoiduista faktoreista havaittavien muuttujien vaikutus:

$$(5) \quad \hat{F}_{Kt} = \widehat{C}_K(F_t, Y_t) - b'_K Y_t = a_K \widehat{C}_K^*(F_t) + u_{Kt}.$$

Kaksivaiheisen menetelmän toisessa vaiheessa yhtälö (2) estimoidaan tavanomaisen VAR-mallin tapaan pienimmän neliösumman menetelmällä yhtälö yhtälöltä siten, että vektori F_t on korvattu vektorilla \hat{F}_t . (Bernanke ym., 2005, s. 398-400, s. 403-405.)

Kuten aiemmin mainitsin, pääkomponenttien ja sitä kautta mallin lopullisten faktorien lukumäärä ei ole yksiselitteinen. Hyödynnän faktorien lukumäärän valinnassa Bain ja Ngn (2002) esittämää kahta informaatiokriteeriä. Ensimmäinen informaatiokriteeri on $IC1 = V + K\left(\frac{N+T}{NT}\right)\ln\left(\frac{NT}{N+T}\right)$, jossa kirjain V on keskimääräinen yhtälön (3) residuaaleista laskettu varianssi ja kirjain T on aikaperiodien lukumäärä. Toinen informaatiokriteeri on $IC2 = V + K\left(\frac{N+T}{NT}\right)\ln C_{NT}^2$, jossa symboli $C_{NT}^2 = \min\{N, T\}$. Informaatiokriteerien suosittelema faktorien lukumäärä on se, jolla IC1 ja IC2 saavat pienimmät arvot. Bernanke ym. (2005, s. 407) kuitenkin huomauttavat, ettei informaatiokriteerejä ole suoraan tehty FAVAR-malleja varten, minkä takia on suositeltavaa tarkastella, mallin tuottamat tulokset muuttuvat eri määrillä faktoreita.

3.5 Impulssivastefunktiot

Impulssivastefunktioiden avulla voidaan tarkastella, miten mallin muuttujat kehittyvät jonkin shokin seurauksena. Shokin ollessa eksogeeninen, reaktiot voidaan tulkita kausaaliksi. Eksogeeninen shokki keskuspankin politiikkainstrumenttiin voidaan ajatella yllättäväksi rahapolitiikan muutokseksi. Mikäli eksogeeniseksi oletettu shokki ei todellisuudessa olekaan ennustamaton, ei kausaalipäätelyä voida tehdä kovin luotettavasti.

Bernanke ym. (2005) eivät esittele tarkasti, miten impulssivastefunktiot muodostetaan, vaan olettavat selvästikin lukijan osaavan muodostaa ne itse. Soares (2013, s. 2731) kuitenkin esittelee impulssivastefunktioiden muodostamisen hieman tarkemmin. Pysin seuraavaksi esittämään impulssivastefunktioiden muodostamisen hieman häntäkin yksityiskohtaisemmin. FAVAR-malli eroaa VAR-mallista ainoastaan siten, että osa mallin muuttujista on useista muuttujista muodostettuja faktoreita. Impulssivasteet voidaan siis muodostaa FAVAR-mallille kuten VAR-mallille, kunhan tiedetään faktorien ja alkuperäisten muuttujien yhteys eli faktorilatausmatriisi. Estimaatti faktorilatausmatriisille saadaan estimoimalla yhtälö (3) pienimmän neliösumman menetelmällä (esim. Von Borstel ym., 2016, s. 389-390). FAVAR-malli voidaan kirjoittaa tavanomaisen VAR-mallin tapaan rakennemuodossa:

$$(6) \quad A \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Psi^*(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \Leftrightarrow \Psi(L) \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \varepsilon_t,$$

jossa symboli A on kerroinmatriisi, symboli $\Psi^*(L)$ on äärellisten viivepolynomien matriisi, symboli $\Psi(L) = A - \Psi^*(L)L$ ja symboli ε_t on rakenteellisten shokkien vektori.

Kuten tavanomaisille VAR-malleille myös FAVAR-malleille voidaan esittää VMA (vector moving average) muoto viivepolynomien matriisin $\Psi(L)$ ollessa kääntyvä:

$$(7) \quad \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Psi(L)^{-1} \varepsilon_t,$$

jossa matriisi $\Psi(L)^{-1}$ sisältää äärettömät viivepolynomit. Rakenteellisen muodon (6) ja redusoidun muodon (2) yhteys on seuraava:

$$\begin{aligned} A \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} &= \Psi^*(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \\ \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} &= A^{-1} \Psi^*(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + A^{-1} \varepsilon_t \\ \begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} &= \Theta^*(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t. \end{aligned}$$

Rakenteellista muotoa ei voida suoraan identifioida redusoidusta muodosta, koska rakenteellisessa muodossa on redusoitua muotoa enemmän parametreja. Rakenteellinen muoto identifioidaan redusoidusta muodosta rekursiivisesti, mikä tarkoittaa rajoitteiden asettamista yhtälön (6) matriisiin A . Matriisin A yläkolmion parametrit oletetaan nolliksi, jolloin vektorin $\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix}$ viimeiseen muuttujaan vaikuttavat samanaikaisesti kaikki mallin muuttujat, toiseksi viimeiseen muuttujaan kaikki muuttujat paitsi viimeinen muuttuja ja niin edelleen. Vektoriin Y_t sisältyvä keskuspankin politiikkainstrumentti järjestetään viimeiseksi eli oletetaan kaikista mallin muuttujista endogeenisimmaksi (Bernanke ym., 2005, s. 405).

Impulssivastefunktiot kaikille alkuperäisille muuttujille voidaan esittää seuraavasti:

$$(8) \quad X_t^{irf} = \lambda^f F_t + \lambda^y Y_t = [\lambda^f \ \lambda^y] \Psi(L)^{-1} \varepsilon_t$$

(Soares, 2013, s. 2731).

Impulssivastefunktioiden luottamusvälien estimointi perustuu Kilianin (1998) esittämään kaksivaiheisiin bootstrap-menetelmään. Mitään yhtä vakiintunutta menetelmää luottamusvälien muodostamiseen ei ole. Koska Bernanke ym. (2005) eivät tarkasti esittele menetelmäänsä, sovellan omassa analyysissäni Yamamoton (2012) esittelemää menetelmää, joka ottaa huomioon epävarmuuden faktorien estimoinnissa. Menetelmä on seuraava.

1. Estimoidaan impulssivastefunktiot, kuten tässä luvussa aiemmin on esitetty.

2. Estimoitujen yhtälöiden (2) ja (3) residuaaleista \hat{v}_t ja \hat{e}_t vähennetään niiden keskiarvot, mikäli mallit eivät sisällä vakiotermejä. Residuaaleista \hat{v}_t otetaan satunnaisotokset, joita merkitään symbolilla v_t^* . Muodostetaan bootstrap-otos lisäämällä nämä residuaalien satunnaisotokset faktoreihin ja havaittuihin muuttujiin $\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix}$. Merkitään näitä uusia aikasarjoja $\begin{bmatrix} F_t^* \\ Y_t^* \end{bmatrix}$. Otetaan satunnaisotokset myös residuaaleista \hat{e}_t ja merkitään niitä symbolilla e_t^* . Muodostetaan uudet muuttujat seuraavasti kaavan (3) estimoitujen parametrien avulla: $X_t^* = \widehat{\lambda^f} F_t^* + \widehat{\lambda^y} Y_t^* + e_t^*$.
3. Estimoidaan FAVAR-malli ja impulssivastefunktiot, kuten aiemmin on esitetty, mutta käytetään muuttujien X_t sijaan muuttujia X_t^* .
4. Toistetaan vaiheet 2 ja 3 R kertaa.
5. Poistetaan impulssivastefunktioista mahdollinen harha. Harha tarkoittaa impulssivastefunktioiden keskimääräistä poikkeamaa vaiheen 1 impulssivastefunktiosta. Muodostetaan $100 * (1 - 2\alpha)$ % luottamusväli laskemalla $100 * \alpha$ ja $100 * (1 - \alpha)$ persentiili R impulssivastefunktiosta.

4 Empiirinen analyysi

4.1 Aineisto

Suurimmat aineiston lähteeni ovat Eurostat ja ECB Statistical Data Warehouse (ECB SDW). Muita aineiston lähteitä ovat MSCI, Japanin keskuspankki (BoJ), OECD ja Bureau of Labor Statistics (BLS). Aineistoni koostuu 90 kuukausitason aikasarjasta vuoden 1999 tammikuusta vuoden 2017 heinäkuuhun. Muuttujien ensimmäiset havainnot tosin katoavat, koska osa muuttujista on epästationaarisia ja tällöin joudutaan käyttämään peräkkäisten havaintojen erotusta. Muuttujat kuvaavat monipuolisesti euroalueen makrotaloudellista kehitystä. Käytän pitkälti samoja muuttujia kuin Soares (2013). Keskeisenä erona on se, että käytän ainoastaan kuukausitason muuttujia toisin kuin Soares (2013), joka hyödyntää myös neljännesvuositason aineistoa. Neljännesvuositason aineiston yhdistäminen kuukausitason aineistoon voitaisiin toteuttaa esimerkiksi niin sanotun EM-algoritmin avulla (Bernanke ym., 2005). Näen kuitenkin, että kuukausitason aikasarjat sisältävät riittävästi informaatiota analyysin toteuttamisen kannalta. Lisäksi pelkkien kuukausitason aikasarjojen käyttö tarjoaa vertailukohdan niihin tutkimuksiin, joissa on hyödynnetty myös neljännesvuositason aineistoa.

Tarkasteltaessa euroaluetta talousyksikkönä herää kysymys euroalueen määrittelystä. Vuonna 1999 euroalueeseen kuului 11 maata, mutta maita on tähän mennessä jo 19. Olisi viisasta käyttää ainoastaan alkuperäisistä 11 maasta muodostettuja muuttujia, jotta koko ajan kuvattaisiin samaa aluetta. Ongelmaksi muodostuu kuitenkin se, että suurta osaa muuttujista ei ole saatavissa alkuperäiselle euroalueelle. Tästä käytännön syystä johtuen euroalueella tarkoitetaan tässä tutkielmassa nykyisistä 19 maasta koostuvaa aluetta. Poikkeuksena tästä ovat kuluttajahinnat, raha-aggregaatit sekä korot, jotka ovat saatavilla halutulle aikavälille ainoastaan ”muuttuvalle euroalueelle”. Tämä tarkoittaa sitä, että euroalueeseen liittyvät maat liitetään mukaan indeksiin niiden liittyessä euroalueeseen.

Suuri osa muuttujista on kausitasoitettuja ja/tai työpäiväkorjattuja. Kausitasoitukset ja työpäiväkorjaukset on suoritettu käyttäen lähteiden parhaaksi katsomia menetelmiä. Kaikki epästationaariset muuttujat on transformoitu stationaarisiksi. Oletus muuttujien stationaarisuudesta on tehty aiempien tutkimusten (esimerkiksi Soares, 2013) sekä ADF-testien perusteella. Tarkempi erittely muuttujista löytyy liitteestä A.

Empiirinen tarkasteluni keskittyy impulssivastefunktioiden analysointiin. Tarkasteluissani ohjauskorkoon kohdistuva shokki on aina positiivinen ja suuruudeltaan 0,25 prosenttiyksikköä, jotta tuloksia olisi helpompi verrata esimerkiksi Soaresin (2013) tutkimukseen. Monesti tutkimuksissa

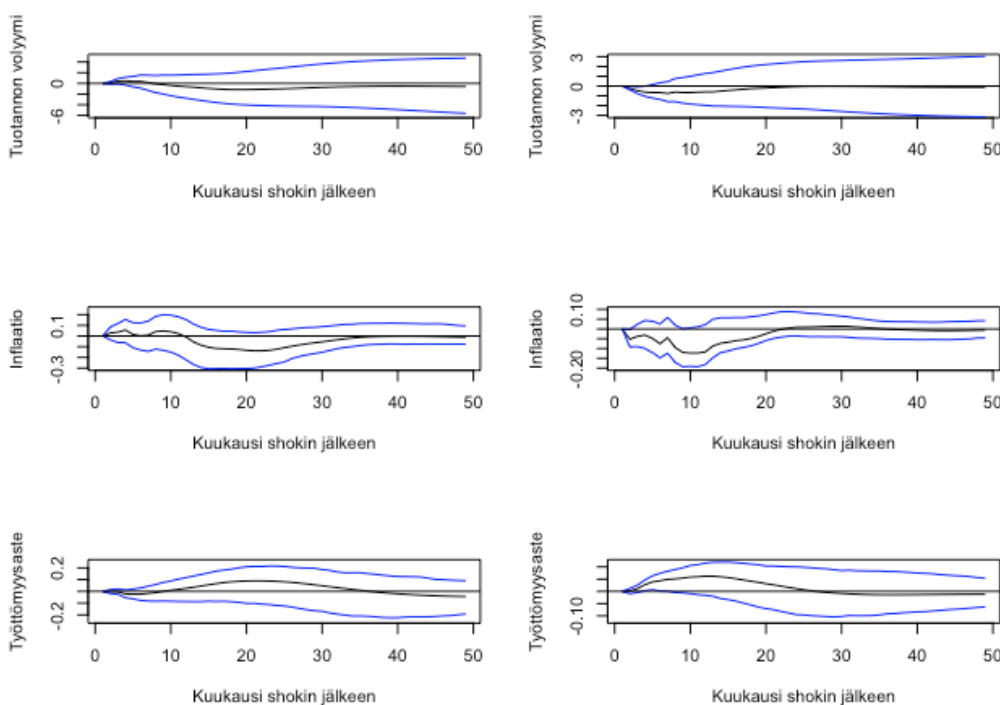
ollaan tarkasteltu yhden keskihajonnan shokin vaikutusta. Yhden keskihajonnan shokin suuruus kuitenkin vaihtelee riippuen valitusta estimointiperiodista. Koska estimoin useita malleja eri ajanjaksoille, on vertailtavuuden vuoksi järkevämpää käyttää aina saman suuruista shokkia. Shokin suuruus ei vaikuta vasteiden tilastolliseen merkitsevyyteen, vaan kyseessä on ainoastaan impulssivastefunktion ja sen luottamusvälin skaalaus. Keskuspankin taseeseen kohdistuva shokki on puolestaan suuruudeltaan aina 0,05 yksikköä. Mallissa keskuspankin tase on logaritmoitu ja muutettu stationaariseksi ottamalla peräkkäisten havaintojen erotus (kts. liite A). Muuttujien reaktioita seurataan 48 kuukautta. Tarkastelen tilastollista merkitsevyyttä aina käyttäen 5 % merkitsevyytystasoa. FAVAR-mallin impulssivastefunktiot voitaisiin muodostaa kaikille mukana oleville 90 muuttujalle. Tämä ei kuitenkaan ole tämän tutkimuksen kannalta relevanttia. Keskityn tarkasteluissani seitsemään euroalueen reaalityöntömyysasteen, korkojen, osaketuoton ja inflaation reaktiot ovat prosenttiyksiköissä; tuotannon volyymin reaktiot ovat prosentuaalisia poikkeamia kyseisen tuotannon volyymin tasosta.

Huomioitavaa on, että inflaatiolla tarkoitetaan hintojen nousua verrattuna edellisvuoden vastaavaan ajankohtaan – ei siis esimerkiksi edelliseen kuukauteen. Tähän on syynä esimerkiksi se, ettei kuluttajahintaindeksiä ole saatavilla kausitasoitettuna. Vertaamalla hintoja edellisvuoteen edelliskuukauden sijaan, poistuu kausivaihtelun ongelma. Myös osaketuottojen reaktioita tarkastellessa täytyy huomioda, että tuotot on muutettu vuositasolle. Tuotto on laskettu bruttoindeksin logaritmin kuukausimuutoksesta mutta skaalattu vuositasolle. Lisäksi on tärkeää muistaa, että kyseessä on kunkin ajanhetken senhetkinen tuotto, joka koostuu osingosta ja osakehintojen muutoksesta. Osaketuoton reaktiota ei siis saa sekoittaa esimerkiksi siihen, miten osaindeksit kehittyisivät shokin jälkeen. Osaketuoton impulssivastefunktio siis vastaa esimerkiksi kysymykseen ”Miten osakkeet tuottavat kolme kuukautta shokin jälkeen”, kun taas osakeindeksin vasteen tarkastelu vastaisi kysymykseen ”Miten osakkeiden kumulatiivinen tuotto eroaa odotetusta tuotosta kolmen kuukauden kuluttua shokista, jos osakkeita on ostettu ennen shokkia ja omistettu tarkasteluhetkeen asti”. Muuttujat on kuvattu tarkemmin liitteessä A.

¹⁰ Myöhemmin tekstissä ja kuvissa viitataan liitteen A muuttujiin seuraavasti. Työttömyysasteella viitataan 25., teollisuustuotannolla 8., tuotannon volyyymilla 7., rakennustuotannon volyyymilla 9., reaalisella 12 kk euriborilla 84., reaalisella 3 kk euriborilla 77., reaalisella osaketuotolla 73. ja inflaatiolla 14. muuttujaan.

4.2 EKP:n rahapolitiikan vaikutus reaalityalouteen

Aloitan empiirisen tarkastelun tutkimalla, miten rahapolitiikka on vaikuttanut reaalityalouteen koko euroaikana; käytän siis tässä analyysissäni aineistoa ajalta 1999:2-2017:7. Koko euroajan tarkastelu on haasteellista ja ehkä jopa hieman kyseenalaista, sillä EKP:n rahapolitiikkasääntö¹¹ on mahdollisesti muuttunut euroaikana. Voi siis olla, että EKP:n politiikkainstrumentti reagoi makrotalouden kehitykseen eri lailla ennen finanssikriisiä kuin jälkeen finanssikriisin. Estimoitaessa malli koko euroajalle oletetaan samalla, että EKP on koko ajan muuttanut politiikkainstrumenttiaan saman säännön mukaan, vaikka on mahdollista, että EKP:n reaktiot makrotalouden kehitykseen ovat muuttuneet ajassa (esim. Stock ja Watson 2001, s. 110-113). Toinen keskeinen ongelma on se, ettei ole selkeää, mikä on ollut EKP:n politiikkainstrumentti. Ennen finanssikriisiä politiikkainstrumentti oli ohjauskorko, mutta finanssikriisin jälkeen käyttöön on tullut myös epätavanomainen rahapolitiikka. Ensimmäinen mainitsemistani ongelmista on aina läsnä, kun käytetään vähänkin pitempää aineistoa. Myöhemmissä luvuissa euroalueen rahapolitiikkaa kuitenkin tarkastellaan paloissa. Toisen ongelman pyrin ratkaisemaan samoin kuin Von Borstel ym. (2016), jotka olettavat malliin havaittavaksi muuttujaksi ohjauskoron lisäksi myös keskuspankin taseen.

