

VALUUTTA KYSYNTÄSHOKIN TASAAJANA – NORJAN ÖLJY JA SUOMEN NOKIA

Jyväskylän yliopisto
Kauppakorkeakoulu

Pro gradu -tutkielma

2018

Tekijä: Petteri Monni
Oppiaine: Taloustiede
Ohjaaja: Kari Heimonen
Apuohjaaja: Samu Kärkkäinen



JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO

TIIVISTELMÄ

Tekijä Petteri Monni	
Työn nimi Valuutta kysyntäshokin tasaajana - Norjan öljy ja Suomen Nokia	
Oppiaine Taloustiede	Työn laji Pro gradu -tutkielma
Aika 28.11.2018	Sivumäärä 95
Tiivistelmä - Abstract <p>Työssä selvitettiin valuuttakurssin merkitystä Norjaan ja Suomeen kohdistuneiden kysyntäshokkien tasaajana. Teoriakehikkona käytettiin Dornbuschin (1976) valuuttakurssimallia ja menetelminä vektoriautoregressiivistä mallinnusta (VAR) sekä tasapainon virheenkorjausmallinnusta (ECM). Norjan kohdalla kysyntäshokkeina toimivat öljyn hinta sekä öljyalan arvo, Suomessa puolestaan elektroniikkateollisuuden vienti. Norjan kruunu vaikuttaisi tutkimuksen perusteella reagoivan öljyn hinnan muutoksiin, tasaten samalla maan öljyalan arvoon ja koko reaalityömarkkinoiden tulevia vaikutuksia. Noin 15 % lasku öljyn hinnassa sai viiden muuttujan VAR-mallissa aikaan noin kahden prosentin laskun kruunun dollarikurssissa. Suomessa euro on saatujen tulosten perusteella joustanut elektroniikkateollisuuden eli Nokia Oyj:n kannalta suotuisasti. Hintakilpailukykyyn näkökulmasta sen matkapuhelinliiketoiminnan heikentymiselle ei siis löydetty perusteita oman joustavan markkan vaihtumisesta kiinteään euroon. Tulokset ovat pääosin linjassa aiemman tutkimuskirjallisuuden kanssa, joskaan valuuttakurssinäkökulmasta Nokiasta tehtyä tarkastelua ei tietävästi olla aiemmin tehty. Kuluttajahintojen sopeutuminen vaikuttaisi lisäksi olevan voimakkaampaa Suomessa kuin Norjassa, mikä on Suomen kannalta hyvä nykyisessä kiinteän valuutan tilanteessa.</p>	
Asiasanat Valuuttakurssi, Dornbusch, vektoriautoregressio, ECM, öljy, Nokia	

SISÄLLYS

1	JOHDANTO.....	7
2	TUTKIMUSKIRJALLISUUS	9
	2.1 Valuuttajousto jäykkien hintojen mallissa	9
	2.2 Tasaako vai aiheuttaako valuutta shokkeja?	12
3	NORJA.....	16
	3.1 Öljyalan merkitys.....	16
	3.2 Finanssipolitiikka ja öljyrahasto	18
	3.3 Norjan kruunu.....	20
	3.3.1 Kruunu shokin tasaajana.....	21
4	SUOMI.....	26
	4.1 Nokia ja elektroniikkateollisuus	26
	4.2 Yhteisvaluutta euro	28
5	MENETELMÄT	31
	5.1 VAR - Vektoriautoregressio	31
	5.1.1 Impulssivasteet ja varianssihajotelmat	32
	5.1.2 Mallin viiverakenne	33
	5.2 Aikasarjojen testaus	33
	5.2.1 Stationaarisuus	34
	5.2.2 Heteroskedastisuus ja autokorrelaatio.....	36
	5.3 ECM - Virheenkorausmalli.....	37
	5.3.1 Engle-Granger -menetelmä.....	38
6	TULOKSET.....	40
	6.1 Norja	40
	6.1.1 Aineistosta	40
	6.1.2 VAR kahdella muuttujalla	42
	6.1.3 VAR viidellä muuttujalla	44
	6.1.4 VAR öljyn hinnalla	51
	6.1.5 Virheenkorausmallinnus.....	53
	6.2 Suomi.....	57
	6.2.1 Aineistosta	57
	6.2.2 VAR kahdella muuttujalla	61
	6.2.3 VAR viidellä muuttujalla	63
	6.2.4 VAR euron dollarikurssilla	67
	6.2.5 Virheenkorausmallinnus.....	68
7	JOHTOPÄÄTÖKSET	70
	LÄHTEET	73

LITTEET.....	79
--------------	----

1 JOHDANTO

Suomi ja Norja ovat reilun viiden miljoonan ihmisen asuttamia Pohjoismaisia hyvinvointivaltiota. Siinä missä Suomi valitsi 2000-luvun taitteessa luopumisen markasta ja otti käyttöön yhteisvaluutta euron, on Norja pysynyt kiinni omassa kruunussaan säilyttäen rahapoliittisen itsenäisyytensä ja joustavan valuuttakurssinsa. Vaikka eurokin on valuuttana kelluva ja sen arvo määräytyy markkinoilla, on valuutta Suomen kannalta kiinteä, sillä sen arvo ei reagoi Suomen kauppataseen tai kansantalouden muutoksiin. Syynä on se, että esimerkiksi bruttokansantuotteella mitattuna Suomen talous on vain noin kaksi prosenttia koko euroalueen taloudesta (Maailmanpankki 2018).

Mitä merkitystä valuuttakurssilla sitten on? Perinteisten valuuttakurssimallien, kuten Mundell-Fleming -mallin tai Dornbuschin mallin mukaan joustavan valuuttakurssin etuna on, että valuuttakurssi reagoi nopeasti talouden ulkoiseen shokkiin, kuten esimerkiksi vientikysynnän romahtamiseen. Kysynnän yhtäkkinen lasku saa aikaan kotimaan valuutan arvon heikkenemisen, mikä parantaa vientisektorin kustannuskilpailukykyä uudessa pienemmän kysynnän tilanteessa. Kelluva valuutta toimii siis automaattisena tasapainottajana ja tasaa reaalitytönten, kuten tuotantoon, tulevia vaikutuksia.

Kiinteän valuuttakurssin tapauksessa kotimaan valuutan nimellisarvo on kuitenkin kiinnitetty, joten jouston puuttuessa täytyy reaalisen arvon muutoksen tulla kotimaisten hintojen laskun kautta. Koska hinnat ovat yleensä jäykkiä varsinkin alaspäin, syntyy työttömyyttä, tuotanto ja talouskasvu kärsivät ja sopeutuminen takaisin pitkän ajan tasapainoon vie mahdollisesti kauemmin (esim. Edwards & Levy Yeyati 2005).

Naapurimaidemme Norjan ja Ruotsin talouskasvu on vuoden 2008 finanssikriisin jälkeen ollut Suomea suotuisampaa ja niillä on käytössään oma joustava valuutta. Tässä työssä halutaan selvittää, hyötyykö Norja joustavasta valuutastaan ja joutaako euron kurssi mitenkään suhteessa Suomen vientishokkeihin.

Kirjallisuus valuuttakurssin roolista shokkitilanteissa on vaihtelevaa niin menetelmien kuin saatujen tulostenkin osalta. Useissa julkaisuissa käytetään aikasarja-aineistojen empiiriseen tutkimiseen erilaisia vektoriautoregressiivisiä

(VAR) malleja, mutta myös erilaisia tasapainomalleja on käytetty. Osa tutkimuksista löytää valuuttakurssille teorian indikoiman ja kansantaloudelle hyödyllisen shokkia tasaavan vaikutuksen, kun taas jotkut raportoivat tuloksissaan valuuttakurssin itsensä olevan shokkien aiheuttaja – ei suinkaan stabiloija. Näyttö valuuttakurssin luonteesta shokin stabiloijana ei siis ole täysin selkeä, mikä on hyvä motiivi myös tässä tutkielmassa oman empiirisen osion tekemiseen.

Empiirisessä osassa Suomeen kohdistuvana shokkina tarkastellaan Nokian matkapuhelinliiketoiminnan hiipumista sähkö- ja elektroniikkateollisuuden viennin avulla. Norjan kohdalla tarkastellaan valuutan käyttäytymistä suhteessa öljyalan arvoon sekä öljyn hintaan. Tarkasteltava aikaväli on 1990-luvun alkupuolelta vuoteen 2017 molempien maiden osalta. Vertailukohtana Norja on tässä tapauksessa kenties Ruotsia havainnollisempi juuri dominoivan ja vientivetoisen öljysektorinsa vuoksi. Suomi on raakaöljyn osalta täysin tuonnin varassa, eikä Norjassa puolestaan ole ollut merkittävää matkapuhelinteollisuutta, joten oletuksena voidaan pitää, että niiden vienti on altis toisistaan eriäville shokeille.

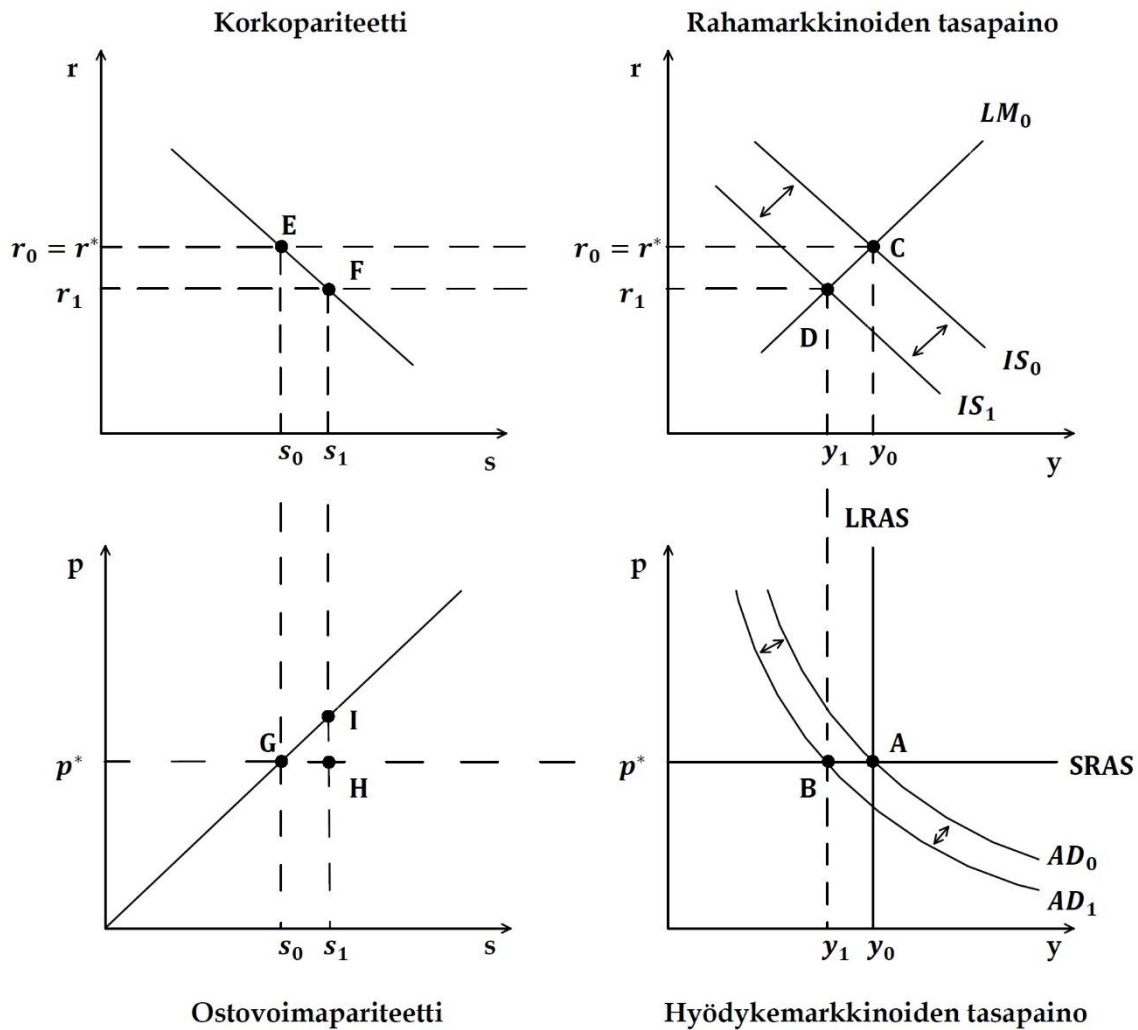
Työ etenee seuraavasti. Luvussa 2 esitellään jäykkien hintojen valuuttakurssimalli ja valuuttakurssin shokkeja tasaavaan vaikutukseen perehtyneitä tutkimuksia. Luku 3 avaa tarkemmin öljyalan merkitystä Norjalle ja esittelee maata koskevaa valuuttakurssikirjallisuutta. Luvussa 4 käydään läpi Nokian merkitystä Suomelle ja Suomen tilannetta yhteisvaluutta-alueen maana. Luku 5 esittelee käytetyt menetelmät ja luku 6 saadut tulokset. Lopuksi luvussa 7 vedetään yhteen päätelmät ja työn lopusta löytyvät lähteet sekä liitteet.

2 TUTKIMUSKIRJALLISUUS

Luvussa tutustutaan olennaiseen teoriaan valuuttakurssimekanismeista ja niistä saatuun tutkimusnäyttöön.

2.1 Valuuttajousto jäykkien hintojen mallissa

Valuuttakurssimekanismeja havainnollistavia malleja löytyy kirjallisuudesta useita. Eri mallit perustuvat hieman eri oletuksille ja ne soveltuvat eri tilanteiden tai ilmiöiden tarkasteluun. Havainnollistetaan aluksi kelluvan valuutan mahdollistamaa dynamiikkaa jäykkien hintojen valuuttakurssimallilla, Dornbusch (1976) -tyyppisen kehikon avulla. Tarkoituksena on hahmotella sitä, miten kelluvan valuutan tasaava mekanismi toimii kysyntäshokin iskiessä avoimeen talouteen, kuten esimerkiksi Norjaan.



Kuvio 1 Negatiivisen kysyntäshokin dynamiikka Dornbuschin mallissa. Muunneltu lähteestä Copeland (2016, 201, 210–213). Valuutan s kasvu "Korkopariteetti"-kuvassa tarkoittaa devalvoitumista. Pitkällä ajalla ostovoimapariteetti ja kokonaistuotanto palaavat tasapainotasolleen.

Kuviota 1 luetaan alkaen oikeasta alakuvasta "Hyödykemarkkinoiden tasapaino". Lähtötilanteessa kansantalous on pitkän ajan tasapainossaan pisteessä A , missä pitkän ja lyhyen ajan kokonaistarjontakäyrät $LRAS$ ja $SRAS$ leikkaavat kokonaiskysyntäkäyrän AD_0 . Kun vientikysyntään tulee negatiivinen shokki, kokonaiskysyntä vähenee ja kysyntäkäyrä AD_0 siirtyy vasemmalle kohtaan AD_1 . Samalla hyödykemarkkinoiden tasapaino siirtyy $SRAS$ -käyrää pitkin vasemmalle, pisteeseen B . Pystyakselilla olevalla hintatasolla p on paineita laskea, mutta koska hinnat ovat jäykät lyhyellä aikavälillä, ne pysyvät samalla p^* -tasolla. Vaaka-akselilla oleva kokonaistuotanto laskee tasolta y_0 tasolle y_1 .

Seuraavaksi katsotaan oikeaa yläkuvaa "Rahamarkkinoiden tasapaino". Siellä hyödykkeiden kysynnän lasku saa aikaan rahan kysynnän laskun ja IS_0 siirtyy vasemmalle kohtaan IS_1 . Koska rahan tarjonta pysyy samana, siirtyy rahamarkkinatasapaino pisteestä C pisteeseen D . Koska rahaa kysytään vähemmän, laskee korkotasoa aiemmalta tasapainotasoltaan r_0 tasolle r_1 .

Koron lasku vie meidät ”Korkopariteetti” -kuvaan, missä koron lasku laskee korkopariteetin mukaan myös valuuttakurssia s ja siirrytään tasapainopisteestä E pisteeseen F . Kuvion vaaka-akselilla oleva valuuttakurssi s on piirretty niin, että s kasvu tarkoittaa kotimaan valuutan devalvoitumista. Kotimaan valuutta siis laskee tasolle s_1 . Malli olettaa korkopariteetin pätevän myös lyhyellä aikavälillä.

Sen sijaan ostovoimapariteetti ei ole voimassa lyhyellä aikavälillä, kuten vasemmasta alakuvasta huomaamme. Kotimaan valuutan heikentyessä, mutta hintojen pysyessä entisellä tasollaan, tapahtuu Dornbuschin mallissa siirtyminen pois ostovoimapariteetin mukaisesta tasapainosta G pisteeseen H . Tästä käytetään kirjallisuudessa termiä yliampuminen (overshooting). Pisteessä H valuuttakurssi on pitkän aikavälin tasapainotasoaan alempana, mikä tarkoittaa maalle parempaa hintakilpailukykyä. Uudessa pienemmän vientikysynnän tilanteessa tämä tarkoittaa samalla, että ulkomaisille ostajille kotimaiset hyödykkeet ovatkin halvempia. Se lisää kokonaiskysyntää lähemmäs alkuperäistä tasoa AD_0 ja samalla kokonaistuotantoa lähemmäs tasoa y_0 . Näin kysyntäshokin vaikutus pienenee, kun valuuttakurssi joustaa.

Dornbuschin mallissa keskeistä ovat jäykät hinnat, mutta todellisessa maailmassa pidemmällä aikavälillä hintatasokin toki joustaa. Ostovoimapariteetin mukaiselta tasapainotasoltaan liian alhainen valuuttakurssi aiheuttaa pidemmällä aikavälillä inflaatiopaineita, jolloin uusi tasapaino voi löytyä esimerkiksi pisteestä I . Valuutan revalvoituessa palataan takaisin alkuperäiseen pitkän aikavälin tasapainoon.

Jos valuuttakurssi ei voi joustaa, ei sopeutumista kysyntäshokkiin pitäisi sen kautta pystyä tapahtumaan. Tämä on tilanne esimerkiksi yksittäisen euroalueen maan kannalta. Suomen vientikysynnän muutokset eivät lähtökohtaisesti vaikuta euron kurssiin, eikä siten valuuttajoustoa tule, elleivät Suomen kokemat shokit ole identtiset koko euroalueen kokemien shokkien kanssa. Tällöin talouden tasapainottuminen ja paluu hintakilpailukykyiseksi on tapahduttava viennin tuotantotekijöiden hintojen suhteellisen laskun kautta.

Maan sisällä toteutettavaa kilpailukykyyn muutosta hintojen kautta kutsutaan fiskaaliseksi- tai sisäiseksi devalvaatioksi. Viennin kohentamiseksi tehdyn sisäisen devalvaation keinoista tyypillisimpiä ovat Kilposen (2015) mukaan työn verotuksen keventäminen ja syntyvän budjettivajeen paikkaus arvonnisäveroa nostamalla. Näyttää kilpailukykyyn parantumisesta sisäisen- tai fiskaalisen devalvaation avulla on suhteellisen niukasti, mutta olemassa oleva kirjallisuus löytää hyödyiksi pienen kohennuksen työllisyyteen ja tuotantoon (Kilponen 2015, 5).

Pienessä avotaloudessa, kuten Suomessa, olennaista sisäisen devalvoinnin toimivuudessa on sen vaikutus nettovientiin. Jotta kilpailukyky paranisi nopeasti, täytyy alhaisemman työverotuksen näkyä myös alhaisempina yksikkötyökustannuksina nopeasti. Arvonnisäveron nosto aiheuttaa oman nousupaineensa palkkatasolle hieman pidemmällä aikavälillä, joten devalvointitoimien voidaan olettaa toimivan lähinnä lyhyellä aikavälillä. Toimenpiteiden vaikuttavuutta ja vaikutusten nopeutta kilpailukykyyn

määrittävät siten paljolti hintojen ja palkkojen jäykkyys. Jos joustot toimivat ja devalvaatiokeinot ovat onnistuneita, tarkoittaa se alhaisempaa reaalista valuuttakurssia ja siten parempaa hintakilpailukykyä suhteessa ulkomaihin. (Kilponen 2015, 5–7.)

Tässä tutkielmassa ei kuitenkaan paneuduta tarkemmin sisäiseen devalvaatioon, vaan keskitytään valuuttajoustoon.

2.2 Tasaako vai aiheuttaako valuutta shokkeja?

Valuuttakurssin shokkeja tasaavaa ominaisuutta on tutkittu empiirisesti hyödyntäen eri aikasarjamenetelmiä, joista kenties suurimman suosion ovat saaneet rakenteelliset vektoriautoregressiomallit (SVAR) sekä tasapainomallit (ECM). Useissa tutkimuksissa on käytetty rakennettavan mallin pohjana Claridan ja Galin (1994) SVAR -mallia ja sen oletuksia. Kyseinen malli perustuu Dornbusch – tyyppiseen teoriakehikkoon, jossa on avoin talous, verrataan kahta maata keskenään ja hinnat ovat jäykät lyhyellä aikavälillä. Clarida ja Gali (1994) käyttävät mallissaan kolmea erilaista shokkia: kysyntä-, tarjonta- ja nimellistä shokkia.

Yksi shokkeihin liittyvä rajoitus heidän mallissaan on, että pitkällä aikavälillä nimellisillä shokeilla, kuten nimellisen valuuttakurssin joustolla, ei voi olla reaalisia vaikutuksia. Monet, kuten Farrant ja Peersman (2006) pitävät kuitenkin pitkän aikavälin rajoitusta problemaattisena ja he replikoivat Claridan ja Galin (1994) mallin tuoden siihen oman aineistonsa, kattaen Iso-Britannian, Euroalueen, Japanin ja Kanadan. Tarkasteltavina makromuuttujina olivat tuotanto, hinnat sekä reaalin valuuttakurssi ja ajanjaksona vuodet 1974 – 2002. Replikoinnin jälkeen mallin oletuksiin tehtiin muutoksia ja saatuja tuloksia verrattiin keskenään. Kopioidulla mallilla saadut tulokset olivat linjassa yleisen tuloksen kanssa siitä, että valuuttakurssi reagoi voimakkaasti kysyntäshokkiin ja toimii sen tasapainottajana. (Farrant & Peersman 2006, 939 – 941.)

Mallin nimellisshokin pitkän aikavälin rajoitteita muutettiin seuraavaksi enemmän lyhyen aikavälin kaltaisiksi, poistaen siitä nollarajoitteet. Shokki jaettiin lisäksi kahtia rahapolitiikan- ja valuuttakurssin muutokset käsittäviin osiin ja muutosten myötä myös tulokset muuttuivat selvästi. Valuutan reaktio kysyntäshokkiin pieneni muissa tarkasteltavissa maissa paitsi Kanadassa, mutta oli edelleen selkeä. (Farrant & Peersman 2006, 942 – 945.)

Tätäkin suurempi ero alkuperäiseen malliin oli kuitenkin nimellisshokeissa, jotka rajoitteiden poiston myötä saivat aikaan pitkän aikavälin muutoksia tuotannossa ja valuuttakurssissa. Rahapolitiikka- ja valuuttakurssishokit selittivät reaalin valuuttakurssin muutoksesta seuraavalla kvartaalilla jopa 26–62 % ja pidemmällä, viiden vuoden aikavälilläkin 11–57 % eri maissa. Alkuperäisen mallin mukaisen nimellisshokin osuudet vaikutuksista olivat lyhyelläkin ajalla vain 4–11 %. (Farrant & Peersman 2006, 952 – 958.)

Tarkemmin eriteltynä puhtaiden valuuttakurssishokkien rooli varsinkin lyhyellä aikavälillä oli muokatussa mallissa rahapoliittisia shokkeja suurempi. Näin ollen johtopäätöksenä oli yhtäältä, että valuuttakurssi itsessään aiheuttaa

suuren osan omasta vaihtelustaan ja toisaalta, että pidemmän aikavälin rajoitteilla on suuri merkitys saatuihin tuloksiin. Valuuttakurssille ei täten löytynyt suhdanteita tasaava vaikutusta, vaan sen itsessään todettiin aiheuttavan talouteen epätasapainoa. (Farrant & Peersman 2006, 958 – 960.)

Christian Broda (2001) vertaili kiinteiden ja kelluvien valuuttakurssijärjestelmien toimivuutta tilanteessa, jossa maan ulkomaankaupan vaihtosuhteeseen kohdistui shokki. 74 maan otoksesta tarkasteltiin muutoksia kolmen muuttujan; reaalisen BKT:n, reaalisen valuuttakurssin sekä inflaation osalta. Menetelmänä käytettiin paneeli-VAR -mallia, johon muodostettiin vaihtosuhteen muutosta kuvaava shokkimuuttuja. Koska maiden noudattama valuuttakurssipolitiikka saattaa todellisuudessa erota siitä, mitä ne virallisesti ilmoittavat noudattavansa, muodostettiin maista havaitun valuuttakurssipolitiikan perusteella de facto -kategorisointi. (Broda 2001, 376 – 377.)

Valuuttakurssijärjestelmien erot shokkien vastaanotossa havaittiin selkeiksi. Kelluvissa järjestelmissä reaalin valuuttakurssi reagoi -10 %:n vaihtosuhdeshokkiin heti, laskien -4,4 % ja vaikutus pysyi myös pitkällä aikavälillä. Nimellinen valuuttakurssi, jonka kautta sopeutuminen suurelta osin tapahtui, oli vielä kahden vuoden päästäkin keskimäärin noin -7 % alkuperäistä tasoaan heikompi, joten jousto oli merkittävä. Bruttokansantuotteen reaktio alaspäin puolestaan ei ollut tilastollisesti merkitsevä. Kiinteissä valuutoissa reaalin kurssi reagoi vastaavaan shokkiin vain -1,6 %, joka sekin tapahtui vasta kahden vuoden viiveellä. Siinä missä kelluvissa järjestelmissä bruttokansantuotteen muutokset eivät olleet tilastollisesti merkitseviä, tuli kiinteiden kurssien tapauksissa tuotannossa selkeä ja tilastollisesti merkitsevä lasku. BKT laski lyhyellä aikavälillä kiinteillä kurseilla keskimäärin 1,7 % enemmän kuin kelluvilla. (Broda 2001, 376 – 379.)

Potentiaalinen vääristymä valuuttakurssijärjestelmiä tutkittaessa on se, että kelluvan valuutan omaksuneet valtiot ovat mahdollisesti muun finanssijärjestelmänsä osalta kiinteiden järjestelmien maita kehittyneempiä. Tällöin vaihtosuhdeshokkien pienempi vaikutus tuotantoon voi johtua myös joistain muista taloutta tasapainottavista mekanismeista. Broda (2001) otti tämän huomioon tekemällä vertailua myös pienemmillä otoksilla, mutta tulokset eivät merkittävästi muuttuneet. Myös positiivisia vaihtosuhdeshokkeja tarkasteltiin.

Teoriassa positiivisen shokin kohdalla kiinteällä valuutalla talouden sopeutuminen uuteen tasapainoon pitäisi olla suhteessa helpompaa. Tämä siksi, että hinnat ovat yleensä joustavampia ylös- kuin alaspäin. Tilastollisesti merkitsevää eroa positiivisten ja negatiivisten shokkien välillä ei kuitenkaan hieman yllättäen löytynyt. Kelluvien kurssien tapauksessa puolestaan positiivisen shokin vaikutus reaaliseseen BKT:en oli suurempi kuin negatiivisella shokilla, joskin molemmat näistä olivat pienemmät kuin kiinteällä kurssilla. (Broda 2001, 379.)

Tuloksen tulkittiin johtuvan siitä, että noususuhdanteessa talouspolitiikkaa on myötäsyklisempää kuin laskusuhdanteessa eli hyvinä aikoina ei säästetä tarpeeksi. Jäykkien hintojen makrokehikon mukainen tulos oli lisäksi se, että

negatiiviset vaihtosuhteen shokit aiheuttavat inflaatiopaineita kelluvalla kurssilla, kun valuutan arvo laskee. Kiinteällä kurssilla vaikutukset ovat puolestaan deflatorisia. (Broda 2001, 379–380.)

Edwards ja Levy Yeyati (2005) tutkivat niin ikään vaihtosuhdeshokkien tasoittumista ja vaikutusta talouskasvuun kiinteillä ja kelluvilla valuuttakursseilla. Heidän aineistonsa koostui 96 maasta ja käsitti vuodet 1974–2000. Maiden valuuttakurssiluokittelu tehtiin Brodan (2001) tapaan kunkin de facto noudattaman valuuttakurssipolitiikan perusteella. Talouskasvun muita tekijöitä kontrolloitiin muuttujilla, jotka kuvasivat mm. maan koulutustasoa, taloudellista avoimuutta ja valtion julkisen kulutuksen tasoa. Empiiriseen mallintamiseen käytettiin tasapainon virheenkorjausmallia (ECM). Tavallisen lineaarisen regression sijaan estimoinneissa käytettiin kuitenkin suurelle paneeliaineistolle sopivaa feasible generalized least squares (FGLS) -regressiota. (Edwards & Levy Yeyati 2005, 2080–86.)

Tulokset voimistivat jo aiemmin Brodan (2001) saamaa näyttöä siitä, että vaihtosuhdeshokkien vaikutukset reaalityönteeseen ovat kelluvien valuuttakurssien oloissa pienemmät. -10 %:n negatiivinen vaihtosuhdeshokki johti keskimäärin noin -0,4 % reaalisen BKT:n laskuun kelluvissa järjestelmissä, kun taas kiinteän kurssin järjestelmissä vaikutus oli noin -0,8 %. Valuutan joustolla oli tuotantoa stabiloiva vaikutus riippumatta maan kehittyneisyydestä. Tämän perusteella kelluva valuutta olisi suotuisampi vaihtoehto vakaan talouskasvun näkökulmasta. Edwardsin ja Levy Yeyatin (2005) saamat arvot negatiivisten ja positiivisten shokkien suhteesta erosivat Brodan (2001) vastaavista. Negatiivisten shokkien todettiin tuottavan suuremmat vaikutukset reaaliin bruttokansantuotteeseen, riippumatta valuuttajärjestelmästä. (Edwards & Levy Yeyati 2005, 2101.)

Makin (2013) löysi näyttöä kelluvan valuutan reaalityönteestä stabiloivista ominaisuuksista Australiassa ja Uudessa-Seelannissa. Maat ovat suuria raaka-aineiden viejiä, joten niiden taloudet ovat alttiita raaka-aineiden maailmanmarkkinahintojen muutoksille. Aineisto käsitti vuodet 1960–2012, jossa huomionarvoista on, että molemmissa maissa oli kiinteä valuutta 1980-luvulle asti, jolloin se päästettiin kellumaan. Kelluvan kurssin oloissa BKT:n vaihtelu suhteessa raaka-aineiden hintamuutoksiin oli saatujen tulosten perusteella pienempää. Valuutalla vaikutti siis olevan muutoksia tasaava vaikutus. Kelluvan kurssin ongelmaksi Makin (2013) mainitsee kuitenkin ajanjaksot, joissa vientiraaka-aineiden hinnat nousevat trendinomaisesti, mikä johtaa samalla valuutan jatkuvaan arvonnousuun ja muiden vientialojen hintakilpailukyvyn heikentymiseen eli Hollannin tautiin. (Makin 2013.)

Artis ja Ehrmann (2006) olivat kiinnostuneita oman valuutan säilyttämisen hyödyllisyydestä tarkastellessaan neljää itsenäisen valuutan avotaloutta. Tarkastelussa olivat Iso-Britannia, Kanada, Tanska ja Ruotsi vuosina 1980–1998. Olennainen oletus tutkimuksessa oli, että valuuttakurssi voi toimia shokin stabiloijana vain, jos shokki ei iske paljon kauppaa keskenään tekeviin naapurimaihin yhtäaikaisesti. Jos shokki on yhtäläinen molemmissa, ovat vaikutukset maissa samankaltaiset ja keskuspankkien reaktioiden eli korkotason

muutosten tulisi myös olla samansuuntaisia. Korkeeron pysyessä tasapainossa valuutan arvolla ei korkopariteetin mukaan ole paineita muuttua suhteessa kauppakumppanin valuuttaan. (Artis & Ehrmann 2006, 874–878.)

Muodostamassaan SVAR-mallissa tutkijat hyödynsivät suuren kauppakumppanimaan korkotasoa erottamaan symmetriset ja epäsymmetriset shokit toisistaan. Kanadan kohdalla käytettiin Yhdysvaltojen lyhyttä korkoa ja Euroopan maiden kohdalla Saksan vastaavaa. Jos kotimaan ja ulkomaan korkotaso reagoivat samankaltaisesti, todettiin shokki symmetriseksi. Malliin luotiin viisi erilaista shokkia: kysyntä- ja tarjontashokit, rahapolitiikkashokit kotimaassa sekä kauppakumppanimaassa, sekä valuuttakurssishokki. (Artis & Ehrmann 2006, 878–880.)

Saadut tulokset puhuivat sen puolesta, että valtaosa shokeista on ollut symmetrisiä. Kanadan, Tanskan ja Ruotsin kohdalla korkotasojen muutokset eivät eronneet verrokkimaasta, joten valuuttakurssilla ei ollut roolia shokin stabiloijana. Iso-Britanniaan puolestaan kohdistuivat eri shokit kuin vertailumaa Saksaan, mutta senkään kohdalla valuuttakurssin reaktiot eivät olleet tilastollisesti merkitseviä. Kun valuutan jouston hyödystä ei saatu näyttöä, tarkasteltiin vielä sitä, aiheuttaako valuuttakurssi itse shokkeja. Vaikka shokkeja tuli, ei niillä ollut merkitystä reaalityalouteen muualla kuin Tanskassa. Pientä näyttöä valuuttakurssin itsensä aiheuttamista shokeista siis kuitenkin löytyi. (Artis & Ehrmann 2006, 889–892.)

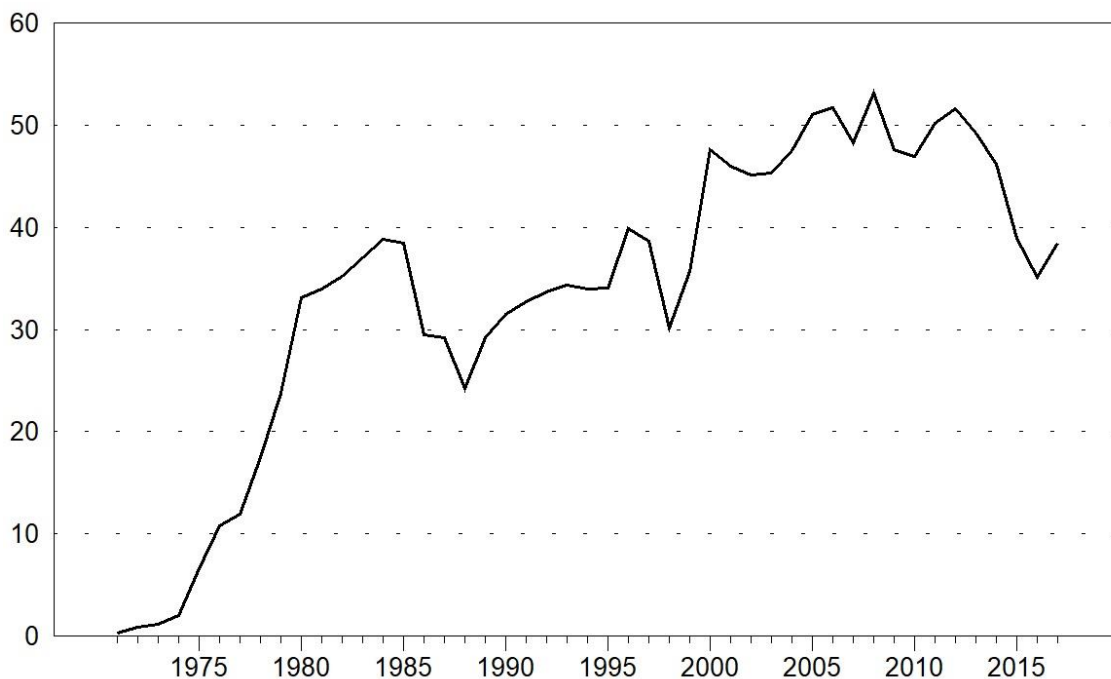
3 NORJA

Tässä luvussa tutustutaan öljyteollisuuden merkitykseen Norjan taloudessa ja käydään läpi tutkimuskirjallisuutta valuuttakurssin käyttäytymisestä suhteessa öljyalaan.

3.1 Öljyalan merkitys

Norjan bruttokansantuote henkilöä kohden on maailman suurimpia ja se menestyy hyvin myös muilla hyvinvoinnin mittareilla (OECD 2016a, 14). Valtion aluevesiltä tehtyjen raakaöljy- ja maakaasulöydösten myötä merkittävin talouskasvun veturi on 1970-luvulta alkaen ollut öljyteollisuus. Öljyteollisuus on pääomaintensiivinen ala ja suuresta koostaan huolimatta se työllisti suoraan vain noin kaksi prosenttia Norjan koko työvoimasta vuonna 2013. Epäsuorasti öljystä työllistyviä oli puolestaan noin 8 % työvoimasta. Alan investoinnit ovat kuitenkin merkittäviä ja investointikysynnän muutokset altistavat koko kansantalouden öljyalan suhdanteille. (Holden 2013, 875.)

Öljynporauksen merkityksestä Norjan kansantaloudelle kertookin paremmin esimerkiksi se, että 2010-luvulla öljyalan tuotteiden ja palveluiden osuus koko maan bruttokansantuotteesta on ollut 17–30 % (Statistics Norway 2017). Samaan aikaan tavaroiden viennin arvosta jopa 50–60 % ja kokonaisviennistä 35–50 % (Kuvio 2) on muodostunut öljy- ja kaasuviennistä (Norsk Petroleum 2017). Alan suuruuden vuoksi öljyn ja kaasun hintatasolla ja sen muutoksilla on vaikutuksia koko Norjan talouteen.



Kuvio 2 Öljyalan osuus Norjan tavaroiden ja palvelujen viennistä, prosenttia. Aineiston lähde Norsk Petroleum 2018.

Raakaöljy ja maakaasu ovat osin toistensa substituutteja, sillä polttoaineiden jalostuksessa niitä voidaan sekoittaa keskenään. Öljyn hintakehitys vaikuttaakin voimakkaasti myös kaasun hintaan (Villar & Joutz 2006, Brown & Yücel 2008). Siksi on tavanomaista ja perusteltua, että tutkimuksissa keskitytään tarkastelemaan vain öljyn hintaa, jolloin se toimii samalla kuvaajana myös kaasun hinnalle. Tässä tutkielmassa käytetään öljyn hinnan mittarina Brent – raakaöljyn hintaa. Lisäksi käytetään koko Norjan öljy- ja kaasuteollisuuden sekä niihin välittömästi liittyvien palveluiden arvoa, koska myös sellainen aineisto oli saatavilla.

Öljyn kysynnän ja tarjonnan hintajoustot ovat varsinkin lyhyellä aikavälillä hyvin jäykkiä (Hamilton 2009, Kilian 2009). Öljyä tarvitaan ja sitä myös tuotetaan lyhyellä aikavälillä markkinahinnasta riippumatta. Kilian ja Murphy (2014) tosin esittävät, että kun varmuusvarastot ja öljyjohdannaiset otetaan huomioon, kysyntäjoustoakin esiintyy. Hamiltonin (2009, 216 – 217) mukaan käytettävissä olevat tulot määrittävät öljyn kysyntää enemmän kuin öljyn hinta, erityisesti kehittyvien maiden osalta. Niinpä kehittyvien maiden talouskasvun myötä myös niiden öljyn kysyntä todennäköisesti kasvaa siitä huolimatta, että maailman öljyresurssit hupenevat. Pitkällä tähtäimellä hinnalla on siis paineita nousta, mikä tietää hyvää Norjan öljyviennille. Olettaen ettei raakaöljylle onnistuta kehittämään uusiutuvaa vaihtoehtoa tai sen käyttöä aleta voimakkaammin rajoittamaan ilmastomuutoksen torjumiseksi.

Hamilton (2009, 240) toteaa, että vuoden 2008 öljyn hintapiikkiin ja sitä seuranneeseen romahdukseen vaikuttivat ennen kaikkea öljyn kysynnän alhainen hintajousto sekä se, ettei tuotanto kasvanut lisääntyneen kysynnän mukana. Myös Kilian ja Murphy (2014, 454) toteavat öljyn hinnan nousun

vuosina 2003–2008, johtuneen maailmantalouden poikkeuksellisen hyvän kehityksen tuomasta kysynnästä. Aastveit ym. (2015, 3) saamien tulosten mukaan kysyntäshokit taas selittävät 50–60 % öljyn hinnan vaihtelusta viimeisten 20 vuoden aikana. Erityisen tärkeä selittäjä on heidän mukaansa Aasian kehittyvien maiden öljykysyntä. Huomionarvoista on myös, että kehittyvien maiden talouskasvu ei kärsi läheskään yhtä paljon öljyn hintashokeista kuin Euroopan tai Yhdysvaltojen (Aastveit ym. 2015, 4).

