PALKANSAAJIEN TUTKIMUSLAITOS
LÖNTAGARNAS FORSKNINGSINSTITUT
LABOUR INSTITUTE FOR ECONOMIC RESEARCH

TYÖPAPEREITA | WORKING PAPERS 319

Suomen kansantalouden VAR-malli lyhyen aikavälin ennustamiseen

Miia Korhonen*

*E-mail: Korhonen.Miia.M@student.uta.fi

Tiivistelmä

Tässä tutkimuksessa tarkasteltiin Suomen kansantalouden lyhyen aikavälin ennustamista rajoittamattomien vektoriautoregressiivisten mallien (VAR-mallien) avulla. Tavoitteena on hyödyntää rakennettuja VAR-malleja tutkimuslaitoksen lyhyen aikavälin ennustekäytössä syksyisin ja keväisin. Estimointia varten kerättiin neljännesvuositason aineistoa vuodesta 1990 alkaen. Mallien spesifioinnissa käytettiin mallin hyvyyden kriteerinä out-of-sample-ennustuksen tarkkuutta keskineliövirheen neliöjuurella (RMSE) tai vuosikasvuasteiden ennustevirheiden neliösummalla mitattuna. Tarkimmin ennustaville malleille oli yhteistä vähäinen viiveiden määrä ja estimoinnin aloittaminen mahdollisimman varhaiselta periodilta. Lisäksi kaikissa out-of-sample-ennustevertailuissa parhaiten menestyneissä seitsemässä mallissa muuttujina olivat Suomen korjatun BKT:n (tietynlainen Nokia korjaus), Euroopan unionin BKT:n ja Suomessa ja EU15:ssä työntekijälle maksettujen nimellisten kompensaatioiden suhteen muuttujat, sekä korkeintaan kolme seuraavista muuttujista: yksityiset investoinnit, työttömyysaste sekä työvoimakustannukset työntekijää kohti. Rakennetuilla malleilla tehtiin ennusteita vuosille 2017 ja 2018. Ennusteita suoritettiin aloittaen periodista 2017Q1, 2017Q2 ja 2017Q4. 2017Q4 alkavissa ennusteissa keskimääräinen arvio Suomen bruttokansantuotteen kasvuasteelle on 3,1 prosenttia vuonna 2017 ja 1,7 prosenttia vuonna 2018.

Avainsanat: VAR-mallit, makrotalouden ennustaminen, lyhyen aikavälin ennustaminen, Suomen BKT:n ennustaminen

Palkansaajien tutkimuslaitos
Labour Institute for Economic Research
Pitkänsillanranta 3 A
00530 Helsinki

www.labour.fi

Työpapereita | Working Papers 319
ISBN 978-952-209-171-0 (pdf)
ISSN 1795-1801 (pdf)

Helsinki 2018

Sisällys

Tiivistelmä 2

1. Johdanto 4

2. VAR-malleilla ennustaminen 6

2.1. VAR-mallit muiden mallityyppien sijaan 6
2.2. VAR-mallin estimointi 7
2.3. Estimointi epästationaarisilla ja differoiduilla aikasarjoilla 8

3. Aineisto 10

3.1. Muuttujat 10
3.2. Muuttujien korrelaatiokertoimet 13

4.VAR-mallien estimointi ja mallien paremmuusjärjestyksen kriteerit 14

4.1. Estimointiperiaatteet 14
4.2. Ennustevertailujen ensimmäinen vertailutyyppi 15
4.3. Ennustevertailujen toinen vertailutyyppi 17
4.4. Vertailu ARIMA:an 19

5.VAR-mallien spesifiointi 21

5.1. Viiveen pituus 21
5.2. Estimointiajanjakson aloitus 22
5.3. Muuttujien valinta ensimmäisen tyypin vertailulla 23
5.4. Muuttujien valinta toisen tyypin vertailulla 23

6.Estimoitujen VAR-mallien ennustetarkkuuden vertailu 26

6.1. Kuuden neljännesvuoden ennusteet 26
6.2. Mallien kaikkien endogeenisten muuttujien ennusteet 27
6.3. Eksogeenisen muuttujan sovittaminen VAR-malliin 28

7. Ennusteet vuosille 2017 ja 2018 31

7.1. VAR-mallien ennusteet 31
7.2. Muut Suomea koskevat talousennusteet 32

8. Loppuyhteenveto 34

9.Liitteet 37

10.Lähteet 52

1. Johdanto

Talouden lyhyen aikavälin ennustaminen on vajaan kymmenen vuoden ajan ollut poikkeuksellisen epävarmaa. Suomen taloutta koetelleita shokkeja olivat muun muassa finanssikriisi, eurokriisi, paperiteollisuuden heikkeneminen sekä Nokia-ilmiön nopea vaimeneminen. Shokit muovasivat talouden toimintaa niin merkittävästi, että voidaan puhua rakennemuutoksesta (Honkatukia, Tamminen, Ahokas 2014).