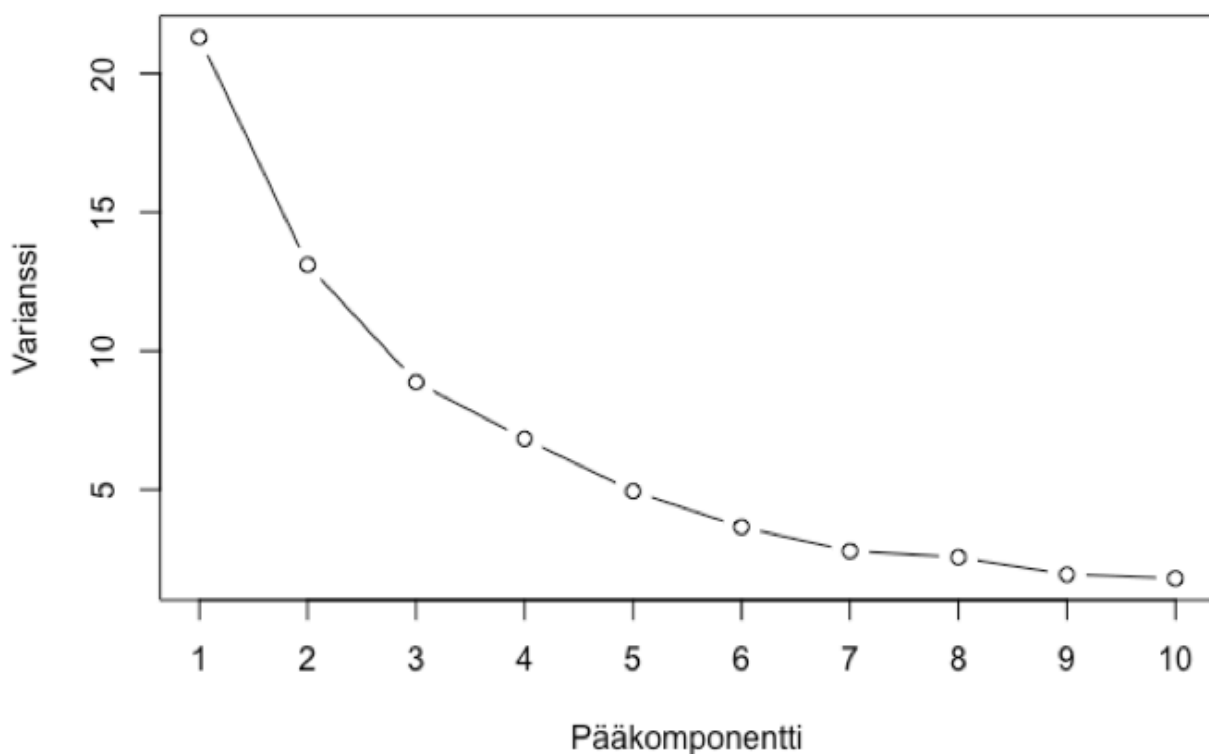


Kuva 2: VAR-mallin muuttujien reaktiot shokkiin ohjauskorossa sekä keskuspankin taseessa. Reaktiot shokkiin ohjauskorossa ovat vasemmalla ja reaktiot shokkiin taseessa oikealla. Malli sisältää työttömyysasteen, tuotannon, inflaation, keskuspankin taseen ja ohjauskoron sekä 3 viivästettyä arvoa. Siniset viivat kuvaavat 1000 toiston bootstrap-menetelmällä saatua 95 % luottamusväliä.

¹¹ Rahapolitiikkasäännöllä viitataan mallin rahapolitiikkainstrumenttia selittävään yhtälöön.

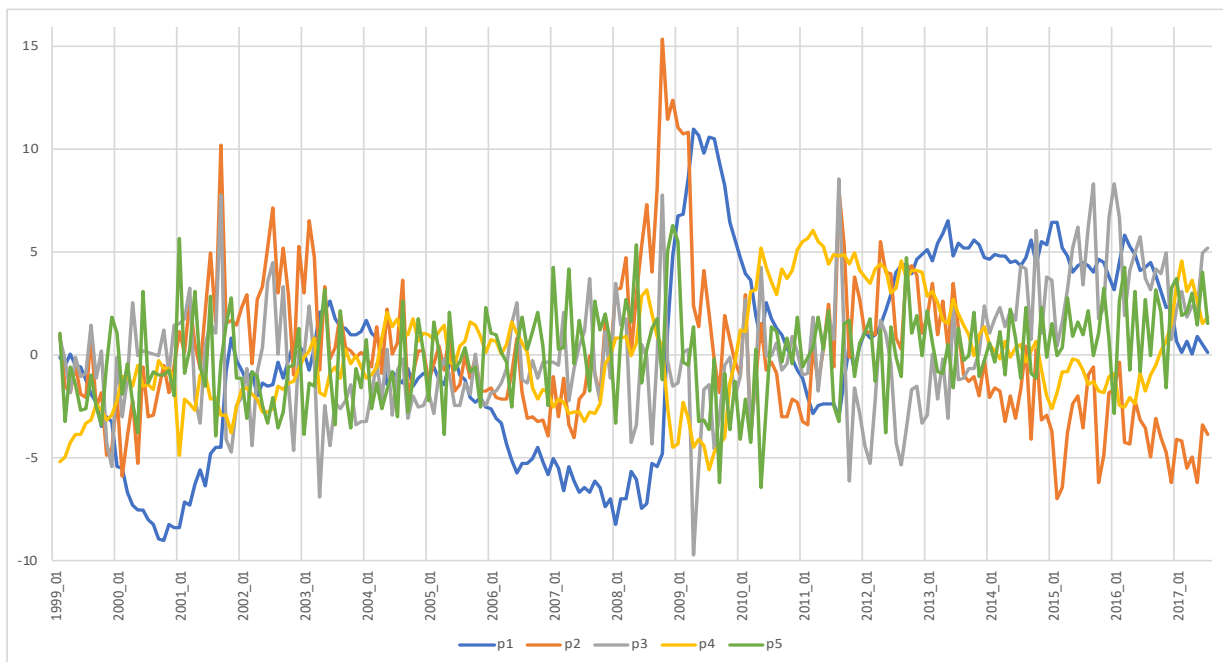
Estimoin lähinnä vertailun vuoksi tavanomaisen VAR-mallin. Malli sisältää seuraavat muuttujat seuraavassa järjestyksessä: työttömyysaste, tuotannon volyymi, inflaatio, EKP:n tase ja ohjauskorko. Malli sisältää 3 viivettä, mikä on AIC, FPE, SC ja HQ -informaatiokriteerien suosittelu määrä. Malli sisältää vakiotermit ja lineaariset trendit. Impulssivastefunktiot on esitetty kuvassa 2. Kuvan perusteella piste-estimattit reaktioille yllättävään ohjauskoron nostoon tuntuvat teoreettisesti järkeviltä. Sen sijaan reaktiot yllättävään keskuspankin taseen kasvamiseen ovat päinvastaisia, mitä voisi ennakoita teoreettisesti arvella. Tärkein havainto kuitenkin on se, että kaikki vasteet ovat pitkälti tilastollisesti ei-merkitseviä. Tulosten perusteella rahan neutraaliushypoteesia ei voida siis hylätä.

Kuten luvussa 3.1 mainittiin, VAR-mallit ovat kuitenkin monella tapaa puutteellisia. Pysin seuraavaksi tutkimaan rahapolitiikan reaali-taloudellisia vaikutuksia FAVAR-mallien avulla. Estimoinnin ensimmäisessä vaiheessa muodostetaan pääkomponenttianalyysin avulla malliin sisältyvät faktorit. Kuvassa 3 on esitetty kaikista liitteen A muuttujista estimoidun kymmenen ensimmäisen pääkomponentin varianssit. Kaiken kaikkiaan pääkomponentteja on yhtä monta kuin alkuperäisiä muuttujia eli 90. Kuten kuvasta huomataan, ensimmäisen pääkomponentin vaihtelu on suurin toisen pääkomponentin toiseksi suurin ja niin edelleen. Ensimmäinen pääkomponentti selittää noin 24 % liitteen A muuttujien kokonaisvaihtelusta. Kymmenen ensimmäistä pääkomponenttia yhdessä selittävät noin 75 % kokonaisvaihtelusta.



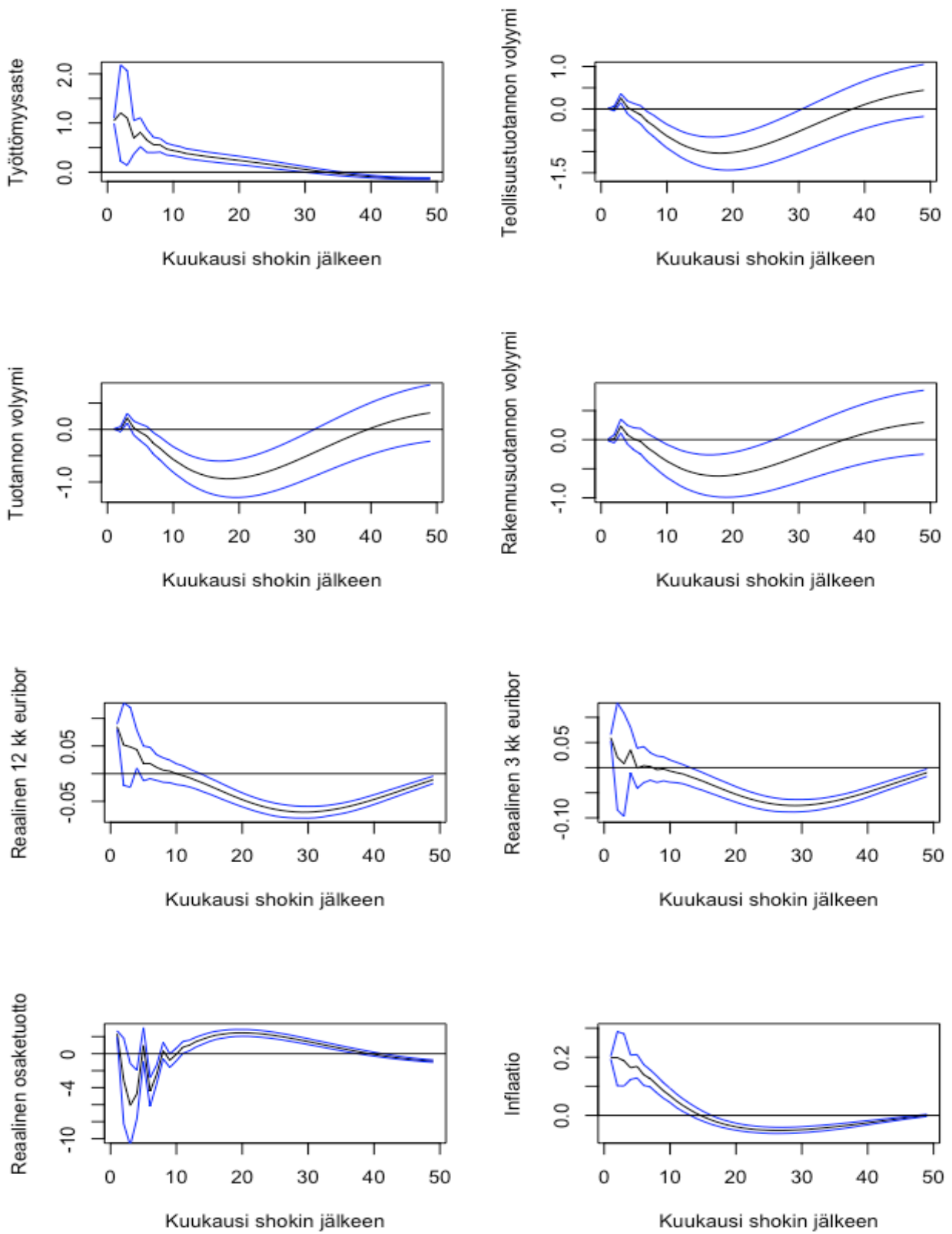
Kuva 3: Kymmenen ensimmäisen koko aineistosta estimoidun pääkomponentin varianssit. Pystyakselilla on kunkin pääkomponentin varianssi ja vaaka-akselilla pääkomponentin järjestysnumero.

Analyysin avulla saadut 5 ensimmäisen pääkomponentin niin sanotut pääkomponenttipisteet eli pääkomponenttien saamat arvot on esitetty kuvassa 4. Yhdessä ne selittävät noin 61 % kokonaisvaihtelusta. Tässä kohtaa pääkomponenteille ei ole vielä tehty yhtälön (5) mukaista korjausta. Lopulliset FAVAR-mallissa käyttämäni faktorit eroavat siis kuvien 3 ja 4 pääkomponenteista aavistuksen verran riippuen siitä, mitä muuttujia oletetaan havaittaviksi muuttujiksi. Kuvan 4 pääkomponenteille ei ole tarpeen esittää mitään erityistä tulkintaa. On kuitenkin mielenkiintoista tietää, miten pääkomponentit korreloivat alkuperäisten muuttujien kanssa. Liitteessä E on esitetty, minkä muuttujien kanssa viisi ensimmäistä pääkomponenttia korreloivat eniten. Esimerkiksi ensimmäinen pääkomponentti korreloi kaikista 90 muuttujasta eniten työttömyysasteen kanssa. Työttömyysasteen lisäksi suuri korrelaatiokerroin on odotuksilla työttömyydestä, vaihtotaseella sekä korkoeroilla. Myös toinen pääkomponentti korreloi vahvasti työttömyysasteen kanssa, mutta erityisesti toisen pääkomponentin kanssa korreloivat eri hintojen muutokset.



Kuva 4: 5 suurinta pääkomponenttia. Muuttuja p1 on suurin pääkomponentti, muuttuja p2 toiseksi suurin ja niin edelleen.

Estimoin seuraavaksi FAVAR-mallin, jossa havaittavien muuttujien vektori Y_t sisältää EKP:n taseen ja ohjauskoron. Ohjauskorko on järjestetty viimeiseksi, kuten myös Von Borstel ym. (2016) mallissa. Molemmat käyttämäni informaatiokriteerit suosittelivat käyttämään mallia, jossa on 5 faktoria. Yhdessä nämä 5 faktoria selittävät noin 44 % kokonaisvaihtelusta. Käytän mallissa 3 viivettä, mitä AIC- ja FPE-informaatiokriteerit suosittelivat. HQ-informaatiokriteeri olisi suositellut 2 viivettä ja SC-informaatiokriteeri ainoastaan 1 viivettä. Malli sisältää vakiotermit ja lineaariset trendit. Impulssivastefunktiot on esitetty kuvassa 5.



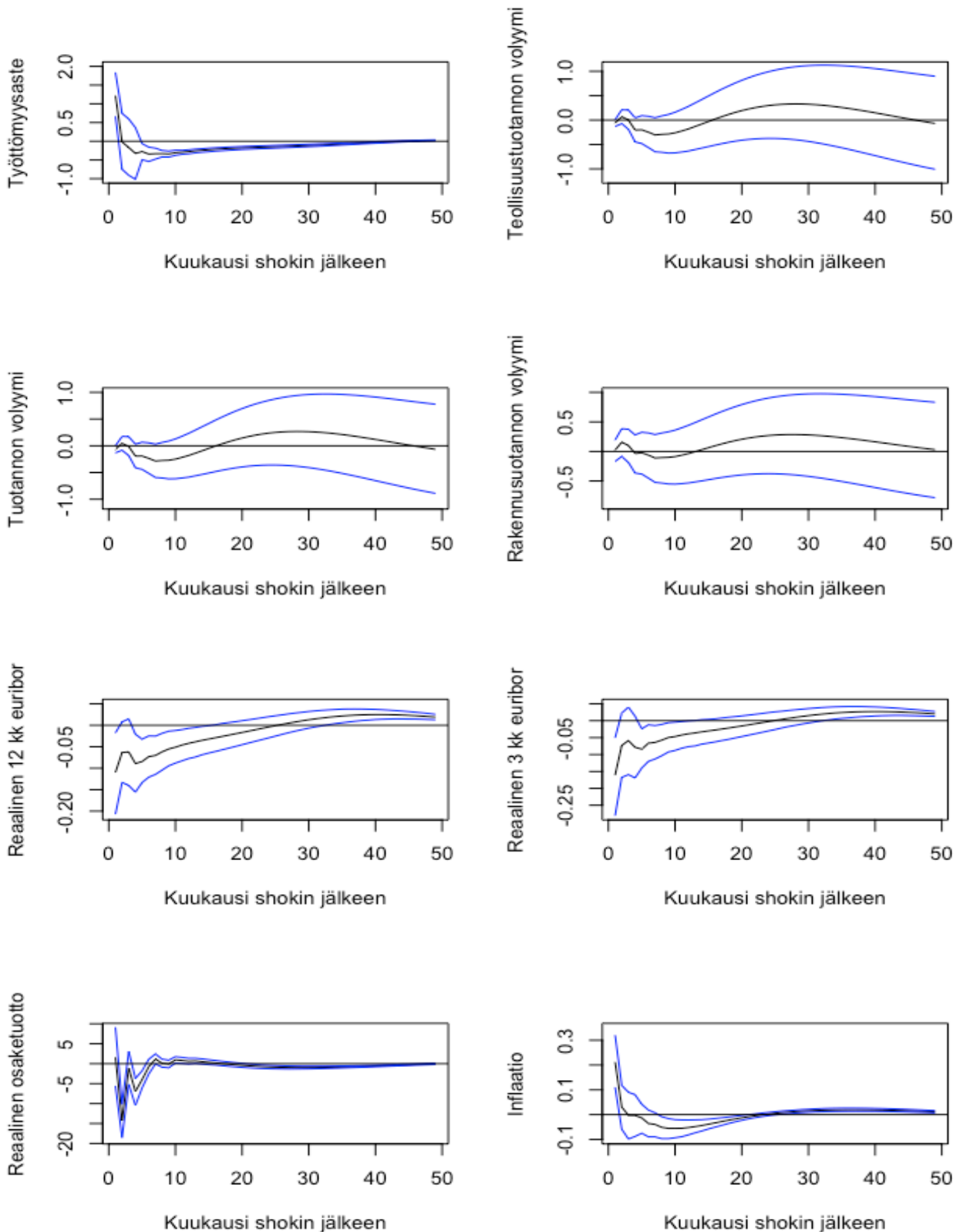
Kuva 5: Eri muuttujien reaktiot 0,25 prosenttiyksikön shokkiin mallissa, jossa 5 faktoria, EKP:n tase ja ohjauskorko sekä 3 viivästettyä arvoa. Siniset viivat kuvaavat 1000 toiston bootstrap-menetelmällä saattua 95 % luottamusväliä.

Mallin tuottamat tulokset jokseenkin linjassa teoreettisten olettamien ja aiemman empiirisen tutkimuksen kanssa. Esimerkiksi teollisuustuotannon vaste on suuruudeltaan ja kestoaltaan hyvin samanlainen kuin Soaresin (2013, s. 2731-2732) ja Bagzibaglin (2014, s. 792) euroalueen aineistolla saamat vasteet. Teollisuustuotannon vaste on ollut hyvin samanlainen myös Yhdysvalloissa (kts. esim. Wu ja Xia, 2016, s. 269-270; Bernanke ym., 2005, s. 408). Teollisuustuotantoa laajempi tuotannon mittari sekä rakennustuotanto reagoivat tulosteni mukaan hyvin samankaltaisesti kuin teollisuustuotanto.

Työttömyysasteen reaktio tuntuu aiempaan tutkimukseen verrattuna todella suurelta. Yllättävä 0,25 prosenttiyksikön keskuspankin koronnosto saa työttömyysasteen nousemaan mallini mukaan noin 1,21 prosenttiyksikköä lähes välittömästi. Vasteen luottamusväli on toki alussa erittäin leveä. Tarkastelemisiani euroaluetta koskevissa tutkimuksissa ei tarkasteltu työttömyysasteen reaktiota, mutta esimerkiksi Wu ja Xia (2016, s. 269-270) ja Bernanke ym. (2005, s. 408) havaitsivat Yhdysvalloissa noin 0,05 prosenttiyksikön reaktion vastaavan suuruiseen shokkiin. Näissä tutkimuksissa työttömyysasteen suurin reaktio myös saavutetaan vasta noin vuoden kuluttua shokista. Tälle erolle oman tulokseni ja aiemman tutkimuksen välillä voi yrittää keksiä jonkin mahdollisen selityksen. Saattaisi esimerkiksi olla, että euroalueen työmarkkinat ovat Yhdysvaltojen työmarkkinoita jäykemmät, jolloin palkkataso ei reagoi, vaan työttömyys. Työttömyyden välitön reaktio shokkiin tuntuu kuitenkin todella erikoiselta.

Reaalisten korkojen ja reaalisen osaketuoton vasteet ovat hieman haasteellisia tulkita. Malli myös tuottaa voimakkaan hinta-arvoituksen, kuten inflaation reaktiosta havaitaan. Näyttäisi siltä, että yllättävä koronnosto saattaa nostaa reaalisia korkoja aluksi hieman – tosin muutokset eivät ole tilastollisesti merkitseviä valitulla riskitasolla. Hieman pitemmällä aikavälillä reaalikorot näyttäisivät reagoivan jopa negatiivisesti. Reaalisen osaketuoton reaktio sahaa aluksi edestakaisin päätyen lopulta positiiviseen reaktioon. Näiden muuttujien vasteet ovat siis hyvin kummallisia verrattuna siihen, mitä voisi ennakoita talousteoriaan ja aiempaan empiiriseen tutkimukseen perustuen olettaa. Huomiota kiinnittää myös se, että kyseisten muuttujien luottamusvälit ovat suhteellisen kapeat. Reaalisten osaketuottojen ja reaalisten korkojen reaktioita ei ole juuri tutkittu aikaisemmin, vaan huomiota on kiinnitetty lähinnä nimellisiin osaketuottoihin tai osakkeiden hintoihin ja korkoihin. Esimerkiksi Bagzibaglin (2014, s. 792) saamat vasteiden piste-estimaatit nimellisille koroille ovat kuitenkin hieman samantyyppiset kuin omat vasteeni. Myös hänen saamansa luottamusvälit ovat hyvin kapeat. Nimellisen osaketuoton vaste on kuitenkin hänellä selkeästi negatiivinen.