Öljyn hinnan muutosten vaikutukset Norjan kansantalouteen riippuvat Bjørnlandin ja Thorsrudin (2014) mukaan ainakin siitä, mikä on hintashokin syy. Jos öljyn hinta laskee maailmantalouden laskusuhdanteen takia alentuneen kysynnän vuoksi, tietää se selkeää laskua myös Norjan BKT:ssa. Jos hinta puolestaan laskee lisääntyneen öljyn tarjonnan vuoksi, hyötyvät muut kuin öljyala niin paljon, että vaikutus BKT:een on selvästi pienempi, joskin edelleen negatiivinen. (Bjørnland & Thorsrud 2014.)

Bjørnland ja Thorsrud (2014) tarkastelivat myös öljyn hinnan vaikutuksia Norjan talouteen Hollannin taudin näkökulmasta. Kyseistä ilmiötä ei allekirjoitettu Norjan kohdalla, mutta löydöksenä oli, että avoimen sektorin alat (tradeables) kasvavat hitaammin kuin suljetut (non-tradeables) alat. Öljyn positiivinen hintashokki selitti heidän mallissaan jopa 60 % Norjan reaalisesta valuuttakurssin muutoksista. Öljyn hinnan nousu tarkoitti siis myös valuutan arvon nousua ja sitä kautta heikompa hintakilpailukykyä. Haittavaikutukset olivat kuitenkin pienet verrattuna tutkimuksen verrokkimaa Australiaan, joka on myös suuri raaka-aineiden viejä (Bjørnland & Thorsrud 2014, 8).

Norja on pieni avotalous, mistä kertoo muun muassa se, että noin 55 % Norjan taloudellisen aktiivisuuden muutoksista selittyi Bjørnlandin ja Thorsrudin (2014, 7) tutkimuksessa maailmantalouden aktiivisuuden shokeilla. Kelluva valuutta saattaa tutkielmassa läpikäytävän tutkimusnäytön perusteella osaltaan tasata öljyn hinnan vaihtelusta aiheutuvia suhdanteita. Myös OECD pitää Norjan omaa kelluvaa valuutaa olennaisena juuri tästä syystä (OECD 2016a, 14). Toinen olennainen suhdannepuskuri valuutan ohella on maan öljyrahasto ja siihen kytketty finanssipolitiikka.

3.2 Finanssipolitiikka ja öljyrahasto

Norjan valtio saa suurimman osan öljytuloistaan öljysektorilla toimivien yritysten verotuksesta sekä omistussuosuksistaan näissä yrityksissä (Holden 2013, 872). Öljysektorin tekemät voitot ovat selvästi muita aloja suurempia, joten sektoria verotetaan myös huomattavasti muita ankarammin. Esimerkiksi vuonna 2013 yleinen yritysverokanta oli 28 % ja öljyalan yritysverokanta jopa 78 % (Holden 2013, 873). Valtio ohjaa öljyteollisuudesta saamansa nettotulot öljyrahastoonsa, josta varoja voidaan nostaa vain ja ainoastaan valtion budjettiin, josta päättää vuosittain Norjan parlamentti. Sääntöjen mukaan budjettisiirtojen maksimisuuruus määräytyy rahaston reaalisesta pitkän ajan tuotto-odotuksen mukaan, joka

on ollut neljä prosenttia vuodessa (GFPA 2005). Vuonna 2017 Norjan parlamentti tiedotti aikovansa laskea rahaston pitkän ajan tuotto-odotusta kolmeen prosenttiin (NBIM 2017).

Norja ei käytä öljyrahastoaan täysin automaattiseen budjettialijäämän paikkaamiseen, sillä valtion budjetista paikataan öljyrahaston voitoilla vain arvioitua rakenteellista alijäämää, ei todellista alijäämää (Holden 2013, 874). Nousukausilla työllisyys ja tuotanto nousevat ja nostavat myös verotuloja, jättäen todellisen budjettialijäämän keskivertoa pienemmäksi. Jos jo ennestään hyvässä tilanteessa lisättäisiin budjettiin automaattisesti koko neljän prosentin rahastotuotto, kasvaisi budjetin tulopuoli ja valtion pitäisi lisätä menojaan tai laskea verotusta, mikä kasvattaisi noususuhdannetta entisestään ja budjettikäytäntö lisäisi syklisyyttä. Budjettisääntö rakenteellisen alijäämän paikkaamisesta tähtää siis suhdanteita tasoittavaan finanssipolitiikkaan, kun käytännössä öljyrahaston tuotoilla paikataan valtion budjettia eniten heikommen talouskehityksen vuosina. (Holden 2013, 874.)

Öljyntuottajamaiden valtiollisten menojen on keskimäärin havaittu olevan myötäsyklisiä öljyn hintasuhdanteiden kanssa (El Anshasy & Bradley 2012). Korkeammilla öljynhinnoilla valtion tulokertymä on suurempi ja samalla julkinen kulutus kasvaa. Matalilla hinnoilla puolestaan päinvastoin. Julkista kulutusta kuitenkin supistetaan tyypillisesti vähemmän laskusuhdanteessa, mikä toimii tasaavana finanssipolitiikkana. El Anhasyn ja Bradleyn (2012) mukaan öljyn suuresta merkityksestä huolimatta Norjassa suhdanteiden vaikutukset eivät ole olleet yhtä voimakkaita kuin monissa muissa öljyntuottajamaissa. Syinä ovat Holdenin (2013) jo mainitsemien seikkojen lisäksi öljyrahaston noudattama eristävä sijoituspolitiikka sekä monipuolisempi vientirakenne suhteessa moniin muihin öljymaihin (El Anshasy & Bradley 2012). Bjørnland ja Thorsrud (2016) tosin toteavat, että Norjan finanssipolitiikka on ollut vuoden 2001 jälkeen eli valuutan vapaan kellunnan aikana myötäsyklisempää kuin ennen sitä.

Suhdanteita tasaava finanssipolitiikka on Norjan rahastolle kuitenkin vain sen toissijainen tehtävä. Norjan parlamentissa hyväksytyjen sääntöjen mukaan öljyrahaston ensisijainen tarkoitus on:

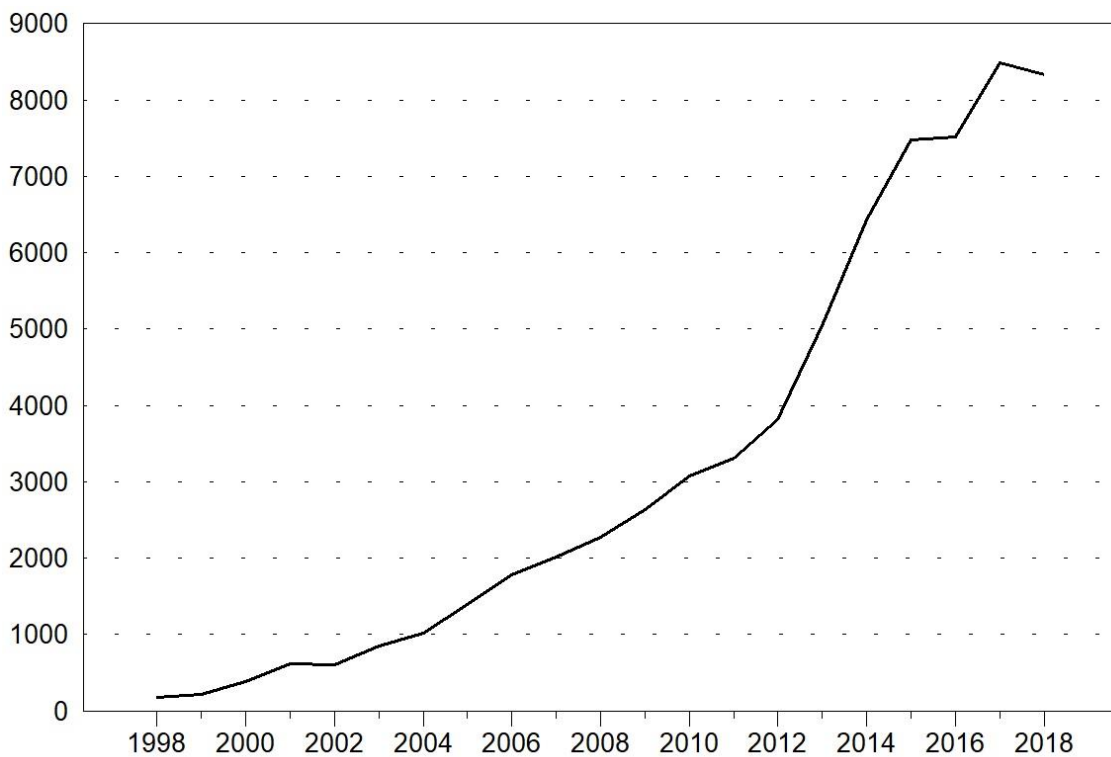
”Tulevien vuosien eläkemenojen kattaminen ja öljystä saatujen varojen riittävyyden turvaaminen tuleville sukupolville” (GPFA 2005).

Rahaston hallinnoinnista ja sijoituksista vastaa Norjan keskuspankki Norges Bank ja rahasto koostuu kahdesta osasta: Government Pension Fund Norway ja Government Pension Fund Global -rahastoista. Norjan öljyrahastosta puhuttaessa viitataan yleensä näistä jälkimmäiseen, Global -rahastoon, joka sijoittaa nimensä mukaisesti joka puolelle maailmaa, paitsi itse Norjaan.

Jos kaikki öljystä saadut varat pysyisivät kotimaassa, nostaisi se kruunun nimellisarvoa, kiihdyttäisi inflaatiota kotimaassa ja sysäisi ulkomaiset sijoittajat muualle. Norjan koko kansantalous olisi myös herkempi öljytulojen ja öljyn hinnan muutoksille. Vaarana olisi myös ns. Hollannin tauti, jossa yhden suuren

vientialan menestys nostaa valuuttakurssin arvoa niin, että muu vienti ja sitä kautta mahdollisesti kokonaistuotanto alkaa laskea.

Global -rahaston hallinnoimien varojen arvo vuonna 2018 oli 8,1 biljoonaa Norjan kruunua (Kuvio 3), joka vastaa syksyn 2018 valuuttakursseilla noin 985 miljardia USA:n dollaria eli noin 855 miljardia euroa. Rahasto on tällä hetkellä maailman suurin sijoittaja (SWFI 2018). Rahastoista toinen, Norway -niminen rahasto, puolestaan hallinnoi noin 220 miljardin kruunun (23,2 mrd €) varallisuutta ja sijoittaa vain Norjaan sekä muihin Pohjoismaihin (Folketrygndet 2017). Norway -rahasto hallinnoi vain jo olemassa olevaa varallisuuttaan, eikä sinne kanavoidsa lisää öljytuloja (GPFA 2005). Termeillä "öljyrahasto" ja "rahasto" viitataan tässäkin tutkielmassa suurempaan Government Pension Fund Global -rahastoon.



Kuvio 3 Norjan öljyrahaston arvon kehitys, miljardia Norjan kruunua. Aineiston lähde NBIM 2018.

3.3 Norjan kruunu

Norjan kruunun kurssiin liittyvissä tutkimuksissa tarkasteltava aineisto on tyypillisesti alkanut vuodesta 1971 tai 1972 (esim. Akram 2004, Bjørnland 2004, Jiménez-Rodríguez & Sánchez 2005), jolloin Bretton-Woodsin valuuttakurssijärjestelmästä luovuttiin. Tässä järjestelmässä Yhdysvaltain dollarin arvo oli sidottu kultaan ja muut jäsenmaiden valuutat puolestaan dollariin. Bretton-Woodsin jälkeen 1972 Norja liittyi Euroopan

valuuttakäärmeeksi (snake in a tunnel) kutsuttuun järjestelyyn, jossa jäsenvaltioiden valuutat oli sidottu toisiinsa, mutta ne kelluivat yhdessä suhteessa ulkopuolisiin valuuttoihin. Valuuttakäärmeen osoittauduttua huonosti toimivaksi Norja, monen muun maan tavoin, jätti systeemin muutaman vuoden kuluttua 1978. Samana vuonna se satoi valuuttansa kauppapainotteiseen valuuttakoriin, johon suhteessa kurssin annettiin vaihdella $+2-3$ %, ja myöhemmin 1985 viralliseksi väliksi asetettiin $+2,25$ %. (Alstadheim 2016, 6–7.)

Vuonna 1990 Norja satoi kruununsa valuuttakäärmeen jälkeen perustettuun Euroopan rahajärjestelmään (EMS) ja valuutan arvo kiinnitettiin ECU-valuuttakoriin. Niin sanottuun hallittuun kelluntaan kruunu päästettiin kuitenkin jo loppuvuodesta 1992 ja virallisesti 1993, hieman Suomen markan kellumaan päästämisen jälkeen. Myös Iso-Britannian, Italian ja Ruotsin keskuspankit olivat 1990-luvun alussa joutuneet päästämään irti kiinnitetyistä kurseistaan valuuttamarkkinoiden kovan paineen vuoksi. (Alstadheim 2016, 7–9.)

Euron käyttöönotto 2000-luvun taitteessa vaikutti osaltaan myös Norjan valuuttakurssipolitiikkaan, kun vuonna 1999 Norjan keskuspankki otti euron viralliseksi indikaattorikseen Euroopan valuutoista. Vuodesta 2001 lähtien kruunu on ollut vapaasti kelluva ja rahapolitiikassa on noudatettu 2,5 % pitkän ajan inflaatiotavoitetta. (Alstadheim 2016, 10.)

3.3.1 Kruunu shokin tasaajana

Ostovoimapariteetin on todettu pätevän melko heikosti lyhyellä aikavälillä ja epätasapainon puoliintumisajan olevan 3–5 vuotta (Abuaf & Jorion 1990, Rogoff 1996). Farooq Akramin (2006) mukaan Norjan kohdalla sopeutumismekanismi on kuitenkin ollut selvästi nopeampi, puoliintumisajan oltua noin 1,5 vuotta. Suurin osa tästä sopeutumisesta on tullut nimellisen valuutan jouston kautta (Akram 2006).

Hilde Bjørnland (2004) tutki valuuttakurssin merkitystä shokkien vastaanottajana Norjassa vuosien 1972–1994 aineistolla. Norjan kohdalla häntä kiinnosti politiikkasuositusten antaminen sen suhteen, toimiiko oma valuutta todella shokkien lieventäjänä ja onko sitä siis perusteltua pitää. Tutkimuksen tekoaikaan monet muut Euroopan valtiot olivat jo liittyneet yhteiseen valuuttaan, hyötyen valuuttariskittömistä sisämarkkinoista. Bjørnland (2004) käytti SVAR-mallia, joka pohjautuu Claridan ja Galin (1994) paljon hyödynnettyyn malliin. Käytettävä aineisto koostui neljästä makromuuttujasta: reaalin BKT, työttömyysaste, reaali-palkka ja reaalin valuuttakurssi. VAR-systeemiin luotiin lisäksi neljä rakenteellista shokkia, jotka olivat nimellisen kysynnän, reaalin kysynnän, tuottavuuden sekä työvoiman tarjonnan shokit.

Valuuttakurssin heilahtelusta, josta tämän tutkielman puitteissa ollaan eniten kiinnostuneita, suurimman osan selittivät reaaliset kysyntäshokit sekä tuottavuuden shokit. Tulosten perusteella tuottavuusshokin vaikutukset välittyivät talouteen juuri valuuttakurssin nimellisen muutoksen kautta, ei hintojen muutoksen kautta. Tämä on olennainen havainto siinä mielessä, että

yhteisvaluutan kohdalla mekanismi muuttuisi, kun nimellinen valuuttakurssi ei joustaisikaan. Malliin otettiin vielä lisämuuttujaksi reaalin öljyn hinta sekä öljyn hintashokki, jotta voitiin tarkastella öljyn hinnan ja Norjan kruunun suhdetta. Antina oli, että positiivinen öljyn hintashokki saa aikaan valuuttakurssin vahvistumisen ensimmäisen puolen vuoden ajan, BKT:n hetkellisen kasvun sekä hintatason nousun vuoden viiveellä. (Bjørnland 2004.)

Varianssijotelmien perusteella Bjørnland (2004) kuitenkin toteaa, ettei öljyn hinnan rooli Norjan valuuttakurssin selittäjänä ole niin suuri kuin aiemmin on esitetty. Yhtä kaikki, valuutta reagoi selkeästi öljyn hinnan muutokseen, mikä on relevantti tulos tämän tutkielman kannalta. Poliittikasuosittelun suhteen tutkimus ei anna selkeää ohjetta Norjan valuuttaintegraatioon, vaan toteaa molemmissa vaihtoehdoissa olevan hyvät puolensa. (Bjørnland 2004.)

Akram (2004) keskittyi spesifimmin Norjan valuuttakurssin ja raakaöljyn hinnan suhteen selvittämiseen. Valuuttakurssina hän käytti Norjan kruunun ja Euroopan alueen valuuttoja sisältävän ECU-valuuttakorin välistä nimellistä vaihtokurssia ja öljyn hinnan kuvaajana Brent Blend -raakaöljyn maailmanmarkkinahintaa USA:n dollareina. Malliksi valikoitui dynaaminen tasapainomalli (DSGE) virheenkorjausmuodossa, joka sisälsi useita makromuuttujia. Tutkimuksen aineisto on kuukausitasoista ja kattaa vuodet 1971–2000, joista viimeiset kolme vuotta jätettiin regression ulkopuolelle ja näiden havaintojen avulla arvioitiin mallin ennusteominaisuuksia. (Akram 2004.)

Mallista muodostettiin ensin versio, jossa öljyn hinnan vaikutukset valuuttakurssiin oletettiin lineaarisiksi eli yhtä suuriksi suurilla ja pienillä öljyn hinnoilla ja niiden muutoksilla. Koska hypotesina kuitenkin oli, että öljyn hinnalla tai sen muutoksen suuruudella voi olla merkitystä valuuttakurssiin, päädyttiin lopulta malliin, jossa sallittiin öljyn hinnan epälineaariset vaikutukset kruunun kurssiin. (Akram 2004.)

Hypoteesi epälineaarisista hintavaikutuksista pohjautuu ajatukseen, että Norjan keskuspankin valuuttapolitiikka ei ole ollut yhtäläistä korkeilla ja matalilla öljyn hinnoilla. Kun öljyn hintashokki on riittävän suuri suuntaan tai toiseen, vaikuttaa se valuutan reaaliarvoon niin paljon, ettei Norjan keskuspankin ole enää taloudellisesti järkevää yrittää puolustaa valuuttaa vaikuttamalla korkotasoon. Liian suurella korkotason muutoksella voi olla epätoivottuja ja suurempia makrotaloudellisia vaikutuksia kuin valuuttakurssin muutoksella, joten on toivottavampaa muuttaa valuuttakiinnitystä. (Akram 2004.)

On siis tässä yhteydessä huomattava, että tarkasteltavista vuosista 1971–1992 Norjan kruunu on ollut kiinnitetty valuutta ja 1993–2000 ns. hallitussa kellunnassa (Alstadheim 2016). Pienempiä shokkeja vastaan valuutan tukeminen korkotason muutoksilla vielä onnistuu, ja on valtion kokonaisyhyvinvoinnin kannalta perusteltua. Näin ollen öljyn hinnan ja valuuttakurssin välisen yhteyden pitäisi olla suurimmillaan, kun öljyn hinta on selkeästi tavanomaista korkeampi tai matalampi. Koska valuutan revalvoiminen eli arvon nostaminen on oletettavasti kalliimpaa kuin sen devalvoiminen, ja koska päättäjät tahtovat mieluummin välttyä lamalta kuin hillitä nousukautta,

on suhde todennäköisesti voimakkaimmillaan matalilla öljyn hinnoilla. Samankaltaiseen havaintoon valuuttapolitiikan suhteen huomattavasti laajemmalla otoksella maita on tullut myös Broda (2004, 18). (Akram 2004.)

Tulokset puhuvat näiden oletusten puolesta. Akramin (2004) malli indikoi selkeää yhteyttä öljyn hinnan ja Norjan valuuttakurssin välille öljyn hinnan ollessa alhaalla tai voimakkaasti laskussa. Alhaisen hinnan raja-arvoksi määrittyi 14 USA:n dollaria barrelilta. Öljyn hinnan ollessa tavanomainen tai sitä korkeampi, tilastollisesti merkitsevää yhteyttä ei löytynyt. Pitkällä aikavälillä öljyn hinnan ja valuuttakurssin välille ei myöskään löytynyt tilastollisesti merkitsevää yhteyttä. Tämän perusteella Norjan valuuttakurssi ei siis selity pitkällä aikavälillä öljyn hinnan muutoksilla, mutta negatiiviset öljyshokit voivat selittää sitä lyhyellä aikavälillä. (Akram 2004.)

Kruunun kurssin ja öljyn hinnan välisen suhteen epälineaarisuus on havaittu myös muissa tutkimuksissa. Ter Ellen (2016) toteaa, että niiden korrelaatio on vaihdellut ajassa. Se on ollut ajoittain selkeää, mutta jonain aikoina yhteyttä ei olla havaittu lainkaan. Suurinta valuutan reagointi on ollut silloin, kun öljyn hintamuutoksetkin ovat olleet suuria. Muutoksiin liittyvät kynnsarvot öljyn hinnassa ovat mielenkiintoisia, sillä kenties valuuttapolitiikka enemmän ne vaikuttavat öljy-yhtiöiden käyttäytymiseen. Tietyn rajan ylittäessään tai alittaessaan, tulee öljyn poraaminen tai uusien esiintymien etsiminen taloudellisesti kannattavaksi tai kannattamattomaksi. Kuten todettua Akramin (2004) tutkimuksessa kynnsarvo oli 14 dollaria barrelilta, kun taas Ter Ellen (2016) raportoi merkittäväksi kynnsarvoksi hinnan laskun alle 75 dollariin barrelilta vuonna 2014. Kynnsarvot elävät öljyn hintatrendien mukaan ja suuri ero tutkimusten välillä kuvastaa öljyn hinnan nousutrendiä. (Ter Ellen 2016, 1 – 7.)

Öljyn tuotannon sekä investointien joustavuus suhteessa öljyn hintaan on Norjassa jäykkää, johtuen mereltä porattavan öljyn suurista poraus- ja etsintäkustannuksista (Ter Ellen 2016). Niinpä pienet muutokset öljyn maailmanmarkkinahinnassa eivät saa aikaan suuria muutoksia öljyntuotannossa. Suurempien hinnanlaskujen kohdalla tuotantoa sekä investointeja lähdetään kuitenkin supistamaan ja kapasiteettia puolestaan lisäämään vasta, kun hintanäkymät ovat otolliset pidemmälle tulevaisuuteen. (Ter Ellen 2016, 9.)

Jiménez-Rodríguez ja Sánchez (2005) tarkastelivat öljyn hintashokkien vaikutuksia talouskasvuun eri maissa vuodet 1972 – 2001 kattavalla aineistolla. Aineiston maissa oli niin nettoöljyntuotajia kuin -viejiäkin, joista tämän tutkielman kohdalla ollaan enemmän kiinnostuneita viejistä: Norjasta ja Iso-Britanniasta. Mallin selitettävä muuttuja oli reaalin BKT ja sen selittäjinä käytettiin reaalista öljyn hintaa, inflaatiota, lyhyttä korkoa, pitkää korkoa, reaali-palkkoja ja reaalista valuuttakurssia.

Tutkijat muodostivat aineistolle lineaarisia ja epälineaarisia VAR-malleja, joista lopulta sopivimmaksi valikoitui epälineaarinen malli, joka lisäksi huomioi öljyn hinnan volatilitietin eri aikoina. Mallin paremmuus verrokkeihin nähden perusteltiin sillä, että aikana jolloin öljyn hinta on ollut verrattain vakaa, shokin vaikutus on suurempi kuin aikana, jolloin hintaheilahtelut ovat muutenkin

suuria. Epälineaarisuuden paremmuus puolestaan selittyi sillä, että öljyn hinnan noustessa vaikutukset maiden talouskasvuun olivat selvästi suuremmat kuin sen halventuessa. Nettotuojamaissa siis öljyä tarvitsevaa tuotantoa supistetaan herkemmin öljyn ollessa kallista, kuin sitä laajennetaan öljyn ollessa halpaa. (Jiménez-Rodríguez & Sánchez 2005.)

Suurin osa otoksen maista oli nettoöljyntuotajia, jolloin öljyn hinnan nousu heikensi niiden talouskasvua. Öljynviejillä, Norjalla ja Iso-Britannialla, tulokset talouskasvun suhteen olivat yllättäen toisistaan eriävät. Siinä missä Norjan bruttokansantuotteen kehitys parani öljyn hinnan noustessa, kuten olettaa sopikin, oli Iso-Britannialle nettovaikutus negatiivinen. Iso-Britannian erikoisen tuloksen tutkijat perustelevat Hollannin taudilla. Norjassa reaalisien valuuttakurssin reaktiot ylöspäin öljyn hinnan noustessa eivät olleet yhtä suuria kuin Iso-Britanniassa, pitäen maan muutkin vientialat kilpailukykyisinä ja selittäen öljyn hinnan nousun selvästi positiivista nettovaikutusta. Näin Norjan kansantalous hyötyi selvästi öljyn hinnan noususta. (Jiménez-Rodríguez & Sánchez 2005.)

Norjaa ja Iso-Britanniaa verrattaessa esiin nousivat myös erilainen kehitys reaali-palkoissa sekä korkotasossa. Norjassa reaali-palkat nousivat öljyn hinnan mukana, kun taas Britanniassa laskivat, laskien samalla ostovoimaa. Britannian korkotaso myös nousi öljyn hinnan noustessa, mikä korkopariteetin mukaan johtaa myös valuutan arvonnousuun, pahentaen Hollannin tautia. Lieventävänä seikkana palkat eivät kuitenkaan Britanniassa kasvaneet. Norjan erityispiirre on lisäksi ollut valtion suhdanepolitiikka, jossa eri ei-öljytuotannon aloille on annettu tukia korkean öljyn hinnan aikoina, jotta tuotantoa ei ajettaisi alas nousseiden tuotantokustannusten vuoksi (ks. esim. Bjørnland 1998). (Jiménez-Rodríguez & Sánchez 2005.)

Lizardo ja Mollick (2010) ovat esittäneet, että öljyn reaali-hinnan nousu laskee Yhdysvaltain dollarin kurssia selvästi suhteessa moniin öljyntuottajamaiden valuuttoihin. Tutkimuksessa Norjan kruunun kohdalla tämä yhteys jäi yrityksestä huolimatta tutkimatta, koska Norjan aineistolla yhteisintegraatiorelaatioita muuttujien välillä ei ollut. Olettaen, että suhde kuitenkin on samantapainen myös kruunun ja dollarin välillä, tulisi Norjan valuutan vahvistua öljyn hinnan nousun myötä tavallistakin enemmän. Tutkimuksen tarkasteluväli päättyi vuoteen 2008, mutta öljyn hinnan vaihtelun vaikutukset Norjan kruunun kurssiin ovat Ter Ellenin ja Martinsenin (2016) mukaan voimistuneet viimeisten vuosien aikana. Heidän mukaansa näyttää siltä, että vaikutus valuuttaan välittyy pitkän koron kautta, johon öljyn hinnalla on ollut aiempaa suurempi vaikutus.

Yhteenvedonä Norjaa koskevasta kirjallisuudesta voidaan todeta, että öljy on Norjalle hyvin merkittävä resurssi ja sen hinnalla ja kruunun kurssilla vaikuttaa olevan yhteys toisiinsa ainakin lyhyellä aikavälillä. Korrelaatio öljyn hinnan ja valuutan välillä on vaihdellut ajassa, mutta vaikuttaa olevan selkeintä silloin, kun öljyn hinnassa tapahtuu selkeitä romahduksia tai se on halpaa.

Norjassa Hollannin tauti ei ole ollut suuri ongelma, sillä valuutan arvostus ei nouse yhtä paljon noususuhdanteessa kuin joissain verrokkimaissa. Toisaalta

Hollannin tautia vaikuttavat aiheuttavan nousevat palkat. Pienemmät vaikutukset mahdollistaa monipuolisempi vientirakenne sekä öljyrahaston noudattama eristävä sijoituspolitiikka. Suuri osa maahan virtaavasta valuutasta sijoitetaan uudelleen ja toisiin valuuttoihin ympäri maailmaa, joka ehkäisee kruunun rajua arvonnousua. Lisäksi rahoitusmarkkinoiden kehittyneisyys (Gylfason 2001) sekä väestön koulutustaso (Saborowski 2009) voivat olla yhteydessä Hollannin tautiin ja ne ovat Norjassa maailmanlaajuisesti hyvällä tasolla.

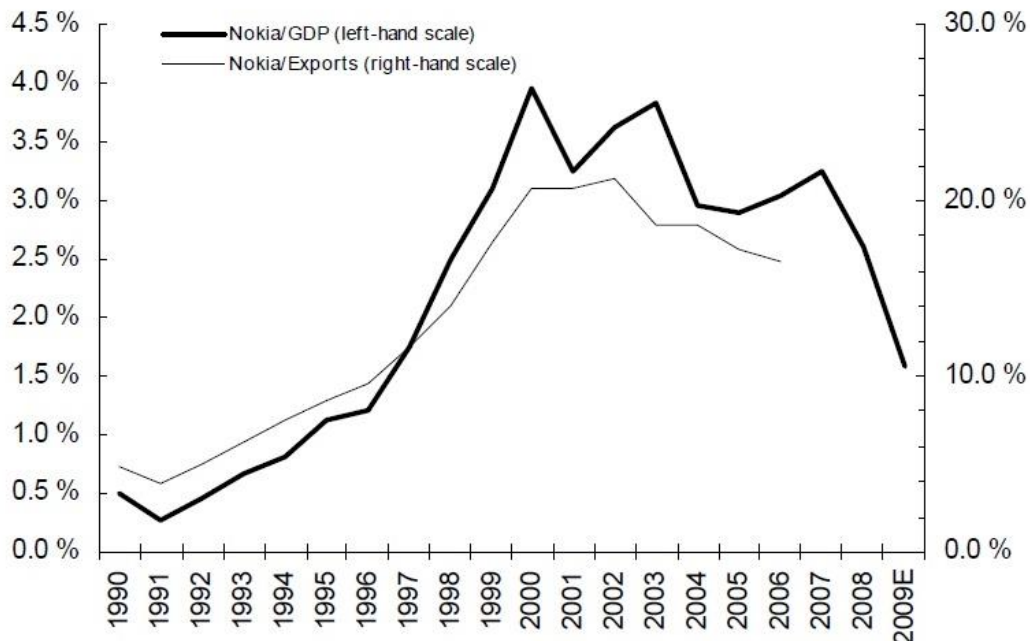
4 SUOMI

Tässä luvussa tarkastellaan Suomen taloutta, keskittyen Nokian vaikutukseen sekä euroon.

4.1 Nokia ja elektroniikkateollisuus

Siinä missä konepaja- ja metsäteollisuuksien tuotteet olivat jo pitkään olleet Suomen viennin peruspilareita, nousi elektroniikkateollisuus 1990-luvulla kolmanneksi suureksi vientisektoriksi. Alan 1990-luvulta alkanutta viennin arvon ja samalla vientiosuuden nousua kesti aina vuoteen 2008 asti. Ali-Yrkkön ym. (2017) mukaan uuden teollisuusalan nousu vähensi Suomen talouden herkkyyttä yksittäisten vientialojen shokeille, mutta samalla altisti liiaksi yksittäisen toimijan eli Nokian liiketoiminnan vaihteluille (Ali-Yrkkö ym. 2017, 80).

Kuten tunnettua, Nokia Oyj:n merkitys Suomen kansantaloudelle oli 1990-luvun lopulta 2008 alkaneeseen finanssikriisiin saakka usealla mittarilla mitattuna hyvin suuri. Yhtiön osuus koko Suomen bruttokansantuotteesta vuosien 1995–2009 välillä oli esimerkiksi 1–4 % ja osuus viennistä 10–27 % (Kuvio 4). Suomen tutkimus- ja kehitystoiminnan investoinneista Nokian osuus puolestaan oli korkeimmillaan vuonna 2008 noin 37 % koko maan T&K -panostuksista. (Ali-Yrkkö 2010.)



Kuvio 4 Nokian osuus Suomen BKT:sta ja viennistä. Kuvan lähde Ali-Yrkkö 2010, 10.

Vuoden 2008 finanssikriisiä edeltäneinä vuosina elektroniikkateollisuus ja Nokia hyötyivät paitsi kehittämästään edistyksellisestä matkapuhelinteknologiasta,

myös alhaisesta korkotasosta ja maailmankaupan kasvusta (Freystätter & Mattila 2011, 19 – 20). Suomen BKT/capita -kasvu olikin vuosina 1995 – 2008 keskimäärin jopa 3,4 %, mikä tarkoitti yhteensä 50 % kasvua tuona aikana. Samana aikana EU15 -maat kasvoivat vain 1,8 % ja Yhdysvallat 1,9 % vuosivauhdilla, joten Suomen talouskasvu oli erittäin nopeaa (Ali-Yrkkö ym. 2017).

Taluskriisin puhjettua Suomen bruttokansantuote laski vuodesta 2008 vuoteen 2009 8,3 %, mikä oli paljon verrattuna muun euroalueen keskimääräiseen 4,5 %:n laskuun (Ali-Yrkkö ym. 2017, 83). Suuri vaikutus tuotannon laskuun oli Suomen vientisektorilla. Viennin arvo laski vuodessa noin 20 % ja Nokian osuus tässäkin oli selkeä, sillä sähkö- ja elektroniikkateollisuuden viennin arvo putosi 39 % ja matkapuhelinten viennin arvo jopa puolittui (Freystätter & Mattila 2011, 21). Nokian menetettyä älypuhelinmarkkinat kilpailijoilleen, sen vuoden 2008 jopa 3 % osuus Suomen BKT:sta haihtui käytännössä kokonaan pois vuoteen 2012 mennessä. Elektroniikkateollisuuden kumulatiiviseksi osuudeksi BKT:n laskusta 2008 – 2015 Ali-Yrkkö ym. (2017) ovat laskeneet olleen noin 60 %. (Ali-Yrkkö ym. 2017, 85.)

1990-luvun alun laman yhteydessä talouden mekanismit toimivat vielä osin eri lailla. Silloin Suomen markan efektiivinen valuuttakurssi heikkeni laman aikana 30 %, mikä laski yhtä paljon teollisuuden yksikkötyökustannuksia ja helpotti viennin elpymistä. Kasvanut työttömyys ja sitä seurannut työn tarjonnan lisääntyminen hillitsivät reaali-palkkojen nousua ja paransivat kustannuskilpailukykyä. Finanssikriisin yhteydessä tämä työmarkkinamekanismi oli huomattavasti heikompi, sillä palkkakehityksen hidastuminen alkoi vasta vuosia myöhässä. Euroksi vaihtuneesta valuutastakaan ei tässä tapauksessa ollut apua kustannuskilpailukykyyn parantamisessa. (Ali-Yrkkö ym. 2017, 91 – 94.)

Myös OECD:n vuoden 2016 maaraportissa todetaan, että palkkatason kehitys erkani Suomessa tuottavuuden kehityksestä finanssikriisin jälkeen ja vaikka tuottavuus laski, palkat jatkoivat nousuaan (OECD 2016b, 23). Raportissa mainitaan lisäksi ei-kustannuskilpailukyky, jossa Nokian epäonnistuminen älypuhelinmarkkinoilla nostetaan esimerkiksi. Jo ennen kriisiä alan vientihinnat lähtivät laskuun, mikä viittaa maailmalla koventuneeseen kilpailuun ja myös Nokia ehti ennen romahdustaan siirtää joitakin toimintojaan alhaisempien tuotantokustannusten maihin (Ali-Yrkkö 2010).

Suomen elpymistä finanssikriisistä heikensi myös muiden tärkeiden vientituotteiden, etupäässä sellun ja paperin, heikko kysyntä 2010-luvun alussa. (OECD 2016b, 23 – 25.) Nokian lisäksi 2008 alkanutta kriisiä voimistaneiksi tekijöiksi voidaan laskea painopaperin kysynnän lasku sekä kriisin luoma investointikysynnän lasku. Investointikysyntäshokki vaikutti Suomeen erityisesti, koska valtaosa viennistämme koostui investointihyödykkeistä. Ruotsiin ja Saksaan verrattuna Suomen hitaampi elpyminen 2008 romahduksesta on Ali-Yrkkön ym. (2017) mukaan ollut suurelta osin heikomman tuottavuuskehityksen syytä. Osa huonosta tuottavuuden kehityksestä selittyi sillä, että finanssikriisi iski erityisesti korkean tuottavuuden aloille, elektroniikka- ja paperiteollisuuksiin. (Ali-Yrkkö ym. 2017, 86 – 89.)

Myös velkaantuminen on ollut yksi merkittävä tekijä finanssikriisin kärjistymisessä koko Euroopassa. Paitsi julkisen sektorin, niin myös yksityisen sektorin velkaantuneisuudella on merkitystä shokista tai erityisesti taantumasta toipumiseen (Freystätter 2012). Noususuhdanteessa yritysten nettoarvot tyypillisesti nousevat ja velkaa otetaan, kun nousseet tasearvot parantavat velanmaksukykyä luotottajien silmissä. Ongelmaksi tämä muodostuu taantumassa, jolloin tulevaisuuden näkymien heikentyminen ja sitä kautta yritysten arvostusten lasku nostaa yritysvelkojen riskilisiä. Tämän tyyppisen rahoitusvarallisuushokin vaikutukset ovat Freystätterin (2012) tekemien laskelmien mukaan kiinteällä valuuttakurssilla suuremmat kuin kelluvan kurssin tapauksessa. Vientikysyntäshokin vaikutukset puolestaan ovat laskelmissa selvästi pienemmät kuin rahoitusshokin.

Kuten aiemmin todettua, kiinteällä valuutalla talouden sopeutuminen kilpailukykyisemmäksi on tapahduttava maan sisäisen devalvoitumisen tai -devalvaation kautta. Hintojen ja palkkojen on suhteellisesti laskettava ja tällöin inflaatio hidastuu, jolloin myöskään inflaatio ei "maksa" yritysten velkaa. Kelluvalla kurssilla nimellinen valuutta heikkenee ja inflaatiolle syntyy nousupaineita, ja inflaation noustessa myös velkojen maksu helpottuu. Jos merkittävä osa veloista on kuitenkin otettu ulkomaisessa valuutassa, on oman valuutan heikkeneminen velallisille ongelma (esim. Eichengreen & Hausman 1999). Tästä löytyy Suomestakin kokemusta 1990-luvun alun laman ajalta.

4.2 Yhteisvaluutta euro

Optimaalisen valuutta-alueen teorian pioneerina toiminut Robert Mundell (1961) esitti, että yhteistä valuuttaa käyttämään sopivat tuotantorakenteeltaan toistensa kanssa yhtenevät talousalueet. Optimivaluutta-alue ei siis välttämättä rajoitu kansallisvaltioiden rajoihin, kuten esimerkiksi euroalueella on tehty. Olennaista on alueen sisällä olevien tuotannontekijöiden liikkuvuus, klassisimpina esimerkkeinä työvoima ja pääoma. Niiden liikkuvuus on tärkeää, jotta tuotannontekijöitä tarjotaan siellä, missä niiden kysyntä on suurinta. Jos liikkuvuutta ei ole ja esimerkiksi vientituotteiden kysyntä nousee yhdessä talousalueen kolkassa, aiheuttaa se työn kysynnän kasvua ja sen myötä palkkojen kasvua ja inflaatiopaineita sillä alueella. (Mundell 1961.)

Jos yhteisvaluutta-alueen toisessa kolkassa tuotetuille tuotteille kysyntää ei yhtä lailla ole, syntyy puolestaan siellä työttömyyttä ja palkoilla ja hinnoilla on jopa paine laskea. Koska Phillipsin käyrän mukaisesti inflaatio ja työttömyys ovat toisiinsa negatiivisessa suhteessa, tarkoittaa tilanne koko talousalueen raha- ja valuuttapolitiikan kannalta umpikujaa. Pienemmän kokonaiskysynnän aluetta palvelisi halvempi valuutta, kun taas suuremman kysynnän alueelle arvokkaampi valuutta kasvattaisi ostovoimaa ulkomaisissa hyödykkeissä mitattuna. (Mundell 1961.)

Jotta valuutan arvon muutokset voisivat palvella koko talousaluetta, vaaditaan siis, että talouteen kohdistuvat shokit koskettavat yhtäläisesti sen joka

osia tai tuotannontekijöiden liikkuvuus on suurta. Frankel ja Rose (1998) ovat osoittaneet, että mitä enemmän alueilla on kauppaa keskenään, sitä yhtenevämmät ovat myös niiden suhdannevaihtelut. Ennen euron perustamista monet tutkijat olivat kuitenkin kiinnittäneet huomiota siihen, että vaikka yhteistä kauppaa onkin Euroopassa paljon, eivät yllä kuvatut optimivaluutta-alueen ominaisuudet esimerkiksi työvoiman liikkuvuuden osalta toteudu järin hyvin (Eichengreen 1992; Mundell 1997).