Kuten aiemmin jo mainittiin, euroaikana ei ole ollut kovinkaan selvää, mikä EKP:n tärkein rahapolitiikkainstrumentti on ollut. Ennen finanssikriisiä se oli varmastikin ohjauskorko, jonka



Kuva 6: Eri muuttujien reaktiot 0,05 yksikön shokkiin EKP:n taseeseen mallissa, jossa 5 faktoria, EKP:n tase ja ohjauskorko sekä 3 viivästettyä arvoa. Siniset viivat kuvaavat 1000 toiston bootstrap-menetelmällä saatua 95 % luottamusväliä.

yllättävän muutoksen vaikutuksia pyrittiin äsken arvioimaan. Finanssikriisin jälkeen EKP on kuitenkin pyrkinyt vaikuttamaan talouteen myös ostamalla pidemmän maturiteetin velkakirjoja. Tämän takia tarkastelen, miten shokki keskuspankin taseeseen vaikuttaa kiinnostuksen kohteena oleviin muuttujiin. Shokki EKP:n taseeseen tuottaa aiemmin estimoidussa FAVAR-mallissa kuvan 6 mukaiset vasteet. Shokin aiheuttamat impulssivasteet vaikuttavat osin loogisilta ja oletetuilta, mutta osin myös hieman erikoisilta. Sen, että EKP kasvattaa tasettaan odotettua nopeammin, voisi olettaa vaikuttavan päinvastoin kuin yllättävä ohjauskoron nosto. Reaktioiden suuruudet tosin eivät ole vertailukelpoisia, sillä reaktioiden suuruuksiin vaikuttaa shokin suuruus. Shokkien suuruudet taas on mielivaltaisesti valittu.

Piste-estimaatit eri tuotantojen kehityksestä shokin jälkeen ovat odotetusti lähes peilikuvia ohjauskorkoshokin vasteisiin nähden. Reaktiot eivät kuitenkaan ole tilastollisesti merkitseviä. Vaikuttaa siis siltä, että taseen kasvattaminen ei juurikaan olisi vaikuttanut tuotantoon. Työttömyysaste reagoi aluksi positiivisesti, minkä jälkeen seuraa pitkä negatiivinen reaktio. Alun positiivinen reaktio on erikoinen.

Reaalikorkojen reaktiot ovat aluksi odotetusti negatiivisia. Myöhemmin reaktiot muuttuvat jostakin syystä positiivisiksi samaan tapaan kuin positiivinen korkoshokki sai korot myöhemmin reagoimaan negatiivisesti. Reaalisten osaketuottojen reaktio on samantapainen kuin positiivista korkoshokkia seuraava reaktio, mikä tuntuu erittäin oudolta. Myös inflaation reaktio on varsin erikoinen. Vastoin tyypillisesti esiintyvää hinta-arvoitusta, inflaation reaktio on aluksi positiivinen. Sen sijaan hinta-arvoitus syntyy vasta myöhemmin, kun inflaation reaktio muuttuu negatiiviseksi.

Näitä tuloksia on hieman haastava verrata aiempaan tutkimukseen, sillä tutkimuksissa on käytetty hyvin erityyppisiä muuttujia kuvaamaan epätavanomaista rahapolitiikkaa tai rahapolitiikan kokonaisviritystä poikkeuksellisten toimien aikana. Myös Von Borstel ym. (2016, s. 401) tarkastelevat shokkia EKP:n taseeseen, mutta heidän mielenkiintonaan ovat erilaiset luotonantoa kuvaavat muuttujat. Yhteinen piirre heidän tulostensa ja omien tulosteni kanssa on kuitenkin se, että taseshokin tuottamien vasteiden tilastollinen merkitsevyys on vähäisempi kuin korkoshokin vasteiden.

Estimoimani FAVAR-mallin vasteet ovat siis osin hyvinkin erikoisia. Osa näistä tuloksista voitaisiin ehkä selittää teoreettisesti. Esimerkiksi keskuspankin kiristävä politiikka voidaan tulkita markkinoilla siten, että keskuspankki uskoo talouden kehittyvän tulevaisuudessa suotuisasti. Jos yleisö uskoo, että keskuspankilla on parempi näkemys markkinoiden kehityksestä kuin yleisöllä itsellään, niin rahapolitiikan kiristäminen saattaakin olla markkinoille informaatiota siitä, että talous kehittyikin odotettua paremmin, jolloin muuttujien reaktiot voivatkin olla päinvastaisia, mitä voisi odottaa.

Tämä voisi ehkä selittää osaketuoton kummallista reaktiota taseshokkiin. Korkotason, johon rahapolitiikka vaikuttaa, ja osaketuottojen suhde ei myöskään ole yksiselitteinen. Historiallisesti tämä suhde on vaihdellut hyvin paljon ollen välillä positiivinen ja välillä negatiivinen (kts. esim. Siegel, 2014, s. 99-101). Korkojen ja osaketuottojen suhdetta voidaan pohtia esimerkiksi perinteisen Gordonin mallin avulla (Gordon ja Shapiro, 1956). Mallin mukaan yllättävää rahapolitiikan kiristymistä seuraava osaketuottojen nousu voi hyvinkin olla perusteltu. Malli on seuraava: $P = \frac{D}{r-g}$, jossa D on seuraavan periodin osinko, P osakkeen hinta, g osingon kasvuvauhti ja r tuotto, joka koostuu riskittömästä korosta ja riskipreemiosta. Jos riskitön korko nousee, niin osakkeen hinta laskee, jos riskipremio, osinkojen kasvuvauhti ja seuraavan periodin osinko eivät muutu. Osakkeen tuotto kuitenkin nousee. Jos siis osinkojen kasvuvauhti, seuraavan periodin osinko ja riskipremio ovat vakioita, sijoittaja saa koron nousun jälkeen tulevaisuuden osinkovirran halvemmallalla kuin ennen koron nousua. Todellisuudessa seuraavan periodin osinko, osingon kasvuvauhti ja luultavasti riskipremio eivät ole vakioita, minkä takia koron nousun vaikutus osakkeen tuottoon ei ole näin yksinkertainen. On kuitenkin teoreettisesti perusteltua, että aluksi tuotot reagoivat negatiivisesti osakkeiden hintojen laskun myötä, mutta myöhemmin osaketuoton reaktio muuttuu positiiviseksi.

Myöskään rahapolitiikan vaikutus korkoihin ei ole teoreettisesti yksioikoinen. Elvyttävä rahapolitiikka luultavasti kasvattaa tuotantoa. Tuotannon kasvu taas lisänee rahan kysyntää, mikä puolestaan nostaa korkoja. Elvyttävä rahapolitiikka voi nostaa korkoja myös, jos se nostaa inflaatio-odotuksia. Tämä käy ilmi Fisherin (1930) yhtälöstä, joka voidaan kirjoittaa seuraavasti: $r = i - \pi$, jossa r on reaalikorko, i nimelliskorko ja π inflaatio. Kaavassa voisi olla perusteltua korvata inflaatio odotetulla inflaatiolla, mutta omassa empiirisessä analyysissäni käyttämät reaalikorot on laskettu käyttäen sen hetkistä inflaatiota eikä odotettua inflaatiota (kts. liite A). Jos rahapolitiikka vaikuttaakin lähinnä odotettuun inflaatioon eikä heti havaittavaan inflaatioon, voi olla, että elvyttävä rahapolitiikka näyttääkin tuloksissani nostavan reaalikorkoja.

Myös esimerkiksi hinta-arvoitusta on yritetty perustella teoreettisesti (esim. Rabanal, 2007). Se miten hinnat kehittyvät rahapolitiikkashokin jälkeen vaikuttaa oleellisesti myös laskemiini reaalsiin osaketuottoon ja korkoihin.

Vaikka erikoiset tulokseni olisivatkin teoreettisesti perusteltuja, mahdollinen syy erikoisille tuloksille on kuitenkin mallin huonous. Jos shokki on ennustettava, kausaalipäätely ei ole kovin luotettavaa. Erityisesti rahoitusmarkkinoita kuvaavat muuttujat eli korot ja osaketuotot tunnetusti ennakoivat keskuspankin ohjauskoron kehitystä erittäin hyvin. Jos markkinoilla on parempi arvaus keskuspankin ohjauskorosta kuin estimoimallani mallilla, tarkoittaa se sitä, että osakkeiden hinnat ja korot reagoivat

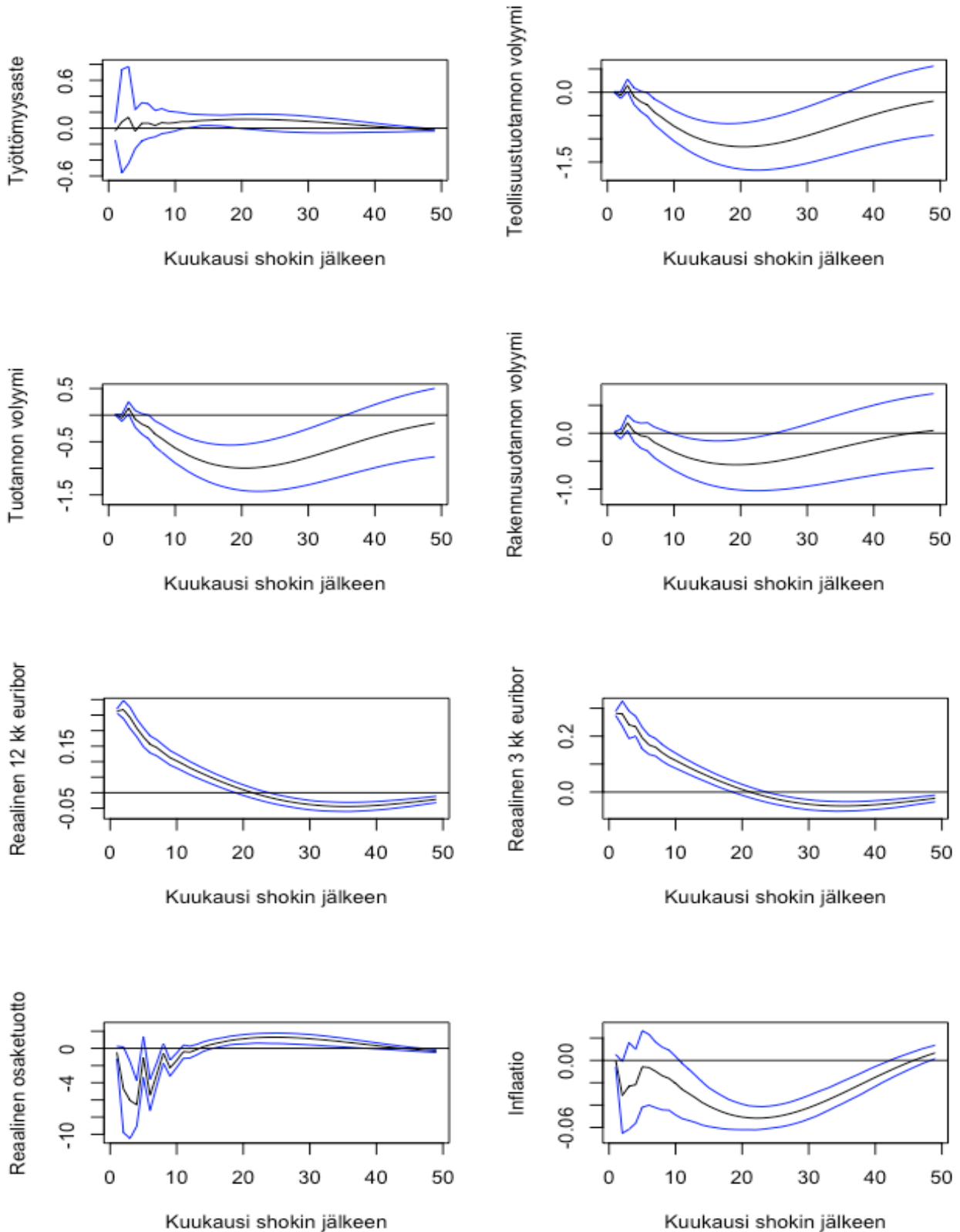
mukamas yllättävään koronmuutokseen jo ennen koronmuutosta. Tätä selitystä erikoisille vasteille tukevat esimerkiksi tekemäni testit mallin residuaaleille. Testien tulokset antavat vihiä siitä, että residuaalit saattavat olla autokorreloituneita ja siten ennustettavia.

Erityisesti ohjauskorkoshokkia seuraavat vasteet ovat kuitenkin hyvin robusteja erilaisille muutoksille mallissa. Tulokset eivät oleellisesti muutu, vaikka mallin viiveiden tai faktorien määrää muuttaisi. Tulokset eivät ole myöskään oleellisesti herkkiä sille, että ohjauskorko on mallissa oletettu endogeenisemmäksi kuin keskuspankin tase.

Eräs mallin tuottamiin tuloksiin mahdollisesti olennaisesti vaikuttava seikka on ennakoiva viestintä (forward guidance). Keskeinen osa EKP:n rahapolitiikkaa on ollut viestiä rahapoliittisista toimista etukäteen. EKP on esimerkiksi ilmoittanut osto-ohjelmiansa kuukausittaisten ostojen määrän jo selvästi etukäteen. Samoin EKP on kertonut pitävänsä ohjauskorkonsa nollassa vielä pitkään. Koska FAVAR-mallini ei tiedä tästä keskuspankin ennakoivasta viestinnästä, saattaa mallini ennustaa esimerkiksi ohjauskorkoa nostettavan, vaikka EKP olisi ennakolta jo kertonut pitävänsä ohjauskorkonsa muuttumattomana. Näin malli saattaa tulkita shokiksi tilanteita, jotka eivät todellisuudessa ole shokkeja. Toisaalta, koska FAVAR-malli sisältää valtavasti informaatiota, on myös ennakoiva viestintä välillisesti mukana mallissa esimerkiksi markkinakorkojen ja luottamusindikaattoreiden kautta. Kuten aiemmin jo mainittiin, toinen mallin haaste on se, että malli estimoidaan käyttäen koko euroajan aineistoa. Jos EKP:n rahapolitiikkasääntö on muuttunut esimerkiksi finanssikriisin myötä – jos ohjauskorko on siis kriisin jälkeen reagoanut eri tavalla mallin muuttujien kehitykseen, niin tällöin malli on huono ja tulokset vääristyvät.

Mallissa on myös tehty radikaali oletus, että keskuspankki ei havaitse inflaatiota. Oletus voi sinänsä olla perusteltu, koska todennäköisesti todellista inflaatiota ei havaitakaan kuluttajahintaindeksin muutosten kautta, vaan hintaindeksiin sisältyy mittausvirheitä. EKP:n tavoitemuuttujana on kuitenkin nimenomaan yhdenmukaistetun kuluttajahintaindeksin muutos (ei siis todellinen inflaatio). Tämän institutionaalisen tosiseikan vuoksi on mielestäni erittäin perusteltua sisällyttää malliin havaittavaksi muuttujaksi myös yhdenmukaistetun kuluttajahintaindeksin prosentuaalinen vuosimuutos, johon viitataan ja on viitattu termillä ”inflaatio”.

Estimoin seuraavaksi FAVAR-mallin, jossa havaittavien muuttujien vektori Y_t sisältää inflaation, EKP:n taseen ja ohjauskoron tässä järjestyksessä. Lisäksi malliin sisältyy 5 faktoria, jotka on järjestetty ennen havaittavia muuttujia, kuten aiemmassakin mallissa. Nyt nämä 5 faktoria selittävät noin 64 % kokonaisvaihtelusta. Malli sisältää 3 viivettä sekä vakiotermit ja lineaariset trendit. Kuvassa 7 on esitetty ohjauskorkoon kohdistuvan shokin jälkeen syntyvät impulssivasteet.



Kuva 7: Eri muuttujien reaktiot 0,25 prosenttiyksikön shokkiin mallissa, jossa 5 faktoria, inflaatio, EKP:n tase ja ohjauskorko sekä 3 viivästettyä arvoa. Siniset viivat kuvaavat 1000 toiston bootstrap-menetelmällä saatua 95 % luottamusväliä.

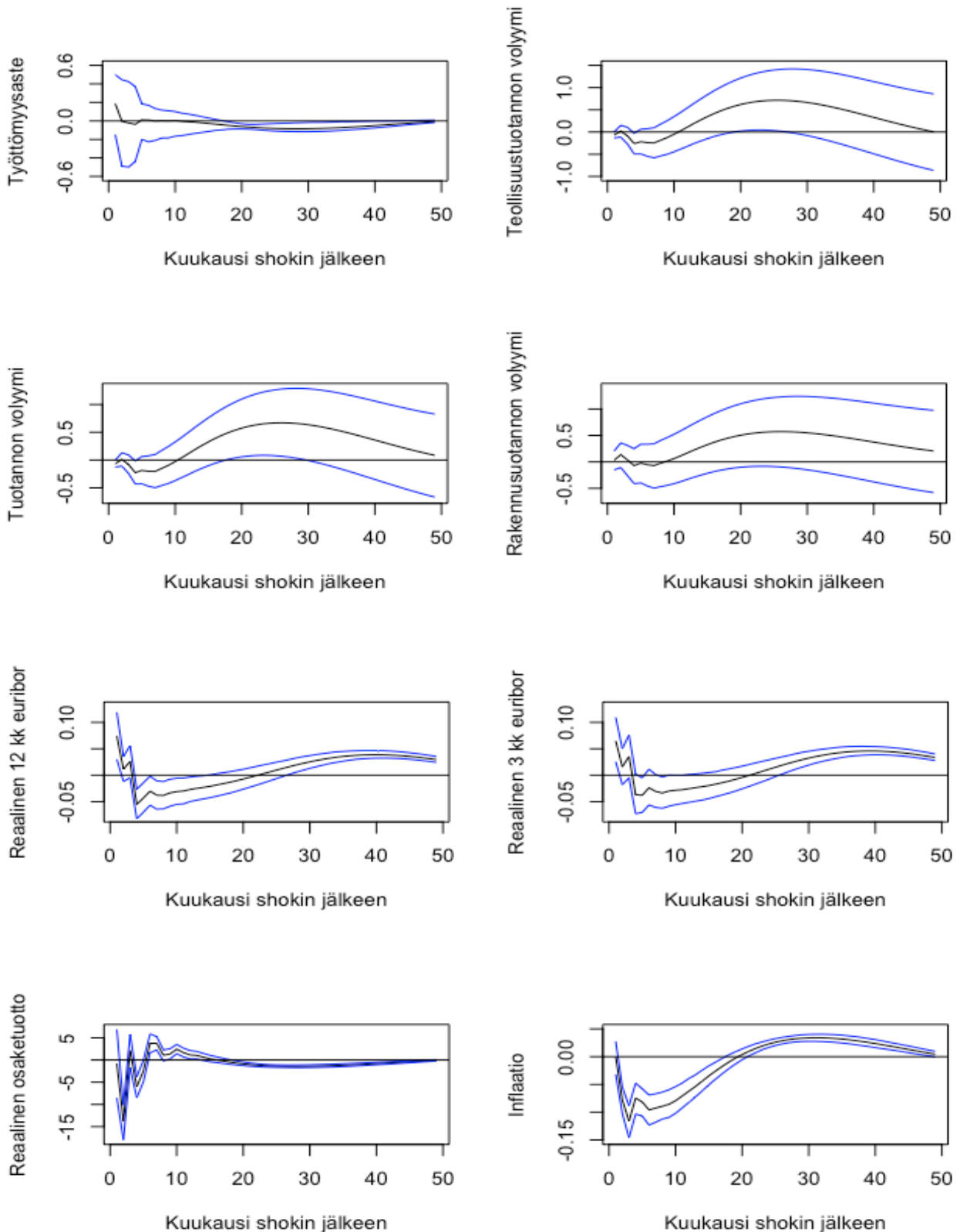
Nyt työttömyysasteen reaktio shokkiin ohjauskorossa onkin erittäin maltillinen ja paremmin linjassa aiemman tutkimuksen kanssa (esim. Wu ja Xia, 2016, s. 269-270; Bernanke ym., 2005, s. 408). Työttömyysaste lähtee varsinaisesti nousemaan vasta usean kuukauden viiveellä. Itse asiassa työttömyysasteen vaste on tilastollisesti merkitsevä ainoastaan noin vuoden jälkeen shokista. Suurin piste-estimaatti vasteella on hieman alle kahden vuoden päästä shokista, jolloin työttömyysaste on noussut noin 0,11 prosenttiyksikköä. Inflaation ottaminen malliin havaittavaksi muuttujaksi muuttaa siis oleellisesti työttömyysasteen vastetta.

Tuotannon reaktioihin inflaation lisäämisellä malliin ei ole juurikaan vaikutusta. Esimerkiksi teollisuustuotannon vaste on nyt syvimmillään noin -1,17 %. Luottamusvälit ovat kuitenkin nyt kapeammat.

Myös esimerkiksi korkojen reaktioiden luottamusvälit kapenevat huomattavasti. Korot myös reagoivat paljon vahvemmin shokkiin ohjauskorossa. Nyt reaalisen 12 kuukauden euriborin välitön reaktio shokkiin on noin 0,26 prosenttiyksikköä ja 3 kuukauden reaalisen euriborin noin 0,28 prosenttiyksikköä. Korkojen reaktiot ovat nyt paljon lähempänä esimerkiksi Bagzibaglin (2014, s. 792) tuloksia. Estimoimani reaalikorkojen reaktiot ovat kuitenkin hieman voimakkaampia kuin hänen nimelliskoroille estimoimansa reaktiot. Osaketuotolle saamani vaste on hyvin samantyyppinen kuin aiemmassakin mallissa – tosin se on aluksi hieman selvemmin negatiivinen ja myöhemmin vähemmän selvästi positiivinen. Osaketuotto pysyy negatiivisena verrattuna odotettuun tuottoon noin vuoden ajan shokin jälkeen. Negatiivisimmillaan ero odotettuun tuottoon on noin -6,57 prosenttiyksikköä.

Keskeinen muutos tuloksissa on myös inflaation vaste. Inflaation oletaminen mallissa havaittavaksi muuttujaksi saa aikaan sen, että hinta-arvoitus poistuu. Inflaation reaktio ei silti ole kovinkaan voimakas: tilastollisesti merkitsevästi inflaatio alkaa reagoida vasta noin vuoden kuluttua shokista ja reaktio on suurimmillaan noin 0,05 prosenttiyksikköä. Tämä vaste on samantyyppinen kuin esimerkiksi Soaresilla (2013, s. 2731-2734).

Kuvassa 8 on esitetty inflaation havaittavana muuttujana sisältävän mallin tuottamat vasteet shokille keskuspankin taseeseen. Kun vasteita verrataan aiemman mallin tuottamiin vasteisiin taseshokin jälkeen (kts. kuva 6), havaitaan työttömyysasteen reagoivan selvästi maltillisemmin. Sama ilmiö, mikä tapahtui ohjauskorkoshokin vasteissa, kun inflaatio otettiin malliin, näkyy siis myös taseshokin vasteissa. Työttömyysasteen reaktio ei aluksi ole selkeästi positiivinen eikä negatiivinen, mutta kääntyy negatiiviseksi hieman alle kahden vuoden kuluttua shokista. Tosin vaste on juuri ja juuri tilastollisesti merkitsevä. Tuotantojen reaktiot eivät ole suurimmilta osin tilastollisesti merkitseviä.



Kuva 8: Eri muuttujien reaktiot 0,05 yksikön shokkiin EKP:n taseeseen mallissa, jossa 5 faktoria, inflaatio, EKP:n tase ja ohjaukorko sekä 3 viivästettyä arvoa. Siniset viivat kuvaavat 1000 toiston bootstrap-menetelmällä saatu 95 % luottamusväliä.

Korkojen reaktiot ovat aiemmasta poiketen aluksi positiivisia. Osaketuoton reaktio pysyy samankaltaisena. Inflaation reaktioon syntyy voimakas hinta-arvoitus.

Ohjaukorkoshokin vasteet ovat suhteellisen robusteja viiveiden ja faktorien määrän muutoksille mallissa. Tein herkkyystarkasteluja käyttäen useita eri faktori- ja viivemääriä, eikä kaikkia niitä voida tässä esittää. Havainnollisuuden vuoksi estimoin kaksi mallia, joista toisessa on vähän faktoreita mutta paljon viiveitä ja toisessa paljon faktoreita mutta vähän viiveitä. Liitteessä B1 on esitetty impulssivastefunktiot mallista, joka sisältää ainoastaan 3 faktoria, mutta viiveiden määrä on 12. Vasteet ovat hyvin samankaltaisia eikä viiveiden lisääminen malliin vaikuta johtopäätöksiin. Liitteessä B3 puolestaan on esitetty vasteet mallista, joka sisältää 8 faktoria ja 2 viivettä. Nyt rakennustuotannon volyymin vaste muuttuu olennaisesti. Myös osaketuoton vaste muuttuu jonkin verran. Mallin muuttaminen vaikuttaa myös jonkin verran siihen, miten inflaatio reagoi, mutta reaktio noin 1-2 vuoden jälkeen pysyy mallista toiseen negatiivisena. Myös taseshokkia seuraavat vasteet ovat kohtalaisen robusteja. Edellä mainittujen vaihtoehtoisten mallien tuottamat vasteet taseshokkiin on esitetty liitteissä B2 ja B4. Muissa estimoimissani malleissa, joita tässä ei ole esitetty, esimerkiksi korkojen taseshokkia seuraavat vasteet muuttuivat hieman enemmän kuin liitteessä B4 faktorien määrää muutettaessa.

Lukuisten estimoimieni mallien perusteella vaikuttaisi siltä, että työttömyysasteen, tuotannon ja teollisuustuotannon volyymin vasteet eivät ole kovin herkkiä muutoksille mallissa. Sen sijaan erityisesti korkojen ja osaketuoton vasteet ovat kohtalaisen herkkiä mallin muutoksille. Tämä on sinänsä ymmärrettävää, sillä rahoitusmarkkinat reagoivat todella nopeasti uuteen informaatioon. Tällöin sillä on ratkaiseva merkitys tulosten kannalta, tulkitseeko malli jonkun politiikkainstrumentin muutoksen odotetuksi muutokseksi vai shokiksi.

Kaiken kaikkiaan malli, jossa myös inflaatio on oletettu havaittavaksi muuttujaksi, vaikuttaa paremmalta mallilta kuin aiempi malli. Malli, jossa inflaatio on havaittavana muuttujana saa log-likelihood-funktion arvoksi 481,947 ja malli, jossa inflaatio ei ole havaittava muuttuja, saa funktion arvoksi -755,678. Varsinaista LR-testiä ei voida kuitenkaan tehdä, sillä mallit eivät ole sisäkkäisiä johtuen siitä, että malleissa olevat faktorit ovat eri muuttujia. Tämä johtuu yhtälön (5) korjauksesta, johon vaikuttaa se, mitä muuttujia oletetaan havaittaviksi muuttujiksi. Malleja voidaan kuitenkin vertailla esimerkiksi informaatiokriteerien perusteella. Kaikki käyttämäni informaatiokriteerit (AIC, FPE, SC ja HQ) suosittelevat mallia, jossa inflaatio on oletettu havaittavaksi muuttujaksi (liite D). Huolimatta inflaation sisältävän mallin selvästä paremmuudesta, näyttää siltä, että residuaalit saattavat ehkä edelleen olla autokorreloituneilta (liite C). Viiveiden lisäämisellä malliin ei ole kuitenkaan olennaista vaikutusta tuloksiin kummankaan shokin tapauksessa (liitteet B1 ja B2). Koska

malli, jossa inflaatio on oletettu havaittavaksi muuttujaksi, vaikuttaa selvästi paremmalta kuin aiempi malli, tulen myös myöhemmissä tarkasteluissa olettamaan inflaation havaituksi. Viitataan myös johtopäätöksissäni inflaation havaittavaksi muuttujaksi oletettavan mallin tuottamiin tuloksiin.

Vertailtaessa eri mallien saamia informaatiokriteerejä havaitaan ehkä hieman yllättäen, että itse asiassa informaatiokriteerien valossa VAR-malli vaikuttaa paremmalta mallilta kuin estimoimani FAVAR-mallit (liite D). Tämä saattaa viitata esimerkiksi siihen, että FAVAR-mallit sisältävät liian monta faktoria, eivätkä viimeiset faktorit enää paranna mallia juurikaan. Lisäksi monet FAVAR-mallien yhtälöistä ovat luultavasti teoreettisesti katsoen järjettömiä. Esimerkiksi ei ole mitään selkeää teoreettista syytä sille, miksi jotakin faktoria selitetään kaikilla muilla faktoreilla ja havaittavilla muuttujilla sekä niiden viivästetyillä arvoilla. Jotkin mallin yksittäiset yhtälöt siis saattavat oleellisesti vaikuttaa koko mallin informaatiokriteerin arvoon huonontavasti. Informaatiokriteerien valossa FAVAR-malli ei kuitenkaan parannu, vaan pikemminkin huononee, vaikka faktoreita oletettaisiin malliin ainoastaan esimerkiksi 1 tai 3. Joka tapauksessa tulokset eivät ole johtopäätösten kannalta oleellisesti herkkiä oletetulle faktorien määrälle, kuten jo aiemmin mainittiin. Toinen mahdollinen selitys huonoille FAVAR-mallien informaatiokriteerien arvoille saattaa olla puutteellinen tai vääränlainen joukko muuttujia, josta faktorit estimoidaan. Tätä kysymystä ei kuitenkaan tässä tutkielmassa tarkastella. Voi myös olla, että paras malli saataisiin olettamalla hieman eri muuttujia havaittaviksi muuttujiksi. Myös tämä kysymys jää kuitenkin tulevalle tutkimukselle.

Estimoimillani FAVAR-malleilla on kuitenkin joitakin tärkeitä etuja estimoimaani VAR-malliin verrattuna. Ensinnäkin FAVAR-mallien avulla olen pystynyt tarkastelemaan useiden eri muuttujien vasteita, joita VAR-mallin avulla en pystynyt tarkastelemaan. Lisäksi keskuspankin politiikkainstrumentteja selittävien yhtälöiden keskineliövirheiden neliöjuuret (RMSE) ovat inflaation havaittavana muuttujana sisältävässä FAVAR-mallissa pienempiä kuin VAR-mallissa. Ohjaukorkoa selittävän yhtälön RMSE on VAR-mallissa 0,12 ja FAVAR-mallissa 0,10; taseen muutosta selittävän yhtälön RMSE on VAR-mallissa 0,035 ja FAVAR-mallissa 0,033. Tämän takia FAVAR-mallin tuottamat vasteet ovat VAR-mallin vasteita todennäköisemmin kausaalisia. FAVAR-mallin ennustetarkkuus on siis suurempi ja yllättäviksi oletetut shokit ovat siten myös VAR-mallin shokkeja todennäköisemmin yllättäviä.

4.3 EKP:n rahapolitiikan vaikutuksen muuttuminen

Tutkin seuraavaksi, onko rahapolitiikan välittyminen reaalityönteeseen muuttunut kriisien ja matalien korkojen myötä. Pyrin vastaamaan tähän kysymykseen kahden analyysin avulla. Ensinnäkin estimoin FAVAR-mallin erikseen finanssikriisiä edeltävän ajan ja finanssikriisin jälkeisen ajan aineistoilla ja

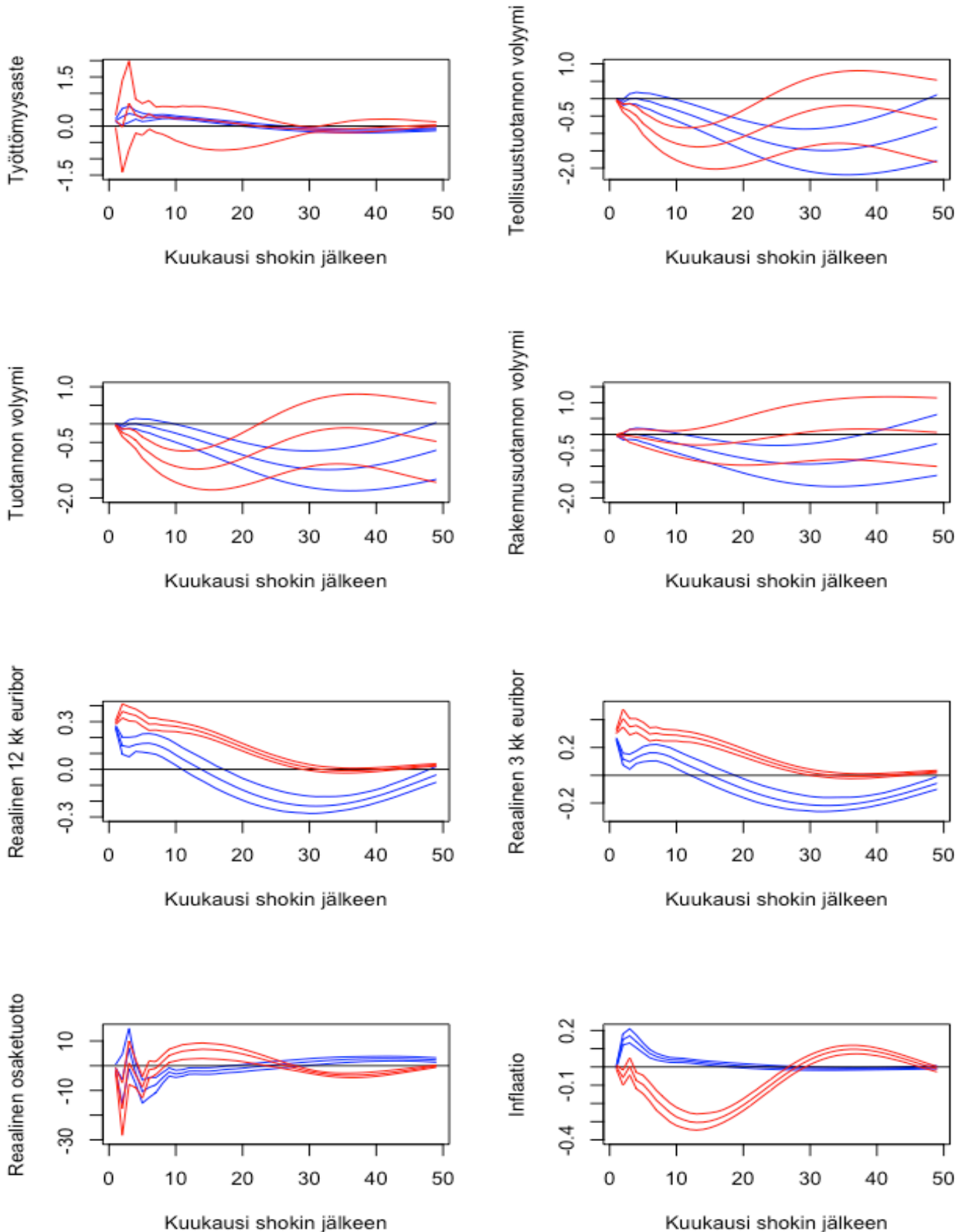
vertaan mallien tuottamia impulssivastefunktioita. Käytän tässä tutkielmassa samaa finanssikriisin alkamisajankohdan määrittelyä kuin Bagzibagli (2014), joka katsoo finanssikriisin alkavan vuoden 2007 heinäkuun jälkeen. Hän perustee tätä valintaa sillä, että osakkeiden suhdannehuippu osui tuohon ajankohtaan. Toisekseen suoritan samanlaisen rolling window –analyysin kuin Bagzibagli (2014).

Tuloksia tulkitessa on syytä tiedostaa muutama seikka. Faktorien ja viiveiden määrä on malleissa suhteellisen mielivaltainen, sillä eri estimointiperiodeille lasketut informaatiokriteerit suosittelevat käyttämään eri määrää faktoreita ja viiveitä. Vertailtavuuden vuoksi olen kuitenkin käyttänyt kaikissa malleissa samaa määrää faktoreita ja viiveitä. On myös syytä huomata, että eri periodeille estimoidut faktorit ovat eri muuttujia. Yhden periodin ensimmäinen faktori ei siis ole sama muuttuja kuin toisen periodin ensimmäinen faktori. Faktorit estimoidaan pääkomponenttianalyysin avulla aina erikseen kullekin periodille. Se minkä muuttujien kanssa esimerkiksi ensimmäinen faktori korreloi eniten, riippuu siis siitä, minkä muuttujien arvot ovat vaihdelleet eniten mielenkiintona olevan periodin aikana.

Kuvassa 9 on esitetty positiivisen ohjauskorkoshokin aiheuttamat impulssivastefunktiot kahdessa mallissa kiinnostuksen kohteena oleville muuttujille. Toisessa mallissa on käytetty finanssikriisiä edeltävää ja toisessa finanssikriisin jälkeistä aineistoa. Molemmissa malleissa on oletettu havaittaviksi muuttujiksi inflaatio, EKP:n tase ja ohjauskorko. Molemmissa malleissa on 3 faktoria, vakio-terminit ja lineaariset trendit. Molemmat mallit sisältävät 3 viivettä. Jos vasteiden luottamusvälit eivät jonain ajan hetkenä ole päällekkäin, eroavat ne tilastollisesti merkitsevästi toisistaan kyseisenä ajan hetkenä (Von Borstel ym., 2016, s. 392). Vasteista on vaikea vetää mitään yksiselitteistä johtopäätöstä siitä, onko rahapolitiikan teho hiipunut, vahvistunut vai pysynyt jotakuinkin samana.

Ennen finanssikriisiä työttömyysaste kasvoi yllättävän koronnoston seurauksena. Finanssikriisin jälkeen taas yllättävän koronnoston vaikutus työttömyysasteeseen on ollut paljon epäselvempi. Piste-estimaatit ovat hyvin samanlaisia periodien välillä, mutta finanssikriisin jälkeen vasteen luottamusväli on ollut huomattavasti suurempi. Vasteet eivät siis eroa tilastollisesti merkitsevästi toisistaan, mutta finanssikriisin jälkeen ei voida hylätä hypoteesia, että yllättävällä koronnostolla ei ole vaikutusta työttömyysasteeseen. Työttömyysasteen vasteiden perusteella näyttäisi siis siltä, että tavanomaisen rahapolitiikan vaikutus työttömyysasteeseen on ollut finanssikriisin jälkeen paljon epävarmempi.

Tarkasteltaessa tuotantomuuttujien vasteita näyttää siltä, että tavanomaisen rahapolitiikan teho on pysynyt jokseenkin samana tai jopa voimistunut. Kahden periodin vasteiden luottamusvälit ovat pitkälti päällekkäin. Tuotanto ja teollisuustuotanto näyttävät kuitenkin aluksi reagoivan jopa finanssikriisiä edeltävää aikaa voimakkaammin rahapolitiikkashokkiin.



Kuva 9: Eri muuttujien reaktiot ohjauskorkoon kohdistuvaan 0,25 prosenttiyksikön shokkiin kahdessa mallissa, joissa molemmissa 3 faktoria, inflaatio, EKP:n tase ja ohjauskorko sekä 3 viivästettyä arvoa. Siniset viivat kuvaavat vasteita, jotka on saatu käyttäen 1999:2-2007:7 aineistoa ja punaiset viivat vasteita, jotka on saatu käyttäen 2007:8-2017:7 aineistoa. Ulommat viivat kuvaavat 1000 toiston bootstrap-menetelmällä saatua 95 % luottamusväliä ja keskellä oleva viiva odotettua vastetta.

Korkojen vasteissa puolestaan on selkeä ero kahden periodin välillä. Ennen finanssikriisiä reaalikorot reagoivat rahapolitiikkashokkiin vähemmän voimakkaasti kuin finanssikriisin jälkeen. Osaketuoton vasteet poikkeavat keskipitkällä aikavälillä osin toisistaan. Eroista osaketuoton vasteissa on kuitenkin hankala vetää mitään johtopäätöksiä tavanomaisen rahapolitiikan tehon muuttumisesta.

Inflaation kohdalla ero vasteissa on selkeä. Ennen finanssikriisiä malli tuotti voimakkaan hinta-arvoituksen, mutta finanssikriisin jälkeisellä periodilla hinta-arvoitusta ei synny. Tämä on itseasiassa odotettu havainto, sillä tyypillisesti hinta-arvoitus esiintyy malleissa silloin, kun rahapolitiikka on pysynyt suhteellisen odotettuna (Rusnák ym., 2013).