Tuoreessa tutkimuksessaan Mika (2017) osoittaa, että valtioiden rajat ovat edelleen kauppaa rajoittava tekijä Euroopassa ja euroalueella, ja että vaikutus on suurempi palveluissa kuin tuotteissa. Itä-Euroopassa sekä reuna-alueilla, mukaan lukien Suomi, rajoilla oli suurempi vaikutus. Tarkasteluperiodina olivat vuodet 2000–2014. Rajojen kaupankäyntiä pienentävät vaikutukset vähenevät kuitenkin sitä mukaa, mitä pidempään valtio on ollut EU:n jäsenenä, mikä voi osaltaan selittää tuloksia itäisen Euroopan maiden osalta. (Mika 2017.)

Sala-i-Martin ja Sachs (1991) puolestaan havaitsivat liittovaltiotasoisien verotuksen tasaavan negatiivisia tuloshokkeja Yhdysvaltojen eri alueiden välillä paitsi merkittävästi, myös automaattisesti. He pitivät tätä ns. fiskaalista federalismia tärkeänä elementtinä myös tuolloin vasta suunnitteluasteella olleelle Euroopan yhteisvaluutta-alueelle. Euroalueella yhteistä verotusta ei kuitenkaan toteutettu, vaan järjestelmässä tulonsiirtoja on tehty erilaisten tukien muodossa. Rahaliiton maiden heterogeenisuus kaupankäynnin osalta sekä yhteisen verotuksen puute noteerattiin myös Suomessa ennen euroon liittymistä (esim. Ahtiala 1997).

Pienenä avotaloutena Suomen ulkomaankaupalle euron kurssilla on väkisininkin merkitystä. Esimerkiksi vuoden 2017 toisella vuosineljänneksellä euroalueen osuus tuonnista oli noin 44 %, ja viennistä noin 35 % (Tilastokeskus 2017). Tämä tarkoittaa samalla, että Suomen viennistä noin 2/3 menee euroalueen ulkopuolelle, jolloin valuuttakurssilla on merkitystä. Oksasen (2017) mukaan Suomen efektiivinen valuuttakurssi on ollut euron käyttöönoton jälkeen vakaampi kuin koko euroalueen ja selvästi vakaampi kuin Ruotsin kruunu.

Fidora, Giordano ja Schmitz (2017) tutkivat reaalisien valuuttakurssien ominaisuuksia yhteisvaluutta euroon liittyneissä maissa. Tarkemmin kysymys oli siitä, kuinka suuria ja kuinka pysyviä ovat olleet reaalisien valuuttakurssien erot sen pitkän aikavälin tasapainotasoon nähden, kun valuutan nimellisarvon joustoa ei euron myötä ole päässyt tapahtumaan. Reaalisien valuuttakurssien todettiin eroavan vähemmän tasapainostasostaan euroalueella kuin sen kauppakumppanitalouksissa, mutta tasapainoon paluun olleen hitaampi, erityisesti ennen finanssikriisiä. (Fidora, Giordano & Schmitz 2017.)

Myös euroalueen 12 ns. ydinvaltion, joihin Suomikin laskettiin mukaan, erot tasapainosta olivat pienempiä kuin 12 euroalueen muun valtion. Yllättäen asetelma vaihtui kuitenkin toisin päin finanssikriisin jälkeen. Kriisin jälkeen valuutan paluu pitkän aikavälin tasapainoon on ollut aiempaa nopeampaa kriisimaissa, mutta ei niinkään ydinmaissa. Tähän ovat mahdollisesti myötävaikuttaneet valvonnan ja instituutioiden parantunut laatu kriisimaissa. (Fidora, Giordano & Schmitz 2017.)

Bergin, Glick ja Wu (2017) saivat niin ikään näyttöä siitä, että euron käyttöönotto olisi itse asiassa nopeuttanut reaalisena valuuttakurssin tasapainottumista maissa, jotka liittyivät yhteisvaluuttaan. Syinä tähän ovat heidän mukaansa kansallisten hintatasojen aiempaa nopeampi reagointi shokkeihin sekä nimellisen valuuttakurssin aiheuttamien shokkien loppuminen. Nimellisiä shokkeja tuottivat ennen euroa erityisesti maiden inflaatioeroista johtuneet vuorottaiset kansallisten valuuttojen devalvaatiot. (Bergin, Glick & Wu 2017).

Dąbrowski ja Wroblewska (2016) ovat käyttäneet oman tutkielmani kanssa verrattain samankaltaista tutkimusasetelmaa vertailltuaan valuuttakurssin roolia shokin vastaanottajana Puolassa ja Slovakiassa vuosina 1998–2013. Slovakia liittyi euroon vuoden 2009 alussa eli juuri finanssikriisin iskettyä. Puola on sen sijaan ainakin toistaiseksi pysynyt omassa kelluvassa valuutassaan, zlotyssa. Artikkelin perusteella maiden lähihistorian taloudellinen kehitys oli 1990-luvulta aina 2008–2009 finanssikriisiin asti kulkenut suhteellisen samoja ratoja, mikä toimi perusteena maiden vertailtavuudelle. Finanssikriisi iski bruttokansantuotteella mitattuna Slovakiaan suhteessa voimakkaammin kuin Puolaan, mutta on toisaalta huomattava, että OECD:n (2017) tilastojen perusteella BKT/capita -kehitys on finanssikriisistäkin huolimatta jatkanut 2010-luvulla maissa hyvin yhtenevää nousutrendiä (OECD 2017).

VAR-mallinnuksella tehdyn analyysin perusteella Puolan kelluva valuutta on toiminut reaali-shokkien vaimentajana, eikä myöskään ole ollut itse shokkien lähteenä. Tutkijat pitävät valuutan roolia finanssikriisistä toipumiseen tärkeänä, huomattuaan kuinka Slovakiassa vastaavaa joustoa ei päässyt tapahtumaan ja talouden sopeutuminen on ollut selvästi hitaampaa. Puolan zlotyn kurssi devalvoitui kriisissä voimakkaasti, kilpailukykyä parantaen. Itse asiassa se jopa yliampui tulevasta tasapainotasostaan, aivan kuten klassinen Dornbuschin malli antaisi olettaa. Slovakian rasitteena finanssikriisissä oli lisäksi korunan yliarvostus 2009 euroon liittyttäessä, joten heidän reaalisena valuuttakurssinsa oli jo finanssikriisin iskiessä ylikorkea. Uusi valuutta ei kriisissä joustanut riittävästi alaspäin, vaan tasapainotilaan paluu on tullut Puolaa hitaammin sisäisen devalvoitumisen kautta. (Dąbrowski & Wroblewska 2016.)

5 MENETELMÄT

Tutkielmassa käytetään valuuttakurssin ja kysyntäshokin suhteen selvittämiseen vektoriautoregressiivistä mallinnusta (VAR) sekä tasapainon virheenkorjausmallinnusta (ECM). Näiden menetelmien käyttö on ollut suosittua valuuttakurssikirjallisuudessa. Mallinnukset tehtiin erikseen Norjalle ja Suomelle käyttäen aikasarja-aineistoja ja tekninen toteutus suoritettiin WinRats 9.1 -ohjelmalla. Tässä luvussa avataan hieman tarkemmin käytettäviä menetelmiä ja muita aikasarjaekonometriassa huomioitavia seikkoja.

5.1 VAR - Vektoriautoregressio

Vektoriautoregressiivisen mallinnuksen esitteli ensimmäisen kerran Christopher Sims vuonna 1980. Menetelmä on laajennus ARMA-mallinnukseen, jolla voidaan havainnoida aikasarjojen ominaisuuksia niiden autoregressiivisten (AR) ja liikkuvan keskiarvon (MA) prosessien kautta. VAR-estimoinnin erona edellisiin on kuitenkin, että muuttujan nykyarvoa voidaan selittää paitsi sen omilla aiemmillä arvoilla, myös muiden muuttujien aiemmillä arvoilla. Vektoriautoregressiossa yhden selitettävän muuttujan ja useamman selittävän muuttujan sijaan kaikki muuttujat asetetaan vektorisysteemiksi, joka mahdollistaa niiden jokaisen kohtelun endogeenisenä. Tuttu jako endogeeniseen ja eksogeeniseen muuttujaan siis poistuu ja kaikkia muuttujia voidaan sekä selittää että käyttää selittäjinä yhtä aikaa. (Brooks 2008, 290.)

VAR-malleilla on tiettyjä etuja suurempiin ja tarkemmin spesifioituihin kokonaistalouden rakennemalleihin verrattuna. Ensiksikin VAR-mallinnuksessa tutkijan ei tarvitse päättää tai arvata ennalta muuttujien välistä dynamiikkaa, kun kaikki muuttujat ovat yhtä aikaa endogeenisiä. Menetelmä antaa näin aineiston itsensä kertoa, mikä muuttuja vaikuttaa mihinkin. Toiseksi, kaikkien muuttujien viiveiden sekä virhetermien huomiointi mahdollistaa malleille monipuolisen dynamiikan. Kolmanneksi VAR-mallien on todettu olevan ennusteominaisuuksiltaan hyviä, joskus jopa suuria rakennemalleja parempia. (Brooks 2008, 291.)

VAR-mallinnukseen liittyvien etujen kääntöpuolena ovat puolestaan taloustieteelliseen tutkimukseen olennaisesti liittyvät taustateoriat ja -oletukset – tai tässä tapauksessa niiden puuttuminen. Kun malli perustuu lähinnä käsillä olevaan aineistoon, voi tutkija saada aineiston valinnalla tai muokkauksella aikaiseksi haluamiaan tuloksia kenties helpommin kuin silloin, kun muuttujien välistä dynamiikkaa on ennalta määritelty talusteorian pohjalta. Epäteoreettisuudesta seuraa, että tavallisella VAR-mallilla saaduista tuloksista talouspolitiikka-suositusten antaminen ei välttämättä ole uskottavaa (Brooks 2008, 292).

Menetelmän uskottavuutta voidaan kuitenkin parantaa sisällyttämällä teoriaa myös VAR-malleihin, esimerkiksi asettamalla muuttujien väliseen dyna-

miikkaan rajoituksia pitkälle tai lyhyelle aikavälille. Tällöin puhutaan rakenteellisista VAR-malleista (SVAR) tai vektoriautoregressiivisistä virheenkorjausmalleista (VECM). SVAR ja VECM - menetelmien käyttö on ollut hyvin suosittua valuuttakurssimalleja koskevissa tutkimuksissa, kuten aiemmin tutkielmassa on käynyt ilmi. Tässä työssä käytetään kuitenkin VAR-mallia ilman ennalta määrättyä rakennetta, koska mallin dynamiikka on tuntematon. Tulosten riippuvuutta muuttujien järjestyksestä testataan estimoimalla malleja eri muuttujien järjestyksellä. Toisena, täydentävänä menetelmänä käytetään lisäksi virheenkorjausmallinnusta (ECM), joka esitellään myöhemmin tässä luvussa.

5.1.1 Impulssivasteet ja varianssihajotelmat

Impulssivasteet kertovat, miten VAR-systeemin eri muuttujiin aiheutetut shokit vaikuttavat kuhunkin haluttuun selitettävään muuttujaan. Niiden avulla voidaan siis havainnollistaa aineistossa ilmenevää muuttujien välistä dynamiikkaa. Impulssivasteita saadaan tekemällä systeemin jokaisen muuttujan jokaisen yhtälön jäännöstermiin muutos eli shokki, ja laskemalla mitä vaikutuksia muutoksella on systeemissä. Jos muuttujia on k kappaletta, voidaan näitä muutosshokkeja tehdä k^2 kappaletta. Vakiintunut käytäntö on, että shokin kokona käytetään jäännöstermin yhtä keskihajontaa, jolloin puhutaan yksikköshokista (unit shock). (Brooks 2008, 299, Kirchgässner & Wolters 2007, 138.)

Yleensä shokki on lisäksi positiivinen ja oletuksena käytetään, että negatiivinen shokki tuottaisi systeemiin samat impulssivasteet, mutta päinvastaisena. Silloin puhutaan shokkien symmetrisyydestä. Vaikka tutkielmassa läpikäytävästä kirjallisuudesta käy ilmi, ettei symmetrisyysoletus välttämättä ole täysin realistinen (esim. Broda 2001 ja Akram 2004), käytetään tässäkin tutkielmassa impulssivasteiden tekoon symmetrisiä yksikköshokkeja.

Impulssivasteiden laskenta tehdään rekursiivisesti ns. Choleski -hajotelmana, yksi muuttujayhtälö kerrallaan. Menetelmässä oletetaan, etteivät jäännöstermit ole keskenään korreloituneita. Näin ei kuitenkaan yleensä VAR-systeemissä ole, joten kun shokit tehdään muuttuja kerrallaan, on muuttujien keskinäisellä järjestyksellä vaikutusta tuleviin vasteisiin. Asia täytyy huomioida siten, että shokkeja tehtäessä muuttujat pyritään asettamaan järjestykseen eksogeenisimmasta endogeenisimpaan. Perusteet kulloinkin valittavalle muuttujien järjestykselle johdetaan tutkijan tekemistä oletuksista. Siis siitä, minkä muuttujan uskotaan reagoivan mihinkin. Muuttujien järjestystä vaihtamalla ja uudet impulssivasteet laskemalla voidaan puolestaan tarkastella, onko järjestyksellä merkitystä johtopäätösten kannalta. Mitä enemmän jäännöstermeissä on korrelaatiota, sitä suurempi merkitys muuttujien järjestyksellä on. (Brooks 2008, 301; Kirchgässner & Wolters 2007, 138.)

Tutkielmassa käytetään myös VAR-analyyseista saatavia varianssihajotelmia, jotka kertovat impulssivasteiden tapaan, miten shokin vaikutukset välittyvät systeemissä. Varianssihajotelmassa lasketaan mallin ennustevirheiden variansseja eri aikaväleille, niin paljon eteenpäin kuin halutaan. Käytännössä ne antavat osviittaa siitä, kuinka suuri osa muuttujaan x tulevasta shokista johtuu

muuttujan x omasta muutoksesta ja kuinka suuri osa muiden muuttujien muutoksista. Ja toisaalta kuinka tämä suhde muuttuu ajan kuluessa. Tulkinta ei ole siis kovin kaukana impulssivasteiden tulkinnasta. Samasta syystä kuin impulssivasteiden kohdalla, myös varianssijotelmassa muuttujien keskinäisellä järjestyksellä on väliä. (Brooks 2008, 299 – 300; Kirchgässner & Wolters 2007, 146.)

Joihinkin vektoriautoregressiivisen analyysin teknisen toteutuksen kannalta tärkeisiin asioihin, kuten mallin muuttujien stationaarisuuteen tai viiverakenteeseen ei ole yksiselitteistä vallitsevaa käytäntöä (Brooks 2008, 292). Seuraavaksi käsitellään sitä, miten asia on ratkaistu tässä tutkielmassa.

5.1.2 Mallin viiverakenne

Mallia estimoidessa olennainen seikka on viiverakenteen valinta eli se, kuinka monta tai mitkä aikasarjan edellisistä havainnoista otetaan huomioon. Kokonaistalouden makromallinnuksessa viiverakenteina käytetään tyypillisesti tasavuosiin osuvia viivemääriä. Neljännesvuosiaineistossa siis esimerkiksi neljää tai kahdeksaa ja kuukausiaineistossa 12 tai 24 viivettä. Viivemäärän valinta riippuu myös tutkimuskysymyksestä. Yleensä jos voidaan valita suuremman ja pienemmän viiverakenteen väliltä, valitaan vapausasteen parantamiseksi pienempi. Jos tarkasteltavien muuttujien määrä otetaan annettuna, voidaan estimoitavien parametrien määrää mallissa pienentää vain viiveitä vähentämällä. Aineistoon sopivan viiverakenteen löytämiseen voidaan käyttää informaatiokriteerejä. (Brooks 2008, 329.)

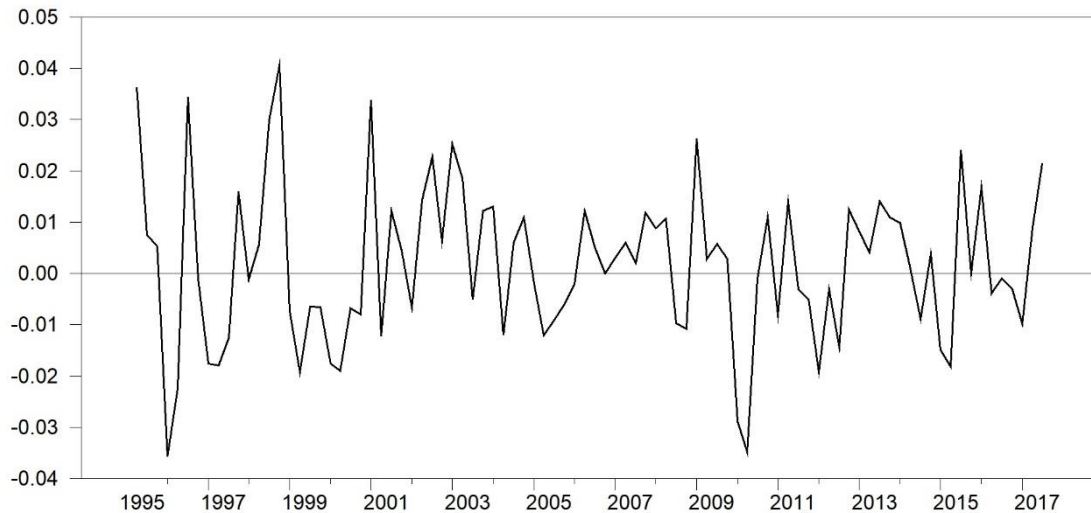
Informaatiokriteerien ideana on verrata mallin eri viiverakenteita keskenään. Informaatiokriteerille haetaan mahdollisimman pientä arvoa ja viiveiden lisääminen kasvattaa informaatiokriteerin arvoa, jos lisätyt viiveet eivät paranna mallin sopivuutta aineistoon. Käytetyimpiä informaatiokriteerin laskentatapoja ovat Akaike- (AIC), Bayes-Schwartz- (BIC) ja Hannan-Quinn (HQ) -informaatiokriteerit. Ivanovin ja Kilianin (2005, 30) vertailututkimus pitää BIC-informaatiokriteeriä tämän tutkielman tyyppiselle aineistolle parhaana vaihtoehtona havaintojen määrän ja frekvenssin puolesta. Myös Lütkepohlin (1985) mukaan BIC toimii yleisesti ottaen VAR-malleille parhaiten. BIC:n lisäksi tutkielmassa käytetään myös AIC-informaatiokriteeriä. Informaatiokriteerien laskentakaavat ja tarkempi esittely löytyvät työn liitteistä.

5.2 Aikasarjojen testaus

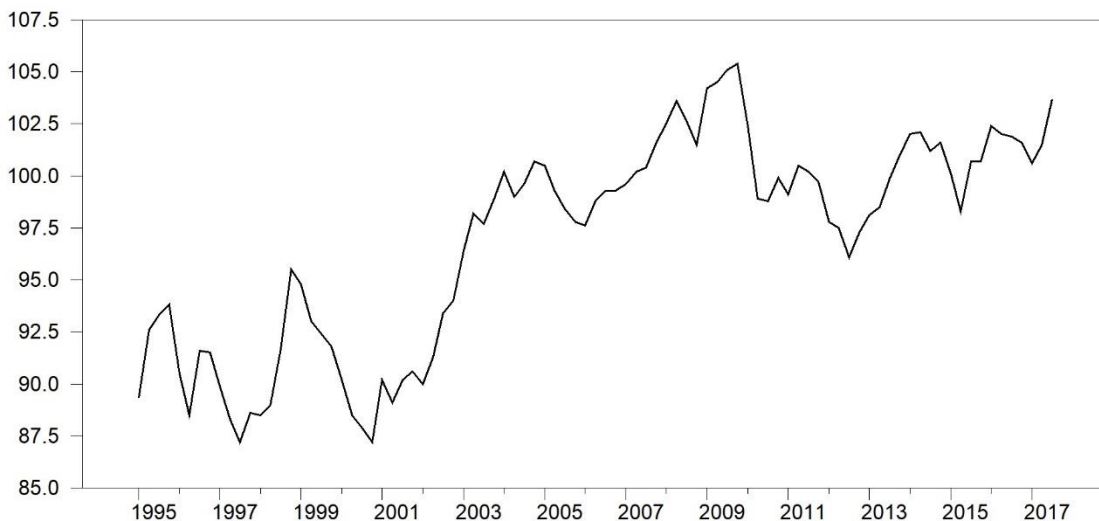
Aikasarjamallinnuksessa on huomioitava muitakin seikkoja kuin viiverakenne. Käydään peruspiirteiltään läpi stationaarisuuden, heteroskedastisuuden ja autokorrelaation käsitteet sekä niiden huomiointi tässä tutkielmassa.

5.2.1 Stationaarisuus

Stationaarisella sarjalla tarkoitetaan aikasarjaa, jonka keskiarvo, varianssi ja autokovarianssi ovat kaikkien viiveiden osalta vakioita. Graafisesti tarkasteltuna stationaarinen sarja piirtyy tasaisina poikkeamina keskiarvonsa ylä- ja alapuolelle ja se leikkaa keskiarvolinjansa usein. Epästationaarisessa aikasarjassa poikkeamat keskiarvosta voivat olla trendinomaisia ja ajassa vaihtelevia ja havainnot voivat olla pysyvä pitkään keskiarvonsa ylä- tai alapuolella. (Brooks 2008, 318; 324 – 325.)



Kuvio 6 Esimerkki stationaarisesta aikasarjasta.



Kuvio 7 Esimerkki epästationaarisesta aikasarjasta.

Aikasarjan stationaarisuus tai ei-stationaarisuus on tärkeää määritellä ennen eri aikasarjamenetelmien käyttöä, koska se vaikuttaa saataviin tuloksiin. Tarkastel-

tavan sarjan epästationaarisuudesta esimerkiksi seuraa, että saatuja estimaattoriarvoja tulkittaessa tavallisten hypoteesitestien, kuten t - ja F -testin, todennäköisyysjakaumat poikkeavat tavallisesta, jolloin tulokset voivat olla vääriä. (Brooks 2008, 318 – 320.)

Toinen stationaarisuuteen liittyvä ominaisuus liittyy shokkeihin, joista tässäkin tutkielmassa ollaan kiinnostuneita. Stationaarisessa aikasarjassa hetkellä t tulleen shokin vaikutukset pienenevät sarjan edetessä $t + 1, t + 2 \dots$ ja lopulta häviävät pois, mikä on realistinen oletus vaikkapa useimmissa taloustieteen tutkimissa ilmiöissä. Epästationaarisessa sarjassa shokin vaikutukset voivat kuitenkin kasvaa tai pysyä yhtä suurina ajan kulumisesta huolimatta. (Brooks 2008, 318 – 320.)

Koska epästationaarisilla aikasarjoilla on ei-toivottuja ominaisuuksia, ne voidaan muuntaa stationaarisiksi differoimalla. Tämä tarkoittaa käytännössä, että lasketaan tämän hetken arvon y_t ja edeltävän arvon y_{t-1} erotus, jolloin saadaan y :n muutos Δy . Tämä pienentää aineiston kokoa yhdellä, koska ensimmäiselle havainnolle ei voida laskea muutosta.

$$\Delta y = y_t - y_{t-1} \tag{1}$$

Sarjan stationaarisuus tulee luonnollisesti selvittää ennen differointia jotta tiedetään onko muunnokselle tarvetta. Pitää myös päästä selvyyteen siitä, täytyykö sarja differoida useammin kuin kerran. Jos sarja on valmiiksi stationaarinen, sen sanotaan olevan integroitunut asteella nolla $I(0)$, jolloin differointia ei yleensä tarvita. Jos aikasarjasta saadaan kerran differoimalla stationaarinen, se on integroitunut asteella yksi $I(1)$, ja niin edelleen. Taloustieteellisessä tutkimuksessa käytetyt aikasarjat ovat tyypillisesti epästationaarisia ja $I(1)$ -integroituneita. Jotkin sarjat, kuten kuluttajahinnat voivat kuitenkin olla myös $I(2)$ -integroituneita. (Brooks 2008, 320 – 326.)

Aikasarjan integroitumisaste kertoo myös sarjan sisältämistä yksikköjuurista. Menemättä tarkemmin yksikköjuurien selittämiseen tai algebraan, todettakoon että aikasarjan integroitumisaste on samalla sen sisältämien yksikköjuurien määrä. Esimerkiksi $I(1)$ sarja sisältää siis yhden yksikköjuuren. Kuten huomataan, yksikköjuuret, integroitumisaste ja stationaarisuus ovat toisiinsa liittyviä ilmiöitä ja tästä johtuen aikasarjan stationaarisuuden selvittämiseen voidaan käyttää yksikköjuuritestejä. Yksikköjuuritestauksesta kerrotaan tarkemmin liitteissä.

Tässä tutkielmassa yksikköjuuritestinä käytetään laajennettua Dickey-Fuller (ADF) -testiä, jonka nollahypoteesina on, että aikasarja sisältää yksikköjuuren. ADF -testin viiverakenteena on työssä käytetty WinRats 9.1 -ohjelman oletuksena käyttämää 12 viivettä - siitäkin huolimatta, että aineisto on neljännesvuositasoista. Tällöin on olemassa riski, että valittu viivepituus on liian suuri, jolloin ADF -testin parametreja täytyy estimoida enemmän kuin on tarpeen ja vapausasteluku heikkenee. Käytännössä se tarkoittaa, että aikasarjan voidaan tulkita herkemmin olevan epästationaarinen (Brooks 2008, 329). Siksi ADF -yksikköjuuritestin tukena on tutkielmassa käytetty myös kahta muuta testiä: Phillips-Perron- ja KPSS -testiä.

Phillips-Perron (1988) (PP) -testi on ADF:n tapaan autokorrelaatiokorjattu yksikköjuuritestiksi, jonka nollahypoteesikin on yhtäläinen "aikasarja sisältää yksikköjuuren". Testi myös tuottaa pääsääntöisesti yhtäläisiä tuloksia ADF -testin kanssa (Brooks 2008, 330). Kwiatkowski ym. (1992) kehittämässä KPSS -testissä sen sijaan H_0 on käänteinen. KPSS testaa sarjan yksikköjuurien eli epästationaarisuuden sijaan sen stationaarisuutta. Eri testejä suositellaan käytettäväksi toisiinsa täydentävinä, koska niillä tutkija saa varmuutta tulkintaansa erityisesti lähellä H_0 :n hylkäämisrajaa olevissa tapauksissa. (Brooks 2008, 330–331.)

5.2.2 Heteroskedastisuus ja autokorrelaatio

Regressioanalyysissä oletetaan tavallisesti jäännöstermien $u_t, u_{t-1}, u_{t-2} \dots u_{t-q}$ varianssin olevan vakio yli ajan. Tällöin sanotaan jäännösten olevan homoskedastisia. Aineistosta riippuen jäännöstermien varianssi saattaa kuitenkin vaihdella, mikä aiheuttaa ongelmia pienimmän neliösumman menetelmällä estimointiin. Jos jäännösten varianssi vaihtelee eli niissä esiintyy heteroskedastisuutta, tuottaa OLS-regressio kyllä edelleen estimaattoreille harhattomia kertoimia, mutta niiden keskihajonta tulee estimoitua väärin. Virheellinen keskihajonta puolestaan aiheuttaa virheellisiä tulkintoja kertoimien tilastollisesta merkitsevyydestä. (Brooks 2008, 132–134.)

Muuttujien skaalaaminen esimerkiksi luonnollisen logaritmin avulla vähentää tyypillisesti jäännöstermien heteroskedastisuutta, mutta se ei aina riitä. Jäännösten heteroskedastisuutta kannattaa siis testata, mikä onnistuu esimerkiksi Whiten (1980) testillä. Jos heteroskedastisuutta löytyy, voidaan esimerkiksi Neweyn ja Westin (1987) korjausmenetelmällä estimoida regressioyhtälö siten, että heteroskedastisuusongelma poistuu ja estimaattorien kertoimien keskihajonnat ovat oikeat. Sama testi toimii myös autokorrelaation korjaamiseen. (Brooks 2008, 136–140.)

Kun regression jäännöstermit $u_t, u_{t-1}, u_{t-2} \dots u_{t-q}$ korreloivat keskenään, puhutaan autokorrelaatiosta. Jos keskiarvillisesti termi u_t on arvoltaan positiivinen (negatiivinen) silloin kun u_{t-1} on positiivinen (negatiivinen), ovat viiveet positiivisesti autokorreloituneita. Negatiivinen autokorrelaatio puolestaan vallitsee silloin, kun positiivista jäännöstermiä seuraa keskimääräistä useammin negatiivinen jäännös. (Brooks 2008, 140–143.)

Jäännösten autokorrelaatiota täytyy testata samasta syystä kuin niiden heteroskedastisuutta; autokorrelaatio aiheuttaa estimaattoriarvoille harhaisia keskihajontoja. Positiivinen autokorrelaatio esimerkiksi pienentää niiden keskihajontaa, mikä johtaa liian suuriin t-arvoihin ja samalla liian herkkään nollahypoteesin hylkäämiseen (Brooks 2008, 150). Kertoimet voidaan täten tulkita virheellisesti tilastollisesti merkitseviksi, vaikka osasyynä on residuaalisarjan autokorrelaatio.

Käytetyin testi jäännösten autokorrelaation tutkimiseen on kaksisuuntainen Durbin-Watson (DW) -testi. Kun DW -testisuure saa lähellä kahta olevan arvon, ei sarjojen tulkita olevan autokorreloituneita ja nollahypoteesi hyväksytään. DW -testi ei ole aukoton, sillä se testaa vain peräkkäisten jäännösten u_t ja

u_{t-1} välistä autokorrelaatiota. Autokorrelaatioksi lasketaan kuitenkin myös muiden jäännösten, kuten vaikka u_t ja u_{t-5} väliset korrelaatiot. Siksi autokorrelaation testaamiseen on tässä työssä käytetty Hoskingin (1981) versiota Q-testistä. Q-testin nollahypoteesina on DW -testin tapaan ”ei autokorrelaatiota jäännöksissä”, mutta erona Durbin-Watson -testiin on, että Q-testi testaa kaikki muutkin kuin peräkkäiset jäännösparit ja myös ristikkäiset korrelaatiot eri muuttujien viiveiden välillä (Estima 2018, 1).

VAR-mallinnuksessa jäännöstermit kannattaa tarkastaa Q-testillä, koska autokorrelaation (ja heteroskedastisuuden) korjaavaa Newey-West -menetelmää ei ole tarjolla vektoriautoregressioille ainakaan tässä tutkielmassa käytetyssä WinRats 9.1 -ohjelmassa.

5.3 ECM - Virheenkorjausmalli

Virheenkorjausmallinnusta (ECM) varten täytyy ensin esitellä lyhyesti yhteisintegraation käsite, koska virheenkorjausmallin rakentamiseen vaaditaan, että käytettävistä aikasarjoista löytyy yhteisintegraatioyhteys. Taloustieteellisessä mielessä yhteisintegraatioyhteys on mielenkiintoinen, koska siitä voidaan tulkitella, että muuttujat ovat yhteydessä toisiinsa pitkällä aikavälillä (Kirchgässner & Wolters 2007, 203). Siksi tässäkin tutkielmassa on käytetty hyväksi yhteisintegraatiota ja virheenkorjausta.

Yhteisintegroituvuus voi löytyä yhdestä tai useammasta aikasarjasta, jotka noudattavat samankaltaista stokastista trendiä ja ovat integroituneet samalla asteella. Käytännössä tarkastelussa käytetään yleensä $I(1)$ -integroituneita muuttujia, koska suuri osa makrotalouden aikasarjoista on joko $I(1)$ tai $I(0)$ -integroituneita. Stationaariset $I(0)$ -sarjat eivät kuitenkaan sisällä stokastista trendiä, eivätkä täten voi olla yhteisintegroituneita. Kuten aiemmin todettiin, jotkut aikasarjat voivat olla myös $I(2)$ -integroituneita, mutta niiden yhteisintegraatiota ei ole tarpeen käydä tässä tarkemmin läpi, koska tutkielman aineistossa ei ollut $I(2)$ -muuttujia. (Enders 2015, 353; Kirchgässner & Wolters 2007, 203.)

Jos muuttujat x_t ja y_t ovat $I(1)$ -integroituneita ja yhteisintegroituneita, niin myös x_t ja y_{t+k} ovat yhteisintegroituneita millä tahansa arvolla k . Yhteisintegraatiosuhde pätee siis jokaiseen viiveeseen. Niin ikään jos x_t ja y_t ovat $I(1)$ -integroituneita ja yhteisintegroituneita, joko x vaikuttaa y :hyn tai y vaikuttaa x :ään Granger-kausaalisuudessa. Tämä johtuu siitä, että yhteisintegroituneista muuttujista vähintään yhdelle löytyy aina virheenkorjausesitys ja sen löytymisen tarkoittaa samalla Granger-kausaalisuuden olemassaoloa. (Kirchgässner & Wolters 2007, 204.)

Jotta yhteisintegraatio on mahdollinen, täytyy epästationaarista $I(1)$ -muuttujista pystyä muodostamaan stationaarinen lineaarikombinaatio. Stationaarisen yhdistelmän löytämiseen voidaan käyttää Englen ja Grangerin (1987) lineaariseen regressioon perustuvaa menetelmää tai Johansenin (1995) vektorisysteemipohjaista menetelmää. (Enders 2015, 343 – 345.)

Tässä tutkielmassa yhteisintegraation testaamiseen ja virheenkorjausmallintamiseen käytetään Engle-Granger -menetelmää, joka esitellään seuraavaksi.

5.3.1 Engle-Granger -menetelmä

Virheenkorjausmallissa tarkasteltavat muuttujat muodostavat yhdessä tasapainoisen systeemin. Tämä tarkoittaa, että lyhyellä aikavälillä yhden muuttujan muuttuessa toisten muuttujien on kompensoitava muutos vastakkaiseen suuntaan, jotta mallin tasapaino säilyy (Enders 2015, 353).

Englen ja Grangerin (1987) kehittämän virheenkorjausmenetelmän ensimmäisenä vaiheena on muuttujien integroitumisasteen testaus. Muuttujien integroitumisasteen tulee olla sama, jotta ne voivat olla yhteisintegroituneita. Yhteisintegraatioyhteys puolestaan vaaditaan virheenkorjausmallin rakentamiseen. Integroitumisasteen testaus tehdään tyypillisesti taso-muotoisille, logaritmi-muunnetuille muuttujille ja testinä voidaan käyttää esimerkiksi Dickey-Fuller (DF) tai ADF-yksikköjuuritestejä. (Enders 2015, 361, 370)

Jos muuttujien integroitumisaste todetaan yhtäläiseksi, estimoidaan seuraavaksi muuttujien pitkän aikavälin tasapainorelaatio pienimmän neliösumman menetelmällä (OLS). Kahdelle muuttujalle (y ja z) se tapahtuisi estimoida:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + e_t \quad (2)$$

Jos muuttujat ovat yhteisintegroituneita, parametrit β_0 ja β_1 saavat hyvin luotettavat estimaattoriarvot. Varsinainen yhteisintegraatiotestaus tehdään kuitenkin jäännöstermistä e_t . Jäännöstermisarja e_t sisältää mallin estimoimat poikkeamat pitkän aikavälin tasapainosta, ja jäännökset otetaan talteen. Merkitään tätä estimoitua jäännöstermisarjaa Endersin (2015, 361) esimerkin mukaisesti \hat{e}_t .

Seuraavaksi testataan jäännöstermien \hat{e}_t stationaarisuus. Jos sarja on stationaarinen, ovat muuttujat y ja z yhteisintegroituneita. Tämän testaamiseen voidaan niin ikään käyttää ADF-testiä, mutta tulkinnassa ei voida luottaa tavallisiin t-arvotaulukoihin, koska pienimmän neliösumman menetelmässä jäännöstermin generointiprosessiin on sisäänkirjoitettu jäännöksen varianssin minimoiminen. Siksi t-arvoja täytyy tulkita tiukemmin ja esimerkiksi kahden muuttujan tapauksessa 100 havainnon aineistolle kriittinen 5 % merkitsevyystaso t-arvolle olisi tavallisen -2,89 sijaan -3.398. (Enders 2015, 362.)

Kun pitkän aikavälin relaatio on estimoitu lineaarisella regressiolla ja sen jäännössarja on todettu stationaariseksi, voidaan estimoida virheenkorjausmalli (ECM). Mallin estimointia varten alkuperäiset taso-muuttujat differoidaan muutoksiksi (Δ) ja logaritmoidaan. Virheenkorjausmalli kahdelle muuttujalle estimoidaan seuraavasti (Enders 2015, 362):

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{12}(i) \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{yt} \quad (3)$$

$$\Delta z_t = \alpha_2 + \alpha_z \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{22}(i) \Delta z_{t-i} + \varepsilon_{zt} \quad (4)$$

Jossa α :t ovat estimoitavia parametriarvoja ja ε_{yt} ja ε_{zt} ovat satunnaiskulkua noudattavia jäännöstermejä. Kuten huomataan, mallissa hyödynnetään yhtenä muuttujana aiemman OLS-regression jäännöstermin \hat{e} ensimmäistä viivettä \hat{e}_{t-1} . Termin \hat{e}_{t-1} saamat kertoimet α_y ja α_z ovat mielenkiintoisia, sillä ne voidaan tulkita muuttujien muutosnopeutena takaisin pitkän aikavälin tasapainoonsa. Jos muuttujat ovat yhteisintegroituneita, näistä parametreista vähintään toisen on oltava $\neq 0$. (Enders 2015, 362–363; Kirchgässner & Wolters 2007, 206.)

Positiivinen α_y tarkoittaisi, että shokin vaikutus kasvaisi ajan myötä, mikä harvoin on realistinen tulkinta ja kertoo huonosti spesifioidusta mallista. Jos systeemi on tasapainoinen ja sisältää relevantit muuttujat, tulisi α_y -kertoimen siten olla negatiivinen. Kun kerroin on negatiivinen, se kertoo kuinka suuren osan systeemiin tulleesta shokista y :n arvo palautuu tasapainoonsa yhden viiveen aikana. Jos α_y saa esimerkiksi arvon -0.15 ja aineisto on neljännesvuosittaista, se tarkoittaa että y palautuu vuosineljänneksen aikana 15 % kohti pitkän aikavälin tasapainoan. (Enders 2015, 354, 363.)

Virheenkorjausmalli sisältää epästationaarisia muuttujia, joten estimaattoriarvojen varianssit kasvavat aineiston koon kasvaessa. Samalla se kasvattaa mallin R^2 -selitysastetta paremmaksi kuin se todella on. Jotta estimaattoriarvoista saadaan normaalijakautuneet ja selitysasteesta luotettavampi, voidaan malliin lisätä selittävien muuttujien viiveiden ja tulevaisuuden havaintojen muutostermiä Δy_{t-k_1} ja Δy_{t+k_2} . Stationaariset lisämuuttujat varmistavat, etteivät epästationaariset muuttujat korreloi jäännöstermien kanssa. Lisättävien havaintomäärien k_1 ja k_2 päättämiseen voidaan käyttää informaatiokriteerejä. (Kirchgässner & Wolters 2007, 212.)

Kun virheenkorjausmallia lähdetään tekemään useammalla kuin kahdella muuttujalla, täytyy ottaa huomioon Engle-Granger -menetelmään liittyvät rajoitteet. Menetelmää voidaan käyttää toimivasti vain, jos muuttujien väliltä löytyy vain yksi yhteisintegraatioyhteys ja se liittyy nimenomaan muuttujaan, jota lineaarisella regressiolla selitetään. Jos joidenkin selittävien muuttujien välillä on keskinäinen yhteisintegraatioyhteys, ei Engle-Granger -menetelmä toimi halutusti. Siksi on suositeltavaa tarkistaa muuttujat yhteisintegraation varalta ensin pareittain ja sitten lisätä niitä regressioon yksi kerrallaan. (Kirchgässner & Wolters 2007, 211.)

Käytännössä valuuttakurssimallinnuksessa tai muissa makrotalouden tasapainoa mallintavissa tutkimuksissa taustalla on talousteoriaa, jolla perustellaan esimerkiksi tässä tapauksessa valuuttakurssin määrytymistä pitkällä aikavälillä tietyillä muilla muuttujilla. Tällöin mallintaminen voi alkaa suoraan pitkän aikavälin tasapainorelaation estimoinnista kaikki halutut muuttujat sisältävällä OLS-estimoinnilla, kuten edellä on kuvattu.

6 TULOKSET

Valuuttakurssimalleissa käytettyjä muuttujia on paljon, mutta yleisimpinä läpikäydyn kirjallisuuden perusteella voidaan pitää korko- ja ostovoimapariteettien vuoksi rahatalouden muuttujista valuuttakurssia, korkoa, keskuspankkirahan määrää sekä hintoja. Näiden lisäksi tuotanto ja jokin haluttu lisämuuttuja, esimerkiksi öljyn hinta on otettu mukaan tarkasteluun. Tuotantoa kuvataan tyypillisesti bruttokansantuotteella ja hintoja kuluttajahinnoilla. Joissakin tutkimuksissa sopivammaksi hintojen kuvaajaksi on valittu palkat (esim. Bjørnland 2004). Muuttujista käytetään vaihtelevasti nimellisiä tai reaalisia arvoja ja valuuttakurssista usein myös kauppakumppanimaat huomioivaa efektiivistä kurssia.

Menetelmästä ja tutkittavasta ilmiöstä riippuen muuttujista käytetään tasoja tai differenssejä. Valuuttakurssimalleissa on lisäksi tyypillistä tehdä vertailua kahden talouden välillä, jolloin yleensä vertailutaloudeksi ja -valuutaksi otetaan Yhdysvallat ja dollari tai eurooppalaisten maiden kohdalla Euroalue ja euro (esim. Dąbrowski & Wroblewska 2016). Tämän tutkielman kohdalla kahden maan mallin sijaan vertailua käydään vain Norjan ja Suomen omaan aiempaan tasoon.

Käytetty aineisto on neljännesvuositasoista ja se on koottu useasta eri lähteestä. Suurin osa aineistosta on poimittu Yhdysvaltain keskuspankin Federal Reserven St. Louisin jäsenpankin ylläpitämän FRED -tietokannan [www-sivuilta](http://www.fred.stlouisfed.org). Valtaosa tästä aineistosta on alkuaan peräisin OECD:n tietokannoista, mutta FRED:n sivuilta ne olivat helposti saatavilla. Muut lähteet ovat Norjan keskuspankin (Norges Bank), Norjan tilastoviranomaisen (Statistics Norway), Suomen Tilastokeskuksen sekä Kansainvälisen järjestelypankin BIS:n [www-sivut](http://www.bis.org). Aika-sarjat ovat kausivaihtelun osalta tasoitettuja muiden, paitsi kuluttajahintojen ja korkojen osalta. Aineiston tarkemmat kuvaukset yksikköjuuritesteineen löytyvät liitteistä (Taulukot 9 ja 10).

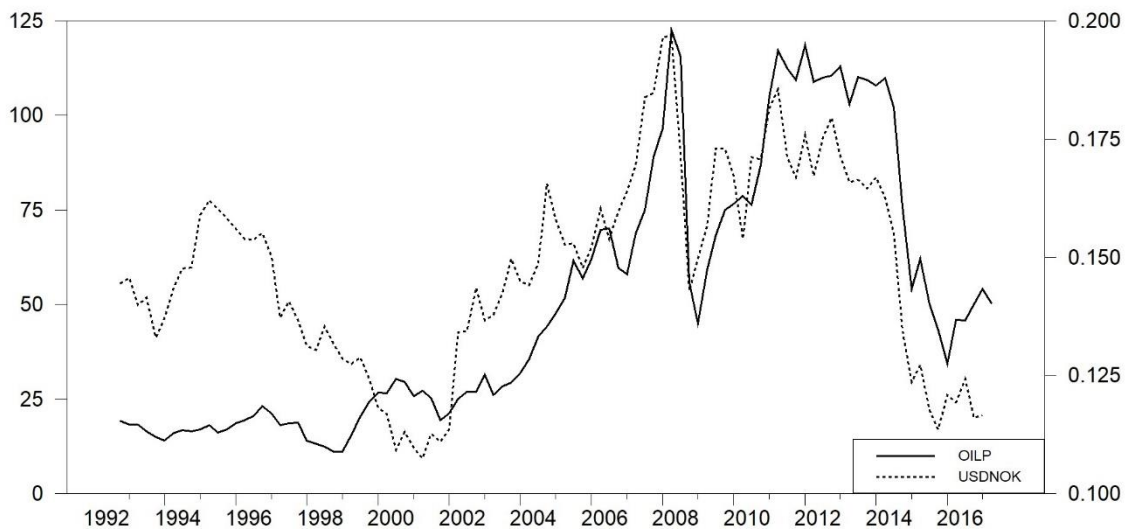
6.1 Norja

6.1.1 Aineistosta

Norjan valuuttakurssimekanismien tutkimiseen käytettäviä muuttujia ovat USD/NOK -valuuttakurssi, nimellinen efektiivinen I44 -valuuttakurssi, Norjan öljyalan arvo, Brent -raakaöljyn hinta, Norjan bruttokansantuote, M1 -keskuspankkiraha, korkotaso sekä kuluttajahinnat. Aineisto kattaa ajan Q3/1993–Q1/2017 ja havaintojen määrä on 94. Tarkemmat tiedot ovat työn liitteissä (Taulukko 9).

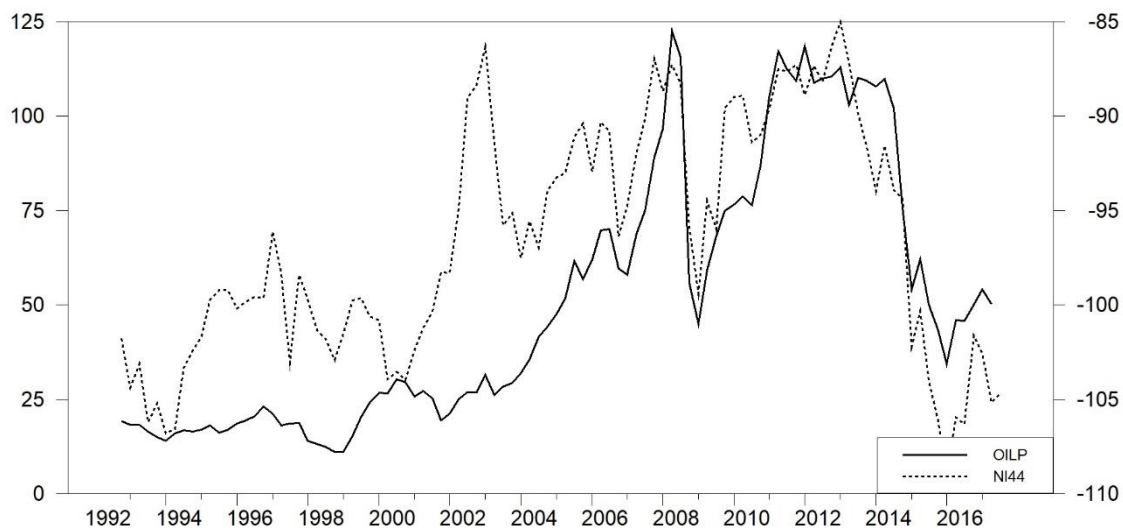
Aluksi aineistolle tehtiin graafista tarkastelua ja yksikköjuuritestausta, sekä öljyalan arvon sarjalle siitä puuttunut kausivaihtelun tasointi. Valuutta- ja

öljymuuttujien ollessa tutkielmassa erityisen mielenkiinnon kohteina, löytyy alta niihin liittyen kolme kuviota.



Kuvio 8 Öljyn dollarihinta (OILP, vasen pystyakseli) ja kruunun dollarikurssi (USDNOK, oikea pystyakseli). Valuuttakurssin nousu tarkoittaa kruunun vahvistumista.

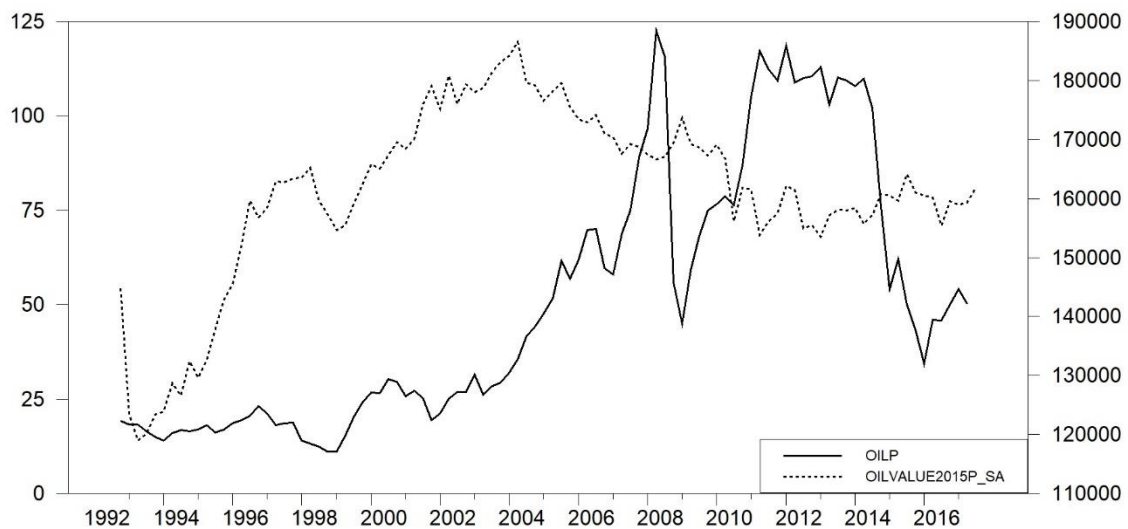
Kuviosta 8 huomaamme, että öljyn hinnan ja kruunun dollarikurssin kehitys on ollut melko yhtenevää erityisesti 2000-luvulla. Excelillä laskettu korrelaatiokerroin koko aineiston ajanjaksolle on 0.677 ja vuodesta 2002 alkaen 0.733.



Kuvio 9 Öljyn dollarihinta (OILP, vasen pystyakseli) ja Norjan nimellinen efektiivinen valuuttakurssi (NI44, oikea pystyakseli). Valuuttakurssin nousu tarkoittaa kruunun vahvistumista.

Kuviossa 9 valuuttakurssiksi on vaihdettu I44-kurssi ja öljyn hinnan ja sen välinen korrelaatio on koko ajanjaksolla 0.743 eli jopa suurempi kuin dollarikurssin ja öljyn hinnan korrelaatio. Valuuttakurssien USD/NOK ja I44 välinen korrelaa-

tio on puolestaan 0.726. Oletettavasti tämä öljyn hinnan ja valuutan välinen yhteys yhdessä politiikkatoimien kanssa tasaa Norjan öljyviennistä saamia tuloja, sillä öljyalan arvo on ollut melko vakaa öljyn hinnan muutoksista huolimatta (Kuvio 10). Niiden korrelaatio on aineistossa vain 0.165. Öljyn hinta tosin ei ole ostovoimakorjattu, kuten öljyalan arvo, joten muuttujat eivät ole aivan yhteismittaisia.



Kuvio 10 Öljyn dollarihinta OILP (vasen pystyakseli) ja Norjan öljyviennin arvo OILVALUE2015P_SA vuoden 2015 kruunuina, milj. (oikea pystyakseli).

6.1.2 VAR kahdella muuttujalla

Ensimmäiseksi aikasarja-aineiston mallintamiseen käytettiin vektoriautoregressiivistä mallinnusta kahdella muuttujalla: Norjan öljytuotannon arvolla ja USD/NOK -valuuttakurssilla. VAR-mallinnus tehtiin sekä tasoilla että muutoksilla, koska käytänteet muuttujien muodon suhteen ovat vaihtelevat. Mallin viiverakennetta valittaessa käytettiin Bayes-Schwartz -informaatiokriteeriä, joka suositteli vain yhden viiveen rakennetta.

Yhden viiveen mallin lisäksi estimointi tehtiin myös neljällä viiveellä, koska taloustieteellisessä mielessä tasavuosille osuvat viiveet ovat järkevä valinta kausivaihtelun huomioimiseksi, ja koska suurempi viiverakenne mahdollistaa monipuolisemman dynamiikan mallissa. Neljän viiveen valintaa tukee lisäksi se, että muuttujia on vain kaksi, joten estimointi ei kuluta liian suurta osaa havainnoista. Myöskään Doan (2018) ei suosittele VAR-mallille pelkkään informaatiokriteeriin perustuvaa viiverakenteen valintaa.

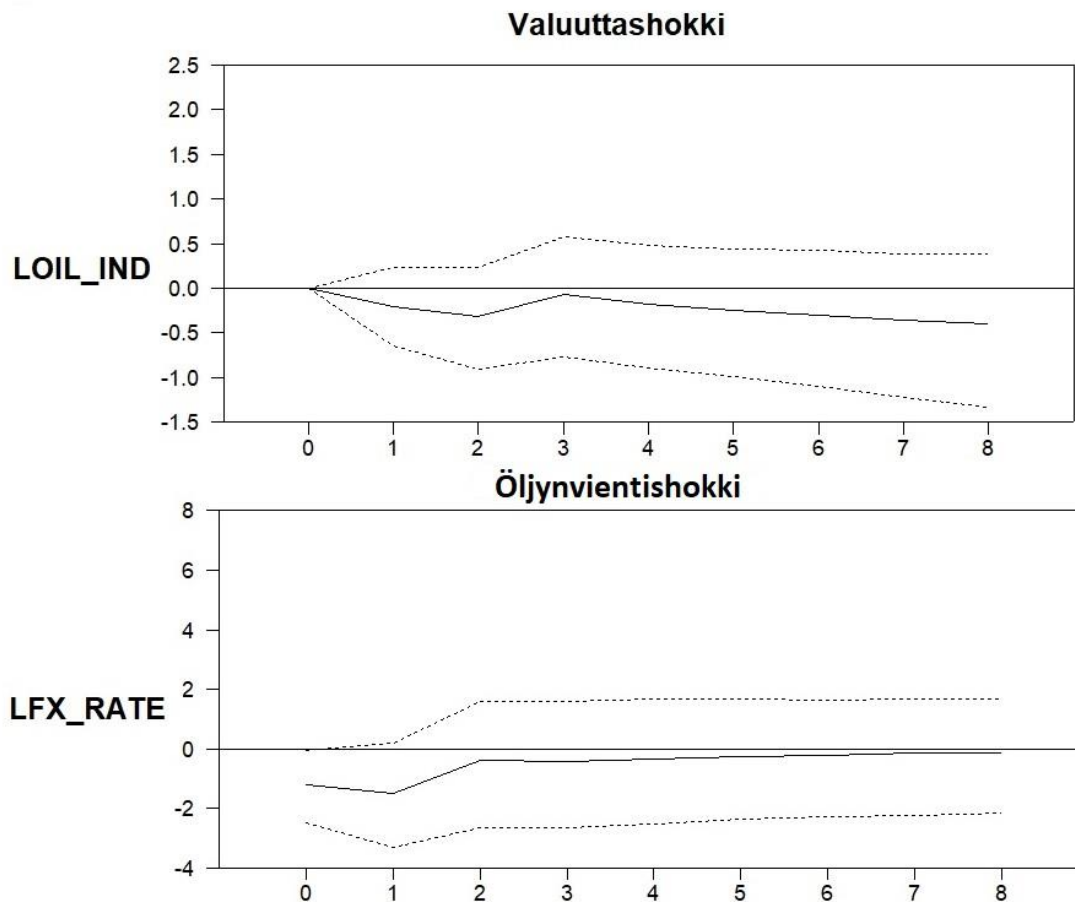
Ensimmäinen malli, tasoilla (Kuvio 11):

$$y_t = [OILY_t \ s_t] \quad (5)$$

jossa $OILY_t$ on Norjan öljyalan arvo, s on USD/NOK -valuuttakurssi ja t on viiverakenne.

Shokkien vaikutuksia havainnollistetaan tässä tutkielmassa impulssivastekuvaajilla ja kuvaajien tulkintaa helpotetaan piirtämällä katkoviivoilla mukaan 95 % luottamusvälit. Luottamusvälit lasketaan Monte Carlo -simulointia hyödyntäen ja simulointitapausten määränä käytetään 10 000:ta. Shokit ovat positiivisia ja ne oletetaan symmetrisiksi negatiivisten shokkien kanssa.

Lukijan kannattaa lisäksi huomioida, että impulssivastekuvien osalta muuttujien tai shokkien nimet saattavat vaihdella, vaikka kyseessä on sama muuttuja. Selitteet kuvioiden alla kertovat, mitä muuttujat ja shokit ovat.



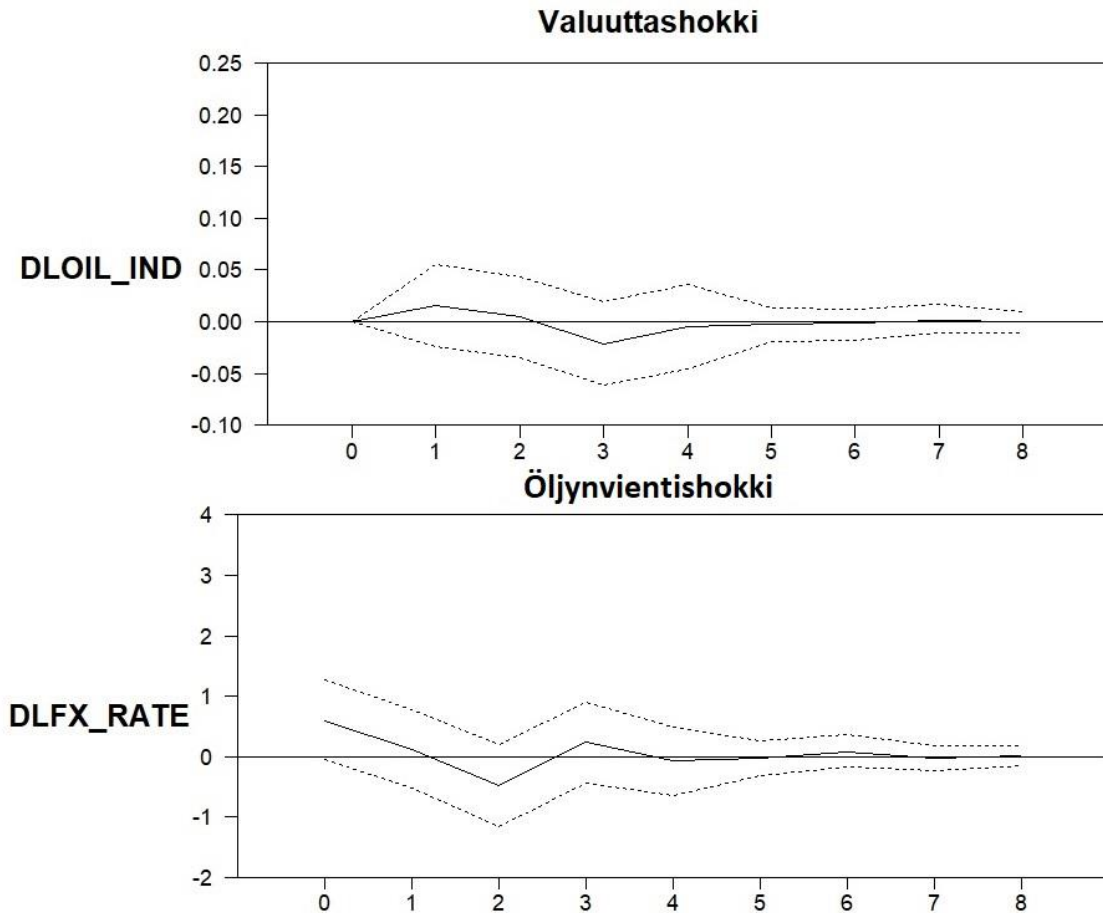
Kuvio 11 Kahden muuttujan VAR, neljä viivettä. LOIL_IND on Norjan öljyalan arvo ja LFX_RATE on USD/NOK -valuuttakurssi. Pystyakselillä prosentit.

Tasoilla tehdyssä VAR-mallissa (Kuvio 11) Norjan kruunun arvo suhteessa dollariin (LFX_RATE) vaikuttaa yllättäen laskevan, kun öljyalalle tulee positiivinen shokki (Öljyvientishokki). Valuutan reaktio normalisoituu kuitenkin nopeasti, noin puolessa vuodessa. Valuuttashokki ei vaikuta suuresti öljyalan arvoon (LOIL_IND), mutta kuitenkin laskee sitä ja vaikutus pysyy pidempään. Tämä tukee luonnollista oletusta siitä, että kalliimmalla kruunun kurssilla öljyä menee vähemmän kaupaksi ja vienti vähenee, kun ostajat reagoivat hintaan.

Toinen malli, muutoksilla (Kuvio 12):

$$y_t = [\Delta OIL_{Y_t} \Delta s_t] \quad (6)$$

jossa Δ tarkoittaa muutosta.



Kuvio 12 Kahden muuttujan VAR, neljä viivettä. DLOIL_IND on öljyalan vientiarvon muutos ja DLFX_RATE on USD/NOK-valuuttakurssin muutos. Pystyakselilla prosentit.

Muutoksilla tehty VAR-analyysi eroaa tulkinnaltaan taso-arvoilla tehdystä (Kuvio 12). Öljyalan arvon muutoksen positiivinen shokki (Öljyvientishokki) johtaa valuuttakurssin muutoksen (DLFX_RATE) nousuun samalla hetkellä, mutta vaikutus häviää jälleen viimeistään neljässä kvartaalissa. Öljyviennin nousu siis nostaa valuuttakurssia, ja olettaen että vaikutus on symmetrinen myös negatiivisen shokin tapauksessa, toimii valuutta shokin tasaajana. Öljyalan arvon (DLOIL_IND) reaktiot valuutan muutoksiin ovat puolestaan maltillisia, mikä voi tosin osittain johtua myös muuttujien keskinäisestä järjestyksestä mallissa.

6.1.3 VAR viidellä muuttujalla

Seuraavaksi VAR-malliin tuotiin neljä lisämuuttujaa; öljyntuotannon arvosta puhdistettu Norjan bruttokansantuote, kuluttajahintainflaatio, lyhyt korko sekä M1-rahamäärä. Muuttujien lisääminen lisäsi huomattavasti myös mallissa estimoitavien parametrien määrää, joten viiverakennetta supistettiin. Bayes-Schwartz -informaatiokriteerin mukaisesti valittiin yhden viiveen malli. Auto-

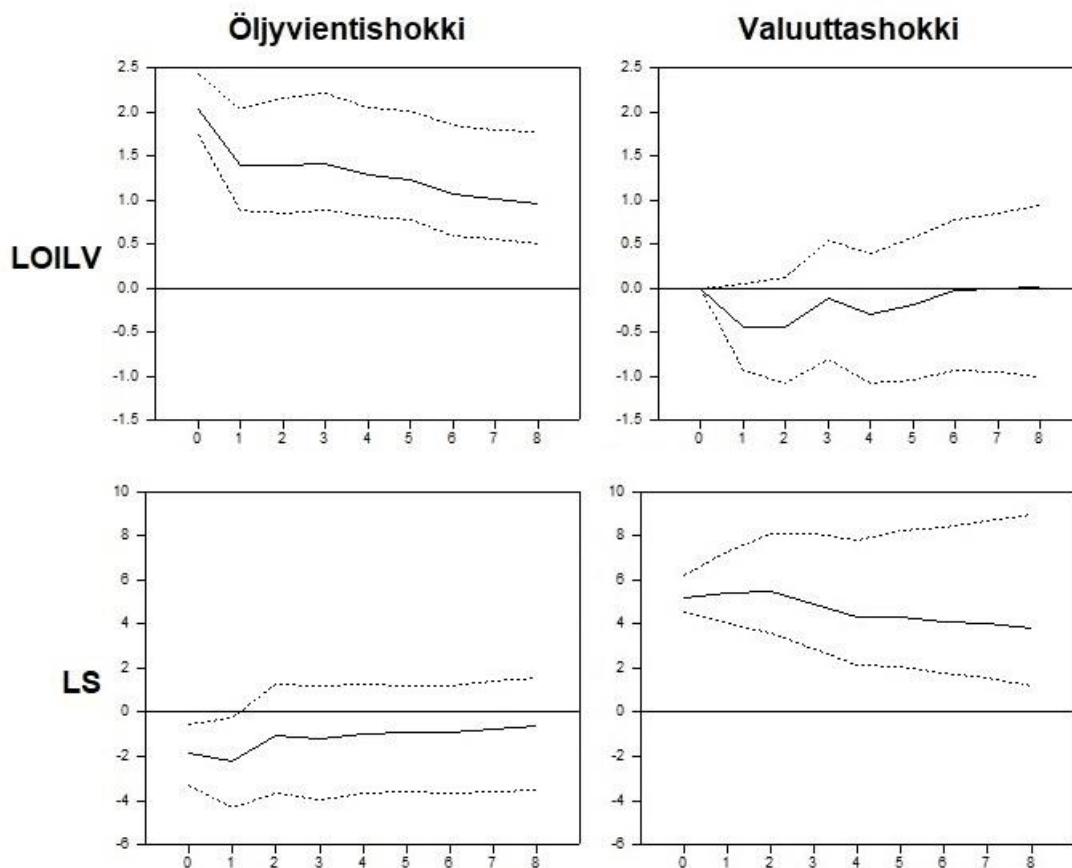
korrelaatiotarkastelu Q-testillä osoitti kuitenkin jäännösten autokorrelaatiota, joten mallin viiverakennetta päätettiin kasvattaa jälleen neljään. Vastaavasti estimoitavien parametrien määrän supistamiseksi päätettiin poistaa M1-rahamäärä mallista. Tämä siksi, että malliin jäävän korkotason ja sen muutosten pitäisi heijastella myös muutoksia rahaperustassa. Lisäksi rahamäärä on kyllä mukana useiden tutkimusten ECM-malleissa, mutta harvemmin VAR-malleissa.

Rajoittamattoman VAR-mallin impulssivasteiden ollessa herkkiä muuttujien järjestykselle, asetettiin muuttujat siihen järjestykseen, minkä shokin vaikutuksia erityisesti tahdottiin tutkia ja miten vaikutusten oletetaan välittyvän muuttujasta toiseen. Tässä tapauksessa siis mallia otettiin toisessa luvussa esitellystä Dornbusch -kehikosta, jossa öljyviennin muutos aiheuttaa muutoksen BKT:ssa, josta se välittyy koron kautta valuuttaan ja sitten hintoihin.

Kolmas malli (Kuvio 13):

$$y_t = [OILY_t Y_{no\ oil_t} i_t s_t cpi_t] \quad (7)$$

jossa $Y_{no\ oil}$ on öljystä puhdistettu BKT, i on korko ja cpi on kuluttajahintaindeksi.



Kuvio 13 Viiden muuttujan VAR, neljä viivettä. LOILV on Norjan öljyalan arvo, LS on USD/NOK-valuuttakurssi. Pystyakselilla prosentit.

Viiden muuttujan mallin impulssivasteista (Kuvio 13) huomaamme, että valuutan (LS) reaktio öljyalan arvon nousuun on hyvin samankaltainen kuin kahdel-lakin muuttujalla: edelleen negatiivinen, mutta vaikutus laantuu hitaammin. Noin kahden prosentin nousu öljyalan arvossa saa aikaan noin kahden prosentin laskun kruunun dollariarvossa. Noin prosentin nousu muussa BKT:ssa saa va-luutassa aikaan saman reaktion. Valuuttakurssin nousu puolestaan laskee öljy-alan arvoa (LOILV) ensimmäisestä kvartaalista alkaen, kuten edelläkin. Kahden muuttujan mallista poiketen shokki kuitenkin tasoittuu puolessatoista vuodessa.

Kun shokit oletetaan symmetrisiksi, tarkoittaisi saatu tulos sitä, että Norjan öljyviennin laskiessa sen valuutan arvo vahvistuisi, heikentäen hintakilpailuky-kyä. Öljykysynnän noustessa taas jousto olisi Kuvion 13 mukainen eli kruunun arvo heikentyisi suhteessa dollariin. Vaikutus on täysin päinvastainen valuutta-kurssiteorian mukaisesta yhteydestä ja tämän perusteella valuutta ei suinkaan toimisi tasaajana vaan suhdanteen kiihdyttäjänä.

Tuloksen robustisuuden parantamiseksi mallissa käytetty valuuttakurssi vaihdettiin kruunun dollarikurssista Norjan nimelliseen efektiiviseen I44-valuut-takurssiin, joka ottaa painotetusti huomioon Norjan 44 tärkeimmän kauppakumppanin kahdenkeskiset kruunun kurssit. Tällä tahdottiin myös varmistaa, ettei tulos johdu esimerkiksi dollarin ja öljyn hinnan välisistä yhteyksistä (ks. esim. Lizardo & Mollick 2010).

Neljäs malli:

$$y_t = [OILY_t \ Y_{no\ oil_t} \ i_t \ e_t \ cpi_t] \quad (8)$$

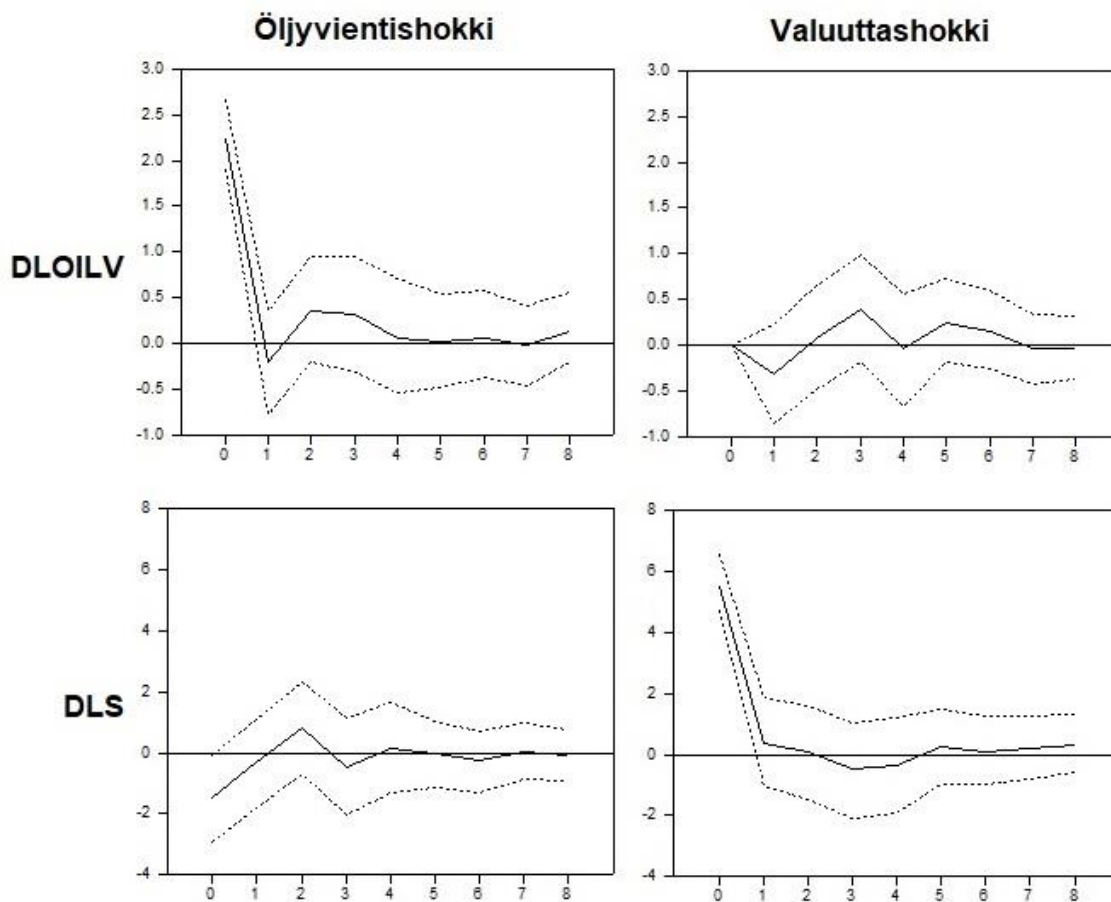
jossa e on I44 -valuuttakurssi. I44-kurssilla estimoituna öljyalan shokin vaikutus valuuttaan oli käytännössä sama kuin edellisessä mallissa. Valuuttashokin vai-kutus öljyalan arvoon sen sijaan muuttui hieman, kun huomioon otettiin muut-kin kuin dollari. Valuutan devalvoituminen sai aikaan alussa pienen nousun ölj-jyalalla, mutta jo ensimmäisen kvartaalin jälkeen vaikutus kääntyi negatiiviseksi. Vaikutus oli pienempi kuin dollarikurssilla.

Yksi selitys pienemmälle vaikutukselle on, että dollarikurssilla yhden kes-kihajonnan suuruinen shokki on noin 5 % valuutan arvosta, I44-kurssilla sen ol-lessa noin 2,5 %. Samasta voidaan päätellä, että kruunun dollarikurssin volatili-teetti on suurempi kuin I44-kurssin, kuten olettaa sopiikin kyseessä ollessa kah-denkeskinen kurssi. Se tarkoittaa myös, että kruunun dollarikurssi vaikuttaisi olevan suurempi riskitekijä Norjan öljyalan kannalta kuin muiden valuuttojen kori. Tämä yhdistettynä siihen, että öljyn hinta noteerataan maailmanmarkki-noilla dollareissa, tekee dollarikurssista Norjalle oleellisen kansantaloudellisen muuttujan.

Koska kahden muuttujan kohdalla differensseillä tehdyn mallin tulkinta erosi tasoilla tehdystä, oli syytä ulottaa myös viiden muuttujan tarkastelu diffe-rensseihin. Tasoilla tehdyissä malleissa käytetyllä valuuttakurssilla ei ollut suurta vaikutusta tuloksiin, joten muutoksilla tarkastelu tehtiin vain kruunun dollarikurssilla, ei I44-kurssilla.

Viides malli (Kuvio 15):

$$y_t = [\Delta OIL_{Y_t} \Delta Y_{no\ oil_t} \Delta i_t \Delta s_t \Delta cpi_t] \quad (9)$$



Kuvio 15 Viiden muuttujan VAR, neljä viivettä. DLOILV on Norjan öljyalan arvon muutos, DLS on USD/NOK -valuuttakurssin muutos. Pystyakselilla prosentit.

Viiden muuttujan mallissa muutoksilla tehty tarkastelu (Kuvio 15) ei eroa tulkinnaaltaan tasoilla tehdystä ja eroaa siten kahden muuttujan mallista. Positiivinen muutos öljyalalla saa aikaan negatiivisen muutoksen kruunun dollariarvossa (DLS), parantaen norjalaisen öljyntuotannon hintakilpailukykyä entisestään lyhyellä aikavälillä. Valuutan arvon muutos tietää aluksi negatiivista muutosta öljyalan arvossa (DLOILV), mutta impulssivasteen etumerkki vaihtuu puolivuositain. Muidenkin muuttujien osalta differensseillä tehtyjen shokkien vaikutukset häviävät nopeammin kuin tasoilla tehdyt.

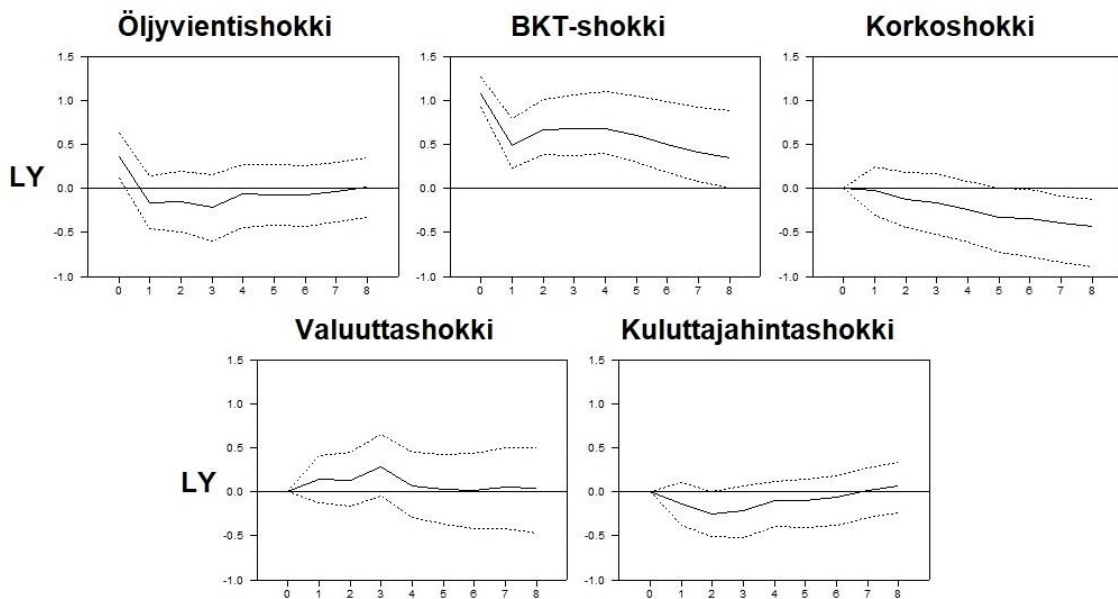
Impulssivasteanalyysien pohjalta vaikuttaa siis siltä, että Norjan kruunun kurssi kyllä reagoi öljyalan arvon muutokseen. Reagointi ei kuitenkaan ole shokkeja tasaavaa vaan päinvastoin se reagoi suhdanteen kanssa myötäsyklisesti. Alustavia tarkasteluja tehtiin myös kahden maan mallilla verraten Norjaa Yhdysvaltoihin ja vaikka niitä tarkasteluja ei sisällytetty tähän työhön, olivat tulokset samansuuntaisia.

Varianssihajotelmat viiden muuttujan malleista vahvistavat tulkintaa siitä, että valuutta ja öljyalan arvot selkeässä yhteydessä toisiinsa. Dollarikurssilla tehdyissä malleissa öljyalan arvo tuotti lyhyellä aikavälillä valuuttakurssin ennustevarianssista suuremman osan kuin mikään muu mallin muuttujista. Yhdessä malleista muu BKT nousi öljyalan rinnalle kahden vuoden kuluessa. I44-kurssilla puolestaan öljyalan ohella tärkeä muuttuja oli kuluttajahintaindeksi.

Öljyalan arvon ennustevarianssista suurimman osan selitti dollarikurssilla tehdyissä malleissa valuutta, mutta I44-kurssilla tehdyissä malleissa korko. Korko oli merkittävä, joskin valuuttaa pienempi tekijä myös dollarikurssilla tehdyissä malleissa. Olennaiset varianssihajotelmat löytyvät työn lopusta liitteistä.

Toistaiseksi on käyty läpi vain öljyalan ja valuutan reaktioita, jotka ovat tämän tutkimuskysymyksen kannalta kiinnostavimmat muuttujat. Jo pelkästään mallien yleisen toimivuuden arvioimiseksi esitellään vielä lyhyesti muiden muuttujien impulssivasteita suhteessa Dornbuschin mallin olettimiin reaktioihin. Tehdään se kolmannen mallin pohjalta:

$$y_t = [OILY_t \ Y_{no\ oil_t} \ i_t \ s_t \ cpi_t] \quad (10)$$

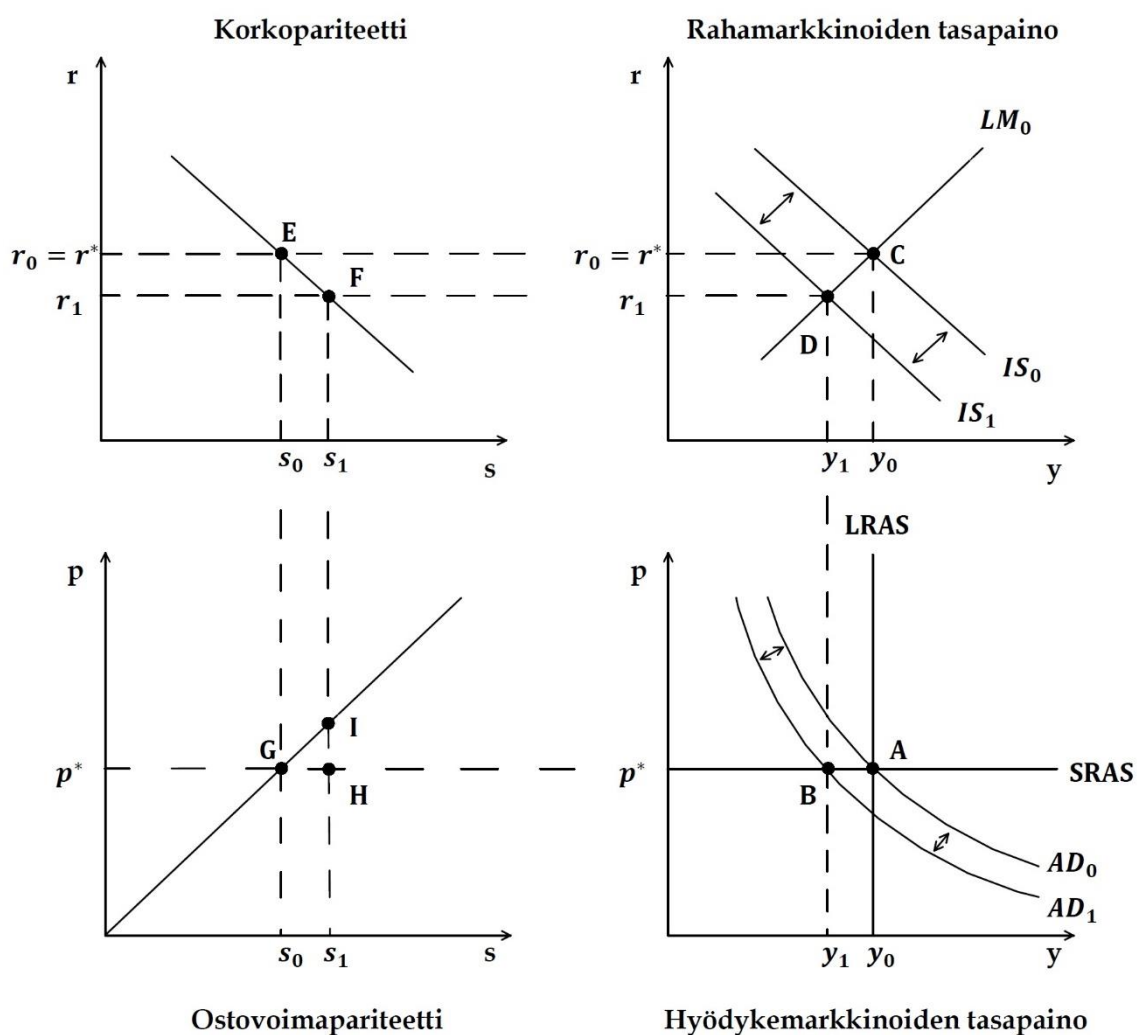


Kuvio 16 Viiden muuttujan VAR, neljä viivettä, tasot. Norjan öljyalasta puhdistetun BKT:n (LY) reaktiot shokkeihin valuuttakurssin ollessa USD/NOK. Pystyakselilla prosentit.