Koska EKP:n ensisijainen rahapolitiikkainstrumentti ei ole ollut yksiselitteinen, tarkastelen seuraavaksi, miten EKP:n taseen koon yllättävät muutokset ovat vaikuttaneet ennen ja jälkeen finanssikriisin. Kuvassa 10 on esitetty taseshokin tuottamat impulssivastefunktiot molemmilla periodeilla.

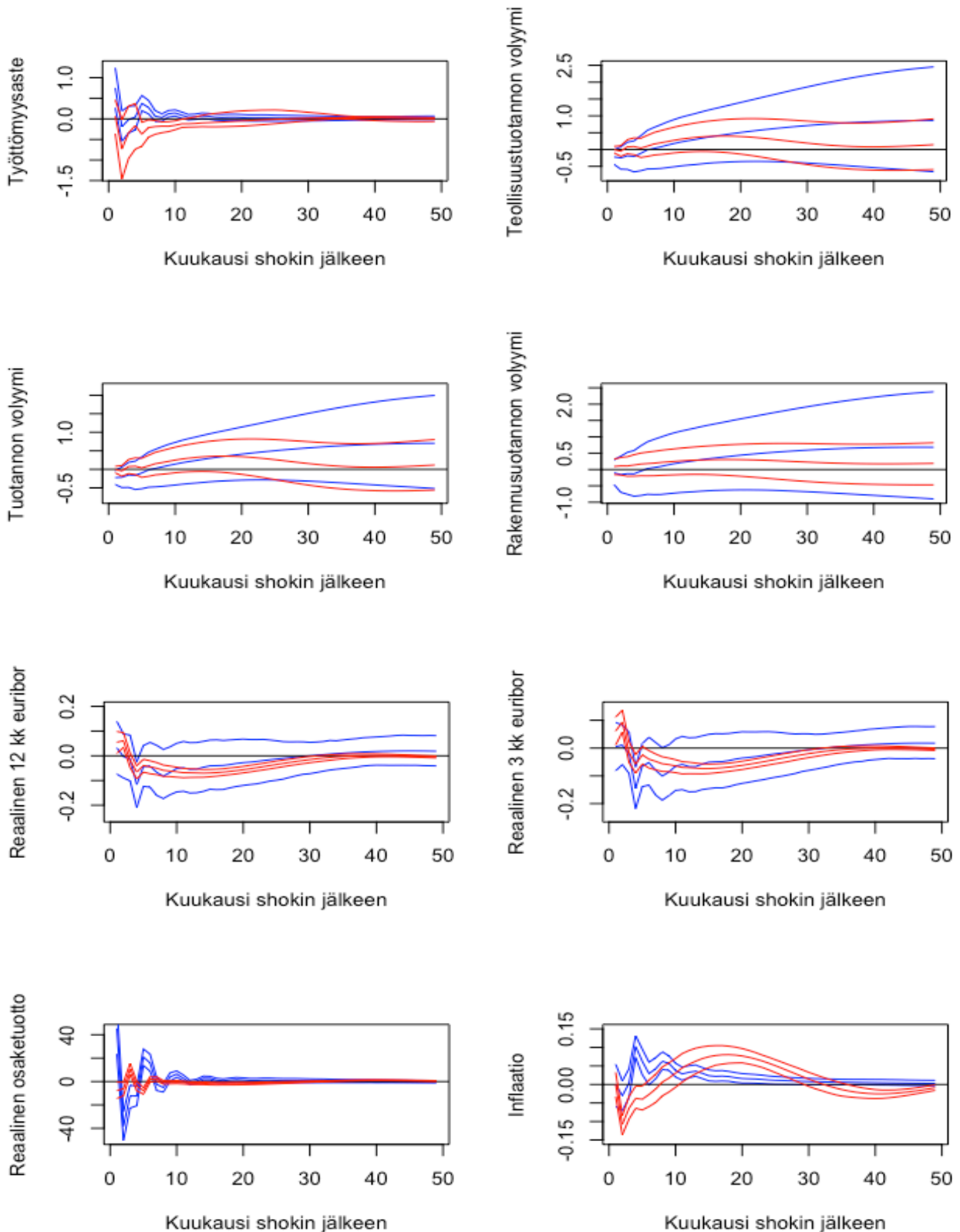
Työttömyysasteen vasteiden luottamusvälit ovat pitkälti päällekkäin, mutta eroavat tilastollisesti merkitsevästi noin puolen vuoden jälkeen shokista. Finanssikriisiä edeltävällä aineistolla estimoitu malli antaa ymmärtää, että vaste olisi tässä kohtaa positiivinen, kun taas myöhemmällä aineistolla estimoitu malli povaa negatiivista reaktiota.

Tuotannon, teollisuustuotannon tai rakennustuotannon vasteet eivät eroa nolasta tilastollisesti merkitsevästi kummallakaan periodilla eikä periodien välillä ole tilastollisesti merkitsevä eroja reaktioissa. Vasteiden piste-estimaatit ovat kuitenkin jälkimmäisellä periodilla aavistuksen pienempiä noin kahden vuoden jälkeen shokista.

Reaalikorkojen reaktiot eivät eroa tilastollisesti merkitsevästi toisistaan. Ensimmäisellä periodilla vasteet ovat kuitenkin paljon epävarmempia eivätkä eroa tilastollisesti merkitsevästi nolasta. Toisella periodilla sen sijaan yllättävä taseen laajennus vaikuttaa selkeästi korkoja laskevasti. Osaketuotot eroavat toisistaan selkeästi. Ennen finanssikriisiä taseshokki vaikutti paljon voimakkaammin osaketuottoihin.

Ennen finanssikriisiä inflaatio reagoi nopeasti ja positiivisesti yllättävään taseen laajenemiseen. Sen sijaan finanssikriisin jälkeen inflaation reaktio on ollut aluksi negatiivinen ja positiivinen vaikutus on syntynyt vasta huomattavasti pitemmällä viiveellä. Jälkimmäisellä periodilla on myös havaittavissa hinta-arvoitus toisin kuin ensimmäisellä periodilla. Taseshokin tapauksessa hinta-arvoitus siis ilmenee jälkimmäisellä periodilla toisin kuin ohjauskorkoshokin tapauksessa.

Faktorien ja viiveiden määrän muuttaminen ei juuri vaikuta ohjauskorko- tai taseshokin aikaansaamiin vasteisiin. Pieni ongelma äskeisessä analyysissä on kuitenkin se, että vertailtavat



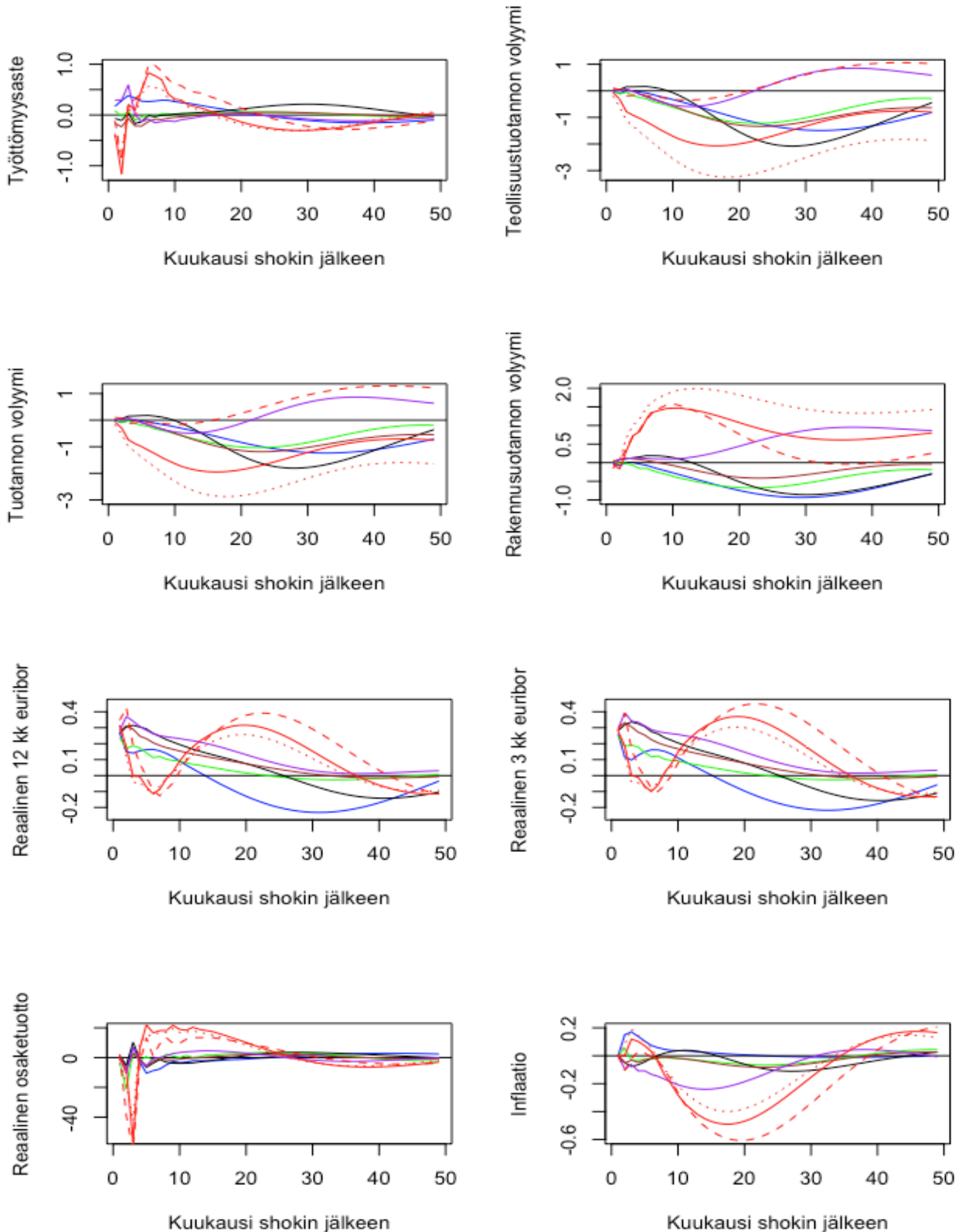
Kuva 10: Eri muuttujien reaktiot EKP:n taseeseen kohdistuvaan 0,05 yksikön shokkiin kahdessa mallissa, joissa molemmissa 3 faktoria, inflaatio, EKP:n tase ja ohjauskorko sekä 3 viivästettyä arvoa. Siniset viivat kuvaavat vasteita, jotka on saatu käyttäen 1999:2-2007:7 aineistoa ja punaiset viivat vasteita, jotka on saatu käyttäen 2007:8-2017:7 aineistoa. Ulommat viivat kuvaavat 1000 toiston bootstrap-menetelmällä saatua 95 % luottamusväliä ja keskellä oleva viiva odotettua vastetta.

aikaperiodit ovat mielivaltaisia ja finanssikriisin alkamisajankohdan määrittelyllä voi olla olennainen vaikutus tuloksiin. Tämän takia suoritin seuraavaksi rolling window -analyysin, jossa siirrän estimointiperiodia kahdella vuodella kerrallaan eteenpäin. Toteutin analyysin myös siirtäen estimointiperiodia vuodella kerrallaan eteenpäin, mutta kuvan selkeyden ja vähäisen lisäarvon vuoksi harvensin väliä. Toteutin kuitenkin erityistarkastelun viimeisimmän aineiston osalta, jolloin korkotason on ollut erityisen alhainen. Rolling window -analyysin viimeinen estimointiperiodi on 2009:2-2017:7. Vuoden 2009 keväällä kuitenkin suoritettiin radikaaleja koronlaskuja, jotka saattavat vaikuttaa olennaisesti tuloksiin. Tammikuussa ohjauskorko oli laskenut joulukuun 2,5 %:sta 2 %:iin. Maaliskuussa korkoa laskettiin 1,5 %:iin ja huhtikuussa vielä uudemman kerran 1,25 %:iin. Rolling window -analyysin viimeinen estimointiperiodi siis osuu välille, jolla ohjauskorko oli vielä suhteellisen korkea alussa ja sitä laskettiin huomattavasti. Tämän takia estimoin lisätarkasteluna vielä kaksi mallia: ensimmäisen ajalle 2009:1-2017:7 ja toisen ajalle 2009:5-2017:7.

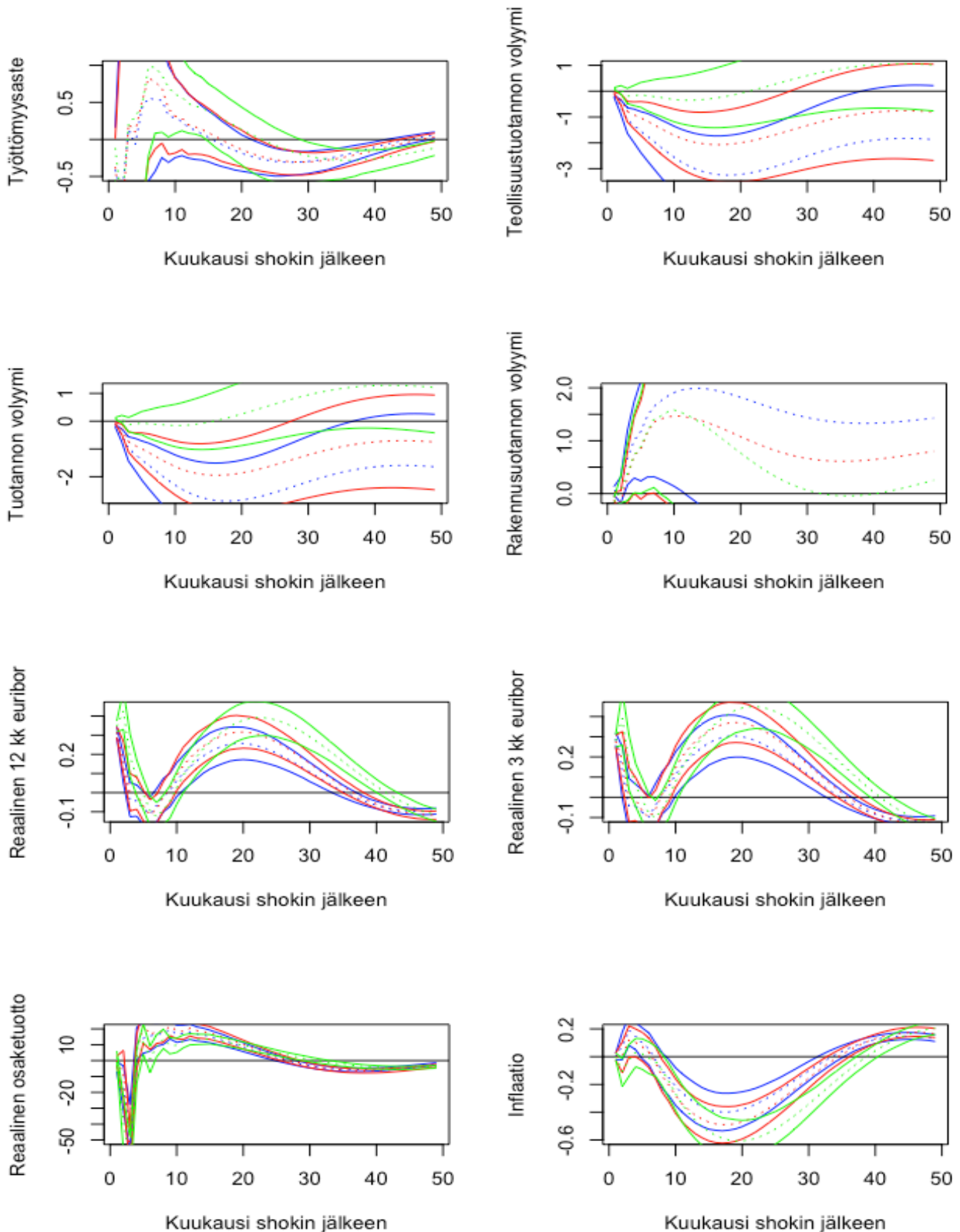
Analyysi auttaa hahmottamaan sitä, miten estimointiperiodin valinta vaikuttaa tuloksiin. Lisäksi analyysi saattaa antaa paremman kuvan siitä, miten rahapolitiikan välittyminen reaalityouteen on muuttunut ajassa. Rolling window -analyysin tuottamat impulssivastefunktiot on esitetty kuvassa 11. Kuvassa ei ole selkeyden vuoksi esitetty luottamusvälejä. Jokaisessa estimoidussa mallissa on 3 faktoria, inflaatio, EKP:n tase ja ohjauskorko. Mallit sisältävät 3 viivettä, vakiotermit ja lineaariset trendit.

Kuvasta 11 voidaan tehdä joitakin olennaisia havaintoja. Ensinnäkin valittu estimointiperiodi vaikuttaa huomattavasti vasteiden piste-estimaatteihin. Toisaalta esimerkiksi tuotannon, teollisuustuotannon ja rakennustuotannon vasteet tuskin juurikaan poikkeavat toisistaan eri estimointiperiodeilla. Kuvaan ei ole selkeyden vuoksi piirretty vasteiden luottamusvälejä, mutta luottamusvälien suuruudesta saa arvion kuvasta 9. Luottamusvälien suuruus vaihtelee jonkin verran eri periodeille estimoiduissa malleissa. Välillä siis rahapolitiikan välittyminen reaalityouteen on ollut epävarmempaa kuin muulloin. Yleisesti ottaen näyttäisi myös siltä, että luottamusvälit saattaisivat keskimäärin kasvaa, kun aikaväliä siirretään eteenpäin. Tavanomaisen rahapolitiikan välittymisen epävarmuus siis näyttää hieman kasvaneen ajan myötä. Vasteista ei kuitenkaan voi vetää yksiselitteisesti johtopäätöstä, että tavanomaisen rahapolitiikan välittyminen reaalityouteen olisi heikentynyt. Esimerkiksi reaalikorot ovat reagoineet kriisin myötä jopa voimakkaammin ohjauskorkoshokkeihin. Erot ovat myös tilastollisesti merkitseviä. Tosin viimeisen kolmen estimointiperiodin vasteet muuttuvat hyvin poikkeaviksi verrattuna aiempiin estimointiperiodeihin.

Viimeisen kolmen estimointiperiodin tarkastelu on itse asiassa hyvin mielenkiintoista. Erot periodien välillä ovat hyvin pieniä, mutta yksittäisillä havainnoilla vaikuttaa olevan keskeinen rooli tulosten



Kuva 11: Eri muuttujien reaktiot ohjauskorkoon kohdistuvaan 0,25 prosenttiyksikön shokkiin eri periodeilla. Malleissa on 3 faktoria, inflaatio, EKP:n tase ja ohjauskorko sekä 3 viivästettyä arvoa. Koodaus on seuraava: sininen=1999:2-2007:7, vihreä=2001:2-2009:7, musta=2003:2-2011:7, ruskea=2005:2-2013:7, violetti=2007:2-2015:7, punainen=2009:2-2017:7, punainen piste=2009:1-2017:7, punainen katkoviiva=2009:5-2017:7.



Kuva 12: Eri muuttujien reaktiot ohjauskorkoon kohdistuvaan 0,25 prosenttiyksikön shokkiin eri periodeilla. Malleissa on 3 faktoria, inflaatio, EKP:n tase ja ohjauskorko sekä 3 viivästettyä arvoa. Koodaus on seuraava: sininen=2009:1-2017:7, punainen=2009:2-2017:7, vihreä=2009:5-2017:7. Pisteet kuvaavat piste-estimaatteja ja yhtenäiset viivat 1000 toiston bootstrapmenetelmällä saatua 95 % luottamusväliä.

kannalta. Näiden havaintojen vaikutus näkyy erityisen selkeästi tuotannon ja teollisuustuotannon volyyymeissa. Tarkempi kuva kolmen viimeisen estimointiperiodin vasteista on kuvassa 12, johon on piirretty myös vasteiden luottamusvälit. Tuotannon ja teollisuustuotannon vasteet, jotka ovat olleet hyvin robusteja kaikissa estimoiduissa malleissa, eivät ole enää viimeisellä estimointiperiodilla tilastollisesti merkitseviä. Myös rakennustuotannon vaste on lähes kokonaan tilastollisesti ei-merkitsevä. Eri tuotantojen vasteiden piste-estimaattien merkit myös muuttuvat negatiivisista positiivisiksi. Nämä vasteet siis antavat tukea sille, että tavanomaisen rahapolitiikan vaikutus reaalityönteeseen on heikentynyt olennaisesti matalien korkojen myötä.