Talouspolitiikan kannalta mielenkiintoisimpia tulemia ovat öljyalan ohella Norjan muun tuotannon reaktiot shokkeihin. Kuvion 16 perusteella öljystä puhdistettu bruttokansantuote (LY) reagoi noin kahden prosentin öljyalan arvon nousuun (Öljyvientishokki) ensin nousemalla noin 0,4 prosenttia, mutta laskemalla jo ensimmäisessä kvartaalissa hieman negatiiviseksi. Shokin vaikutus tasoittuu lähelle alkuperäistä tasoaan vuodessa. Tutkimuskysymyksen mukaiseksi käännettynä öljykysynnän aleneminen tietää siis myös muun BKT:n laskua heti, mutta vaikutuksen tasapainottuminen alkaa tapahtua heti shokin jälkeen.

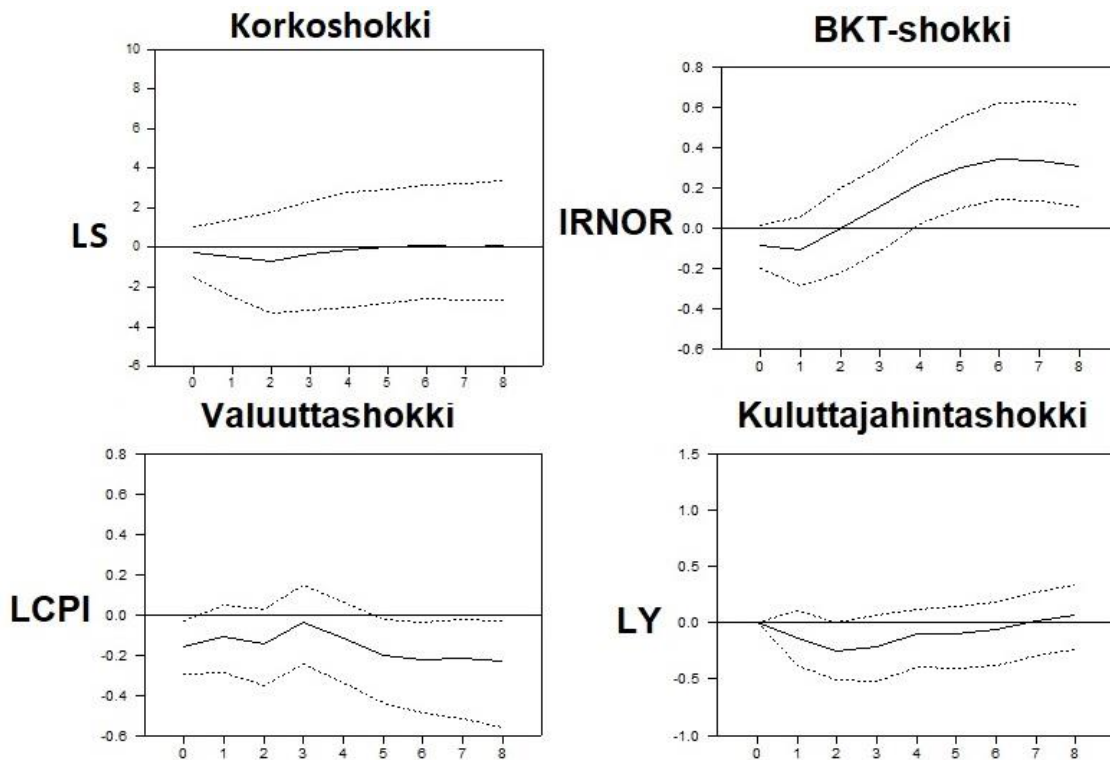
Muita havaintoja kuviosta 16 ovat, että koron nousu (Korkoshokki) laskee hieman pidemmällä ajalla tasaisesti tuotantoa ja sama, joskin lyhyempi vaikutus on kuluttajahintojen nousulla (Kuluttajahintashokki). Valuutan arvon nousu (Valuuttashokki) nostaa öljyalasta puhdistettua BKT:ta, erityisesti kolmannessa kvartaalissa, mikä on mielenkiintoista. Oletettavaa olisi, että hintakilpailukyvyyn heikentymisen myötä BKT laskisi ainakin pidemmällä aikavälillä, mutta ainakaan tässä mallissa kahden vuoden horisontilla näin ei käy. Valuutan devalvoituminenkaan ei siis tämän perusteella parantaisi tuotantoa kahdessa vuodessa.

Mallien diagnostiikkamittarina käytetty Q-arvo ei antanut viitteitä jäännösten autokorrelaatiosta edellä esitellyissä malleissa. Tutkitaan vielä, miten hyvin Dornbusch-kehikko yleisesti ottaen toimii Norjan aineistolle.



Kuvio 17, yhtäläinen Kuvion 1 kanssa. Negatiivisen kysyntäshokin dynamiikka Dornbuschin mallissa. Muunneltu lähteestä Copeland (2016). Valuutan s kasvu "Korkopariiteetti"-kuvassa tarkoittaa devalvoitumista.

$$y_t = [OIL_{y_t} Y_{no\ oil_t} i_t s_t cpi_t] \quad (11)$$



Kuvio 18 Shokkien vaikutukset suhteessa Dornbusch-kehikkoon. Viiden muuttujan VAR USD/NOK -valuuttakurssilla, neljä viivettä. LS on valuuttakurssi, IRNOR on korko, LCPI on kuluttajahinnat ja LY on öljystä puhdistettu BKT. Pystyakselilla prosentit.

Aloitetaan Kuvion 18 oikeasta yläkuvasta (BKT-shokki). BKT:n nousu (lasku) saa lyhyellä aikavälillä aikaan koron laskun (nousun), joka kääntyy koron nousuksi (laskuksi) puolen vuoden jälkeen. Teorian mukaan LM-käyrän pysyessä paikallaan ja IS-käyrän siirtyessä oikealle (vasemmalle), pitäisi tuotannon nousun (laskun) tietää myös koron nousua (laskua) heti, mutta Norjan aineistolla vaikutusta saadaan odottaa puoli vuotta. Puolen vuoden jälkeen tuleva vaikutus olisi kuitenkin teorian mukainen.

Vasemman yläkuvan (Korkoshokki) mukaan koron nousulla (laskulla) on aivan marginaalinen vaikutus valuuttakurssiin ja se on hieman valuuttaa devalvoiva (revalvoiva). Tämä vaikutus ei sen sijaan ole lainkaan korkopariteetin mukainen, sillä kotimaan koron nousun pitäisi nostaa myös kotimaan valuutan arvoa ja laskun laskea sitä. Tässä yhteydessä voidaan toki huomioida, että korkopariteetin pitävyyden on empiirisessä tutkimuksessa osoittautunut heikoksi (ks. esim. Chinn 2006), joten tulosta ei voida pitää suurena yllätyksenä.

Vasemmasta alakuvasta (Valuuttashokki) näemme, että kuluttajahinnat eivät vaikuta olevan jäykät, kuten Dornbuschin malli olettaa. Nyt kruunun arvonnousu laskee kuluttajahintoja heti, eikä vaikutus häviä vielä kahdessa vuodessa. Akramin (2004) saama näyttö nopeasta ostovoimapariteettiin palaamisesta Norjassa ei ole linjassa tämän tuleman kanssa. Tulos voi kertonee siitä, että Norjassa kulutetaan paljon tuontihyödykkeitä ja valuutan arvon nousu laskee siksi kuluttajahintoja. Jos hintojen kohdalla tarkasteltaisiin kuluttajahintaindeksin sijaan

palkkoja, voisi lyhyen ajan hintajäykkyyden kenties olettaa pitävän paremmin paikkansa.

Kuluttajahintojen nousu (Kuluttajahintashokki) puolestaan vaikuttaa negatiivisesti tuotantoon noin seitsemän kvartaalin ajan, mikä sopii hyödykemarkkinoiden tasapainoon myös teoriakehikossämme. Hintatason laskulla olisi toisin sanoen tuotantoa stimuloiva vaikutus myös Norjan kohdalla.

Muuttujien reaktiot toisiinsa eivät Norjassa noudata kovinkaan hyvin Dornbuschin mallin indikoimia yhteyksiä, ainakaan tällä aineistolla ja mallilla. Jos huomioidaan yllä läpikäydyt yhteydet, voidaan kuitenkin tehdä vielä mielenkiintoinen päättelyketju. Aineistossa öljyalan arvon lasku sai aikaan valuutan arvon nousun ja valuutan arvon nousu kuluttajahintojen laskun. Kuluttajahintojen lasku puolestaan sai aikaan muun BKT:n ja öljyalan nousun. Vaikutussuhteet eivät ole teoriamallin mekaniikan mukaisia, mutta tällä päättelyketjulla ne johdaisivat silti öljyshokin vaikutusten tasaamiseen.

$$\begin{array}{l}
 OIL_Y \downarrow \\
 s \uparrow \\
 cpi \downarrow \\
 OIL_Y \uparrow Y_{no\ oil} \uparrow
 \end{array} \tag{12}$$

Ter Ellen ja Martinsen (2016) ovat todenneet, että öljyn vaikutukset valuuttaan ovat lähivuosina tulleet pitkän koron kautta. Nyt aineistossa käytetyn kolmen kuukauden koron reaktiot öljyalaan tai valuutan reaktiot korkoon ovat mitättömät, joten ainakaan lyhyen koron roolia ei nyt muodostettujen mallien perusteella voi korostaa. Öljystä puhdistettu BKT ja lyhyt korko sen sijaan reagoivat kyllä toisiinsa. Voi olla, että pidemmän koron vaikutukset juuri öljyalaan olisivat selkeämmät. Toisaalta taustalla voi olla myös aineiston loppupuolella vaikuttava nollakorkoperiodi, jossa pariteettisuhteet eivät ole pitäneet teorioiden mukaisesti.

Tuloksista huomaamme, miten rajoittamattomassa VAR-mallissa tulokset voivat olla teorian vastaisia ja päätelmiä pystytään tekemään lähes haluttuun suuntaan. Tässä tapauksessa korko- ja ostovoimapariteettia sekä hintajäykkyyttä mallintavat rajoitukset malleissa olisivat kenties saaneet aikaan olettamusten kannalta suotuisampia tuloksia. Puhtaasti aineiston perusteella VAR -mallinnus antaa heikosti katetta Dornbuschin mallin takana oleville teorioille.

Lisähuomautuksena kuitenkin täytyy mainita, että korko- ja ostovoimapariteetin suhteen mallinnuksesta ei kannata tehdä liian pitkälle meneviä johtopäätöksiä, koska malleissa vertailukohtana toimi vain muuttujan oma aiempi taso. Pariteetti yhteyksiä tutkiessa vertailua tulisi käydä suhteessa toiseen talouteen ja valuuttaan, ei vain omaan tasoon.

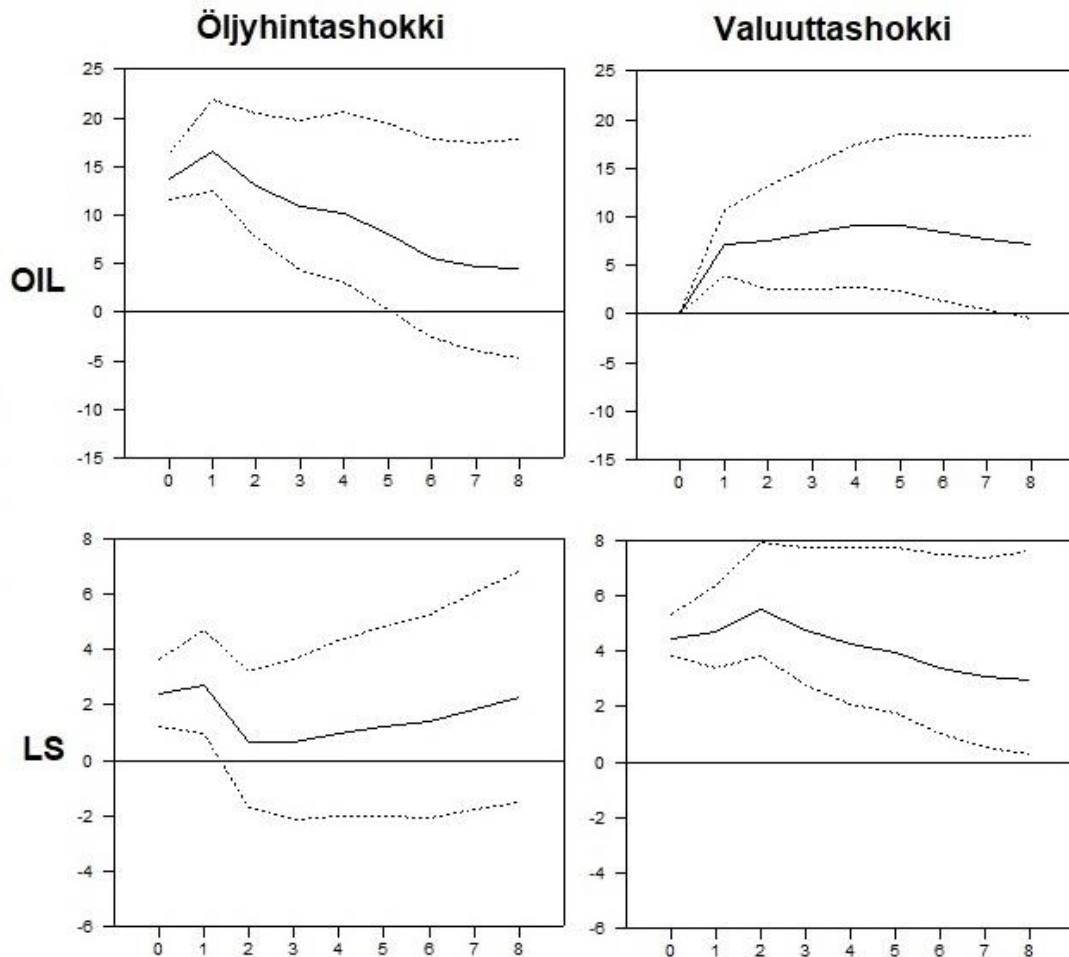
6.1.4 VAR öljyn hinnalla

Norjan öljyalan arvo vaikuttaa alkuperäisen aineistoanalyysin pohjalta olevan melko vakaa, vaikka öljyn hinta ja kruunun valuuttakurssi liikkuvat voimak-

kaastikin. Öljyalan arvon sijaan lopuksi viiden muuttujan VAR-malliin vaihdettiin öljyn nimellinen maailmanmarkkinahinta ja BKT-muuttujaksi otettiin koko Norjan reaalin BKT, johon sisältyy siis myös öljyala. Muuttujien järjestykseksi asetettiin öljyn hinta, BKT, korko, valuuttakurssi ja kuluttajahinnat.

$$y_t = [P_{OIL_t} Y_t i_t s_t cpi_t] \quad (13)$$

Mallista huomaamme, että valuuttakurssi todella reagoi öljyn hinnan muutokseen ja nyt jousto on shokkia tasaava (Kuvio 19). Noin 15 % nousu öljyn hinnassa (Öljyhintashokki) saa kruunun dollarikurssissa aikaan reilun kahden prosentin vahvistumisen. Symmetrisenä shokkina tämä tarkoittaisi, että öljyn hinnan halpeneminen 15 prosentilla tarkoittaisi reilun kahden prosentin devalvoitumista kruunussa. Valuutan noin neljän prosentin arvonnousu (Valuuttashokki) puolestaan nostaa öljyn hintaa 5–10 % yli kahdeksi vuodeksi. Nousu voisi johtua kallistuneista tuotantokustannuksista, mutta todennäköisempää lienee, että vaikutus tulee dollarin halpenemisen ja sitä kautta lisääntyneen kysynnän kautta.



Kuvio 19 Viiden muuttujan VAR, neljä viivettä. OIL on öljyn hinta ja LS USD/NOK-valuuttakurssi. Pystyakselilla prosentit.

Sama tarkastelu tehtiin lisäksi I44-valuuttakurssilla ja sen jousto oli hyvin yhtenevä kruunun dollarikurssin jouston kanssa. Mallien Q-testiarvot eivät indikoineet jäännösten autokorrelaatiota. VAR-tarkastelujen perusteella vaikuttaa siis siltä, että Norjan kruunu joustaa norjalaisen öljyn hintakilpailukyvyn kannalta suotuisasti ja shokkeja tasaavasti, mutta öljyalan arvon kehitys asettaa valuutalle vastavuoroisesti rasiitetta toiseen suuntaan.

6.1.5 Virheenkorjausmallinnus

Virheenkorjausesitystä varten korkosarjaa lukuun ottamatta kaikki tasomuotoiset aikasarjat logaritmoitiin ja niille tehtiin yksikköjuuritarkastelut laajennetulla Dickey-Fuller -testillä (ADF) (Taulukko 1). Minkään aikasarjan kohdalla ei voitu hylätä nollahypoteesia yksikköjuuresta 5 % merkitsevyystasolla, joten sarjojen yhteisintegraatio ja sitä kautta virheenkorjausesityksen rakentaminen todettiin mahdolliseksi. Ainoa muuttuja, joka oli lähellä stationaarisuustulkintaa, oli öljystä puhdistettu BKT.

Joissain aiemmissa tutkimuksissa Norjan reaalisen valuuttakurssin aikasarjan on todettu olevan stationaarinen, jolloin virheenkorjausesityksen avulla pitkän aikavälin relaatioiden tarkastelu on ollut mahdotonta (ks. Habib & Kalamova 2007, 14 – 15). Tässä aineistossa myös valuuttakurssisarjat olivat kuitenkin epästationaarisia, joten tätä ongelmaa ei ollut.

Taulukko 1 Yksikköjuuritestit

Muuttuja	ADF t-arvo
I44	-1.973
USDNOK	-1.475
BKT	-2.577
BKT ilman öljyä	-2.857*
Öljyala	-1.534
Öljyn hinta	-1.531
M1 -rahamäärä	0.497
CPI	-0.217
Korko	-1.946

ADF-testin t-testisuureen merkitsevyystasot, kun $n=100$: 10 % -2.58*, 5 % -2.89** ja 1 % -3.51***. Korkoa lukuun ottamatta muuttujat on logaritminmuunnettu.

Mallia valuuttakurssitarkastelussa käytetystä tasapainomallista otettiin tutkimuksesta Cheung, Chinn & Pascual (2005, 3):

$$s_t = \beta_0 + \beta_1 \hat{m}_t + \beta_2 \hat{y}_t + \beta_3 \hat{i}_t + \beta_4 \hat{\pi}_t + u_t \quad (14)$$

jossa s on valuuttakurssi, \hat{m} on maiden välinen M1 -rahamäärän ero, \hat{y} on BKT-ero, \hat{i} on korkotason ero, $\hat{\pi}$ on inflaatioero ja u jäännöstermi. Tätä tutkielmaa var-

ten ei kuitenkaan muodostettu muuttujia maiden väliselle erotukselle, vaan tasapainoyhtälöön otettiin VAR-mallinnuksen tapaan vain Norjan omia muuttujia. Esimerkiksi ensimmäisen mallin tasapainoyhtälö muodostettiin näin:

$$s = \beta + OIL_Y + Y_{no\ oil} + m + i + cpi + \varepsilon \quad (15)$$

Mallinnuksessa edettiin Engle-Granger -menetelmän mukaisesti ensin estimoidulla lineaarisella regressiolla (OLS) valittujen muuttujien tasoilla ja mukana pidettiin myös vakio (β). Sitten estimoitiin virheenkorjausesitys (OLS) vakiolla (α) ja muutoksilla, lisäten vielä sopeutumistermi eli ensimmäisen regression jäännöstermi (ε) viivästettynä yhdellä (ε_{t-1}).

Virheenkorjausesityksiä tehtiin yhteensä kuusi erilaista, vaihdellen VAR-mallinnukseen tapaan hieman muuttujia. Virheenkorjausestimoinnit aloitettiin käyttäen jokaisesta muuttujasta (pl. sopeutumistermi) nykyarvoa ja neljää viivettä. Ensimmäisen mallin (15) virheenkorjausestimointi aloitettiin siten tästä:

$$\begin{aligned} \Delta s = \alpha + \varepsilon_{t-1} + \sum_{i=0}^4 \Delta OIL_{Y_{t-i}} + \sum_{i=0}^4 \Delta Y_{no\ oil_{t-i}} + \sum_{i=0}^4 \Delta m_{t-i} + \sum_{i=0}^4 \Delta i_{t-i} \\ + \sum_{i=0}^4 \Delta cpi_{t-i} + \varepsilon \end{aligned} \quad (16)$$

Tämän jälkeen mallin rakennetta paranneltiin poistamalla t-arvoltaan heikosti merkitseviä viiveitä eri muuttujista. Muuttujien poistamisen kriteerinä käytettiin t-arvon merkitsevyyttä normaalin ADF -taulukon mukaisilla arvoilla ja siinä edettiin seuraavasti:

Ensin poistettiin muuttujat, joiden t-arvon merkitsevyytaso oli > 0.5 , seuraavassa estimoinnissa ne joiden merkitsevyys oli > 0.3 , sitten > 0.15 ja lopulta vielä > 0.05 . Vaikka viimeisen seulonnan jälkeen muuttujan t-arvo olisi heikentynyt yli arvon 0.05, ei muuttujaa enää poistettu. Proseduurin avulla saatiin mallista vähäparametrisempi ja lopulta parhaan esityksen valitsemiseen käytettiin useampaa eri kriteeriä. Valittu malli ei välttämättä sisältänyt vähiten muuttujia. Tarkastelussa tärkeässä roolissa olivat informaatiokriteerit AIC ja BIC, jotka pienenevät yleisesti ottaen mallin rakenteen pienenessä. Kun AIC ei enää pienentynyt, todettiin mallissa olevan riittävän vähän parametreja.

Mallin eri versioiden jäännösten autokorrelaatiota tarkasteltiin usean muuttujan Q-testillä ja heteroskedastisuutta puolestaan Whiten testillä. Lisäksi olennaisia mittareita pätevimmän mallin valinnassa olivat sopeutumistermin tilastollinen merkitsevyys, koko mallin F-testiarvon merkitsevyys sekä Durbin-Watson-testiarvo. Nämä diagnostiikkamittarit seulonnassa valikoituneiden mallien osalta on esitelty kappaleen lopussa Taulukossa 7.

Alla esitellään estimoidut mallit. Taulukoissa muuttujien nimet on lyhennetty luettavuuden vuoksi. Niistä s on USD/NOK-valuuttakurssi, e on I44-valuuttakurssi, P_{OIL} on öljyn hinta, OIL_Y on öljyalan arvo, Y on BKT, $Y_{no\ oil}$ on BKT

ilman öljyalaa, m on M1-rahamäärä, i on korko ja cpi on kuluttajahinnat. β ja α ovat vakioita ja ε sekä ϵ jäännöstermejä.

Taulukko 2 Norjan tasapainon virheenkorjausmallit 1 ja 2.

Malli	Sopeutumistermi ε_{t-1} (keskihaj.)
1	
$s = \beta + OIL_Y + Y_{no\ oil} + m + i + cpi + \varepsilon$	
$\Delta s = \alpha + \varepsilon_{t-1} + \Delta OIL_{Y_t} + \Delta OIL_{Y_{t-1}} + \Delta Y_{no\ oil_t} + \Delta Y_{no\ oil_{t-1}} + \Delta m_{t-1} + \Delta m_{t-3} + \Delta i_{t-1} + \Delta cpi_t + \Delta cpi_{t-1} + \Delta cpi_{t-2} + \Delta cpi_{t-3} + \Delta cpi_{t-4} + \varepsilon$	-0.086* (0.046)
2*	
$s = \beta + OIL_Y + Y_{no\ oil} + i + cpi + \varepsilon$	
$\Delta s = \alpha + \varepsilon_{t-1} + \Delta OIL_{Y_t} + \Delta Y_{no\ oil_t} + \Delta Y_{no\ oil_{t-1}} + \Delta cpi_t + \Delta cpi_{t-1} + \Delta cpi_{t-2} + \Delta cpi_{t-3} + \varepsilon$	-0.088** (0.041)

Malleissa 1 ja 2 (Taulukko 2) selitetään kruunun dollarikurssin muutosta muuten samoilla muuttujilla, mutta mallista 2 poistettiin kokonaan rahamäärä -muuttuja. Karsimisen jälkeen selittäjiksi malleihin jääneet muuttujat eroavat toisistaan lähinnä siinä, että malliin 1 muuttujia jäi selvästi enemmän. Malliin 2 jääneistä muuttujista voidaan päätellä, että olennaisimmat muuttujat näissä malleissa olivat öljyalan arvo, BKT sekä erityisesti hintataso, jonka viiveitä jäi selittäjiksi useita. Mallien perusteella USD/NOK -kurssin pidemmän ajan tasapainoa määrittävät Norjan talouden puolelta siis tuotannon kehitys niin öljyalalla kuin muussakin taloudessa sekä hintatason kehitys.

Kuten huomaamme, mallien sopeutumistermit ovat hyvin yhtenevät ja indikoivat dollarikurssin palautuvan shokista pitkän aikavälin tasapainoonsa 8,6 – 8,8 % kvartaalissa. Mallin 1 sopeutumistermi tosin eroaa nollasta tilastollisesti merkitsevästi vain 10 % riskitasolla. Tulos joka tapauksessa tarkoittaisi valuutan täyttää tasapainottumista vajaassa kolmessa vuodessa. Tämä vastaisi vauhdiltaan Akramin (2006) saamaa tulosta ostovoimapariteettiin palaamiseen kuluva ajasta Norjassa.

Mallin 2 diagnostiikka (Taulukko 3) vaikuttaa hiukan paremmalta kuin mallin 1, mikä selittyy osin supistetummalla muuttujamäärällä. Ilman M1-rahamäärän muutoksia tehdyillä malleilla 2* ja 4* alkuperäisen tasapainorelaation jäännöstermi ε ei ollut stationaarinen, joten yhteisintegraatio ja virheenkorjausesityksen muodostaminen voidaan kyseenalaistaa. Mallit haluttiin kuitenkin esitoida ja esitellä tulosten robustisuuden arvioimiseksi. Yhteisintegraatioyhteyden puuttuminen kertoo osaltaan myös, että rahamäärä on oleellinen muuttuja, kun tarkastellaan valuuttakurssia osana talouden kokonaistasapainoa. Yhteisintegraatiopuutteen vuoksi ilman rahamäärää tehdyt mallit on merkitty taulukoihin 4 ja 5 tähdellä (*).

Taulukko 3 Norjan tasapainon virheenkorjausmallit 3 ja 4.

Malli	Sopeutustermi ε_{t-1}
3	
$e = \beta + OIL_Y + Y_{no\ oil} + m + i + cpi + \varepsilon$	
$\Delta e = \alpha + \varepsilon_{t-1} + \Delta OIL_{Y_{t-2}} + \Delta OIL_{Y_{t-3}} + \Delta Y_{no\ oil_{t-1}} + \Delta Y_{no\ oil_{t-4}}$ $+ \Delta m_{t-2} + \Delta m_{t-3} + \Delta m_{t-4} + \Delta i_t + \Delta i_{t-1} + \Delta i_{t-2}$ $+ \Delta i_{t-3} + \Delta cpi_t + \Delta cpi_{t-1} + \Delta cpi_{t-2} + \Delta cpi_{t-3}$ $+ \Delta cpi_{t-4} + \varepsilon$	-0.145** (0.062)
4*	
$e = \beta + OIL_Y + Y_{no\ oil} + i + cpi + \varepsilon$	
$\Delta e = \alpha + \varepsilon_{t-1} + \Delta OIL_{Y_{t-2}} + \Delta OIL_{Y_{t-3}} + \Delta Y_{no\ oil_{t-1}} + \Delta Y_{no\ oil_{t-4}} + \Delta i_t$ $+ \Delta i_{t-1} + \Delta i_{t-2} + \Delta i_{t-3} + \Delta cpi_{t-1} + \Delta cpi_{t-2}$ $+ \Delta cpi_{t-3} + \Delta cpi_{t-4} + \varepsilon$	-0.138*** (0.050)

Malleihin 3 ja 4 otettiin tasapainorelaatiossa selitettäväksi Norjan nimellinen efektiivinen valuuttakurssi I44, muiden muuttujien pysyessä samoina kuin malleissa 1 ja 2. Mallit 3 ja 4 indikoivat efektiivisen valuutan reagoivan shokkiin kruunun dollarikurssia voimakkaammin, paluun tasapainoon ollessa 13.8 – 14.5 % kvartaalissa. Näihin malleihin selittäviä muuttujia jäi varsin paljon, mikä johtui korkotason viiveiden selvästi suuremmasta merkityksestä. Norjan korkotason muutoksilla voidaan tämän perusteella nähdä olevan suurempi merkitys kruunun efektiivisen valuuttakurssin, kuin kruunun dollarikurssin kannalta.

Taulukko 4 Norjan tasapainon virheenkorjausmallit 5 ja 6.

Malli	Sopeutustermi ε_{t-1}
5	
$s = \beta + P_{OIL} + Y + m + i + cpi + \varepsilon$	
$\Delta s = \alpha + \varepsilon_{t-1} + \Delta P_{OIL_t} + \Delta P_{OIL_{t-2}} + \Delta P_{OIL_{t-4}} + \Delta Y_t + \Delta Y_{t-1}$ $+ \Delta m_{t-1} + \Delta m_{t-3} + \Delta i_t + \Delta cpi_t + \Delta cpi_{t-1} + \Delta cpi_{t-2}$ $+ \Delta cpi_{t-3} + \varepsilon$	-0.176*** (0.056)
6	
$e = \beta + P_{OIL} + Y + m + i + cpi + \varepsilon$	
$\Delta e = \alpha + \varepsilon_{t-1} + \Delta P_{OIL_t} + \Delta P_{OIL_{t-1}} + \Delta P_{OIL_{t-3}} + \Delta P_{OIL_{t-4}} + \Delta Y_{t-3}$ $+ \Delta i_{t-1} + \Delta i_{t-2} + \Delta i_{t-3} + \Delta cpi_{t-3} + \varepsilon$	-0.217*** (0.069)

Viimeiseksi muodostettiin vielä mallit 5 ja 6, joissa öljyalan arvon tilalle otettiin öljyn hinta ja öljystä puhdistetun BKT:n tilalle koko bruttokansantuote (Taulukko 4). Mallissa 5 dollarikurssi ja mallissa 6 I44-kurssi olivat tarkastelussa, eikä näistä tehty erikseen mallinnusta ilman M1-rahamäärää aiemmissä malleissa ilmenneen yhteisintegraatio-ongelman vuoksi. Mallissa 5 eli USD/NOK -kurssilla tehdyssä esityksessä yhtälöön jäi kaikkia muuttujia, mutta jälleen hintatason

muutoksen termejä jäi eniten, öljyn hinnan ollessa tällä mittarilla katsottuna toiseksi tärkein selittäjä.

Mallissa 6 sen sijaan rakennetta saatiin supistettua enemmän ja siinä dominoivat öljyn hinnan sekä korkotason muutokset. Sopeutumistermejä katsottaessa kruunun dollarikurssin sopeutumisvauhti kasvoi selvästi aiemmasta ollen 17.6 % kvartaalissa. I44-kurssi palautuu mallin 6 mukaan vielä nopeammin, jopa 21.7 %. Luvut tarkoittaisivat tasapainottumista puolentoista vuoden ja hieman reilun vuoden aikajänteellä. Selvästi nopeammin kuin ilman öljyn hintaa tehdyissä tarkasteluissa.

Yleisesti ottaen molemmat valuuttakurssimuuttujat vaikuttavat reagoivan enemmän, kun yhtälössä käytetään öljyn hintaa eikä öljyalan arvoa. Tässä on selvä yhtäläisyys VAR-mallinnukseen ja aineistosta piirrettyihin kuvioihin.

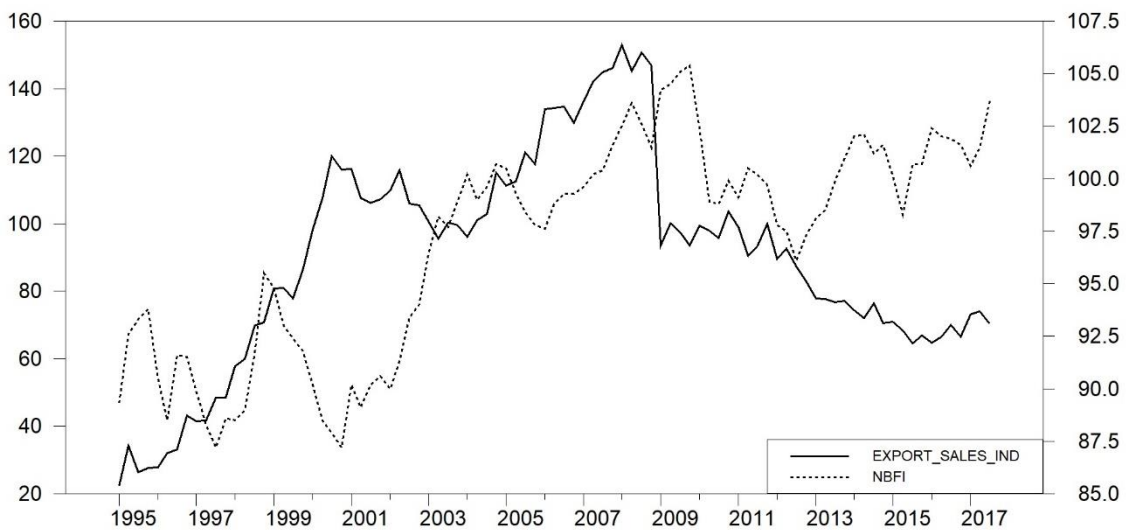
Taulukko 5 Norjan tasapainon virheenkorjausmallien diagnostiikkaa.

Malli	Autokorrelaatio: Q-arvo (merk.)	Heteroskedas- tisuus: Whiten testi χ^2 (merk.)	Informaa- tiokriteerit: AIC/BIC	F-testi	Durbin- Watson
1	1.69 (0.793)	102.34 (0.261)	-3.01/-2.60	2.45***	1.76
2*	0.97 (0.914)	39.73 (0.655)	-3.05/-2.78	3.37***	1.85
3	2.23 (0.693)	93.00 (0.451)	-4.43/-3.91	2.66***	1.79
4*	1.70 (0.791)	94.00 (0.451)	-4.47/-4.06	3.20***	1.85
5	4.04 (0.401)	90.00 (0.598)	-3.43/-3.03	6.95***	1.94
6	6.20 (0.185)	66.95 (0.410)	-4.88/-4.56	9.56***	1.88

6.2 Suomi

6.2.1 Aineistosta

Suomen valuuttakurssimallinnukseen käytettävät muuttujat ovat Suomen nimellinen efektiivinen valuuttakurssi, sähkö- ja elektroniikkateollisuuden vientiliikevaihto, bruttokansantuote, Euroopan keskuspankin M1 -rahamäärä, Suomen korkotaso ja kuluttajahinnat. Aineiston aikaväli on Q1 1995 – Q3 2017 ja havaintoja on yhteensä 91. Aineiston tarkemmat tiedot löytyvät liitteistä Taulukosta 10.

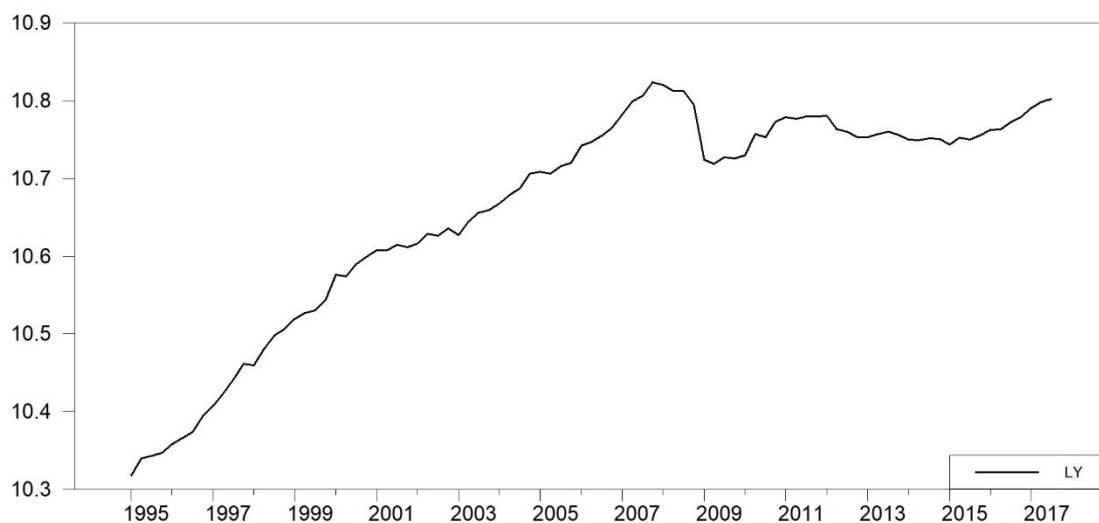


Kuvio 20. Suomen sähkö- ja elektroniikkateollisuuden vientiliikevaihdon indeksi EXPORT_SALES_IND (vasen pysty akseli) ja nimellinen efektiivinen valuuttakurssi NBFI (oikea pysty akseli). Valuutan nousu tarkoittaa valuuttakurssin vahvistumista suhteessa ulkovaluuttoihin.

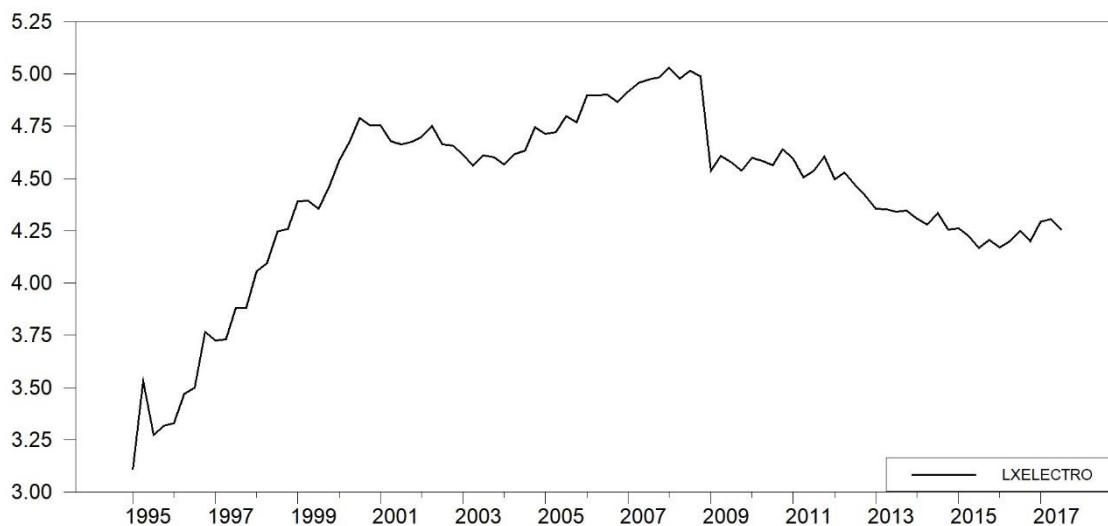
Kuvioon 20 on piirretty Suomen nimellinen efektiivinen valuuttakurssi ja elektroniikkateollisuuden vieni. Näyttää siltä, että katkoviivalla piirretty efektiivinen valuuttakurssi seuraa ainakin suurimpien nousujen ja laskujen osalta elektroniikkateollisuuden viennin kehitystä muutaman vuoden viiveellä. Kuten huomamme, valuutan nimellisarvo nousi huomattavasti vuosina 2001–2005, jolloin Nokian osuus Suomen tuotannosta ja viennistä oli suurimmillaan. Samalle aikavälille osuu myös vuoden 2002 euron käyttöönotto. Excelillä laskettu korrelaatiokerroin näille muuttujille on 0.347.

Efektiiviset painotukset valuutalle on tehty vuosien 2011–2013 kaupan käynnin perusteella, jossa euroalueen sisäisten maiden painotus on yhteensä noin 1/3 koko kaupasta. Suurimmat painoarvot indeksissä saavat Saksa (16,1 %), Ruotsi (10,1 %), Kiina (8,9 %), Yhdysvallat (5,8 %), Venäjä (5,6 %) sekä Alankomaat (5,3 %). Saksan osuus kaupasta on ollut 1996–2013 poikkeuksetta 16–17 % välillä. Kiinan osuus puolestaan on kasvanut samassa ajassa trendinomaisesti, yhteensä noin kuusi prosenttiyksikköä, kun taas Yhdysvaltojen ja Iso-Britannian painoarvot ovat laskeneet. Naapurimaiden, Ruotsin ja Venäjän kauppapainotukset ovat kasvaneet tarkasteluperiodin alusta vuoteen 2013 noin kaksi prosenttiyksikköä. Tärkeimmät kauppakumppanit ja painotukset tämän tutkielman tarkasteluvälillä 1995–2017 ovat siis muuttuneet hieman, mikä on hyvä tiedostaa. (BIS 2018.)

Yksikköjuuritestauksessa Suomen BKT-sarja ja elektroniikkavientisarja vaikuttivat olevan ADF-testin perusteella jo tasomuotoisena valmiiksi stationaarisia. Tätä oli kuitenkin syytä epäillä, sillä graafisesti tarkasteltuna BKT-sarja on tasaisesti nouseva vuoteen 2008 asti ja vasta siitä eteenpäin melko tasainen (Kuvio 21). Elektroniikkavienti taas nouseva vuoden 2000 IT-kuplaan asti, mistä pientä nousua vuoteen 2008 ja siitä taas laskua (Kuvio 22).

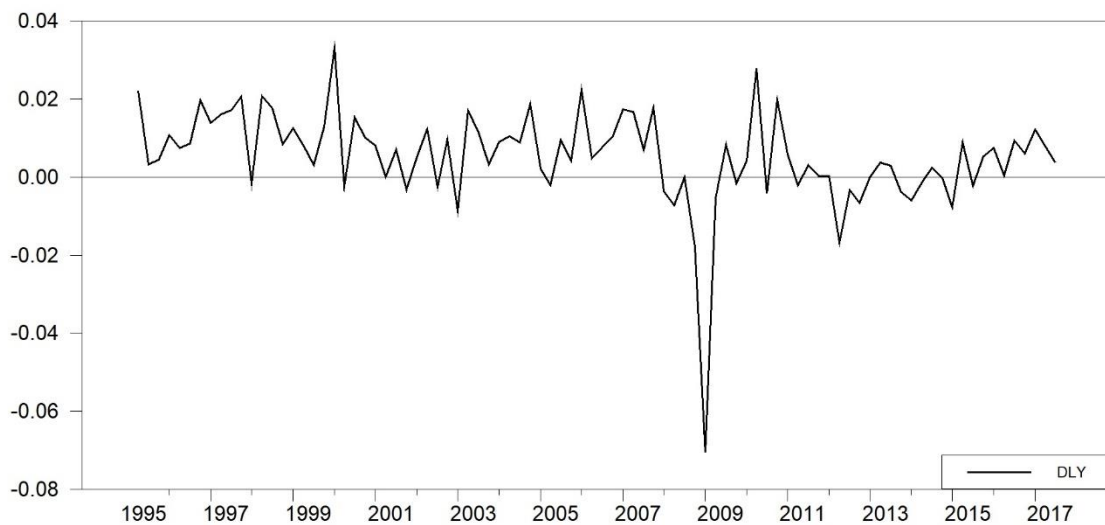


Kuvio 21 Suomen BKT (logaritmuunnos).

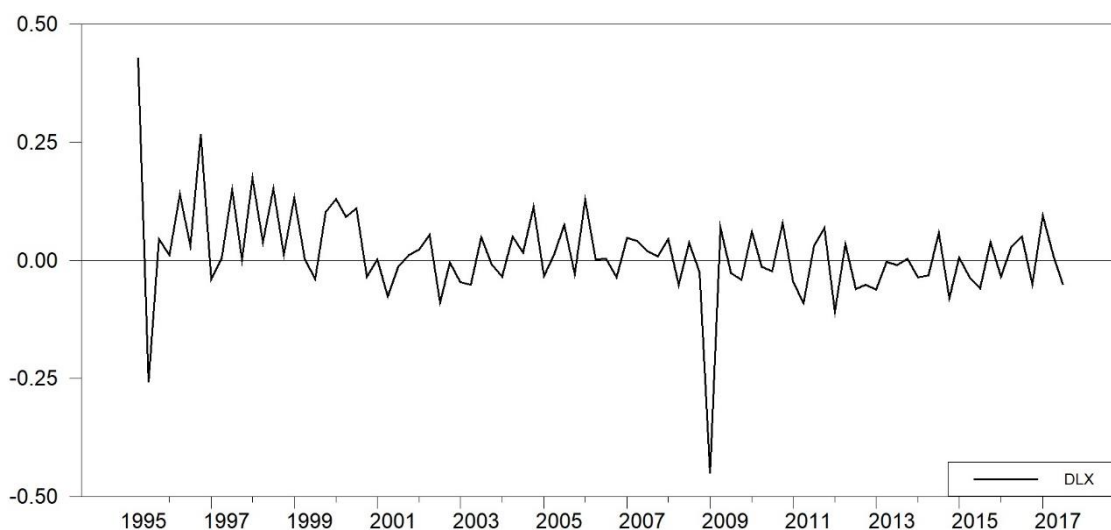


Kuvio 22 Suomen sähkö- ja elektroniikkateollisuuden vienti (logaritmuunnos).

Silmämääräisesti kumpikaan sarja ei täytä stationaarisuuden tuntomerkkejä trendittömyydestä ja tasaisesta vaihtelusta keskiarvonsa ympärillä. Niinpä toisena yksikköjuuritestinä tehtiin KPSS-testi. Testin nollahypoteesina on "stationaarinen sarja". Testi hylkäsi nollahypoteesin molempien muuttujien kohdalla tasoille, mutta yllättäen myös muutoksille. Sen mukaan siis molempiin sarjoihin jää yksikköjuuri vielä differenssin ottamisen jälkeen. Muiden muuttujien kohdalla ADF- ja KPSS -testit olivat tuloksiltaan yhtenevät.



Kuvio 23 Suomen BKT:n muutos (logaritmimuunnos).



Kuvio 24 Suomen sähkö- ja elektroniikkateollisuuden viennin muutos (logaritmimuunnos).

Molemmissa muutossarjoissa on suuri piikki vuoden 2008 – 2009 vaihteessa, finanssikriisin puhjettua. Lisäksi vientisarjassa on suuri muutos alussa. Sarjat kuitenkin näyttävät graafisesti tarkastellen muuten stationaarisilta. Näille sarjoille tehtiin vielä Phillips-Perron -yksikköjuuritestit, joka antoi samat tulokset tasoille kuin ADF-testikin eli 5 % riskitasolla sarjassa ei yksikköjuurta. Hieman epävarmaksi siis jäi, ovatko BKT ja elektroniikkateollisuuden vienti $I(0)$ vai $I(1)$ -integroituneita, vaikka graafinen tarkastelu viittaakin epästationaarisuuteen. VAR-analyysia ajatellen yksikköjuuritestien tuloksilla ei välttämättä ole niin suurta merkitystä, mutta virheenkorjausmallin kannalta jäi nähtäväksi, miten yhteisintegroatio muuttujien välillä onnistuu.

6.2.2 VAR kahdella muuttujalla

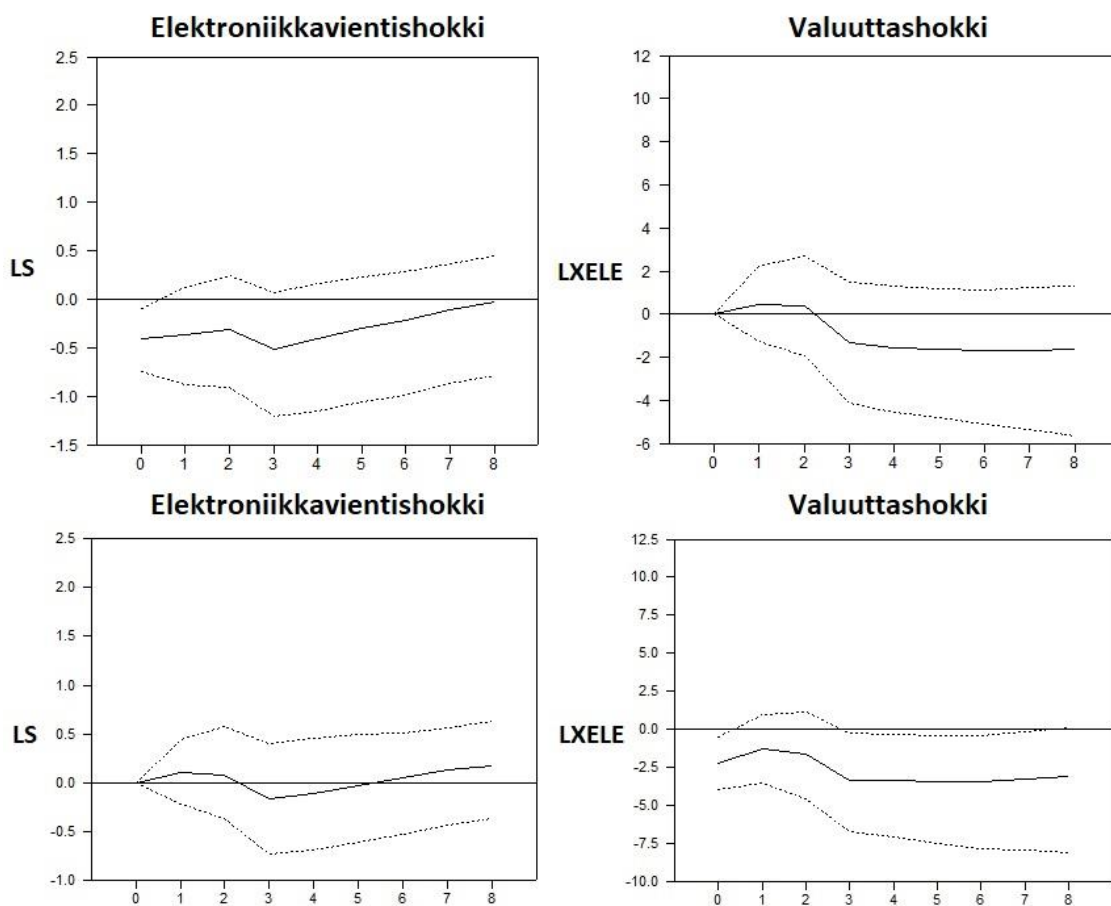
Norjalle tehdyn VAR-analyysin tavoin myös Suomen aineiston kanssa aloitettiin kahden muuttujan VAR-mallista. Muuttujiksi asetettiin elektroniikkateollisuuden vienti ja nimellinen efektiivinen valuuttakurssi. BIC -informaatiokriteeri suositteli rakenteeksi vain yhden viiveen mallia. Yhden viiveen mallin lisäksi estimointi tehtiin myös neljällä viiveellä, jo Norjan VAR-estimointien kohdalla mainituista syistä. Tulosten esittelyssä käytetään neljän viiveen malleja.

Koska impulssivasteet ja varianssijotelmat ovat shokkien rekursiivisesta rakenteesta johtuen herkkiä muuttujien keskinäiselle järjestykselle, tehtiin kahden muuttujan tarkastelut molemmilla muuttujien järjestyksillä:

$$y_t = [X_{electro_t} S_t] \quad (17)$$

$$y_t = [S_t X_{electro_t}] \quad (18)$$

Muuttujien paikkoja vaihdettiin paitsi tulosten robustisuuden arvioimiseksi, niin myös siksi, että Suomen kohdalla haluttiin tietää kumpi vaikuttaa enemmän kumpaan, elektroniikkavientiä vai valuuttakurssia vai toisin päin. Norjan kohdalla öljyksen voitiin huoletta olettaa olevan eksogeenisempi kuin valuuttakurssin.



Kuvio 25 VAR kahdella muuttujalla. Suomen elektroniikkavienti (LXELE) ja nimellinen efektiivinen valuuttakurssi (LS). Neljän viiveen rakenne. Yläkuviissa järjestys LXELE, LS ja alakuvissa LS, LXELE. Pystyakselilla prosentit.

Kuvion 25 yläkuvat ovat mallista (17), jossa lähtökohtaisesti elektroniikkateollisuuden viennistä tulee vaikutus valuuttaan. Elektroniikkaviennin positiivinen shokki näyttääkin mallissa laskevan valuuttakurssia. Tällainen tilanne olisi Suomen kannalta ihanteellinen, sillä matkapuhelinviennin kasvu parantaisi entisestään koko maan hintakilpailukykyä. Relatio ei kuitenkaan vaikuta taloustieteelliseltä tulkinnaltaan loogiselta ainakaan Dornbusch -kehikossa, ja muistuttaa Norjan öljyalan arvon kanssa saatuja tuloksia. On toki huomattava, että jäykkien hintojen kehikko olettaa joustavan valuutan, eikä se ole Suomen tilanteessa realistinen oletus kuin korkeintaan 1990-luvun osalta. Sitä suuremmalla syyllä on yllättävää, että elektroniikkavienti vaikuttaa valuuttaan näin selkeästi.

Tällä muuttujien järjestyksellä valuuttakurssin positiivisella shokilla (Kuvio 25, oikea yläkuva) ei ollut saman tien vaikutusta elektroniikkavientiin, mutta negatiivinen vaikutus tuli viiveellä kolmannessa kvartaalissa. Vienti siis alkaa laskea kalliimmasta valuutasta johtuen vasta viiveellä. Tämä sopisi oletukseen siitä, että matkapuhelinten ostajat ulkomailla sopeuttavat kysyntäänsä, kun hinta kallistuu, mutta tekevät sen viiveellä.

Kun muuttajat asetetaan yhtälössä toisin päin (yhtälö 18), muuttuvat impulssikäyrien paikat keskenään (Kuvio 25, alakuvat). Uudella järjestyksellä positiivisella valuuttashokilla olisi negatiivinen vaikutus elektroniikkavientiin, mutta elektroniikkaviennin shokki ei juuri vaikuttaisi valuuttaan. Mallien varianssijotelmia vertailtaessa suhteessa suurempi osa elektroniikkateollisuuden viennin ennustevarianssista selittyy valuuttakurssin shokeilla kuin toisin päin. Tämän perusteella valuutta olisi siis muuttujista eksogeenisempi. Tämä tulos vastaisi teorian valossa paremmin Suomen tilannetta osana yhteisvaluutta-alueetta.

Vaikka impulssivastekäyrien sijainti koordinaatistossa malleissa muuttuu, eivät käyrien muodot juuri muutu. Elektroniikkavienti vaikuttaa palautuvan molemmissa malleissa alkuperäiseen tasapainoonsa nopeammin kuin valuuttakurssi, joka ei osoita tasapainottumisen merkkejä kummallakaan muuttujien järjestyksellä vielä kahdessa vuodessa. Matkapuhelinviennillä voisi tämän perusteella tulkita olevan pitkäaikaisempia vaikutuksia Suomen kauppapainotteiseen valuuttakurssiin, kuin valuuttakurssilla matkapuhelinten vientiin. Tulos tukisi hypoteesia siitä, että Nokian laitteiden kysynnässä hinta ei olisi ollut oleellisin kilpailukykytekijä, kuten OECD:nkin raportissa viitataan (OECD 2016b).

Q-arvojen tarkastelussa kummankaan mallin jäännöksissä ei havaittu autokorrelaatiota. Tätä tukevat myös lähellä kahta olevat Durbin-Watson -arvot, joten näillä mittareilla mallit olivat toimivia. Differensseillä tehtynä informaatiokriteerit suosittelivat VAR-mallin viiverakenteeksi nolaa viivettä, joten niillä estimoitiin vain neljän viiveen malli. Impulssivastekuvaajat olivat enemmän sahalaitakuvioisia, oletettavasti sarjoihin differoinnissa syntyneestä stationaarisuudesta johtuen. Tulkinnan osalta tulokset olivat samankaltaisia tasoilla tehtyjen kanssa, joten niitä ei esitellä tarkemmin.

Kaiken kaikkiaan kahden muuttujan VAR-tarkastelu kuitenkin jätti kysymysmerkkejä, eikä tuloksista voida vetää suuria johtopäätöksiä. Muuttujien keskinäisellä järjestyksellä vaikuttaa olevan merkittävä vaikutus saataviin tuloksiin ja molemmille järjestyksille voidaan löytää perusteet ja osin myös tulkinnat. Seuraavaksi lisätään malliin muuttujia tulosten selventämiseksi.

6.2.3 VAR viidellä muuttujalla

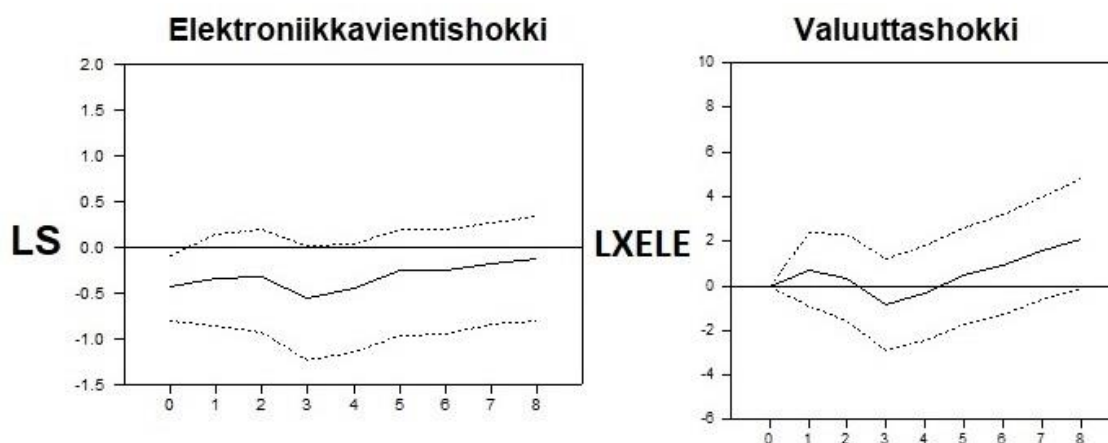
Valuutan ja elektroniikkateollisuuden viennin lisäksi malliin otettiin Norjan mallin tapaan Suomen BKT, korkotaso ja kuluttajahinnat. Yhteensä siis viisi muuttujaa. BIC -informaatiokriteerin suosituksena oli jälleen yhden viiveen malli, mutta aiempien esimerkkien mukaisesti estimointi tehtiin myös neljällä viiveellä. Mallia varten heräsi pieni huoli elektroniikkaviennin ja BKT:n sarjojen mahdollisesta multikollineaarisuudesta eli siitä, korreloivatko aikasarjat liikaa keskenään. Elektroniikkavienti kun sisältyi bruttokansantuotteeseen.

Estimoitujen mallien varianssi-kovarianssi -matriisit kertoivatkin muuttujien välisestä positiivisesta korrelaatiosta, mutta Excelillä laskettu korrelaatiokerroin oli "vain" 0.629. Graafinen tarkastelu osoitti lisäksi, että vaikka sarjoissa oli yhtäläisiä trendejä, eivät käyrät olleet läheskään identtisiä. Kyseessä on lisäksi

elektroniikkateollisuuden vientiliikevaihdon indeksi, ei arvo, joten päällekkäisyys ei katsottu muodostuvan ongelmaksi estimoinnissa.

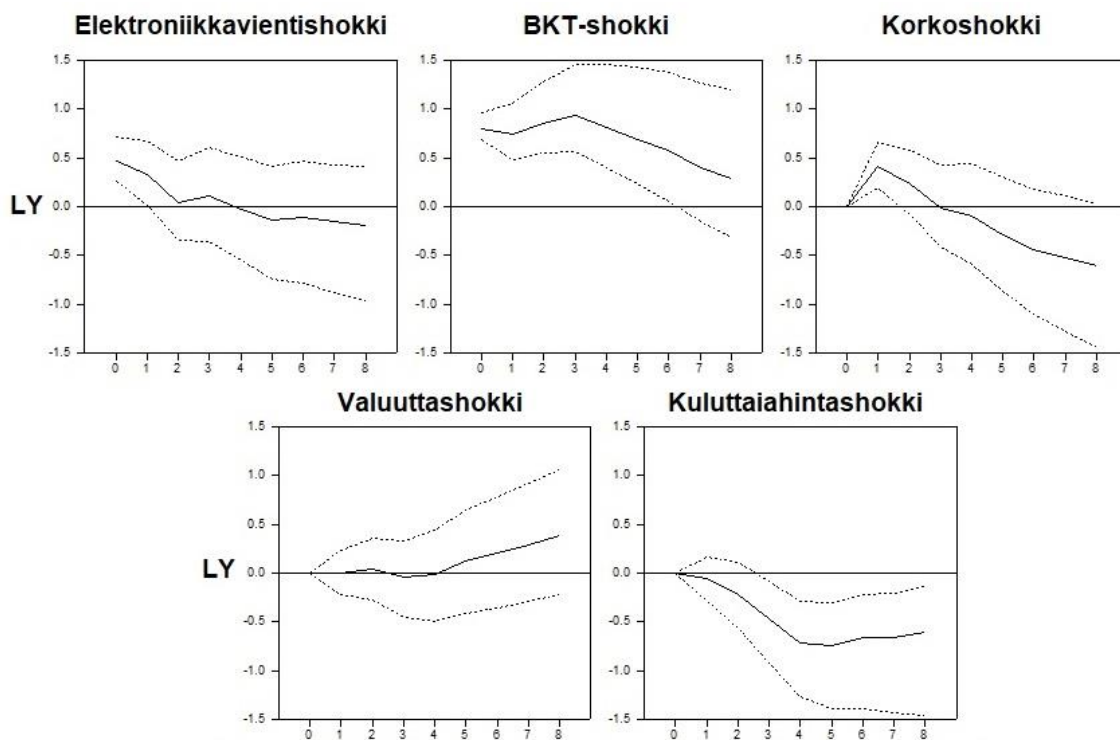
Koska tahdottiin tutkia Nokian vaikutusta valuuttakurssiin, asetettiin muuttujat järjestykseen, jossa elektroniikkavienti oli yhtälössä ensimmäisenä. Sitä seurasivat BKT, korko, valuutta ja hintataso. Näin siitäkin huolimatta, että aiemmin varianssijohdelmien perusteella valuutan todettiin olevan elektroniikkateollisuutta eksogeenisempi muuttuja.

$$y_t = [X_{electro_t} Y_t i_t s_t cpi_t] \quad (19)$$



Kuvio 26 VAR viidellä muuttujalla, neljä viivettä. Suomen nimellinen efektiivinen valuuttakurssi (LS) ja elektroniikkateollisuuden vienti (LXELE). Pystyakselilla prosentit.

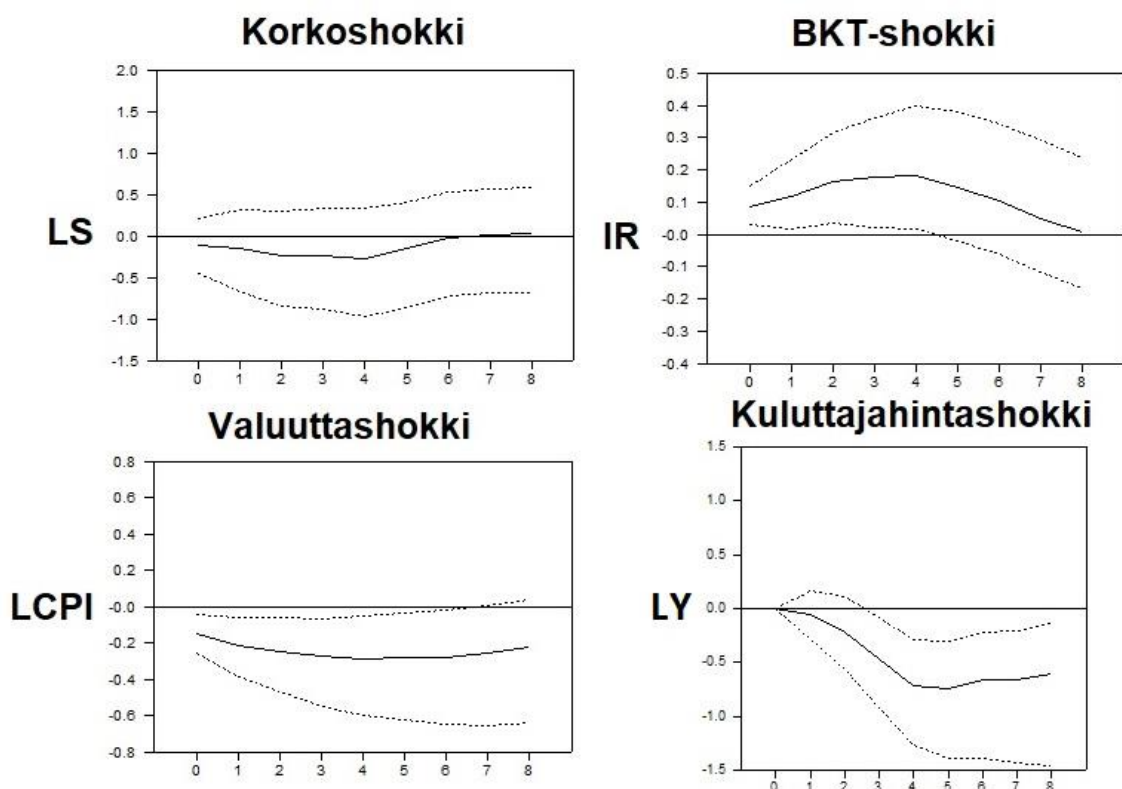
Viiden muuttujan tarkastelussa (Kuvio 26) valuutta reagoi elektroniikkaviennin nousuun samankaltaisesti kuin siinä kahden muuttujan mallissa, jossa elektroniikkavienti oli muuttujista ensin. Valuuttashokin vaikutukset sen sijaan ovat radikaalimmat. Mallin mukaan valuutan arvon nousu nostaa elektroniikkateollisuuden vientiä kahden vuoden kuluessa selkeästi. Teoriakehikkomme ei tue tämänkaltaista vaikutusta, mutta tulkintana voidaan nostaa esiin matkapuhelinten suuri kysyntä ja sen hintajoustamattomuus.



Kuvio 27 VAR viidellä muuttujalla, neljä viivettä. Suomen bruttokansantuote (LY). Pystyakselilla prosentit.

Kokonaistuotantoon tulevia vaikutuksia (Kuvio 27) kannattaa seuraavaksi katsoa hieman tarkemmin. Noin kahdeksan prosentin nousu elektroniikkaviennissä saa mallissa aikaan noin puolen prosentin nousun BKT:ssa. Vaikutus pienenee lähelle nolaa puolessa vuodessa. Valuutalla ei vaikuta olevan käytännössä mitään vaikutuksia tuotantoon ainakaan lyhyellä aikavälillä, mutta kalliimpi valuutta näyttää nostavan elektroniikkaviennin tapaan kokonaistuotantoakin noin vuoden viiveellä shokista. Jos matkapuhelinten kohdalla hypoteesina on ollut, että matkapuhelinten kysyntä on ollut Suomen valuutasta riippumatonta, samaa johtopäätöstä tuskin voidaan vetää koko tuotannon suhteen. Ellei sitten koko tuotantoon tuleva vaikutus johdu yksinomaan Nokiasta.

Suomen ulkomaankaupasta 2/3 ollessa ei-euromääräistä ja viennin ollessa tärkeä osa pienen avotalouden dynamiikkaa, voitaisiin olettaa valuutalla olevan merkityksellisempi vaikutus bruttokansantuotteeseen. Ainakaan tämän rajoittamattoman VAR-mallin mukaan näin ei kuitenkaan ole tarkasteluvälillä ollut. Korkojen ja kuluttajahintojen nousun aiheuttamat negatiiviset vaikutukset tuotantoon ovat selvästi suuremmat ja luottamusvälien perusteella tilastollisesti merkitsevämmät (Kuvio 27).



Kuvio 28 Shokkien dynamiikka Suomessa suhteessa Dornbusch-kehikkoon. Viiden muuttujan VAR, neljä viivettä.

Tarkastellaan vielä viiden muuttujan mallin tuloksia suhteessa Dornbusch -teoriakehikkoon (Kuvio 28). Aloitetaan jälleen oikeasta yläkuvasta, missä tuotannon kasvu (väheneminen) saa aikaan korkotason nousun (laskun). Suomen korkotason selkeä reaktio vastaa paremmin teoriakehikkoamme kuin Norjan kohdalla, mitä voidaan pitää valuuttajärjestelmän vuoksi yllättävänä.

Vasemman yläkuvan perusteella koron vaikutus valuuttaan on pieni ja lisäksi korkopariteetin vastainen. Sama tulos saatiin Norjan kohdalla, joten näiden aineistojen pohjalta ja tällä mallinnustavalla korkopariteetin pitävyyys lyhyellä aikavälillä voidaan kyseenalaistaa. Valuuttashokin vaikutus hintatasoon (vasen alakuva) on maltillinen, mutta hieman suurempi kuin Norjassa. Valuutan arvonnousu tarkoittaa hintatason laskua, mikä antaa osviittaa suhteellisen suuresta tuontihyödykkeiden kulutuksesta myös Suomessa. Norjan mallin tavoin empiria osoittautuu jälleen eroavan teoriasta hintojen jäykkyyden osalta, sillä ne joustavat heti.

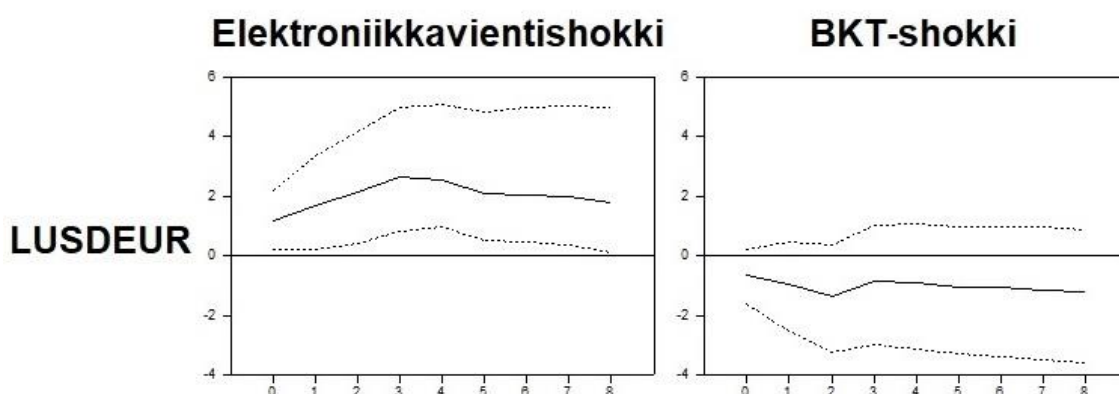
Viimeinen kuva oikealla alhaalla kertoo, että tuotanto reagoi kuluttajahintojen muutokseen voimistuen koko ensimmäisen vuoden. Reaktio on selvästi suurempi Suomessa kuin Norjassa, vaikka Suomessa kuluttajahintashokin koko oli 0,4% ja Norjassa lähemmäs 0,6%. Tämän voi nähdä positiivisena Suomen kannalta, sillä kiinteän valuutan tilanteessa jouston pitäisikin tulla nimenomaan hintojen kautta. Kun tulosta tulkitaan symmetrisenä niin päin, että kuluttajahintojen lasku saa aikaan vastaavan nousun bruttokansantuotteessa, on tulos hyvinkin teoriakehikon oletaman mukainen.

Vedetään vielä yhteen viiden muuttujan VAR-mallin tulokset suhteessa jäykkien hintojen malliin. BKT:n pudotus saa aikaan korkotason laskun, mikä vastaa teoriaa. Koron lasku puolestaan ennemmin nostaa hieman valuutan arvoa, kuin laskee sitä, mikä ei vastaa korkopariteettiteoriaa. Valuutan arvon nousu laskee hintatasoa, mikä menee vastoin jäykkien hintojen oletusta. Hintatason lasku tarkoittaisi kuitenkin tuotannon pirstymistä, joten yhtä lailla kuin Norjassa, myös Suomessa mekaniikka palvelee lopulta kilpailukyvyn automaattista palautumista, vaikka se ei tapahdu valuutan devalvoitumisen avulla, kuten Dornbusch -kehikossa.

6.2.4 VAR euron dollarikurssilla

Viiden muuttujan tarkastelu tehtiin efektiivisen valuuttakurssin lisäksi myös euron ja Yhdysvaltain dollarin välisen valuuttakurssin kanssa. Kenties mielenkiintoisin tulos tämän mallinnuksen osalta nähdään Kuviossa 29.

$$y_t = [X_{electro_t} \ Y_t \ i_t \ usdeur_t \ cpi_t] \quad re \quad (20)$$



Kuvio 29 USD/EUR -valuuttakurssin reaktiot shokkeihin. Pystyakselilla prosentit.

Kuviota tulkitessa tulee huomioida, että käyrän nousu tarkoittaa euron halpenevista ja lasku euron arvonnousua suhteessa dollariin. Mallin mukaan Suomen elektroniikkaviennin nousu laskee euron arvoa, kuten edellä efektiivistäkin valuuttakurssia. Sen sijaan muun tuotannon nousu nostaa myös valuuttakurssia, kuten sopisi olettaakin. Tuloksen perusteella vaikuttaa siltä, että Suomen elektroniikkavienti ja valuuttakurssi ovat erilaisessa yhteydessä toisiinsa kuin valuutta ja muu tuotanto. Suomen elektroniikkaviennin kasvun ei voida olettaa todellisuudessa laskevan euron kurssia, vaikka se Suomen omaan efektiiviseen kurssiin voisi vaikuttaakin. Nokian viennin on täytynyt olla vastasyklisiä muuhun tuotantoon, jopa muun Euroalueen tuotantoon nähden.

Elektroniikkavienti ja BKT itsessään reagoivat hyvin yhtäläisesti valuutan ja muiden muuttujien shokkeihin. Impulssivastekuvaajat muiden muuttujien osalta löytyvät työn lopusta liitteistä.

6.2.5 Virheenkorjausmallinnus

Norjan mallin tapaan virheenkorjausta varten Suomen kaikki tasomuotoiset aikasarjat logaritmoitiin ja niille tehtiin yksikköjuuritarkastelut laajennetulla Dickey-Fuller -testillä (ADF) (Taulukko 6). Kuten jo aineiston tarkastelussa kävi ilmi, reaalisen BKT:n ja elektroniikkateollisuuden vientiliikevaihdon indeksin sarjat olivat ADF-testin tulkinnaltaan stationaarisia, mutta graafiselta tulkinnaltaan eivät. Yhteisintegraatio vaatii tasapainorelaatioon $I(1)$ -integroituneet muuttujat, joten kahden muuttujan epävarmuus integraatioasteesta asettaa pienen epäilyksen menetelmän sopivuudesta. Virheenkorjausesitys päätettiin kuitenkin tehdä.

Taulukko 6 Suomen aineiston yksikköjuuritestit tasoille.

Muuttuja	ADF t-arvo
Valuuttakurssi	-1.493
Elektroniikkateoll.	-3.469**
BKT	-3.706***
M1 -rahamäärä	-0.490
Korko	-2.267
CPI	-0.827

Ensin estimoitiin pitkän aikavälin tasapainorelaatio lineaarisena regressiona (OLS), jossa selitettävänä muuttujana oli Suomen nimellinen efektiivinen valuuttakurssi. Selittäjinä käytettiin viittä muuta muuttujaa, jotka näkyvät Taulukosta 6. Tällä kokoonpanolla tasapainorelaation jäännökset eivät aivan olleet stationaarisia 95 % varmuudella, ADF-arvon ollessa -3.343, kun vaadittavan tason olisi -3.398. Kun relaatio tehtiin ilman M1-rahamäärää, saatiin sarjasta selvemmin stationaarinen, ADF -testin t-arvon ollessa -3.539. Niinpä virheenkorjausesitys päätettiin estimoida sekä EKP:n keskuspankkirahan kanssa, että ilman sitä.

Virheenkorjausta varten muodostettiin jälleen differenssit ja ne logaritmoitiin. Mallien parametrien karsintaa tehtiin Norjan mallien yhteydessä esitellyllä tavalla, portaittain termejä karsien. Tulokset kahdesta estimoidusta mallista löytyvät Taulukoista 7 ja 8.

Taulukko 7 Suomen virheenkorjausmallit.

Malli	Tasapainoyhtälö	Virheenkorjausmallin vähäparametrisoitu versio	Sopeutumistermi ε_{t-1} (keskihaj.)
1	$e = \beta + X_{electro} + Y + m + i + cpi + \varepsilon$	$\Delta e = \alpha + \varepsilon_{t-1} + \Delta X_{electro_t} + \Delta Y_{t-2} + \Delta m_{t-2} + \Delta m_{t-4} + \Delta i_{t-2} + \Delta i_{t-4} + \Delta cpi_t + \Delta cpi_{t-2} + \Delta cpi_{t-4} + \epsilon$	-0.1795*** (0.061)
2	$e = \beta + X_{electro} + Y + i + cpi + \varepsilon$	$\Delta e = \alpha + \varepsilon_{t-1} + \Delta X_{electro_t} + \Delta cpi_t + \Delta cpi_{t-4} + \epsilon$	-0.2298*** (0.059)

Suomelle mallit esittävät efektiivisen valuutan tasapainottumisen vauhdiksi jopa 18 % ja 23 % kvartaalissa. Ne ovat siis suuremmat kuin Norjan kohdalla, mikä on mielenkiintoista ja epäintuitiivista suhteessa valuuttojen ominaisuuksiin. Muuttujista kuluttajahinnat on Suomenkin valuuttakurssia eniten määrittävä tekijä, joten kotimaan hintakehityksen voidaan tulkita olevan hyvin merkityksellinen valuuttakurssin kannalta. Mallissa 2 parametrien karsinnan jälkeen jäljelle jäivät vain hintatason kaksi termiä sekä elektroniikkateollisuuden vienti. Tällä spesifioinnilla elektroniikkateollisuuden viennillä on siis todella ollut merkitystä efektiiviseen valuuttakurssiin, jopa enemmän kuin muulla bruttokansantuotteella. Tulos korostaa Nokian roolia Suomessa 1990-luvulta 2010-luvulle.

Taulukko 8 Suomen virheenkorjausmallien diagnostiikkaa.

Malli	Autokorrelaatio: Q-arvo (merk.)	Heteroskedas- tisuus: Whiten testi χ^2 (merk.)	Informaa- tiokriteerit: AIC/BIC	F-testi	Durbin- Watson
1	8.40 (0.077)	65.05 (0.475)	-5.91/-5.57	5.54***	1.50
2	6.62 (0.157)	1.59 (0.618)	-5.65/-5.54	9.52***	1.44

Mallinnusta tehtiin myös euron ja dollarin välisellä kurssilla, mutta spesifioinnit olivat diagnostiikan osalta huonompia kuin efektiivisellä kurssilla tehdyt vastaavat. Esimerkiksi Q-arvot osoittivat jäännösten olevan autokorreloituneita. Virheenkorjaustermin arvot olisivat näissä olleet maltillisempia, 11–17 % välillä kvartaalia kohden. Taulukon 8 diagnostiikasta huomataan, että myöskään efektiiviselle kurssille tehdyt virheenkorjausmallit eivät autokorrelaation osalta olleet aivan yhtä hyviä kuin Norjan mallit.

7 JOHTOPÄÄTÖKSET

Mallinnuksia ja niistä saatuja tuloksia saatiin paljon, eikä kaikkia olla edes esitelty tässä. Käydään lopuksi läpi työn keskeisin anti ja se, miten tulokset asemoituvat suhteessa aiempaan kirjallisuuteen.

Norjassa öljyalan arvoa käyttäen tehdyt mallinnukset puhuvat sen puolesta, että valuutta toimii ennemmin shokkeja vahvistavana tekijänä, kuin niiden tasaajana. Valuutan arvo laskee, kun öljyalan arvo nousee. Kun malleissa shokit oletetaan symmetrisiksi, niin öljyalan lasku tietäisi valuutan arvonnousua. Tämä tulos ei olisi ollut perusteltavissa valitsemamme teoriakehikön pohjalta, mutta alan kirjallisuudessa valuutan shokkeja voimistava vaikutus ei ole ollut tavaton tulos. Esimerkiksi Bjørnland ja Thorsrud (2016) ovat havainneet kruunun kurssin olleen aiempaa myötäsyklisempi 2000-luvulla, kun valuutta on ollut vapaassa kellunnassa.