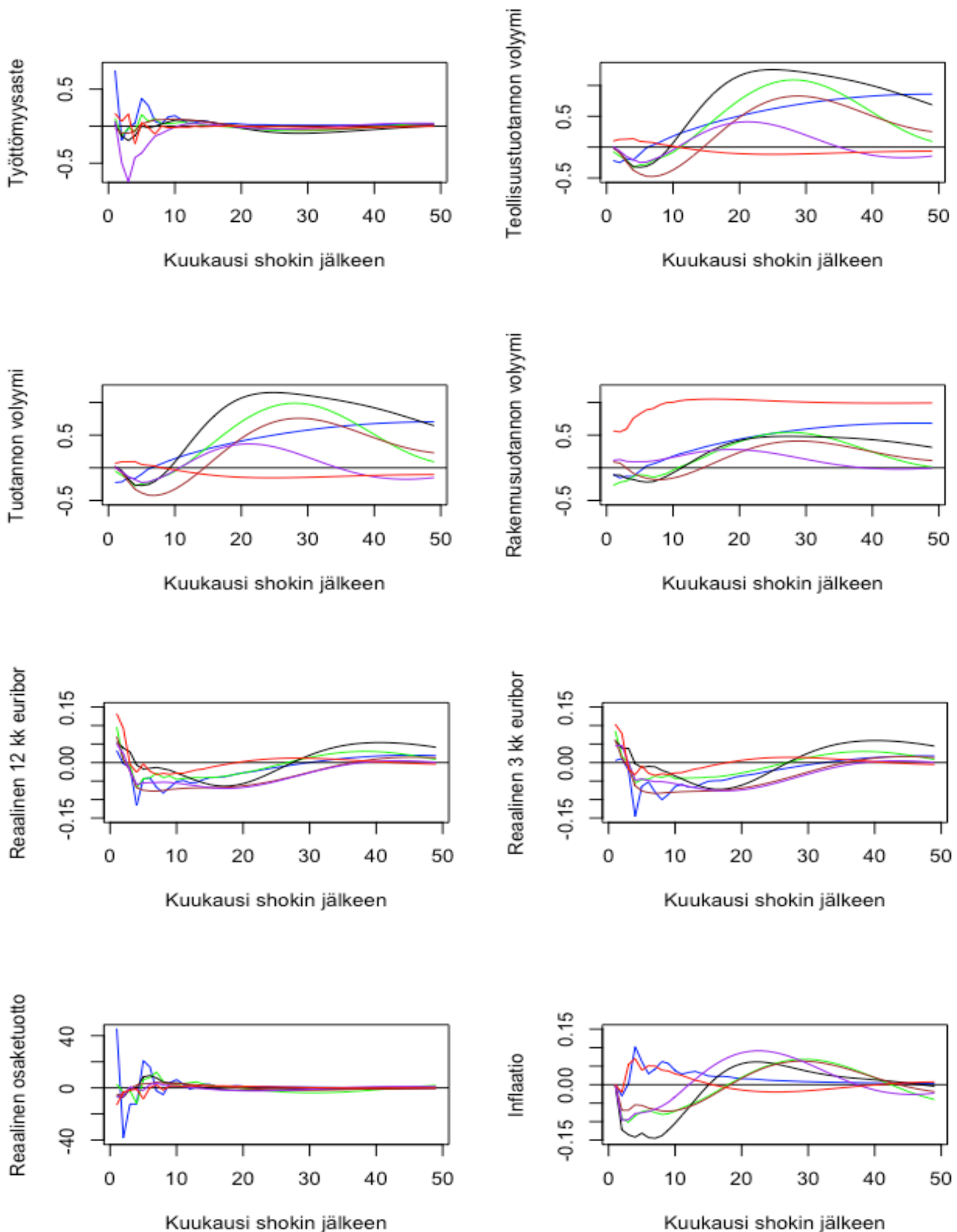
Työttömyysasteen osalta ei voida tehdä aivan näin suoraviivaisia johtopäätöksiä. Työttömyysasteen reaktiot ovat muuttuneet ajassa mahdollisesti jopa voimakkaammiksi, kuten kuvasta 11 havaitaan. Toisaalta vasteiden luottamusvälit ovat muuttuneet olennaisesti leveämmiksi, mikä kertoo lisääntyneestä epävarmuudesta tavanomaisen rahapolitiikan välittymisessä (kuva 12). Viimeisen kolmen estimointiperiodin vasteet eivät ole yhtä lukuun ottamatta tilastollisesti merkitsevästi positiivisia. Toisaalta havaitaan, että nimenomaan kaikista viimeisin estimointiperiodi itse asiassa tuottaa ainoana tilastollisesti merkitsevän positiivisen vasteen.

Korkoihin, osaketuottoon tai inflaatioon yksittäisillä havainnoilla ei näytä olevan juuri vaikutusta, vaan kuvan 12 vasteet näille muuttujille ovat hyvin samanlaisia estimointiperiodien välillä. Kuten kuvasta 11 havaittiin, näiden muuttujien vasteet eivät myöskään ole heikenneet estimointiperiodia siirrettäessä. Pikemminkin vasteet ovat muuttuneet voimakkaammiksi.

Kun rolling window -analyysi toteutetaan taseshokkien vasteille käyttäen samoja malleja, päädytään kuvan 13 mukaisiin vasteisiin. Kuvan 11 tapaan myöskään kuvaan 13 ei ole piirretty luottamusvälejä selkeyden vuoksi. Tarkastellessani luottamusvälejä havaitsin kuitenkin, että taseshokki aiheuttaa tilastollisesti merkitseviä vasteita eri tuotannon volyymeille ainoastaan periodilla 2003:2-2011:7 sekä rakennustuotannon volyymille viimeisellä periodilla. Myös työttömyysasteen reaktiot ovat useilla estimointiperiodeilla tilastollisesti ei-merkitseviä.

Korkojen osalta tilastollisesti merkitseviä vasteita syntyy periodeilla 2005:2-2013:7 ja 2007:2-2015:7; muuten vasteet ovat valitulla riskitasolla juuri ja juuri ei-merkitseviä. Osaketuoton vasteet ovat pääsääntöisesti tilastollisesti merkitseviä eri estimointiperiodeilla. Inflaation vaste on viimeistä estimointiperiodia lukuun ottamatta tilastollisesti merkitsevä.

Rolling window -analyysin tulokset eivät ole oleellisesti herkkiä muutoksille faktorien ja viiveiden määrissä. Sekä korkoshokkien että taseshokkien osalta analyysin tulokset ovat siis suhteellisen robusteja. Erityisesti tuotannon volyymien ja työttömyysasteen vasteet eivät muutu, vaikka malleja



Kuva 13: Eri muuttujien reaktiot EKP:n taseeseen kohdistuvaan 0,05 yksikön shokkiin eri periodeilla. Malleissa on 3 faktoria, inflaatio, EKP:n tase ja ohjauskorko sekä 3 viivästettyä arvoa. Koodaus on seuraava: sininen=1999:2-2007:7, vihreä=2001:2-2009:7, musta=2003:2-2011:7, ruskea=2005:2-2013:7, violetti=2007:2-2015:7, punainen=2009:2-2017:7.

muutettaisiin hieman. Mallien robustiuden testaamista kuitenkin hieman haittaa lyhyt aikasarja. Estimoimissani malleissa on ainoastaan 99-103 havaintoa ja 120 parametria. Mallien yhtälöt sisältävät kukin 20 parametria. Viiveiden ja faktorien lisääminen malliin on siis haastavaa, sillä parametrien määrä kasvaa nopeasti kohtuuttomaksi.

Kaiken kaikkiaan tulosten perusteella vaikuttaa siltä, että EKP:n rahapolitiikan vaikutus reaalityouteen ei ole juurikaan muuttunut finanssikriisin myötä. Sen sijaan tulokset vihjailevat, että laskeneen korkotason myötä tavanomaisen rahapolitiikan vaikutus saattaisi olla heikentynyt. Tuloksiin sisältyy kuitenkin huomattavaa epävarmuutta.

5 Päätelmät

FAVAR-mallini avulla saatujen tulosten perusteella EKP:n rahapolitiikalla on ollut selkeä vaikutus reaalityönteeseen lyhyellä aikavälillä. Positiivinen shokki keskuspankin ohjauskorkoon on laskenut eri tuotannon volyymeja ja nostanut työttömyysastetta. Positiivinen 0,25 prosenttiyksikön shokki ohjauskorkoon on koko euroajan aineistolla saatujen estimaattien mukaan laskenut teollisuustuotantoa noin 1,17 % ja nostanut työttömyysastetta noin 0,11 prosenttiyksikköä. Vaikutukset ovat olleet suurimmillaan hieman alle kahden vuoden kuluttua shokista. Reaalityönteeseen vaikutus on ollut välitön ja suuruudeltaan noin shokin suuruinen. Vaikutus on myös suurimmillaan heti shokin jälkeen. Reaalityönteeseen osaketuottoja positiivinen korkoshokki on aluksi pienentänyt, mutta hieman pitemmällä aikavälillä vaikutus on ollut lievästi positiivinen. Vaikutus reaalityönteeseen osaketuottoon on ollut negatiivinen noin vuoden ajan shokin jälkeen. Positiivisen 0,25 prosenttiyksikön shokin vaikutus on ollut negatiivisimmillaan noin -6,57 prosenttiyksikköä vuositasolla tarkasteltuna.

Kun taas tarkastellaan EKP:n taseen yllättäviä muutoksia, rahapolitiikan vaikutus ei näyttäydä yhtä selvänä. Tulosten perusteella yllättävä taseen kasvu laskee työttömyysastetta ja nostaa eri tuotannon volyymeja, mutta vaikutukset ovat tilastollisen merkitsevyyden rajamailla. Taseshokin tuottamat vasteet ovat osin myös todella erikoisia. Tulosten perusteella yllättävä keskuspankin taseen kasvaminen esimerkiksi laskee reaalityönteeseen osaketuottoa, mikä tuntuu oudolta. Erikoiset tulokset saattavat johtua siitä, että EKP:n tase on huono muuttuja kuvaamaan rahapolitiikan viritystä tämällytyypisessä tarkastelussa. EKP:n politiikkaan kuulunut ennakoiva viestintä epätavanomaisesta rahapolitiikasta on luultavasti vaikuttanut merkittävästi odotuksiin EKP:n taseen kehityksestä, mutta käyttämäni menetelmä ei pysty tätä huomioimaan. Myöhemmässä tutkimuksessa olisikin hyvä tutkia epätavanomaisen rahapolitiikan tai ”rahapolitiikan kokonaisvirituksen” vaikutusta euroalueen reaalityönteeseen myös muilla menetelmillä. EKP:n taseen lisäksi on esitetty myös lukuisia muita muuttujia, joiden avulla vaikutusta voitaisiin yrittää arvioida. On kuitenkin erittäin kiinnostava havainto, että epätavanomainen rahapolitiikka ei mahdollisesti ole ollut kovinkaan tehokasta reaalityönteeseen elpymisen kannalta.

Kun estimoimaani FAVAR-mallia verrataan esimerkin vuoksi estimoimaani perinteiseen VAR-malliin. Havaitaan FAVAR-mallilla olevan joitakin etuja mutta myös haittoja. Ensinnäkin selkeä etu FAVAR-mallissa on se, että impulssivastefunktiot voidaan muodostaa jopa 90 eri muuttujalle toisin kuin VAR-mallissa, jossa impulssivastefunktiot saadaan vain mallin 5 muuttujalle. Toisekseen FAVAR-mallin ennustekyky keskuspankin politiikkainstrumenttien osalta vaikuttaa VAR-mallia

paremmalta, minkä vuoksi impulssivastetarkastelussa yllättäviksi shokeiksi oletetut shokit ovat myös VAR-mallin shokkeja todennäköisemmin yllättäviä, eivätkä ennustettavia. Shokkien yllättävyys on keskeistä kausaalipäätelyn kannalta. On kuitenkin mahdollista, että myös shokit FAVAR-mallissa ovat jossain määrin ennustettavia esimerkiksi mahdollisen autokorrelaation vuoksi. Tämän vuoksi kausaalipäätely on hieman epävarmaa. Impulssivastefunktiot eivät kuitenkaan ole oleellisesti herkkiä esimerkiksi viivästettyjen arvojen tai faktorien lisäämiselle malliin, mikä lisää tulosten varmuutta. FAVAR-malli ei kuitenkaan ole ongelmaton. Eri informaatiokriteereitä tarkasteltaessa VAR-malli vaikuttaa FAVAR-mallia paremmalta. Mahdollisia syitä tälle on monia. FAVAR-malli esimerkiksi sisältää monia yhtälöitä, joille ei ole mitään teoreettisia perusteita. Nämä yhtälöt saattavat heikentää koko mallille laskettuja informaatiokriteereitä. Toisekseen faktorien hyvyyteen vaikuttaa se, mistä aineistosta ne on estimoitu. Aineiston tulisi vastata sitä informaatiota, jota tarkkailemalla keskuspankki tekee päätöksensä politiikkainstrumentista. Jos mukaan valitut muuttujat ovat sellaisia, jotka eivät todellisuudessa liity keskuspankin päätöksentekoon, eivät estimoidut faktorit juurikaan selitä keskuspankin politiikkainstrumenttia. Tällöin estimoitu keskuspankin reaktioyhtälö ei kuvaa todellisuutta, jolloin myös informaatiokriteerien arvot huononevat. Sekä VAR- että FAVAR-mallien avulla tehdyssä impulssivastefunktiotarkastelussa on myös se ongelma, että siinä oletetaan vain yllättävillä rahapolitiikan muutoksilla olevan vaikutusta. Jos myös odotettu rahapolitiikka vaikuttaa reaalityönteeseen jää tarkastelu hieman puutteelliseksi. Näitä mahdollisia ongelmakohtia ei kuitenkaan tässä tutkielmassa pystytä tarkastelemaan.

Kun tarkastellaan, miten EKP:n rahapolitiikan vaikutus on muuttunut ajan myötä, saadaan mielenkiintoisia tuloksia. Ensinnäkin näyttää siltä, että finanssikriisin myötä rahapolitiikan vaikutus ei heikentynyt. Itse asiassa EKP:n taseen yllättäviä muutoksia tarkasteltaessa havaitaan, että juuri finanssikriisin aikaan vaikutukset eri tuotantojen volyymeihin ovat olleet tilastollisesti merkitseviä. Tarkasteltaessa ohjauskoron yllättäviä muutoksia havaitaan, että vaikutukset reaalikorkoihin ovat voimistuneet finanssikriisin myötä. Tuotantojen volyymien tai työttömyysasteen reaktiot puolestaan eivät ole sanottavasti muuttuneet kriisin aikana. Tulosten perusteella on siis kovin vaikea argumentoida, että finanssikriisi olisi heikentänyt rahapolitiikan tehoa.

Sen sijaan näyttää siltä, että matalalla korkotasolla kriisien jälkeen saattaa olla ollut vaikutusta rahapolitiikan välittymiseen reaalityönteeseen. Kun FAVAR-malli estimoidaan matalien korkojen ajalle ja tarkastellaan impulssivastefunktioita, havaitaan, että vaikutukset eri tuotannon volyymeihin eivät enää ole tilastollisesti merkitseviä. Toisaalta työttömyysasteen osalta vastaavaa päätelyä ei voida tehdä. Reaalikorot ja reaalityönteeseen osakeetuotto reagoivat myös matalien korkojen aikana suunnilleen yhtä voimakkaasti kuin aiemmin. Toisaalta, vaikka korkojen vasteet eivät heikkene, ne muuttuvat

aiemmista periodeista selkeästi poikkeaviksi. On myös tärkeä huomata, että nämä matalien korkojen aikaa koskevat tulokset ovat todella herkkiä valitulle estimointiperiodille ja jopa yksittäiset havainnot vaikuttavat tuloksiin olennaisesti. Koska estimointiperiodi on todella lyhyt, rajoittaa se myös tulosten herkkyystarkastelua huomattavasti, sillä malliin ei voida juuri lisätä muuttujia. Tämän vuoksi tuloksiin täytyy suhtautua suurella varauksella ja lisätutkimukselle on tarvetta. Joka tapauksessa havainto siitä, että tavanomainen rahapolitiikka on mahdollisesti tehotonta tai normaaliaikoja tehottomampaa korkotason ollessa matala, on todella mielenkiintoinen ja merkittävä.

Lähteet

- Aastveit, K. A., Natvik, G. J., ja Sola, S. (2013). Economic uncertainty and the effectiveness of monetary policy. Norges Bank, 2013.
- Akerlof, G. A. (1970). The market for "lemons": Quality uncertainty and the market mechanism. *The quarterly journal of economics*, 488-500.
- Andersen, L. C., ja Jordan, J. L. (1968). Monetary and Fiscal Actions: A Test of Their Relative Importance in Economic Stabilization. Federal Reserve Bank of St. Louis, Review, 50, 11-24.
- Angeloni, I., A. K. Kashyap, ja B. Mojon (2003). Monetary Policy Transmission in the Euro Area: A study by the Eurosystem Monetary Transmission Network. Cambridge University Press.
- Aristei, D., ja Gallo, M. (2014). Interest rate pass-through in the euro area during the financial crisis: A multivariate regime-switching approach. *Journal of Policy Modeling*, 36(2), 273-295.
- Bagzibagli, K. (2014). Monetary transmission mechanism and time variation in the Euro area. *Empirical Economics*, 47(3), 781-823.
- Bai, J., ja Ng, S. (2002). Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, 70(1), 191-221.
- Ball, L. (2014). The Case for a Long-Run Inflation Target of Four Percent. IMF Working Paper, no. 92.
- Barigozzi, M., Conti, A. M., ja Luciani, M. (2014). Do euro area countries respond asymmetrically to the common monetary policy?. *Oxford bulletin of economics and statistics*, 76(5), 693-714.
- Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 98(1), 85-106.
- Bernanke, B. S., Boivin, J., ja Elias, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly journal of economics*, 120(1), 387-422.
- Bernanke, B. S., ja Blinder, A. S. (1992). The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *The American Economic Review*, 901-921.
- Bernanke, B. S., ja Gertler, M. (1995). Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission (No. w5146). National bureau of economic research.

- Brunner, K., ja Meltzer, A. H. (1968). Liquidity traps for money, bank credit, and interest rates. *Journal of Political Economy*, 76(1), 1-37.
- Bureau of Labor Statistics. <https://www.bls.gov/>.
- Diamond, D. W. (1984). Financial intermediation and delegated monitoring. *The Review of Economic Studies*, 51(3), 393-414.
- Driffill, J., Mizon, G. E., ja Ulph, A. (1990). Costs of inflation. *Handbook of monetary economics*, 2, 1013-1066.
- Dwyer Jr, G. P., ja Hafer, R. W. (1999). Are money growth and inflation still related?. *Economic Review-Federal Reserve Bank of Atlanta*, 84(2), 32.
- ECB Statistical Data Warehouse. <http://sdw.ecb.europa.eu/>.
- Eggertsson, G. ja Woodford, M. 2003. The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy. *Brookings Papers on Economic Activity*, no. 1, 139-233.
- Eurostat. <http://ec.europa.eu/eurostat/data/database>.
- Fischer, S., ja Modigliani, F. (1978). Towards an understanding of the real effects and costs of inflation. *Review of World Economics*, 114(4), 810-833.
- Fisher, I. (1930). *The theory of interest*. New York, 43.
- Friedman, M. 1969. *The optimum quantity of money. The optimum quantity of money and other essays*, Aldine Press, Chicago.
- Friedman, M., ja Schwartz, A. J. (1963). *A Monetary History of the United States, 1867–1960*. NBER Books.
- Gordon, M. J., ja Shapiro, E. (1956). Capital equipment analysis: the required rate of profit. *Management science*, 3(1), 102-110.
- Hansen, A. H. (1953). *A Guide to Keynes*. McGraw-Hill Book Company. New York.
- Hayek, F. A. (1929). *Geldtheorie und Konjunkturtheorie*. Hölder-Pichler-Tempsky ag. Wien.
- Hicks, J. R. (1937). Mr. Keynes and the "classics"; a suggested interpretation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 147-159.
- Hondroyiannis, G., Swamy, P. A. V. B., ja Tavlas, G. S. (2000). Is the Japanese economy in a liquidity trap?. *Economics Letters*, 66(1), 17-23.