VAR-mallinnusten perusteella oletus korkopariteetista ei tällä aineistolla vaikuta pitävän paikkaansa ainakaan lyhyellä aikavälillä Norjassa eikä Suomessa. Tämä on ollut yleinen tulos tutkimuksessa myös laajemmalti (Chinn 2006). Koron ja valuutan välisen mekaniikan toimimattomuus aineistolla vesitti osaltaan teoriapohjan mukaisen päättelyketjun molempien maiden osalta. On mielenkiintoista, että vaikka mekanismit valuutan ja koron suhteesta eivät vastanneet Dornbuschin (1976) kehikkoa, tapahtuu makromuuttujien kesken joka tapauksessa sopeutumista, joka johtaa shokin tasapainottumiseen. Talouskasvututkimuksen klassinen ajatus siitä, että talous pyrkii pitkän ajan tasapainoonsa tai tasapainouralleen, saa siis tukea tässäkin työssä.

Norjan osalta tulosten tulkinta muuttui selvästi, kun öljyalan arvonnousuun sijaan alettiin tarkastella öljyn hintaa. Kruunun dollarikurssi oli hyvin herkkä reagoimaan öljyn hintaan, mikä vaikuttaa loogiselta graafiseen tarkasteluunkin peilaan. Noin 15 % lasku öljyn hinnassa sai viiden muuttujan VAR-mallissa aikaan noin kahden prosentin laskun kruunun dollarikurssissa. Tämä tulos vastaa teoriakehikkomme indikoimaa mekanismia valuutan shokkeja tasapainottavasta ominaisuudesta. Lienee siis hyvinkin mahdollista, että valuutan vaihtelu tasaa öljyn hinnan vaihtelua, johtaen öljyalan arvonnousuun melko stabiilina.

Toisaalta myös kruunun dollarikurssin shokilla oli vaikutuksensa öljyn hintaan. Noin neljän prosentin arvonnousu kruunussa nosti öljyn barrelihintaa dollareissa 5–10 %. Nousu voisi johtua Norjassa kallistuneista tuotantokustannuksista, mutta Norjan ollessa vain yksi öljyntuottaja muiden joukossa, voi valtaosa tästä vaikutuksesta johtua dollarin halpenemisestä, joka tietää öljykysynnän kasvua maailmanmarkkinoilla. Tämän vaikutuksen ovat havainneet ainakin Lizardo ja Mollick (2010).

Virheenkorjausmallinnuksen perusteella Norjan kruunun dollarikurssi tasapainottuu öljyalaan kohdistuvan shokin seurauksena noin kolmessa vuodessa ja efektiivinen valuuttakurssi hieman nopeammin. Tämä vastaa Akramin (2006) saamaa tulosta nopeudesta, jolla valuutta on palannut ostovoimapariteetin indikoimaan tasoonsa. Eniten Norjan valuuttakurssia öljyalan arvolla tehdyssä ECM-

mallinnuksessa määrittivät dollarikurssin kohdalla BKT, öljyala ja hintataso, sekä efektiivisen valuutan kohdalla selvästi enemmän korkotaso.

Öljyn hinnan kanssa tehdyssä mallinnuksessa valuutan tasapainotuksen kannalta tärkein muuttuja oli selvästi itse öljyn hinta. Lisäksi valuutan tasapainoon paluu oli nopeaa, täyden tasapainottumisen tapahtuessa puolentoista vuoden sisällä. Tämäkin tulos tukee hypoteesia siitä, että valuutta reagoi öljyn hintamuutoksiin ja potentiaalisesti tasaa niiden vaikutusta reaalityömarkkinoille. Aiemmin Ter Ellen ja Martinsenkin (2016) ovat todenneet, että kruunun ja öljyn hinnan välinen yhteys on viime vuosina kasvanut.

Suomen osalta valuutan jouston pitäisi teoriakehikkomme mukaan olla olematonta ja talouden kilpailukykymekanismin toimia hintojen mahdollisen jouston kautta. Aiempi tutkimus on kuitenkin löytänyt näyttöä siitä, että euromaiden reaalin valuuttakurssi sopeutuisi yhteisvaluuttaan liittymisen myötä jopa aiempaa nopeammin (Fidora, Giordano & Schmitz 2017, Bergin, Glick & Wu 2017).

Tässäkin tutkielmassa saatujen tulosten perusteella Suomen reaalin valuuttakurssi on reagoinut tuotantopuolen muutoksiin nimenomaan elektroniikkateollisuuden eli käytännössä Nokian osalta. Tiukasti Dornbusch -kehikossa pysyttäessä tämänkaltainen tulos ei olisi ollut mahdollinen, mutta kun VAR-mallinnukseen ei asetettu rajoitteita, niin valuutan joustoa näytti esiintyvän.

Suomessa valuutan arvon nousu on VAR-mallinnuksen mukaan nostanut myös elektroniikkaviennin arvoa sekä kokonaistuotantoa ja toisaalta lasku laskeutunut niitä. Se, voiko Nokian matkapuhelinten kova ja hintajoustamaton kysyntä toimia selityksenä, on yksi mahdollinen hypoteesi, jonka todennäköisyyteen on vaikea ottaa kantaa. On huomattava, että malleissa korkojen ja hintojen shokki-vaikutukset olivat suurempia tuotantoon ja elektroniikkaviennin, kuin valuutan shokit.

Elektroniikkaviennin nousu vaikuttaisi malleissa laskevan efektiivisen valuutan arvoa, mikä on erikoista. Voiko olla, että Nokian myynti on ollut niin vastasyklisiä muuhun Suomen tuotantoon ja euroalueeseen nähden, että valuuttakurssin reagointi on ollut sille suotuisaa? Vai onko ongelma sama kuin Norjan öljyalan arvoa käytettäessä, jolloin päädytään ajatukseen, että Nokian puhelinten keskihinta tai muu vastaava olisi ollut käyttökelpoisempi muuttuja aineistossa. Jatkotutkimuksen kannalta mielenkiintoinen tarkastelu voisikin olla esimerkiksi Suomen valuuttakurssimallinnus matkapuhelinten keskihintaa hyödyntäen.

Hintatason reaktioita verratessa Norjaan, olivat Suomessa hinnat suuremmassa roolissa. Tämä on Suomen kannalta hyvä, sillä valuuttajoustoa ei voida olettaa tapahtuvan yhtä paljon kuin kulluvalla valuutalla olisi mahdollista. Virheenkorjausmallien haasteeksi Suomen osalta osoittautui yhteisintegraation puute muuttujien välillä. Tehdyt estimoinnit osoittavat kuitenkin siihen suuntaan, että Suomessa efektiivisen valuuttakurssin paluu tasapainoon olisi ollut hyvinkin nopeaa ja tässä hinnat olisivat olleet avainasemassa.

Nämä tulemat vahvistavat aiemmin esitettyä näkemystä siitä, että valuuttakurssin joustamattomuus ja sen kautta potentiaalinen hintakilpailukyvyyn

puute eivät olisi olleet Nokian ongelma, vaan syyt yrityksen menestyksen hiipumiseen löytyvät jostain muualta, kuten on esitetty (OECD 2016b, Ali-Yrkkö 2017).

Tutkielmasta löytyy toki aihetta myös kritiikille. Valuuttakurssimallinnuksen toimivuus kyseenalaistettiin voimakkaasti jo 1980-luvulla (Meese & Rogoff 1983), mutta menetelmien kehittyminen on avannut uusia näkymiä (esim. Engel ym. 2007). Työssä käytetyt vektoriautoregressio sekä tasapainon virheenkorjausmallinnus ovat olleet alalla suosittuja menetelmiä, mutta nyt käytetyt versiot niistä sisältävät vähemmän rakenteellisia oletuksia kuin esitellyt vertaisarvioidut tutkimukset. Erityisesti VAR-mallien tarkempi spesifiointi rakenteellisiksi SVAR-malleiksi olisi mahdollistanut muun muassa öljyn hintavaikutusten epäsymmetrisyyden huomioinnin, kuluttajahintojen jäykkyyden lyhyellä aikavälillä sekä muut realistiset rajoitteet. Rajoitukset olisivat kiinnittäneet tulokset paremmin aiempaan kirjallisuuteen.

LÄHTEET

- Aastveit, K. A., Bjørnland, H. C., & Thorsrud, L. A. 2015. What drives oil prices? Emerging versus developed economies. *Journal of Applied Econometrics*, 30(7), 1013-1028.
- Abuaf, N., & Jorion, P. 1990. Purchasing power parity in the long run. *The Journal of Finance*, 45(1), 157-174.
- Ahtiala, P. 1997. Rahaliitto ja Suomi. *Kansantaloudellinen aikakauskirja*, 93vsk. 2/1997, 399-407.
- Akram, Q. F. 2004. Oil prices and exchange rates: Norwegian evidence. *The Econometrics Journal*, 7(2), 476-504.
- Akram, Q. F. 2006. PPP in the medium run: The case of Norway. *Journal of Macroeconomics*, 28(4), 700-719.
- Ali-Yrkkö, J. 2010. *Nokia and Finland in a Sea of Change*. Taloustieto Oy.
- Ali-Yrkkö, J., Lehmus, M., Rouvinen, P., & Vihriälä, V. 2017. *Riding the Wave: Finland in the Changing Tides of Globalisation*. Taloustieto Oy.
- Alstadheim, R. 2016. Exchange regimes in Norway 1816-2016. Staff Memo 15/2016. Norges Bank.
- Artis, M., & Ehrmann, M. 2006. The exchange rate – A shock-absorber or source of shocks? A study of four open economies. *Journal of International Money and Finance*, 25(6), 874-893.
- Bergin, P. R., Glick, R., & Wu, J. L. 2017. “Conditional PPP” and real exchange rate convergence in the euro area. *Journal of International Money and Finance*, 73, 78-92.
- Bjørnland, H. 1998. The economic effects of North Sea oil on the manufacturing sector. *Scottish Journal of Political Economy*, 45(5), 553-585.
- Bjørnland, H. 2004. The role of the exchange rate as a shock absorber in a small open economy. *Open economies review*, 15(1), 23-43.
- Bjørnland, H., & Thorsrud, L. 2014. What is the effect of an oil price decrease on the Norwegian economy. Norges Bank.
- Bjørnland, H., & Thorsrud, L. 2016. Commodity prices and fiscal policy design: Procyclical despite a rule.
- Broda, C. 2001. Coping with terms-of-trade shocks: pegs versus floats. *American Economic Review*, 91(2), 376-380.
- Broda, C. 2004. Terms of trade and exchange rate regimes in developing countries. *Journal of International economics*, 63(1), 31-58.
- Brown, S., & Yücel, M., 2008. What drives natural gas prices? *The Energy Journal*, 29(2), 45-60.
- Cheung, Y. W., Chinn, M. D., & Pascual, A. G. 2005. Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive?. *Journal of international money and finance*, 24(7), 1150-1175.
- Chinn, M. D. 2006. The (partial) rehabilitation of interest rate parity in the floating rate era: Longer horizons, alternative expectations, and emerging markets. *Journal of International Money and Finance*, 25(1), 7-21.

- Copeland, L. S. 2016. Exchange rates and international finance (6th ed.). Harlow, England : New York: Financial Times Prentice Hall.
- Dąbrowski, M. A., & Wroblewska, J. 2016. Exchange rate as a shock absorber in Poland and Slovakia: Evidence from Bayesian SVAR models with common serial correlation. *Economic Modelling*, 58, 249-262.
- Edwards, S., & Yeyati, E. L. 2005. Flexible exchange rates as shock absorbers. *European Economic Review*, 49(8), 2079-2105.
- Eichengreen, B. 1992. Is Europe an optimum currency area?. In *The European Community after 1992* (pp. 138-161). Palgrave Macmillan UK.
- Eichengreen, B., & Hausmann, R. 1999. Exchange rates and financial fragility. National bureau of economic research.
- Engel, C., Mark, N. C., West, K. D., Rogoff, K., & Rossi, B. 2007. Exchange Rate Models Are Not as Bad as You Think. *NBER Macroeconomics annual*, 22, 381-473.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. 1987. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 251-276.
- El Anshasy, A. A., & Bradley, M. D. 2012. Oil prices and the fiscal policy response in oil-exporting countries. *Journal of Policy Modeling*, 34(5), 605-620.
- Fidora, M., Giordano, C., & Schmitz, M. (2017). Real exchange rate misalignments in the euro area. ECB Working Paper, No. 2108.
- Frankel, J. A., & Rose, A. K. 1998. The endogeneity of the optimum currency area criteria. *The Economic Journal*, 108(449), 1009-1025.
- Freystätter, H. & Mattila, V-P. 2011. Finanssikriisin vaikutuksista Suomen talouteen. BoF Online 1/2011. Suomen Pankin rahapolitiikka- ja tutkimusosasto.
- Freystätter, H. 2012. Rahoitusmarkkinasokit, velkadynamiikka ja pienen avotalousen sopeutumismekanismit. BoF Online 8/2012. Suomen Pankin rahapolitiikka- ja tutkimusosasto.
- Granger, C. W., & Newbold, P. 1974. Spurious regressions in econometrics. *Journal of econometrics*, 2(2), 111-120.
- Gylfason, T. 2001. Natural resources, education, and economic development. *European economic review*, 45(4-6), 847-859.
- Habib, M. M., & Kalamova, M. M. 2007. Are there oil currencies? The real exchange rate of oil exporting countries. Working paper series No. 839. European Central Bank.
- Hamilton, J. D. 2009. Causes and Consequences of the Oil Shock of 2007-08. National Bureau of Economic Research.
- Hayashi, F. 2000. *Econometrics*. Princeton University Press.
- Holden, S. 2013. Avoiding the resource curse the case Norway. *Energy Policy*, 63, 870-876.
- Hosking, J. R. M. 1981. Equivalent forms of the multivariate portmanteau statistic. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 261-262.

- Ivanov, V., & Kilian, L. 2005. A practitioner's guide to lag order selection for VAR impulse response analysis. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 9(1).
- Jiménez-Rodríguez, R. & Sánchez, M. 2005. Oil price shocks and real GDP growth: empirical evidence for some OECD countries. *Applied economics*, 37(2), 201-228.
- Johansen, S. 1995. Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models. Oxford University Press on Demand.
- Kilian, L. 2009. Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *American Economic Review*, 99(3), 1053-69.
- Kilian, L., & Murphy, D. P. 2014. The role of inventories and speculative trading in the global market for crude oil. *Journal of Applied Econometrics*, 29(3), 454-478.
- Kilponen, J. 2015. Fiskaalisen devalvaation dynaamisista vaikutuksista. *Euro & Talous, Suomen Pankin ajankohtaisia artikkeleita taloudesta*.
- Kirchgässner, G. & Wolters, J. 2007. Introduction to Modern Time Series Analysis. Springer Berlin Heidelberg New York.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root?. *Journal of econometrics*, 54(1-3), 159-178.
- Lizardo, R. A., & Mollick, A. V. 2010. Oil price fluctuations and US dollar exchange rates. *Energy Economics*, 32(2), 399-408.
- Lütkepohl, H. 1985. Comparison of criteria for estimating the order of a vector autoregressive process. *Journal of time series analysis*, 6(1), 35-52.
- Makin, A. J. 2013. Commodity prices and the macroeconomy: an extended dependent economy approach. *Journal of Asian Economics*, 24, 80-88.
- Meese, R. A., & Rogoff, K. 1983. Do they fit out of sample?. *Journal of international economics*, 14, 3-24.
- Mika, A. 2017. Home sweet home: the home bias in trade in the European Union. ECB Working Paper Series No. 2046, April 2017.
- Mundell, R. A. 1961. A theory of optimum currency areas. *The American economic review*, 51(4), 657-665.
- Mundell, R. A. 1997. Currency areas, common currencies, and EMU. *The American Economic Review*, 87(2), 214-216.
- Newey, W. K., & West, K. D. 1987. Hypothesis testing with efficient method of moments estimation. *International Economic Review*, 777-787.
- Oksanen, H. 2017. Euro ja Suomi politiikan ja talousoppien valossa. *Kansantaloudellinen aikakauskirja 2/2017*, 183-205.
- Phillips, P. C., & Perron, P. 1988. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- Rogoff, K. 1996. The purchasing power parity puzzle. *Journal of Economic literature*, 34(2), 647-668.

- Saborowski, C. 2009. Capital inflows and the real exchange rate: can financial development cure the Dutch disease? (Vol. 9). International Monetary Fund.
- Sala-i-Martin, X., & Sachs, J. 1991. Fiscal federalism and optimum currency areas: evidence for Europe from the United States. National Bureau of Economic Research.
- Ter Ellen, S. 2016. Nonlinearities in the relationship between oil price changes and movements in the Norwegian Krone. Staff Memo 18/2016, Norges Bank.
- Ter Ellen, S. & Martinsen, K. 2016. Oil Price shocks and the Norwegian effective exchange rate – an SVAR approach. Staff Memo 16/2016, Norges Bank.
- Villar, J. A., & Joutz, F. L. 2006. The relationship between crude oil and natural gas prices. Energy Information Administration, Office of Oil and Gas, 1-43.
- White, H. 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 817-838.

Muut WWW-LÄHTEET:

- BIS 2018. Kansainvälisen järjestelypankin www-sivujen aineisto. Excel-
taulukko. Viitattu 21.6.2018.
URL: <https://www.bis.org/statistics/eer.htm?m=6%7C381%7C676>
- Doan, J., 2018. VAR-mallin viiverakenteen valintamenetelmän kuvaus
Estima.com -sivun RATSHelp -osiossa. Viitattu 7.6.2018.
URL:
<https://estima.com/ratshelp/index.html?varlagselectprocedure.html>
- Estima 2018, 1. Monimuuttujamallin Q-testin (Hosking 1981) menetelmäkuvaus
Estima.com -sivun RATSHelp -osiossa. Viitattu 18.5.2018.
URL: <https://estima.com/ratshelp/index.html?mvqstatprocedure.html>
- Folketrygdfondet, 2017. Folketrygdfondetin sivut. Viitattu 25.8.2017.
URL: http://www.folketrygdfondet.no/?lang=en_GB
- GPFA 2005, Government Pension Fund Act. Viitattu 25.8.2017.
URL (Norjaksi): <https://lovdata.no/dokument/NL/lov/2005-12-21-123?q=lov+om+statens+pensjonsfond>
URL (Epävirallinen käännös englanniksi): <https://www.nbim.no/en/the-fund/governance-model/government-pension-fund-act/>
- SWFI 2018. Viitattu 20.10.2018.
URL: <https://www.swfinstitute.org/sovereign-wealth-fund-rankings/>
- NBIM 2018: Norjan keskuspankin varainhoito-osasto. Viitattu 22.8.2018.
URL: <https://www.nbim.no/en/the-fund/market-value/>
- Maaailmanpankki 2018. Viitattu 3.11.2018.
URL:
<https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CD?locations=FX>

- Norsk Petroleum 2017. Viitattu 30.12.2017.
 URL: <http://www.norskpetroleum.no/en/production-and-exports/exports-of-oil-and-gas/>
- Norwks Petroleum 2018. Viitattu 22.8.2018.
 URL: <https://www.norskpetroleum.no/okonomi/statens-inntekter/>
- OECD 2016a: Norjan maaraportti. Viitattu 28.11.2018.
 URL: http://www.keepeek.com/Digital-Asset-Management/oecd/economics/oecd-economic-surveys-norway-2016_eco_surveys-nor-2016-en#.Wi6G-6JBHus#page4
- OECD 2016b: Suomen maaraportti. Viitattu 28.11.2018.
 URL: <https://www.oecd.org/eco/surveys/Overview-OECD-Finland-2016.pdf>
- OECD 2017: OECD:n www-sivut. Viitattu 28.11.2018.
 URL: <https://data.oecd.org/>
- Statistics Norway 2017. Viitattu 30.12.2017.
 URL:
<https://www.ssb.no/statistikkbanken/selectvarval/Define.asp?subjectcode=&ProductId=&MainTable=KNRProduksjonInnt&nvl=&PLanguage=1&nyTmpVar=true&CMSSubjectArea=nasjonalregnskap-og-konjunkturer&KortNavnWeb=knr&StatVariant=&checked=true>
- Tilastokeskus 2017. Suomen virallinen tilasto (SVT): Tavaroiden ja palveluiden ulkomaankauppa 2. vuosineljännes 2017, Liitetaulukko 3. Maksutaseen mukainen ulkomaankauppa alueittain, milj. euroa . Helsinki: Tilastokeskus. Viitattu: 6.4.2018.
 URL: http://www.stat.fi/til/tpulk/2017/02/tpulk_2017_02_2017-09-22_tau_003_fi.html

AINEISTOLÄHTEET:

- Federal Reserve Bank of St. Louis Economic Research (FRED). Viitattu 28.11.2018.
 URL: <https://fred.stlouisfed.org/>
- Norjan öljyalan arvo. Viitattu 28.11.2018.
 URL:
<https://www.ssb.no/statistikkbanken/selectvarval/Define.asp?subjectcode=&ProductId=&MainTable=KNRProduksjonInnt&nvl=&PLanguage=1&nyTmpVar=true&CMSSubjectArea=nasjonalregnskap-og-konjunkturer&KortNavnWeb=knr&StatVariant=&checked=true>
- Norjan I44 -valuuttakurssi. Viitattu 28.11.2018.
 URL: http://www.norges-bank.no/en/Statistics/exchange_rates/currency/I44
- Suomen nimellinen efektiivinen valuuttakurssi. Viitattu 28.11.2018.
 URL: <https://www.bis.org/statistics/eer.htm?m=6%7C381%7C676>
- Suomen sähkö- ja elektroniikkateollisuuden vientiliikevaihto. Viitattu 28.11.2018.

URL:

http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/pxweb/fi/StatFin/StatFin_teo_tlv/statfin_tlv_pxt_112d.px/?rxid=b3741b44-3238-4b6b-84de-c08d63144321

LIITTEET

Taulukko 9 Norjan aineisto

Muuttuja	Selite	Lähde	Tason ADF t-arvo	Muutoksen ADF t-arvo
Valuuttakurssi USDNOK	USA:n dollarin ja Norjan kruunun välinen spot-hinta. Dollaria/kruunu.	FRED St. Louis -tietokanta	-1.4746	-8.8264***
Valuuttakurssi I44	Norjan nimellinen, efektiivinen valuuttakurssi (I44). 1995=100.	Norges Bank	-1.9726	-10.0793***
BKT	Norjan reaalin bruttokansantuote vuoden 2010 kruunuina.	FRED St. Louis -tietokanta	-2.5774	-13.6589***
Öljyala	Norjan öljy- ja kaasualan tuotannon sekä niihin välittömästi liittyvien palveluiden arvo vuoden 2015 kruunuina.	Statistics Norway	-1.5343	-11.7421***
BKT ilman öljyä	Norjan BKT vähennettynä öljyalan arvolla.	Luotu muista	-2.8572*	-12.1026***
M1 -rahämäärä	Norjan M1-rahämäärä kruunuina.	Luotu muista	0.4969	-9.7047***
CPI, kuluttajahintaindeksi	Norjan kuluttajahintaindeksi. 2010=100.	FRED St. Louis -tietokanta	-0.2168	-11.0305***
Korko	Norjan pankkien välinen korko kolmen kuukauden talletukselle. Prosenttia vuodessa.	FRED St. Louis -tietokanta	-1.9457	-5.5795***
Öljyn hinta	Brent-raakaöljyn maailmanmarkkinahinta, dollaria.	FRED St. Louis-tietokanta	-1.5309	-7.6676***

ADF-testin t-testisuureen merkitsevyystasot, kun n=100: 10 % -2.58*, 5 % -2.89** ja 1 % -3.51***. Muuttujien taso- ja muutossarjoista muut paitsi korko ovat logaritimuunnoksia. Muutos tarkoittaa muutosta edelliseen kvartaaliin.

Taulukko 10 Suomen aineisto

Muuttuja	Selite	Lähde	Tason ADF t-arvo	Muutoksen ADF t-arvo	Tason ja muutoksen KPSS t-arvot
Valuuttakurssi (LS)	Suomen nimellisen efektiivinen valuuttakurssi. 2010=100. Nousu tarkoittaa valuuttakurssin vahvistumista.	Kansainvälinen järjesty pankki BIS.	-1.4926	-7.9384***	1.413310*** / 0.047437
BKT (LY)	Suomen reaalin bruttokansantuote. Vuoden 2010 hinnoissa, euroina.	FRED St. Louis -tietokanta	-3.7061***	-7.1315***	1.577414*** / 0.875050***
M1 -rahämäärä (LM1)	Euroalueen M1- raha-aggregaatti. Euroina.	FRED St. Louis -tietokanta	-0.4904	-6.6006***	1.909235*** / 0.122605
Kuluttajahinnat (LCPI)	Suomen kuluttajahintaindeksi. 2010=100.	FRED St. Louis -tietokanta	-0.8265	-3.7757***	1.892851*** / 0.100195
Korko (IR)	Suomen pankkienvälinen korko kolmen kuukauden talletukselle. Prosenttia vuodessa.	FRED St. Louis -tietokanta	-2.2669*	-5.1097***	1.410391*** / 0.048583
Elektroniikkavienti (LX-ELECTRO)	Sähkö- ja elektroniikkateollisuuden vientiliikkeen vaihdon indeksi. 2010=100.	Tilastokeskus	-3.4685**	-12.4012***	0.558967** / 0.875050***

ADF-testin t-testisuureen merkitsevyystasot, kun n=100: 10 % -2.58*, 5 % -2.89** ja 1 % -3.51***. KPSS-testin t-testisuureen merkitsevyystasot, kun n=91: 10 % 0.347, 5 % 0.463 ja 1 % 0.739. Muuttujien taso- ja muutossarjoista muut paitsi korko ovat logaritimuunnoksia. Muutos tarkoittaa muutosta suhteessa edelliseen kvartaaliin (erotus).

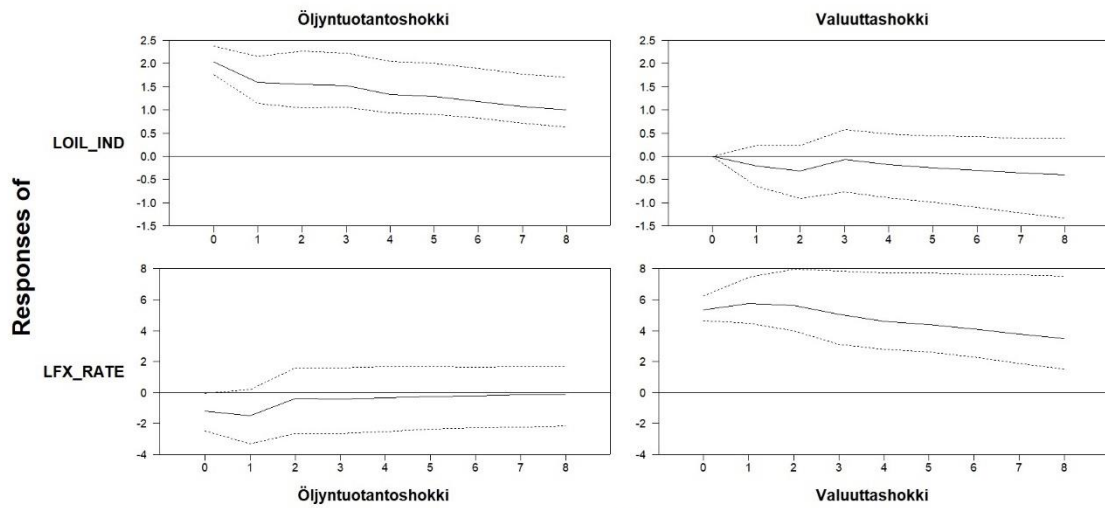
Taulukko 11 Norjan tasapainon virheenkorjausmallien tulokset

Malli		Sopeutumistermi ε_{t-1}
1	$s = \beta + OIL_Y + Y_{no\ oil} + m + i + cpi + \varepsilon$	
	$\Delta s = \alpha + \varepsilon_{t-1} + \Delta OIL_{Y_t} + \Delta OIL_{Y_{t-1}} + \Delta Y_{no\ oil_t} + \Delta Y_{no\ oil_{t-1}} + \Delta m_{t-1} + \Delta m_{t-3} + \Delta i_{t-1} + \Delta cpi_t + \Delta cpi_{t-1} + \Delta cpi_{t-2} + \Delta cpi_{t-3} + \Delta cpi_{t-4} + \varepsilon$	-0.086* (0.046)
2*	$s = \beta + OIL_Y + Y_{no\ oil} + i + cpi + \varepsilon$	
	$\Delta s = \alpha + \varepsilon_{t-1} + \Delta OIL_{Y_t} + \Delta Y_{no\ oil_t} + \Delta Y_{no\ oil_{t-1}} + \Delta cpi_t + \Delta cpi_{t-1} + \Delta cpi_{t-2} + \Delta cpi_{t-3} + \varepsilon$	-0.088** (0.041)
3	$e = \beta + OIL_Y + Y_{no\ oil} + m + i + cpi + \varepsilon$	
	$\Delta e = \alpha + \varepsilon_{t-1} + \Delta OIL_{Y_{t-2}} + \Delta OIL_{Y_{t-3}} + \Delta Y_{no\ oil_{t-1}} + \Delta Y_{no\ oil_{t-4}} + \Delta m_{t-2} + \Delta m_{t-3} + \Delta m_{t-4} + \Delta i_t + \Delta i_{t-1} + \Delta i_{t-2} + \Delta i_{t-3} + \Delta cpi_t + \Delta cpi_{t-1} + \Delta cpi_{t-2} + \Delta cpi_{t-3} + \Delta cpi_{t-4} + \varepsilon$	-0.145** (0.062)
4*	$e = \beta + OIL_Y + Y_{no\ oil} + i + cpi + \varepsilon$	
	$\Delta e = \alpha + \varepsilon_{t-1} + \Delta OIL_{Y_{t-2}} + \Delta OIL_{Y_{t-3}} + \Delta Y_{no\ oil_{t-1}} + \Delta Y_{no\ oil_{t-4}} + \Delta i_t + \Delta i_{t-1} + \Delta i_{t-2} + \Delta i_{t-3} + \Delta cpi_{t-1} + \Delta cpi_{t-2} + \Delta cpi_{t-3} + \Delta cpi_{t-4} + \varepsilon$	-0.138*** (0.050)
5	$s = \beta + P_{OIL} + Y + m + i + cpi + \varepsilon$	
	$\Delta s = \alpha + \varepsilon_{t-1} + \Delta P_{OIL_t} + \Delta P_{OIL_{t-2}} + \Delta P_{OIL_{t-4}} + \Delta Y_t + \Delta Y_{t-1} + \Delta m_{t-1} + \Delta m_{t-3} + \Delta i_t + \Delta cpi_t + \Delta cpi_{t-1} + \Delta cpi_{t-2} + \Delta cpi_{t-3} + \varepsilon$	-0.176*** (0.056)
6	$e = \beta + P_{OIL} + Y + m + i + cpi + \varepsilon$	
	$\Delta e = \alpha + \varepsilon_{t-1} + \Delta P_{OIL_t} + \Delta P_{OIL_{t-1}} + \Delta P_{OIL_{t-3}} + \Delta P_{OIL_{t-4}} + \Delta Y_{t-3} + \Delta i_{t-1} + \Delta i_{t-2} + \Delta i_{t-3} + \Delta cpi_{t-3} + \varepsilon$	-0.217*** (0.069)

Norjan impulssivastekuvaajia

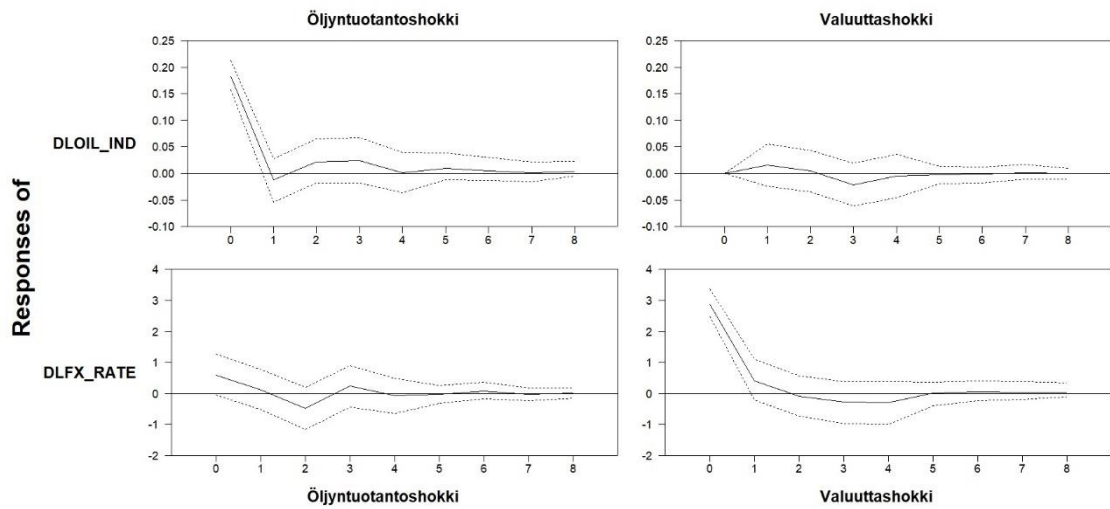
VAR-malli, 2 muuttujaa ja 4 viivettä. Muuttujat öljyalan arvo LOIL_IND ja USD/NOK -valuuttakurssi LFX_RATE. Tasot.

$$y_t = [OIL_{Y_t} \ s_t] \quad (5)$$



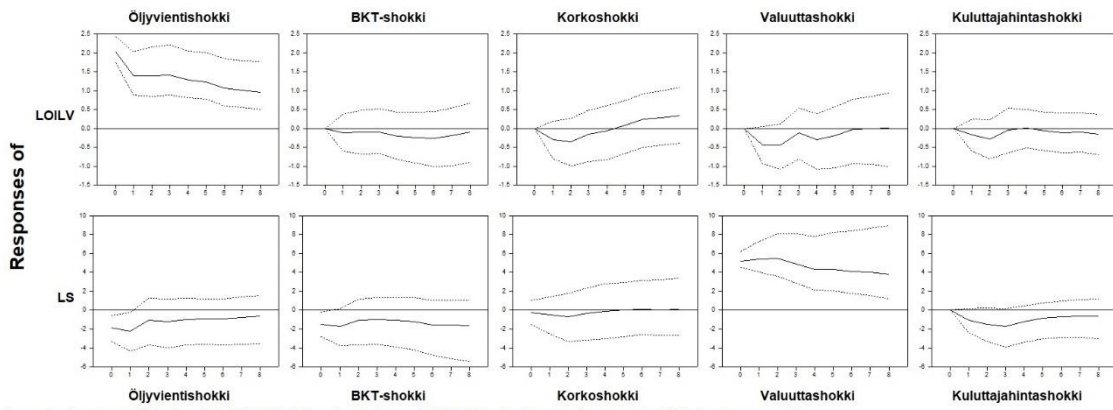
Differenssit.

$$y_t = [\Delta OIL_{Y_t} \Delta s_t] \quad (6)$$

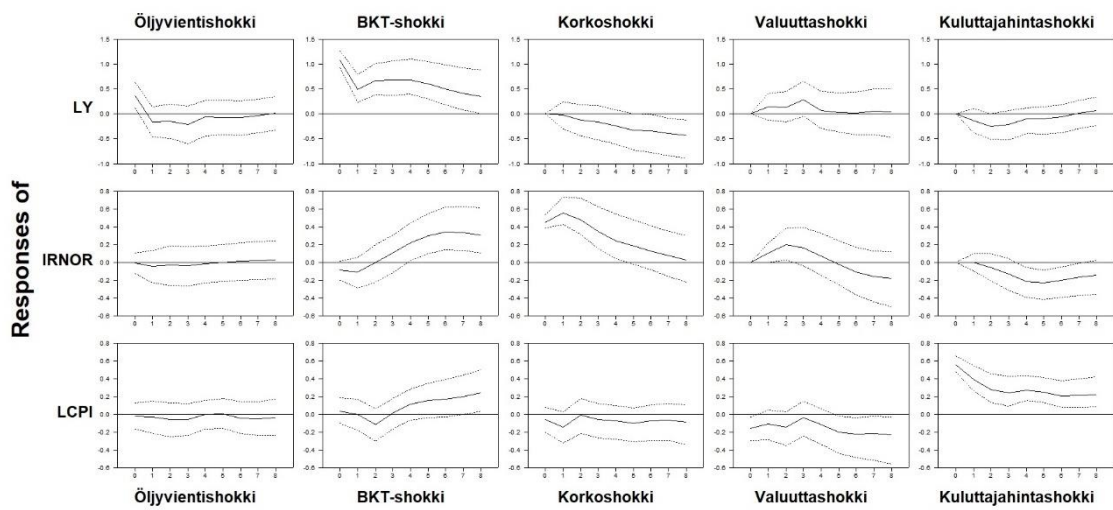


VAR-malli, 5 muuttujaa ja 4 viivettä. Muuttujat öljyalan arvo LOILV, öljystä puhdistettu tuotanto LY, korko IRNOR, USD/NOK -valuuttakurssi LS ja hintataso LCPI. Tasot.

$$y_t = [OIL_{Y_t} Y_{no\ oil_t} i_t s_t cpi_t] \quad (7)$$

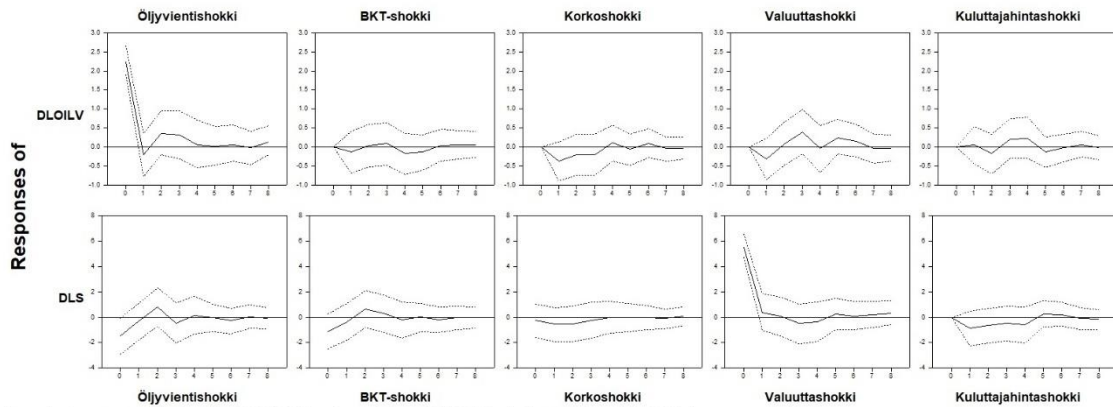


Impulssivasteet: Öljyvienti ja USDNOK-valuuttakurssi. VAR(5), 4 viivettä, log tasot. 95 % luottamusväliit.

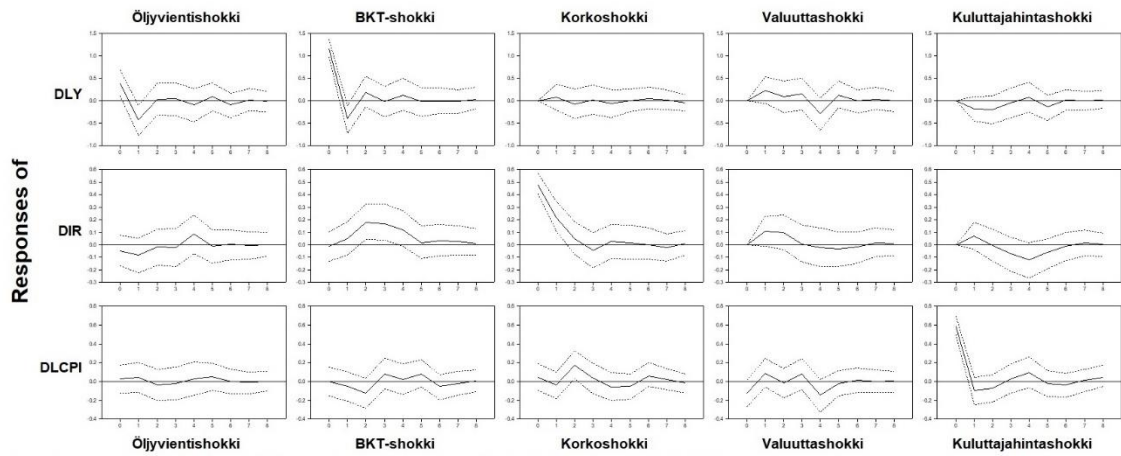


Impulssivasteet: BKT ilman öljyä, korko ja hinnat. Var(5), 4 viivettä, log tasot. 95 % luottamusväliit.

Sama differensseillä.