- Hristov, N., Hülsewig, O., ja Wollmershäuser, T. (2014). The interest rate pass-through in the Euro area during the global financial crisis. *Journal of Banking & Finance*, 48, 104-119.
- Hume, D. (1752). *Political Discourses*. A. Kincaid & A. Donaldson.
- Inoue, T., ja Okimoto, T. (2008). Were there structural breaks in the effects of Japanese monetary policy? Re-evaluating policy effects of the lost decade. *Journal of the Japanese and International Economies*, 22(3), 320-342.
- Japanin keskuspankki. https://www.stat-search.boj.or.jp/index_en.html.
- Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. Macmillan, London.
- Kilian, L. (1998). Small-Sample Confidence Intervals for Impulse Response Functions. *Review of Economics and Statistics*, 218-230.
- Kremer, S., Bick, A. ja Nautz, D. 2013. Inflation and growth: New evidence from a dynamic panel threshold analysis. *Empirical Economics*, 44, no. 2, 861-878.
- Krugman, P. (2000). Thinking about the liquidity trap. *Journal of the Japanese and International Economies*, 14(4), 221-237.
- Krugman, P. R., Dominguez, K. M., ja Rogoff, K. (1998). It's baaack: Japan's slump and the return of the liquidity trap. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1998(2), 137-205.
- Kydland, F. E., ja Prescott, E. C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1345-1370.
- Lucas, R. E. (1976). Econometric policy evaluation: A critique. In *Carnegie-Rochester conference series on public policy* (Vol. 1, pp. 19-46). North-Holland.
- Lucas, R. E. (2003). Macroeconomic Priorities. *American Economic Review*, 93(1): 1-14.
- Mankiw, N. G. (1985). Small menu costs and large business cycles: A macroeconomic model of monopoly. *The Quarterly Journal of Economics*, 100(2), 529-537.
- Meltzer, A. H. (1995). Monetary, credit and (other) transmission processes: a monetarist perspective. *The Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 49-72.
- Mishkin, F. S. (1982). Does anticipated monetary policy matter? An econometric investigation. *Journal of Political Economy*, 90(1), 22-51.
- Mishkin, F. S. (1990). Asymmetric information and financial crises: a historical perspective (No. w3400). National Bureau of Economic Research.

- Mishkin, F. S. (1996). The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy (No. w5464). National Bureau of Economic Research.
- Miyao, R. (2002). Liquidity traps and the stability of money demand: Is Japan really trapped at the zero bound?. Research Institute for Economics and Business Administration, Kobe University, Discussion Paper.
- MSCI. <https://www.msci.com/>.
- Myers, S. C., ja Majluf, N. S. (1984). Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have. *Journal of financial economics*, 13(2), 187-221.
- OECD. <https://data.oecd.org/>.
- Orphanides, A., ja Solow, R. M. (1990). Money, inflation and growth. *Handbook of monetary economics*, 1, 223-261.
- Potjagailo, G. (2017). Spillover effects from Euro area monetary policy across Europe: A factor-augmented VAR approach. *Journal of International Money and Finance*, 72, 127-147.
- Rabanal, P. (2007). Does inflation increase after a monetary policy tightening? Answers based on an estimated DSGE model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 31(3), 906-937.
- Rusnák, M., Havranek, T., ja Horváth, R. (2013). How to solve the price puzzle? A meta-analysis. *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(1), 37-70.
- Scholes, M., Benston, G. J., ja Smith, C. W. (1976). A transactions cost approach to the theory of financial intermediation. *The Journal of Finance*, 31(2), 215-231.
- Sidrauski, M. (1967). Rational choice and patterns of growth in a monetary economy. *The American Economic Review*, 57(2), 534-544.
- Siegel, J. (2014). *Stocks for the Long Run: The Definitive Guide to Financial Market Returns ja Long-Term Investment Strategies*.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 1-48.
- Smith, L. I. (2002). A tutorial on principal components analysis. *Cornell University, USA*, 51(52), 65.
- Soares, R. (2013). Assessing monetary policy in the euro area: a factor-augmented VAR approach. *Applied Economics*, 45(19), 2724-2744.

- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The quarterly journal of economics*, 70(1), 65-94.
- Stock, J. H., ja Watson, M. W. (2001). Vector autoregressions. *The Journal of Economic Perspectives*, 15(4), 101-115.
- Stock, J. H., ja Watson, M. W. (2002). Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business ja Economic Statistics*, 20(2), 147-162.
- Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. *The review of economic studies*, 25(2), 65-86.
- Tobin, J. (1965). Money and economic growth. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 671-684.
- Tobin, J. (1969). A general equilibrium approach to monetary theory. *Journal of money, credit and banking*, 1(1), 15-29.
- Velde, F. R. (2009). Chronicle of a deflation unforetold. *Journal of Political Economy*, 117(4), 591-634.
- Von Borstel, J., Eickmeier, S., ja Krippner, L. (2016). The interest rate pass-through in the euro area during the sovereign debt crisis. *Journal of International Money and Finance*, 68, 386-402.
- Wu, J. C., ja Xia, F. D. (2016). Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the zero lower bound. *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2-3), 253-291.
- Yamamoto, Y. (2012). Bootstrap inference for impulse response functions in factor-augmented vector autoregressions. *Economics*, 120(1), 3879422.

Liitteet

Liite A

Taulukon sarake ”Muuttuja” sisältää kuvauksen muuttujasta, sarake ”Transformaatio” kertoo, onko muuttuja transformoitu (1 = ei transformaatiota, 5 = peräkkäisten havaintojen luonnollisten logaritmien erotus), sarake ”Lähde” kertoo muuttujan lähteen. Muuttujan kuvauksen yhteydessä (EA) tarkoittaa muuttuvaa euroaluetta ja (EA19) nykyistä 19 maan euroaluetta. (SCA) tarkoittaa, että aikasarja on sekä kausitasoitettu että työpäiväkorjattu, (SA) tarkoittaa pelkkää kausitasoitusta ja (NA) että sarjaa ei ole kausitasoitettu eikä työpäiväkorjattu. Merkintä (S) tarkoittaa, että muuttuja on oletettu malleissa hitaasti muuttuvaksi.

Tuotanto		
Muuttuja	Transformaatio	Lähde
1. Kulutushyödykkeiden tuotannon volyymi (EA19) (SCA) (S)	5	Eurostat
2. Kestokulutushyödykkeiden tuotannon volyymi (EA19) (SCA) (S)	5	Eurostat
3. Kertakulutushyödykkeiden tuotannon volyymi (EA19) (SCA) (S)	5	Eurostat
4. Väli tuotteiden tuotannon volyymi (EA19) (SCA) (S)	5	Eurostat
5. Energiatuotannon volyymi (EA19) (SCA) (S)	5	Eurostat
6. Pääomahyödykkeiden tuotannon volyymi (EA19) (SCA) (S)	5	Eurostat
7. Tuotannon volyymi seuraavilla toimialoilla: Kaivostoiminta ja louhinta; Teollisuus; Sähkö-, kaasu- ja lämpötuotanto, jäähdytysliiketoiminta (EA19) (SCA) (S)	5	Eurostat
8. Teollisuustuotannon volyymi (EA19) (SCA) (S)	5	Eurostat
9. Rakennusalan tuotannon volyymi (EA19) (SCA) (S)	5	Eurostat
Hintojen muutos (prosentuaalinen muutos vuodentakaiseen verrattuna)		
10. Teollisuus (EA19) (NA) (S)	1	Eurostat
11. Kaivostoiminta ja louhinta; Teollisuus; Sähkö- kaasu- ja lämpöhuolto, jäähdytystoiminta; Vesihuolto (EA19) (NA) (S)	1	Eurostat
12. Pääomahyödykkeet (EA19) (NA) (S)	1	Eurostat

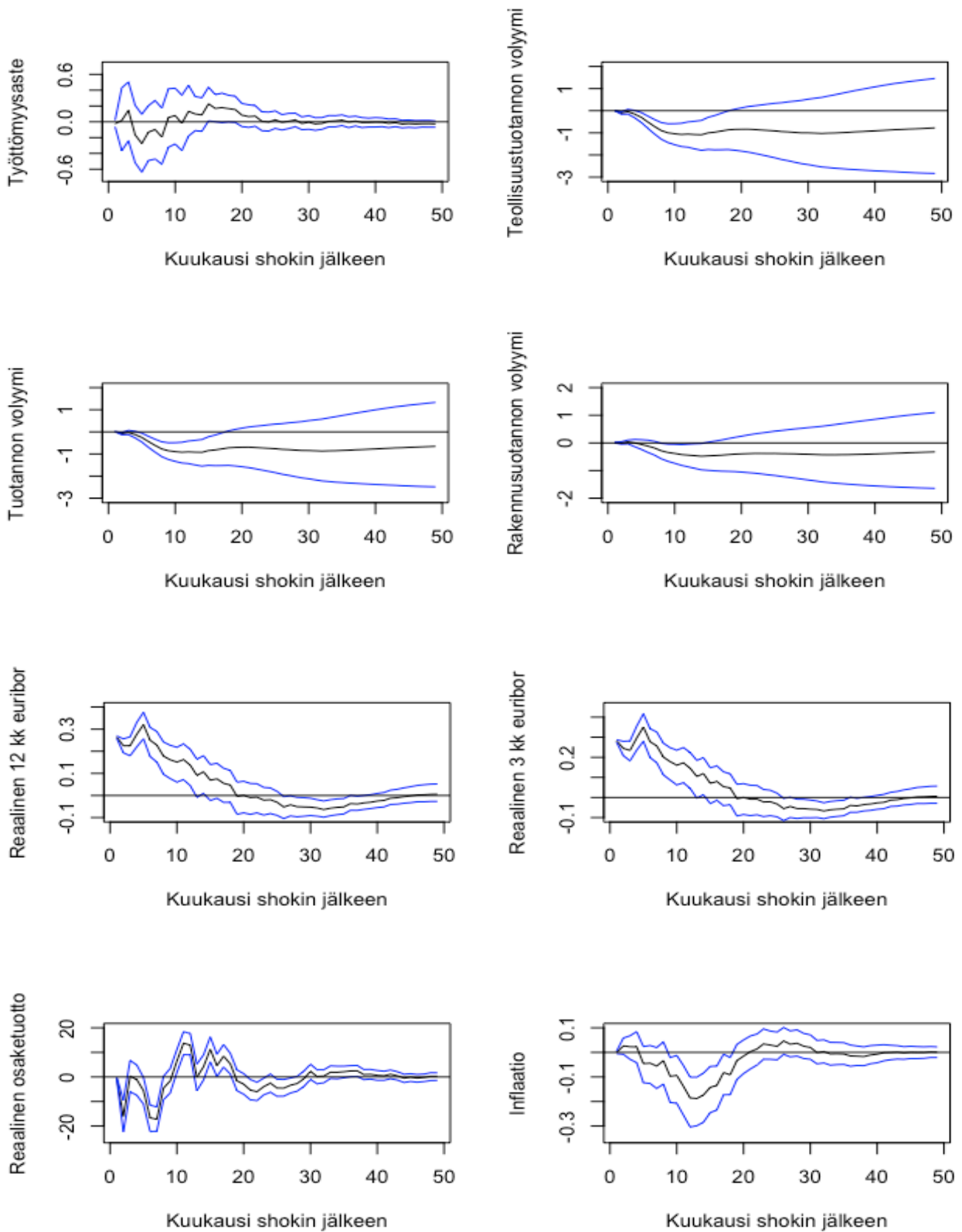
13. Välituotteet (EA19) (NA) (S)	1	Eurostat
14. Yhdenmukaistettu kuluttajahintaindeksi (YKHI) (EA) (NA) (S)	1	Eurostat
15. Elintarvikkeet ja alkoholittomat juomat (EA) (NA) (S)	1	Eurostat
16. Alkoholijuomat ja tupakka (EA) (NA) (S)	1	Eurostat
17. Vaatetus ja jalkineet (EA) (NA) (S)	1	Eurostat
18. Asuminen ja energia (EA) (NA) (S)	1	Eurostat
19. Kodin kalusteet, koneet ja tarvikkeet (EA) (NA) (S)	1	Eurostat
20. Terveys (EA) (NA) (S)	1	Eurostat
21. Liikenne (EA) (NA) (S)	1	Eurostat
22. Energia ja prosessoimaton ruoka (EA) (NA) (S)	1	Eurostat
23. Kaikki hyödykkeet pl. asuminen ja energia (EA) (NA) (S)	1	Eurostat
24. EKP:n käyttöpainotettu raaka-ainehintaindeksi (EA19) (NA) (S)	1	ECB SDW
Työmarkkinat		
25. Työttömyysaste (EA19) (SA) (S)	1	Eurostat
Valuuttakurssit		
26. Yhdysvaltojen dollari (NA)	5	Eurostat
27. Japanin jeni (NA)	5	Eurostat
28. Iso-Britannian punta (NA)	5	Eurostat
29. Sveitsin frangi (NA)	5	Eurostat
30. Venäjän rupla (NA)	5	Eurostat
31. Nimellinen efektiivinen valuuttakurssi 19 maasta koostuvan valuuttakorin ja euron välillä (EA19) (NA)	5	ECB SDW
Luottamusindeksit		
32. Vähittäiskaupan nykyisten tilauksien kehitys (EA19) (SA)	1	Eurostat

33. Vähittäiskaupan odotukset työllisyydestä seuraavan 3 kuukauden ajalta (EA19) (SA)	1	Eurostat
34. Vähittäiskaupan odotukset hintakehityksestä seuraavan 3 kuukauden ajalta (EA19) (SA)	1	Eurostat
35. Vähittäiskaupan luottamusindikaattori (EA19) (SA)	1	Eurostat
36. Kuluttajien odotukset taloudellisesta tilanteestaan seuraavan 12 kuukauden aikana (EA19) (SA)	1	Eurostat
37. Kuluttajien odotukset yleisestä taloudellisesta tilanteesta seuraavan 12 kuukauden aikana (EA19) (SA)	1	Eurostat
38. Kuluttajien odotukset hintakehityksestä seuraavan 12 kuukauden aikana (EA19) (SA)	1	Eurostat
39. Kuluttajien odotukset työttömyydestä seuraavan 12 kuukauden aikana (EA19) (SA)	1	Eurostat
40. Palvelualan odotukset kysynnästä seuraavan 3 kuukauden aikana (EA19) (SA)	1	Eurostat
41. Palvelualan odotukset työllisyydestä seuraavan 3 kuukauden aikana (EA19) (SA)	1	Eurostat
42. Palvelualan luottamusindikaattori (EA19) (SA)	1	Eurostat
43. Rakennusalan nykyisten tilausten kehitys (EA19) (SA)	1	Eurostat
44. Rakennusalan odotukset työllisyydestä seuraavan 3 kuukauden aikana (EA19) (SA)	1	Eurostat
45. Rakennusalan odotukset hintakehityksestä seuraavan 3 kuukauden aikana (EA19) (SA)	1	Eurostat
46. Rakennusalan luottamusindikaattori (EA19) (SA)	1	Eurostat
47. Teollisuuden odotukset työllisyydestä seuraavan 3 kuukauden aikana (EA19) (SA)	1	Eurostat
48. Teollisuuden odotukset tuotannosta seuraavan 3 kuukauden aikana (EA19) (SA)	1	Eurostat
49. Teollisuuden odotukset myyntihinnoista seuraavan 3 kuukauden aikana (EA19) (SA)	1	Eurostat
50. Teollisuuden luottamusindikaattori (EA19) (SA)	1	Eurostat
Ulkomaankauppa		
51. Tavaroiden tuonti (EA19) (SCA) (S)	5	ECB SDW
52. Tavaroiden vienti (EA19) (SCA) (S)	5	ECB SDW
53. Pääomatase (EA19) (NA) (S)	1	ECB SDW
54. Rahoitustase (EA19) (NA) (S)	1	ECB SDW

55. Vaihtotase (EA19) (NA) (S)	1	ECB SDW
Raha		
56. Eurojärjestelmän taseen loppusumma (EA) (NA)	5	ECB SDW
57. Raha-aggregaatti M1 (EA) (SCA)	5	ECB SDW
58. Raha-aggregaatti M2 (EA) (SCA)	5	ECB SDW
59. Raha-aggregaatti M3 (EA) (SCA)	5	ECB SDW
Osakkeet		
60. Dow Jones Euro Stoxx 50 –hintaindeksi (NA)	5	ECB SDW
61. Dow Jones Euro Stoxx –hintaindeksi (NA)	5	ECB SDW
62. Dow Jones Euro Stoxx Basic Materials E –indeksi (NA)	5	ECB SDW
63. Dow Jones Euro Stoxx Consumer Goods –indeksi (NA)	5	ECB SDW
64. Dow Jones Euro Stoxx Consumer Services –indeksi (NA)	5	ECB SDW
65. Dow Jones Euro Stoxx Financials –indeksi (NA)	5	ECB SDW
66. Dow Jones Euro Stoxx Technology E –indeksi (NA)	5	ECB SDW
67. Dow Jones Euro Stoxx Healthcare –indeksi (NA)	5	ECB SDW
68. Dow Jones Euro Stoxx Industrials –indeksi (NA)	5	ECB SDW
69. Dow Jones Euro Stoxx Oil and Gas Energy –indeksi (NA)	5	ECB SDW
70. Dow Jones Euro Stoxx Telecommunications –indeksi (NA)	5	ECB SDW
71. Dow Jones Euro Stoxx Utilities E –indeksi (NA)	5	ECB SDW
72. MSCI:n euroalueen suurten ja keskisuurten yritysten bruttoindeksi (NA)	5	MSCI
73. Vuositason reaalin osaketuotto (MSCI), verotusta ei huomioitu. Laskettu kaavalla: $e^{[12 \cdot \text{Dln}(72. \text{ muuttuja})] / [1 + (14. \text{ muuttuja})]} - 1. (NA)$	1	MSCI, Eurostat
Korot		
74. Euroalueen keskimääräisen 10-vuotisen valtionvelkakirjan korko (EA) (NA)	1	ECB SDW

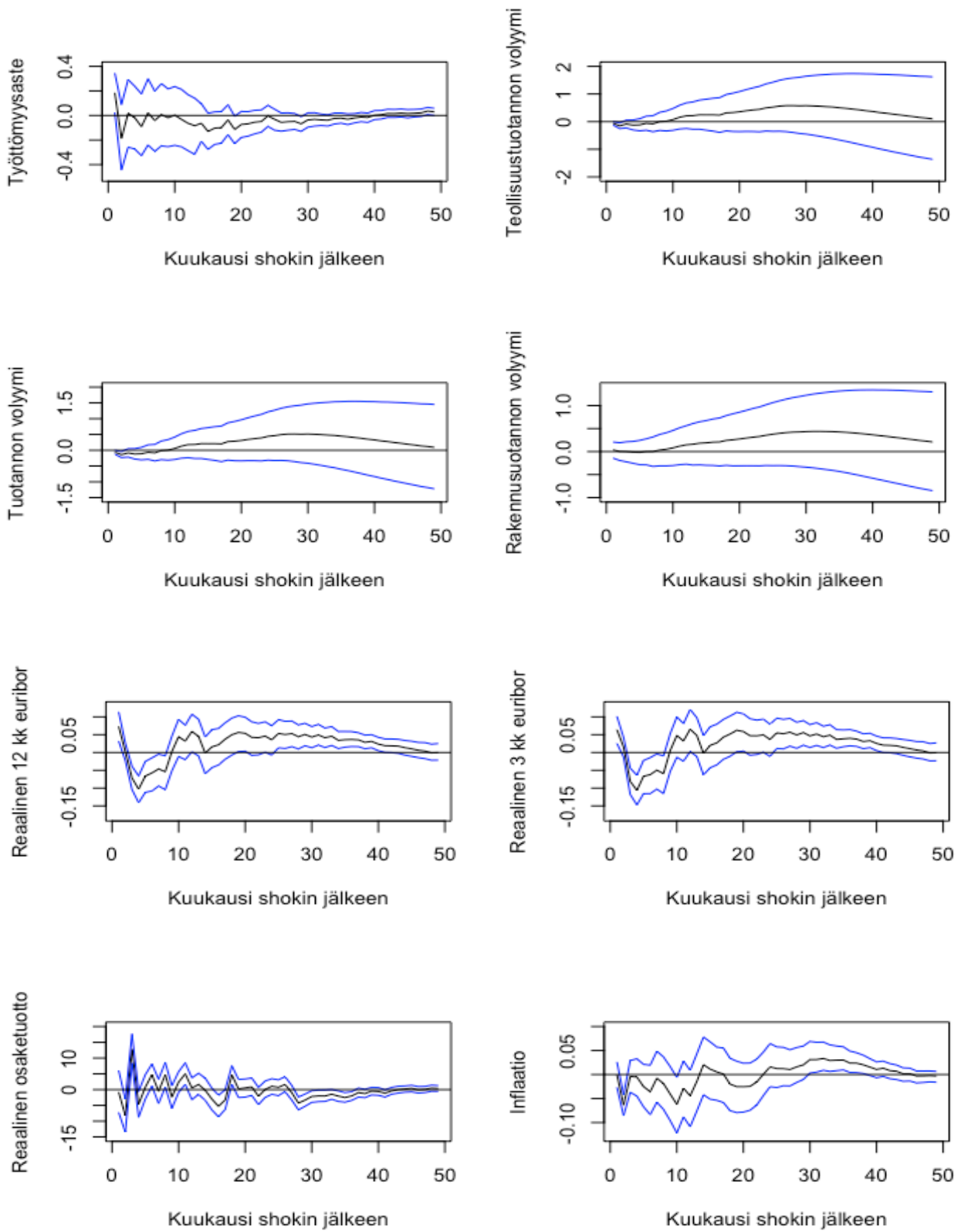
75. Euroalueen keskimääräisen 3-vuotisen valtionvelkakirjan korko (EA) (NA)	1	ECB SDW
76. Euroalueen keskimääräisen 5-vuotisen valtionvelkakirjan korko (EA) (NA)	1	ECB SDW
77. Reaalinen 3 kuukauden euribor-korko (EA) (NA)	1	ECB SDW
78. 1 kuukauden euribor-korko (EA) (NA)	1	ECB SDW
79. 12 kuukauden euribor-korko (EA) (NA)	1	ECB SDW
80. 6 kuukauden euribor-korko (EA) (NA)	1	ECB SDW
81. EKP:n perusrahoitusoperaation korko (EA) (NA)	1	ECB SDW
82. Korkoero 3 kuukauden reaalisen euriborin ja ohjauskoron välillä (EA) (NA)	1	ECB SDW
83. Korkoero 10-vuotisen valtionvelkakirjan koron ja ohjauskoron välillä (EA) (NA)	1	ECB SDW
84. Reaalinen 12 kuukauden euribor. Laskettu kaavalla: 79. muuttuja – 14. muuttuja. (EA) (NA)	1	ECB SDW, Eurostat
Euroalueen ulkopuoliset muuttujat		
85. Yhdysvaltojen CPI-All Urban Consumers –indeksin prosentuaalinen muutos verrattuna vuodentakaiseen (NA) (S)	1	BLS
86. Yhdysvaltojen keskuspankin ohjauskorko (NA)	1	FED
87. OECD-maiden yhteenlaskettu M1-rahamäärä (SA)	5	OECD
88. OECD-maiden yhteenlaskettu M3-rahamäärä (SA)	5	OECD
89. Japanin keskuspankin ohjauskorko (NA)	1	BoJ
90. Yhdysvaltojen teollisuustuotannon volyyymi (SCA) (S)	5	OECD

Liite B1



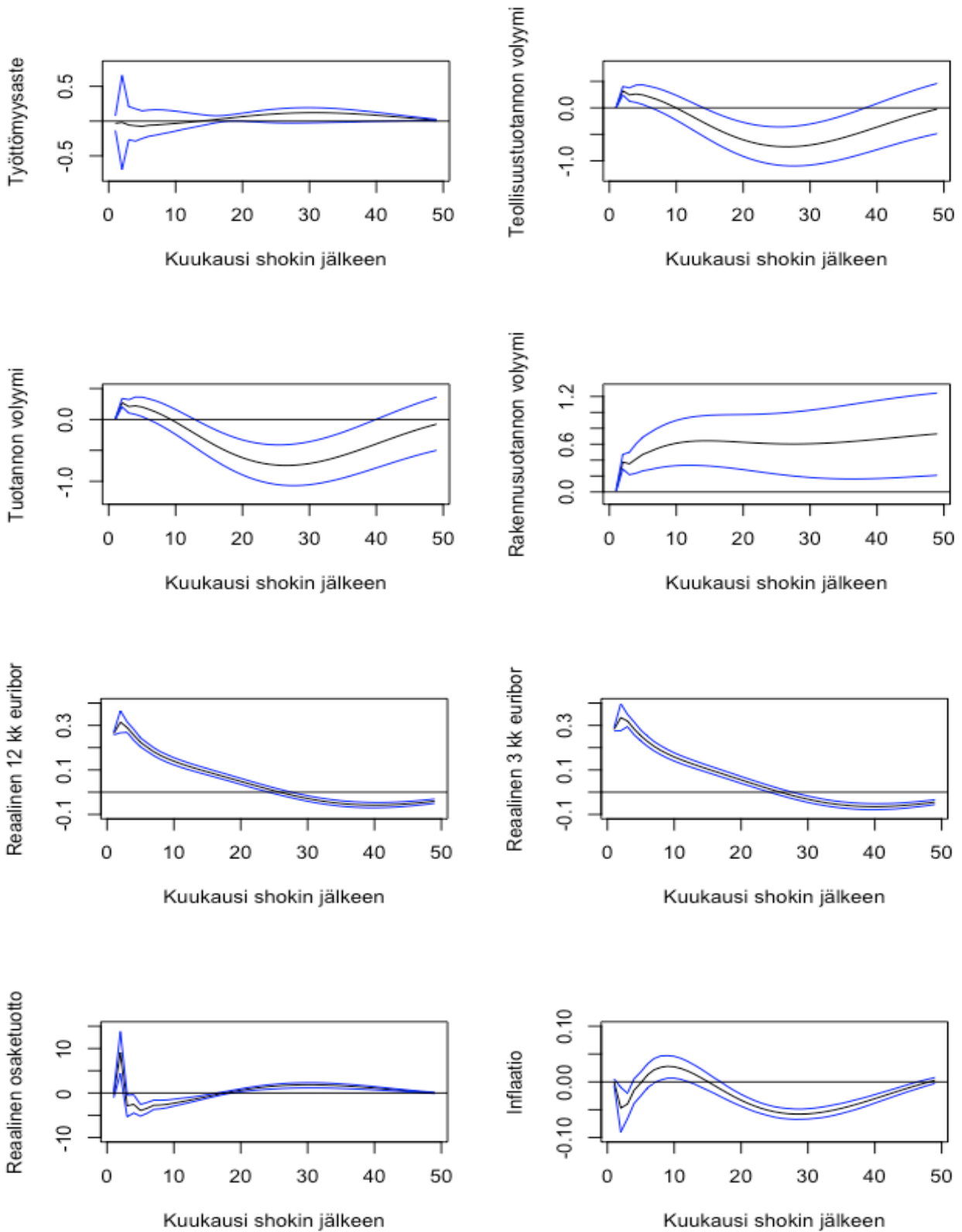
Eri muuttujien reaktiot 0,25 prosenttiyksikön shokkiin mallissa, jossa 3 faktoria, inflaatio, EKP:n tase ja ohjauskorko sekä 12 viivästettyä arvoa. Siniset viivat kuvaavat 1000 toiston bootstrap-menetelmällä saatua 95 % luottamusväliä.

Liite B2



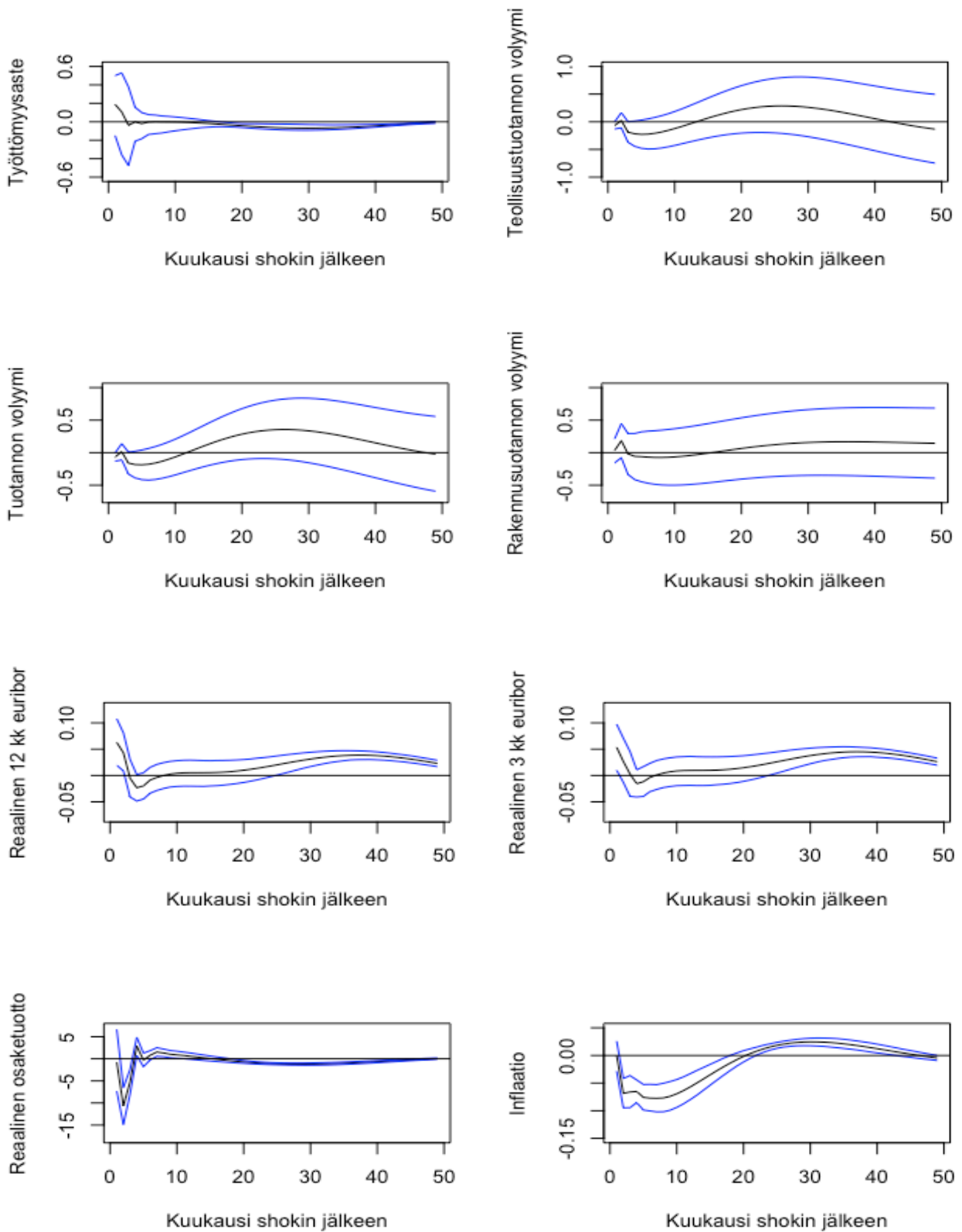
Eri muuttujien reaktiot 0,05 yksikön shokkiin EKP:n taseeseen mallissa, jossa 3 faktoria, inflaatio, EKP:n tase ja ohjauskorko sekä 12 viivästettyä arvoa. Siniset viivat kuvaavat 1000 toiston bootstrap-menetelmällä saatua 95 % luottamusväliä.

Liite B3



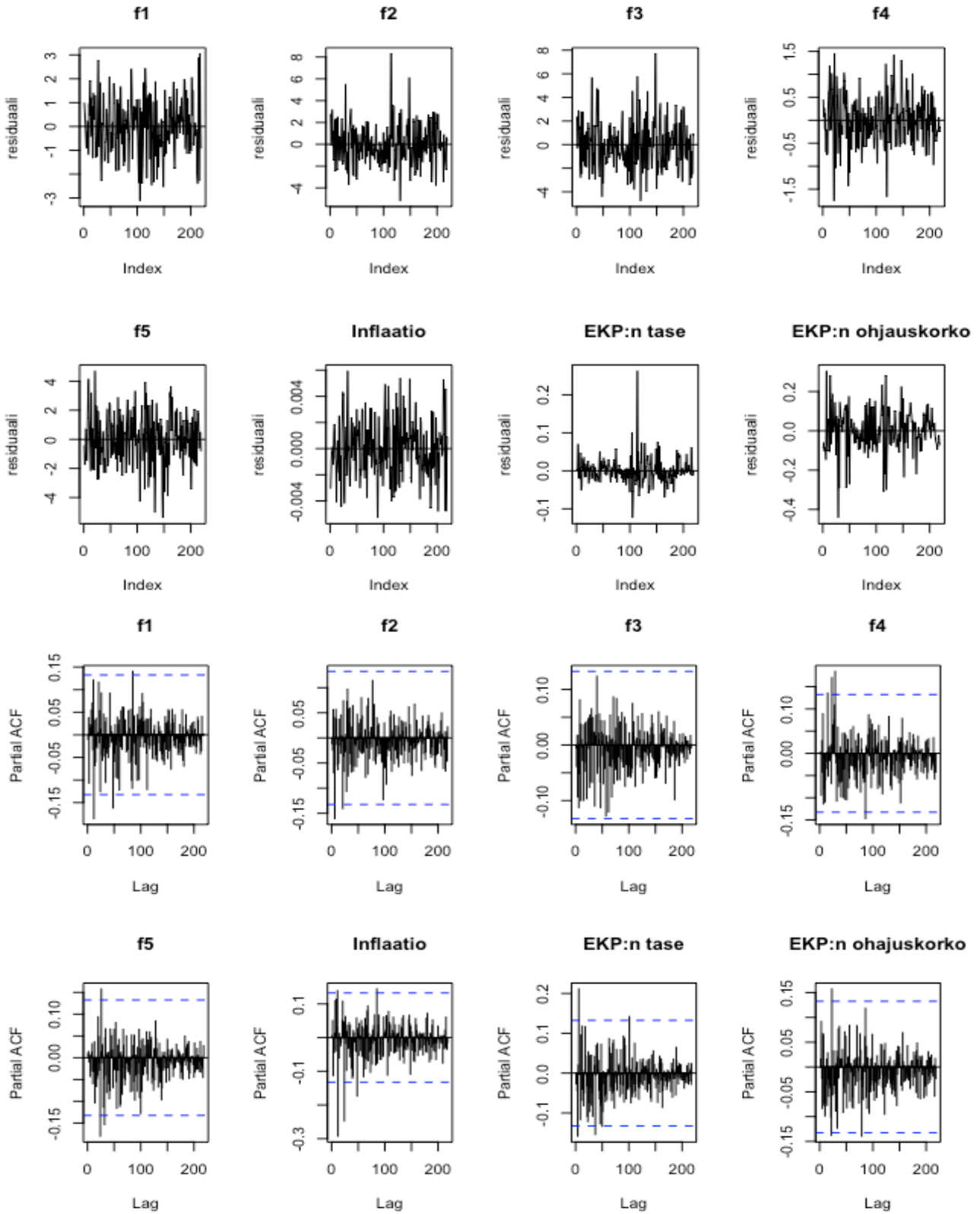
Eri muuttujien reaktiot 0,25 prosenttiyksikön shokkiin mallissa, jossa 8 faktoria, inflaatio, EKP:n tase ja ohjauskorko sekä 2 viivästettyä arvoa. Siniset viivat kuvaavat 1000 toiston bootstrap-menetelmällä saatua 95 % luottamusväliä. Nyt viiveitä 2

Liite B4



Eri muuttujien reaktiot 0,05 yksikön shokkiin EKP:n taseeseen mallissa, jossa 8 faktoria, inflaatio, EKP:n tase ja ohjauskorko sekä 2 viivästettyä arvoa. Siniset viivat kuvaavat 1000 toiston bootstrap-menetelmällä saatua 95 % luottamusväliä.

Liite C



5 faktoria, inflaatio, EKP:n taseen ja ohjaukorkon sekä 3 viivästetyn arvon sisältävän FAVAR-mallin eri yhtälöiden residuaalit sekä residuaalien osittaiset autokorrelaatiofunktiot. Malli estimoitu käyttäen koko aineistoa.

Liite D

Seuraavassa taulukossa on esitetty eri mallien hyvyttä mittaavia kriteerejä. Kaikilla informaatiokriteereillä pienin arvo on paras. AIC, FPE, SC ja HQ ovat yleisesti käytettyjä mallin hyvyttä mittaavia informaatiokriteerejä. IC1 ja IC2 ovat Bain ja Ngn (2002) esittämät faktorien lukumäärään valintaan liittyvät informaatiokriteerit.

Malli	Selitetty osuus kokonaisvaihtelusta	AIC	FPE	SC	HQ	IC1	IC2
VAR	-	-37,75	4.00e-17	-36,40	-37,21	-	-
FAVAR (inflaatio ei havaittavana muuttujana, 5 faktoria, 3 viivettä)	44 %	-11,48	1.03e-05	-8,92	-10,45	14,00	14,38
FAVAR (inflaatio havaittavana muuttujana, 5 faktoria, 3 viivettä)	64 %	-25,21	1.14e-11	-21,89	-23,87	13,54	13,91
FAVAR (inflaatio havaittavana muuttujana, 3 faktoria, 12 viivettä)	58 %	-22,79	1.53e-10	-15,71	-19,93	13,58	13,80
FAVAR (inflaatio havaittavana muuttujana, 8 faktoria, 2 viivettä)	73 %	-25,54	8.16e-12	-21,33	-23,84	13,67	14,28
FAVAR (inflaatio havaittavana muuttujana, 3 faktoria, 3 viivettä)	58 %	-23,42	6.76e-11	-21,51	-22,65	13,58	13,80
FAVAR (inflaatio havaittavana)	37 %	-23,47	6.43e-11	-22,58	-23,11	14,12	14,20

muuttujana, 1 faktori, 3 viivettä)							
---------------------------------------	--	--	--	--	--	--	--

Liite E

Seuraavassa taulukossa on esitetty koko aineistosta estimoitujen viiden ensimmäisen pääkomponentin kanssa vahvimmin korreloivat muuttujat sekä korrelaatiokertoimet. Esimerkiksi ensimmäisen pääkomponentin (P1) kanssa eniten korreloi työttömyysaste. Työttömyysasteen ja ensimmäisen pääkomponentin välinen korrelaatiokerroin on 0,73.

P1	P2	P3	P4	P5
Työttömyysaste 0,73	Kodin kalusteiden, koneiden ja tarvikkeiden hintojen muutos 0,69	Vähittäiskaupan luottamusindikaattori 0,51	Liikenteen hintojen muutos 0,60	Dow Jones Euro Stoxx Consumer Services –indeksi 0,27
Kuluttajien odotukset työttömyydestä seuraavan 12 kuukauden aikana 0,66	Kuluttajien odotukset työttömyydestä seuraavan 12 kuukauden aikana 0,54	Vähittäiskaupan nykyisten tilauksien kehitys 0,47	Teollisuuden hintojen muutos 0,59	Teollisuuden odotukset työllisyydestä seuraavan 3 kuukauden aikana 0,26
Vaihtotase 0,60	Elintarvikkeiden ja alkoholittomien juomien hintojen muutos 0,45	Vaihtotase 0,45	Energian ja prosessoimattoman ruoan hintojen muutos 0,58	Dow Jones Euro Stoxx Telecommunications –indeksi 0,26
Korkoero 3 kuukauden reaalisen euriborin ja ohjaukskoron välillä 0,56	Kaikkien hyödykkeiden pl. asuminen ja energia hintojen muutos 0,40	Vähittäiskaupan odotukset työllisyydestä seuraavan 3 kuukauden ajalta 0,43	Hintojen muutos aloilla: Kaivostoiminta ja louhinta; Teollisuus; Sähkö- kaasu- ja lämpöhuolto, jäädytystoiminta; Vesihuolto	Vähittäiskaupan odotukset hintakehityksestä seuraavan 3 kuukauden ajalta 0,25

			0,58	
Korkoero 10- vuotisen valtionvelkakirjan koron ja ohjauskoron välillä 0,50	YKHI:n muutos 0,39	Vähittäiskaupan odotukset hintakehityksestä seuraavan 3 kuukauden ajalta 0,42	Välituotteiden hintojen muutos 0,50	Vähittäiskaupan luottamusindikaattori 0,24