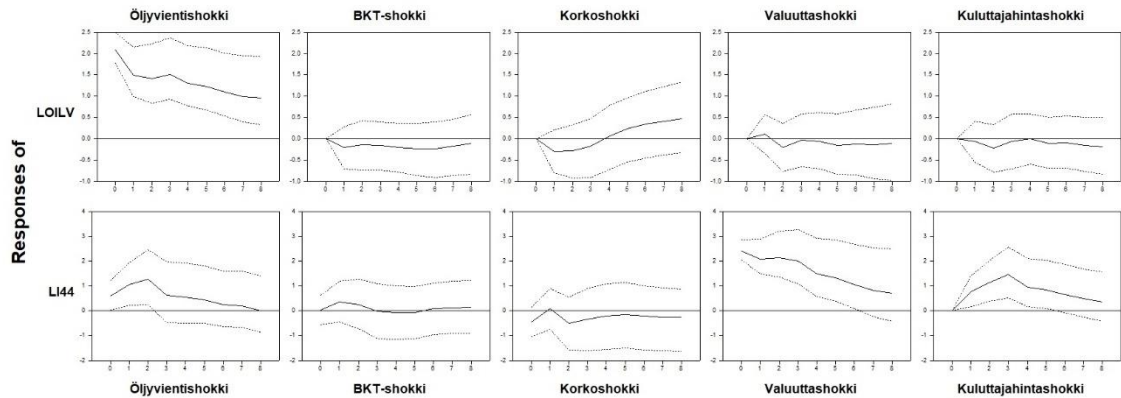
Impulssivasteet: Öljyvienti ja USDNOK-valuuttakurssi. VAR(5), 4 viivettä, log diff. 95 % luottamusväliit.



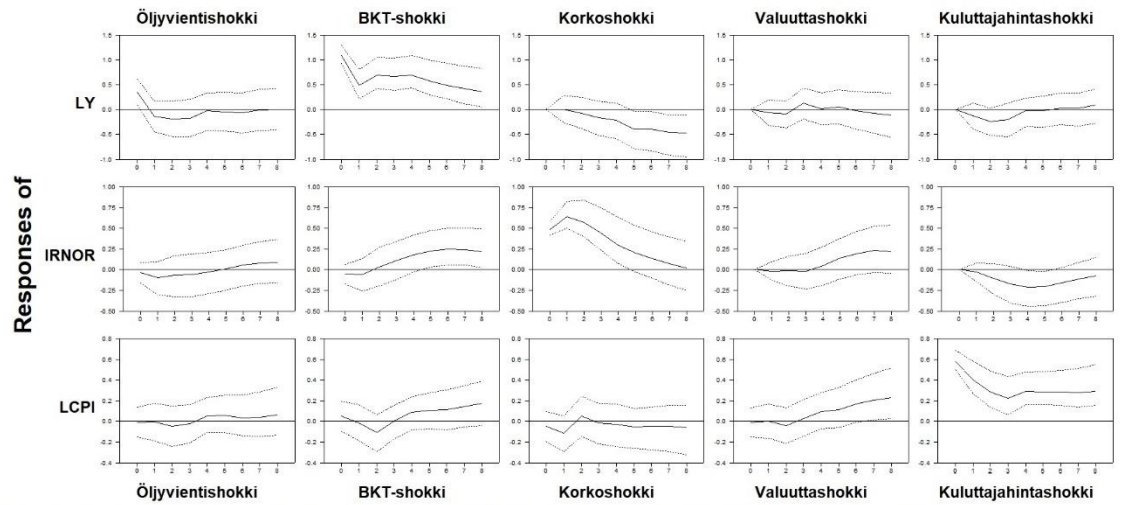
Impulssivasteet: BKT ilman öljyä, korko ja hinnat. Var(5), 4 viivettä, log diff. 95 % luottamusväliä.

VAR-malli, 5 muuttujaa ja 4 viivettä. Muuttujat öljyalan arvo LOILV, öljystä puhdistettu tuotanto LY, korko IRNOR, I44 -valuuttakurssi LI44 ja hintataso LCPI. Tasot.

$$y_t = [OIL_y_t \ Y_{no\ oil_t} \ i_t \ e_t \ cpi_t] \tag{8}$$



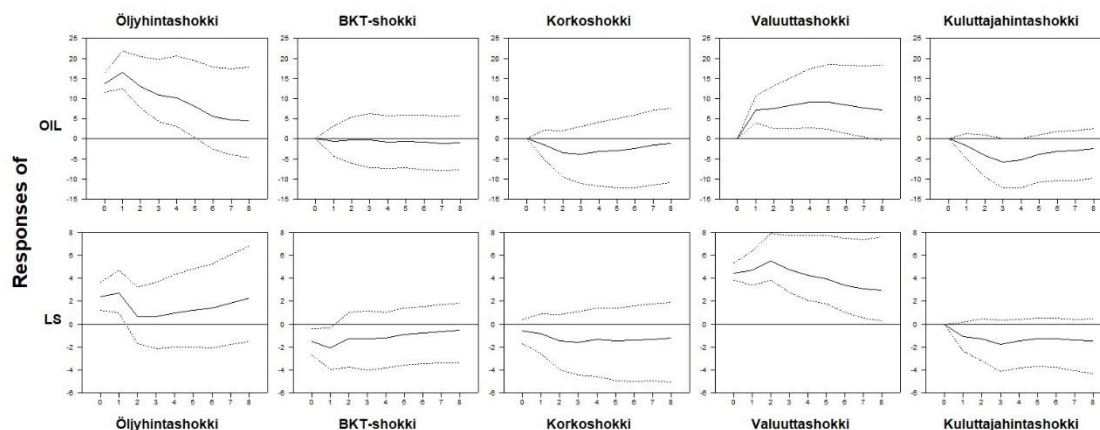
Impulssivasteet: Öljyvienti ja I44-valuuttakurssi. VAR(5), 4 viivettä, log tasot. 95 % luottamusväliä.



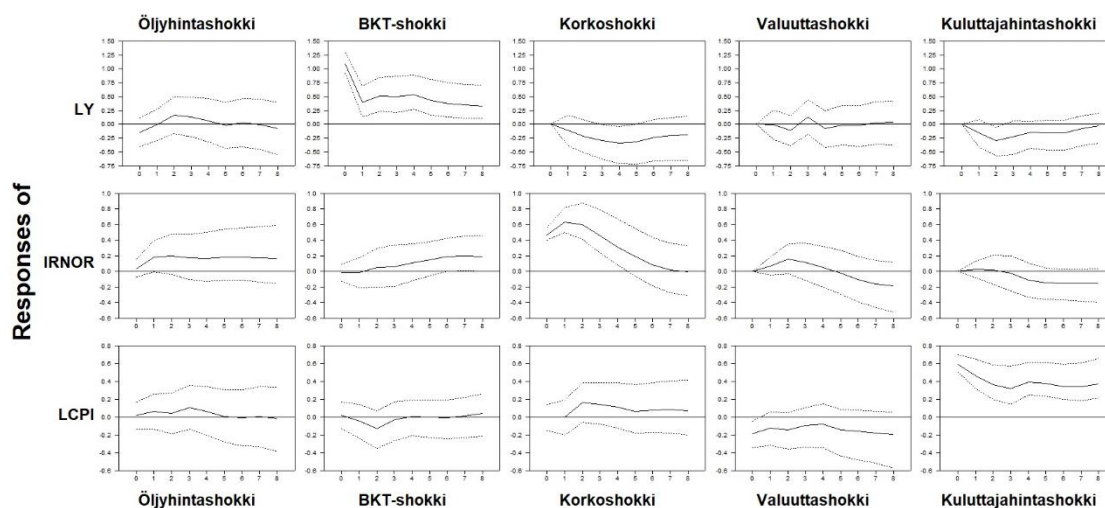
Impulssivasteet: BKT ilman öljyä, korko ja hinnat. Var(5), 4 viivettä, log tasot. 95 % luottamusväliä.

VAR-malli, 5 muuttujaa ja 4 viivettä. Muuttujat öljyn hinta OIL, tuotanto LY, korko IRNOR, USD/NOK -valuuttakurssi LS ja hintataso LCPI. Tasot.

$$y_t = [P_{OIL_t} Y_t i_t s_t cpi_t] \quad (13)$$

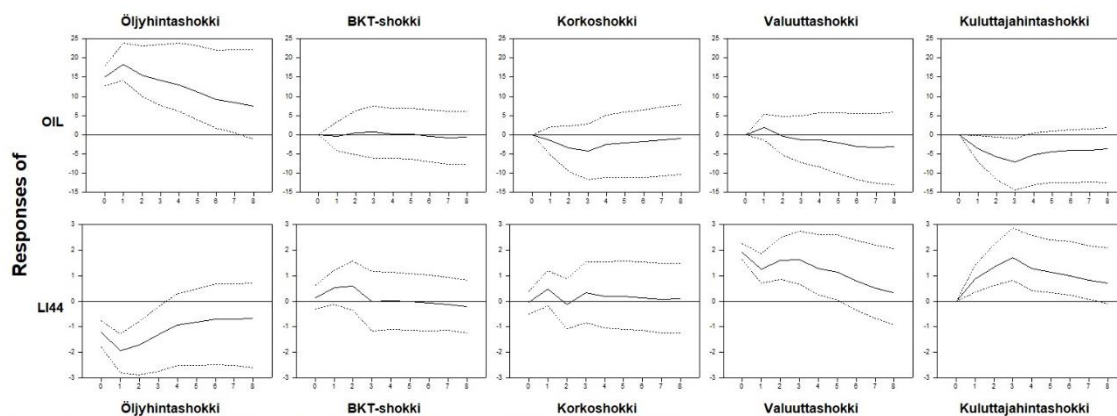


Impulssivasteet: Öljyn hinta ja USDNOK-valuuttakurssi. VAR(5), 4 viivettä, log tasot. 95 % luottamusvälit.

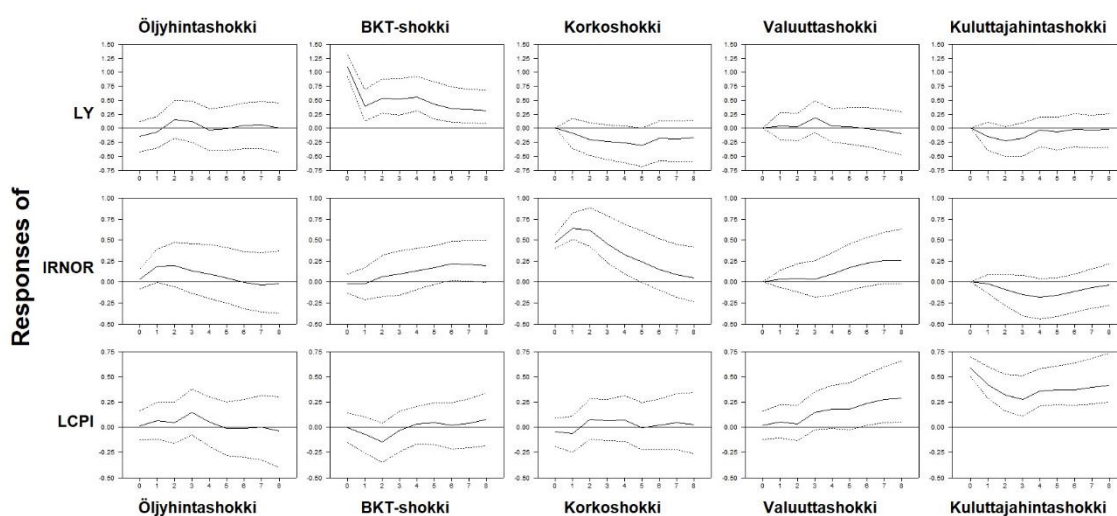


Impulssivasteet: BKT, korko ja hinnat. VAR(5), 4 viivettä, log tasot. 95 % luottamusvälit.

VAR-malli, 5 muuttujaa ja 4 viivettä. Muuttujat öljyn hinta OIL, tuotanto LY, korko IRNOR, I44 -valuuttakurssi LI44 ja hintataso LCPI. Tasot.



Impulssivasteet: Öljyn hinta ja I44-valuuttakurssi. VAR(5), 4 viivettä, log tasot. 95 % luottamusvälit.



Impulssivasteet: BKT, korko ja hinnat. VAR(5), 4 viivettä, log tasot. 95 % luottamusvälit.

Norjan varianssihajotelmia

VAR 5 muuttujaa, 4 viivettä, USD/NOK, tasot

Varianssihajotelma sarjalle LOILV

Step	Std Error	LOILV	LY	IRNOR	LS	LCPI
1	1.7244528	100.000	0	0	0	0
2	2.1558684	94.837	0.194	1.429	3.064	0.476
3	2.5186825	91.465	0.253	2.449	4.613	1.22
4	2.8018246	92.694	0.274	2.199	3.833	1.001
5	3.0220858	92.617	0.563	1.928	4.03	0.861
6	3.2149462	92.735	0.889	1.747	3.837	0.792
7	3.3548051	92.372	1.273	2.015	3.526	0.814
8	3.4812675	92.054	1.395	2.454	3.275	0.822
9	3.5937953	91.646	1.359	2.999	3.079	0.916

VAR 5 muuttujaa, 4 viivettä, USD/NOK, tasot

Varianssihajotelma sarjalle LS

Step	Std Error	LOILV	LY	IRNOR	LS	LCPI
1	4.9746043	10.169	6.346	0.152	83.332	0

2	7.3545633	11.236	6.855	0.444	79.877	1.588
3	8.9779252	8.546	5.657	0.796	81.827	3.173
4	10.1723291	7.625	5.07	0.712	81.897	4.696
5	10.9694247	7.148	5.077	0.616	82.138	5.022
6	11.7046149	6.747	5.252	0.542	82.606	4.854
7	12.3440098	6.509	5.893	0.496	82.491	4.611
8	12.9289125	6.192	6.533	0.455	82.429	4.391
9	13.4442788	5.903	7.143	0.425	82.307	4.221

VAR 5 muuttujaa, 4 viivettä, I44-kurssilla, tasot

Varianssihajotelma sarjalle LOILV

Step	Std Error	LOILV	LY	IRNOR	LI44	LCPI
1	1.78308303	100.000	0	0	0	0
2	2.22196088	97.845	0.625	1.296	0.168	0.065
3	2.55443162	96.162	0.717	1.879	0.627	0.616
4	2.87194492	96.373	0.804	1.790	0.512	0.521
5	3.08263427	96.452	1.045	1.576	0.475	0.453
6	3.27261365	95.823	1.328	1.789	0.582	0.478
7	3.42373492	94.860	1.568	2.438	0.635	0.499
8	3.55449698	93.694	1.625	3.366	0.712	0.603
9	3.67575224	92.438	1.602	4.449	0.731	0.781

VAR 5 muuttujaa, 4 viivettä, I44-kurssilla, tasot

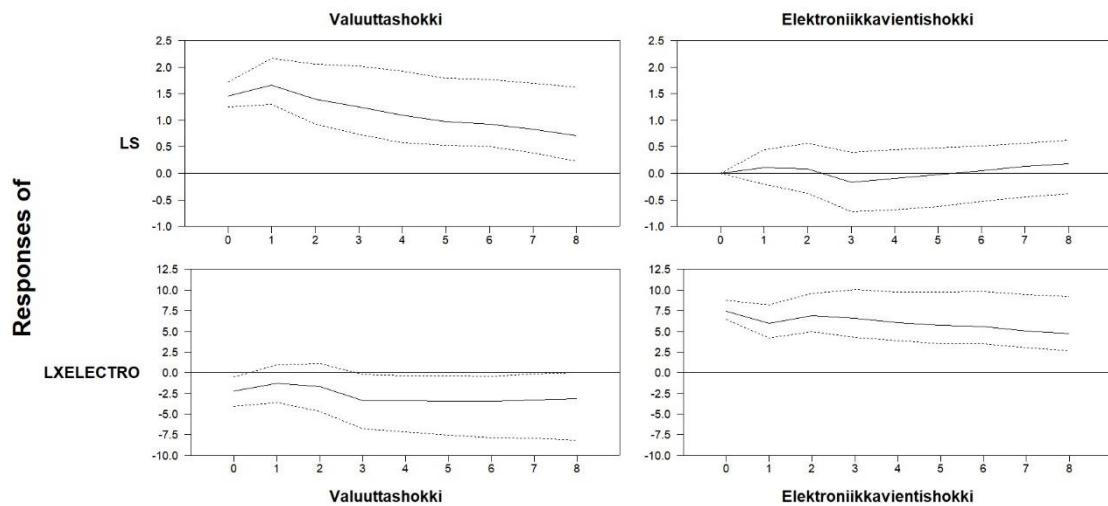
Varianssihajotelma sarjalle LI44

Step	Std Error	LOILV	LY	IRNOR	LI44	LCPI
1	2.18548711	5.666	0.013	3.138	91.184	0.000
2	3.07540845	11.346	0.999	1.627	81.255	4.773
3	3.91181726	14.743	0.974	2.243	72.403	9.636
4	4.50972122	12.562	0.735	2.117	69.365	15.221
5	4.79525145	12.054	0.667	2.000	68.629	16.650
6	5.00780565	11.662	0.626	1.902	68.304	17.505
7	5.13067664	11.295	0.611	1.948	68.155	17.991
8	5.20490866	11.086	0.636	2.082	68.078	18.118
9	5.25466069	10.879	0.680	2.242	68.077	18.122

Suomen impulssivastekuvaaja

VAR-malli, 2 muuttujaa ja 4 viivettä. Muuttujat elektroniikkateollisuuden vienti LXELECTRO ja efektiivinen valuuttakurssi LS. Tasot.

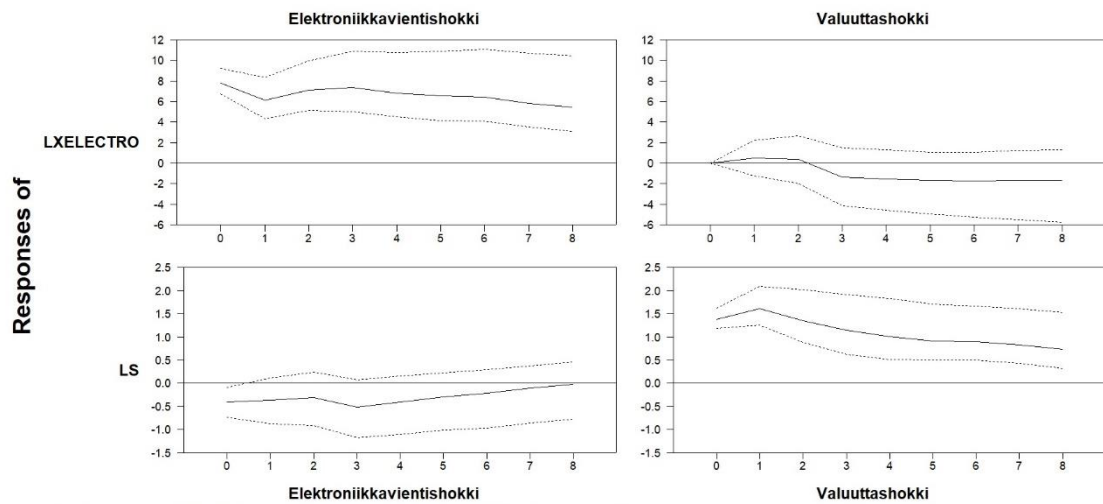
$$y_t = [X_{electro_t} s_t] \quad (17)$$



Impulssivasteet. VAR(2), 4 viivettä, log tasot. 95 % luottamusvälit.

Sama VAR-malli muuttujien toisella järjestyksellä.

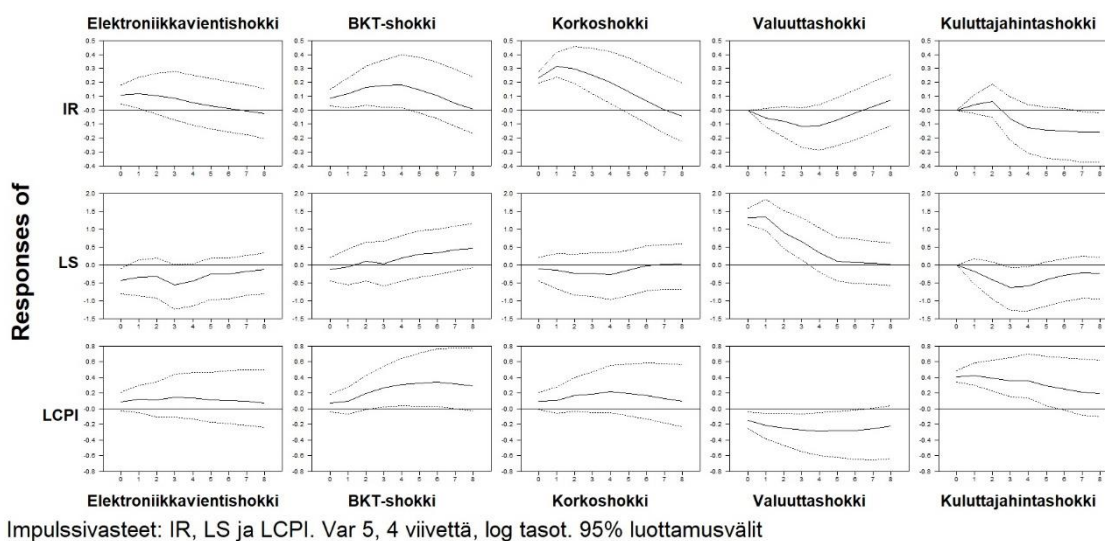
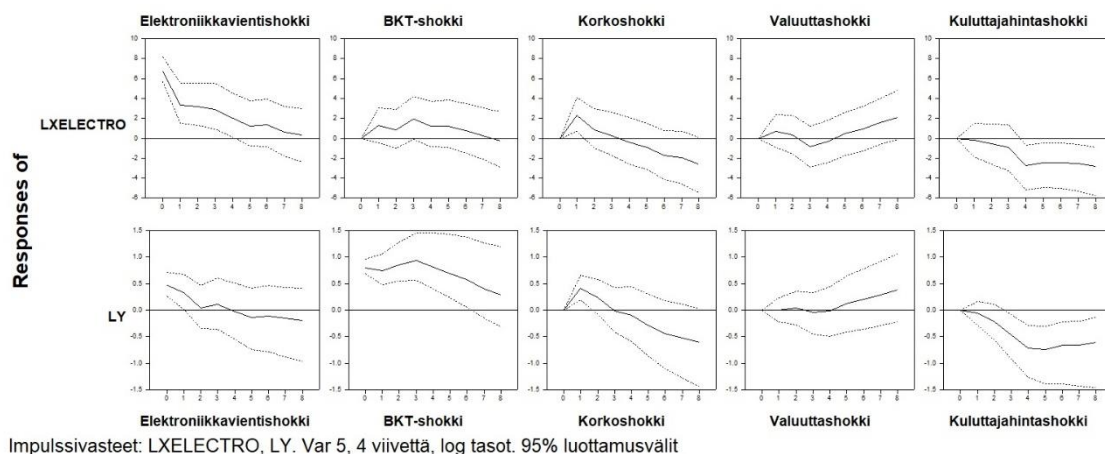
$$y_t = [s_t X_{electro_t}] \quad (18)$$



Impulssivasteet. VAR(2), 4 viivettä, log tasot. 95 % luottamusvälit.

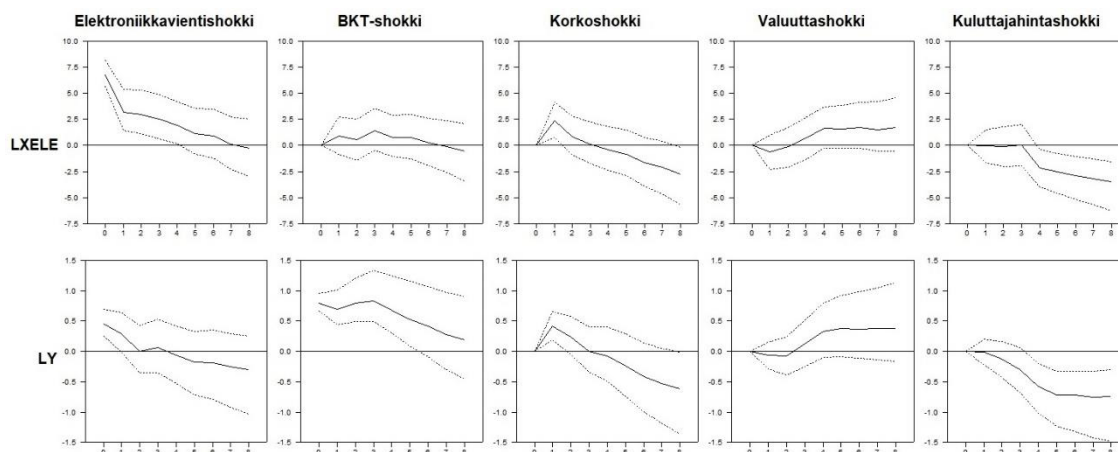
VAR-malli, 5 muuttujaa ja 4 viivettä. Muuttujat elektroniikkateollisuuden vienti LXELECTRO, tuotanto LY, korko IR, efektiivinen valuuttakurssi LS ja hintataso LCPI. Tasot.

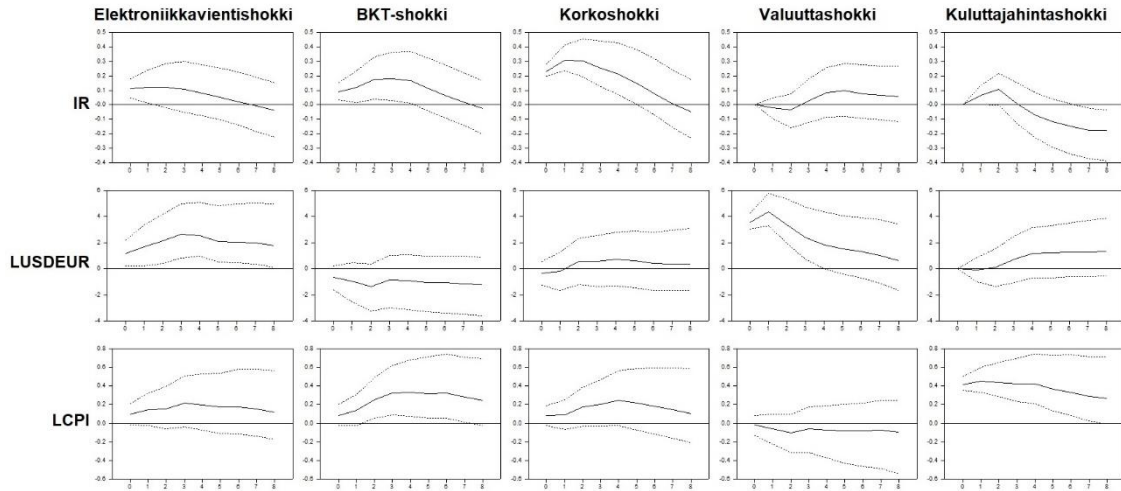
$$y_t = [X_{electro_t} Y_t i_t s_t cpi_t] \quad (19)$$



VAR-malli, 5 muuttujaa ja 4 viivettä. Muuttujat elektroniikkateollisuuden vienti LXELE, tuotanto LY, korko IR, USD/EUR -valuuttakurssi LUSDEUR ja hintataso LCPI. Tasot.

$$y_t = [X_{electro_t} Y_t i_t usdeur_t cpi_t] \quad (20)$$





Suomen varianssihajotelmia

Kahden muuttujan malli, jossa efektiivinen valuuttakurssi ja elektroniikkateollisuuden vienti.

VAR 2 muuttujaa, 4 viivettä, tasot

Varianssihajotelma sarjalle LS

Step	Std Error	LS	LXELECTRO
1	1.3571301	100.000	0.000
2	2.0712458	99.739	0.261
3	2.4483367	99.695	0.305
4	2.7218742	99.412	0.588
5	2.9083699	99.360	0.640
6	3.0484896	99.407	0.593
7	3.1703484	99.439	0.561
8	3.2654692	99.351	0.649
9	3.3369264	99.136	0.864

VAR 2 muuttujaa, 4 viivettä, tasot

Varianssihajotelma sarjalle LXELECTRO

Step	Std Error	LS	LXELECTRO
1	7.3280601	8.015	91.985
2	9.3245202	6.596	93.404
3	11.4525697	6.209	93.791
4	13.4441611	10.001	89.999
5	14.9391665	12.716	87.284
6	16.2299020	14.807	85.193
7	17.3784311	16.483	83.517
8	18.2976507	17.727	82.273

9	19.0684224	18.791	81.209
---	------------	--------	--------

Muuttujat toisessa järjestyksessä:

VAR 2 muuttujaa, 4 viivettä, tasot			
Varianssihajotelma sarjalle LXELECTRO			
Step	Std Error	LXELECTRO	LS
1	7.3280601	100.000	0.000
2	9.3245202	99.767	0.233
3	11.4525697	99.757	0.243
4	13.4441611	98.973	1.027
5	14.9391665	98.195	1.805
6	16.2299020	97.516	2.484
7	17.3784311	96.926	3.074
8	18.2976507	96.461	3.539
9	19.0684224	96.026	3.974

VAR 2 muuttujaa, 4 viivettä, tasot			
Varianssihajotelma sarjalle LS			
Step	Std Error	LXELECTRO	LS
1	1.3571301	8.015	91.985
2	2.0712458	6.143	93.857
3	2.4483367	5.781	94.219
4	2.7218742	7.868	92.132
5	2.9083699	8.662	91.338
6	3.0484896	8.784	91.216
7	3.1703484	8.569	91.431
8	3.2654692	8.192	91.808
9	3.3369264	7.853	92.147

Menetelmistä tarkemmin

Vektoriautoregressio

VAR-systeemiä kutsutaan asteen k VAR-systeemiksi silloin, kun muuttujien välisen dynamiikan selvittämiseksi aiempia havaintoja eli viiveitä otetaan huomioon k kappaletta. Esimerkiksi VAR(6) on malli, jossa huomioidaan kaikkien muuttujien tämän hetkisen arvon (t) lisäksi kuusi edellistä havaintoa ($t - 6$). (Kirchgässner & Wolters 2007, 126.)

Yksinkertaisin versio VAR-mallista on kahden muuttujan (y_1 ja y_2) malli:

$$y_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11}y_{1t-1} + \dots + \beta_{1k}y_{1t-k} + \alpha_{11}y_{2t-1} + \dots + \alpha_{1k}y_{2t-k} + u_{1t} \quad (1)$$

$$y_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21}y_{2t-1} + \dots + \beta_{2k}y_{2t-k} + \alpha_{21}y_{1t-1} + \dots + \alpha_{2k}y_{1t-k} + u_{2t} \quad (2)$$

joissa β ja α ovat estimoitavia parametreja, k on viiveiden määrä ja u on jäännöstermi, jonka oletetaan olevan valkoista kohinaa (white noise) eli keskiarvoltaan ja varianssiltaan vakio sekä autokovarianssiltaan nolla. (Brooks 2008, 209, 290.)

Kahden muuttujan y_1 ja y_2 VAR(1) -malli voidaan ilmaista myös näin:

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11} & \alpha_{11} \\ \alpha_{21} & \beta_{21} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} \quad (3)$$

VAR-malliin voidaan ottaa paljonkin muuttujia ja niiden viiveitä, jos aineiston koko vain sen sallii. Mitä enemmän viiveitä otetaan ja mitä enemmän mallissa on muuttujia, sitä enemmän tulee aina myös estimoitavia parametreja, koska kaikkien termien täytyy reagoida toistensa kanssa. Mallin rakentamisessa pyritäänkin yleensä mahdollisimman vähäparametriseen esitykseen, jotta vapausasteluku pysyisi pienenä. Vapausaste vaikuttaa mallin estimoimien kertoimien keskijointaan ja suurempi vapausasteluku tarkoittaa suurempaa keskijointaa eli epätarkempia tuloksia. (Brooks 2008, 292.)

Hypoteesitestausta VAR:ssa:

Kun VAR-malli on estimoitu, saadaan jokaisen muuttujan jokaiselle viiveelle omat parametriarvonsa. Niiden vaikutuksia toisiinsa voidaan puolestaan testata asettamalla vuorotellen kunkin muuttujan viiveet nolliksi, estimoimalla VAR-uudelleen ja käyttämällä F-testiä, jossa vapaan VAR-estimoinnin ja nollassa viiveillä tehdyn rajoitetun VAR-estimoinnin tuloksia verrataan keskenään. Jos testissä havaitaan, että muuttujan x viiveet selittävät muuttujaa y , mutta muuttujan y viiveet eivät muuttujaa x , sanotaan että muuttuja x vaikuttaa muuttujaan y Granger-kausalisuustestauksessa. Tätä kutsutaan ns. kausalisuustestaukseksi. Nimestä huolimatta Granger-kausalisuus tarkoittaa tarkalleen ottaen korrelaatiota y :n tämän hetkisen arvon ja x :n aiempien arvojen välillä. (Brooks 2008, 94, 298.)

F-testillä ja muilla hypoteesitesteillä on kuitenkin VAR-mallien kohdalla heikkoutensa, sillä ne toimivat harhattomasti vain, jos kaikki tarkasteltavat aikasarjamuuttujat ovat stationaarisia. Stationaarisuudesta kerrotaan lisää myöhemmin tässä luvussa. Jos kaikki tarkasteltavat sarjat eivät kuitenkaan ole stationaarisia, kuten tilanne makrotalouden muuttujien kohdalla usein on, täytyy aineistoa muuntaa. Kuten aiemmin todettiin, VAR-mallinnuksen ytimessä on antaa aineiston kertoa muuttujien väliset suhteet, jolloin muuntaminen osin vektoriautoregression perusidea vastaa. F-testi ei myöskään pysty kertomaan mitään muuttujien välisen vaikutuksen kestosta tai siitä, onko vaikutus positiivinen vai negatiivinen. Siksi hypoteesitestausta sijaan VAR-analyysien mielenkiintoisempaa ulosantia ovat tyypillisesti impulssivasteet ja varianssihajotelmat. (Brooks 2008, 292 – 293, 299.)

Informaatiokriteereistä:

Laskentakaavat usean muuttujan mallille Akaiken ja Bayes-Schwartzin osalta ovat:

$$AIC = \log|\hat{\Sigma}| + \frac{2k'}{N} \quad (7)$$

$$BIC = \log|\hat{\Sigma}| + \frac{k'}{N} \log(N) \quad (8)$$

jossa $\hat{\Sigma}$ on estimoitujen yhtälöiden jäännöstermien varianssi-kovarianssi -matriisin neliösumma ja N havaintojen määrä. $k' = p^2k + p$, jossa p on muuttujien määrä ja k viiveiden määrä (Brooks 2008, 294). Kuten huomaamme, molemmat laskentakaavat koostuvat kahdesta osasta, joiden alkuosa ($\log|\hat{\Sigma}|$) on jäännösten neliösumma, joka pienenee viiverakenteen kasvaessa. Summamerkin ($\hat{\Sigma}$) oikeanpuoleinen osa puolestaan kasvaa viiveitä lisättäessä, jolloin myös informaatiokriteerin arvo nousee. Informaatiokriteerin minimointi on siis kompromissi näiden kahden osan välillä (Brooks 2005, 232). Informaatiokriteerit voidaan laskea haluttuun maksimiviivemäärään asti ja pienimmän informaatiokriteerin tuottama viivemäärä on suositus mallin viiverakenteeksi.

Akaiken ja Bayes-Schwartzin informaatiokriteerit antavat usein samansuuntaisia suosituksia, mutta laskentakaavan eroista johtuen BIC voi suositella myös vähempiä viiveitä kuin AIC (Brooks 2008, 238). Tarkalleen ottaen BIC:n suosittama viiverakenne on aina pienempi tai yhtä suuri kuin AIC:n, kun havaintoaineiston koko on $N \geq 8$ (Ivanov & Kilian 2005, 4). Ivanovin ja Kilianin (2005) tutkimuksessa vertailtiin eri informaatiokriteerien paremmuutta VAR:n impulssivasteiden laskemisen kannalta ja vertailua käytiin paitsi jo mainittujen kolmen informaatiokriteerin, myös kuuden muun menetelmän välillä. Heidän tutkimuksessaan testatut mallit olivat rakenteellisia tai osittain rakenteellisia makrotalouden VAR-malleja. BIC:n havaittiin tuottavan impulssivasteiden osalta osuvimpia viiverakenteita neljännesvuosiaineistolle, kun otoskoko oli pieni ($N \geq 120$) (Ivanov & Kilian 2005, 30).

Koska VAR-mallien viiverakenteen valintaan ei ole olemassa yhtä välttämättä käytäntöä, on tutkijan kannalta oleellista, että käytetty menetelmä on perusteltu ja samassa valintakriteerissä pitäydytään koko tutkimuksen ajan (Ivanov & Kilian 2005, 3). Tämän tutkielman VAR-malleissa ollaan kiinnostettu erityisesti impulssivasteiden tulkinnasta ja tarkasteltava aineisto on neljännesvuosittaista, sisältäen 90–100 havaintoa, joten on perustelluinta käyttää viiverakenteen valinnassa Bayes-Schwartz -informaatiokriteeriä.

Yksikköjuuritesteistä:

Yksikköjuuritestejä on olemassa useampia, mutta niistä ensimmäisen ja paljon käytetyn testin esittelivät Dickey ja Fuller (1979):

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + u_t \quad (10)$$

Dickey-Fuller (DF) -testin nollahypoteesina on $\psi = 0$, jonka hyväksyminen tarkoittaa, että aikasarja sisältää yksikköjuuren tai -juuria. Jos $\psi > 0$, nollahypoteesi hylätään ja sarja todetaan stationaariseksi. DF-testisuureen arvo lasketaan:

$$DF = \frac{\hat{\psi}}{SE(\hat{\psi})} \quad (11)$$

Hypoteesitestiä tulkittaessa on huomattava, että jos päädytään hyväksymään H_0 , on aikasarja epästationaarinen eivätkä parametrin ψ saamat arvot noudata tavallista t-jakaumaa. DF -arvon tilastollisen merkitsevyyden tulkintaan käytetäänkin erillistä taulukkoa, jossa nollahypoteesin hylkäämiseen tarvitaan itseisarvoltaan suurempi testisuureen arvo. (Brooks 2008, 327 – 328.)

Dickey-Fuller -testi olettaa, ettei jäännöstermissä u_t ole autokorrelaatiota. Autokorrelaation konsepti esitellään myöhemmin tässä luvussa, mutta tässä vaiheessa voidaan todeta, että todellisuudessa tuo oletus on ongelmallinen, koska useissa aikasarjoissa esiintyy jäännösten autokorrelaatiota. Siksi DF -testille on olemassa myös autokorrelaatio-ongelmaa korjaava muoto Augmented Dickey-Fuller eli ADF -testi:

$$\Delta y_t = \psi y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (12)$$

Tässä p on viiveiden määrä, joka tutkijan täytyy päättää. Tyypillisesti valinta tehdään sen perusteella, onko aineisto neljännesvuosi- vai kuukausitasoista, jolloin viiveitä otetaan esimerkiksi neljä tai 12 eli vuoden verran. Viiveiden valintaan voidaan käyttää myös jo aiemmin esiteltyjä informaatiokriteerejä. (Brooks 2008, 329.)

Autokorrelaatiotesteistä:

Kaksisuuntaisella Durbin-Watson (DW) -testillä voidaan testata jäännösten autokorrelaatiota. DW -testisuure saa arvoja $0 \leq DW \leq 4$, joista nolla tarkoittaa täysin positiivista autokorrelaatiota ja neljä täysin negatiivista autokorrelaatiota. Kun testisuureen arvo on kaksi, tulkinta on ”ei autokorrelaatiota jäännöksissä”. Aikasarja-analyysiohjelmat tuottavat eri mallien estimoinnin yhteydessä usein DW -testisuureen automaattisesti ja kahta lähellä oleva arvo voidaan yleensä tulkita hyvänä asiana autokorrelaation suhteen. (Brooks 2008, 146 – 147.)

DW -testi ei kuitenkaan ole aukoton, sillä se testaa vain peräkkäisten jäännösten u_t ja u_{t-1} välistä autokorrelaatiota. Autokorrelaatioksi lasketaan kuitenkin myös muiden jäännösten, kuten vaikka u_t ja u_{t-5} väliset korrelaatiot. Jo mainittu Newey-West (NW) -korjaus OLS-estimoinnissa huomioi jäännösten heteroskedastisuuden lisäksi myös niiden autokorrelaation. (Brooks 2008, 153.)

VAR-mallinnuksessa jäännöstermit kannattaa kuitenkin tarkistaa erillisellä testillä, koska NW -korjausta ei ole tarjolla vektoriautoregressioille ainakaan tässä tutkielmassa käytetyssä WinRats 9.1 -ohjelmassa. Autokorrelaation testaamiseen on tutkielmassa käytetty Hoskingin (1981) versiota Q-testistä. Q-testin nollahypoteesina on DW -testin tapaan ”ei autokorrelaatiota jäännöksissä”,

mutta erona Durbin-Watson -testiin on, että Q-testi testaa kaikki muutkin kuin peräkkäiset jäännösparit ja myös ristikkäiset korrelaatiot eri muuttujien viiveiden välillä (Estima 2018, 1). Q-testiarvo noudattaa asympotoottisesti χ^2 -jakaumaa, joten tulkinnot autokorrelaatiosta tehdään χ^2 -taulukon perusteella. Jos taulukon mukainen χ^2 -arvo ylittyy, hylätään nollahypoteesi ja todetaan jäännösten sisältävän autokorrelaatiota (Hayashi 2000, 146).