Rakennemuutos on heijastunut tutkimuslaitosten ennusteiden menestykseen. Palkansaajien tutkimuslaitoksen lyhyen aikavälin talousennusteissa on hyödynnetty EMMA-mallia (Lehmus 2007, 2009), joka on luonteeltaan uusklassisen ja keynesiläisen makromallin synteesi. Tämä malli ja laitoksen muut talousennusteessa käytetyt työkalut ovat olleet koetuksella. Vuosien 2011-2015 talousennusteet ennustivat BKT:n kasvun piristymistä. Kahden tai puolentoista vuoden päähän tehdyt BKT:n kasvuennusteet olivatkin systemaattisesti liian korkeita vuosien 2011-2015 välillä (Henriksson ym. 2012; Husa ym. 2013; Ilmakunnas ym. 2011a, 2011b, 2012, 2013, 2014a, 2014b, Tilastokeskus 2017). Vuoden 2015 keväällä ennustettu BKT:n kasvuaste vuodelle 2016 oli usean vuoden sarjassa ensimmäinen liian pessimistinen ennuste toteutuneeseen BKT:seen nähden (Ilmakunnas ym. 2015, Tilastokeskus 2017). Palkansaajien tutkimuslaitos ei ollut yksin ennustevirheidensä kanssa, sillä myös muista tutkimuslaitoksista esimerkiksi Valtiovarainministeriö, Suomen Pankki ja Etla ennustivat vuodet 2011-2015 systemaattisesti yläkanttiin (Valtiovarainministeriö 2016; Kontulainen 2017; Kotilainen 2017a).

Talousennusteet vaikuttavat niin yksityisten kotitalouksien ja yritysten kuin myös julkisen vallan päätöksiin. Muun muassa investointipäätöksien taustalla on näkemys talouden tilasta tulevaisuudessa. Ennustevirheet eli kasvuaste-ennusteiden ja toteutuneiden kasvuasteiden erotukset tekevät päätöksenteosta epävarmaa ja potentiaalisesti epäoptimaalista. Epäoptimaalinen päätöksenteko johtaa taloudellisesti huonoihin ratkaisuihin.

Talousennustetta voidaan yrittää parantaa rakentamalla ennustetyössä käytettävän EMMA-mallin rinnalle toinen malli tukemaan ennustetyötä. Eksogeenisista ja endogeenisista muuttujista koostuvaa EMMA-mallin rinnalle rakennetaan endogeenisia muuttujia sisältävä vektoriautoregressiivinen malli (VAR-malli). Eksogeenisia muuttujia sisältävistä rakenteellisista malleista poiketen VAR-mallin parametreille ei tarvitse asettaa rajoituksia. Muuttujien endogeenisuus mahdollistaa mallin rakentamisen ja estimoinnin silloin, kun muuttujien välinen syy-seuraussuhde ei ole ilmeinen. VAR-malli käyttää teoriaa sopivan muuttujajoukon valitsemiseen, mutta ei kunkin syy-seuraussuhteiden määrittelyyn (Allen &

Fildes 2001). Tässä rakennettua VAR-mallia käytetään tukemaan Palkansaajien tutkimuslaitoksen kevään ja syksyn ennustetyötä.

Tutkimusraportissa tarkastellaan VAR-mallin ominaisuuksia suhteessa muihin ennustemalleihin, VAR-mallin estimointia sekä VAR-malleihin liittyviä etuja ja heikkouksia. Tämän jälkeen esitellään tutkimuksessa käytetty aineisto piirteineen. Luvussa 4 VAR-mallien valinnalle asetetaan kriteerit, joita noudatetaan luvun 5 VAR-mallien spesifioinnissa. Spesifioinnissa selvitetään ennustetarkasteluissa parhaiten menestyneiden mallien yhteisiä piirteitä. Luku 6 tarkastelee parhaiten ennustaneiden mallien ennustetarkkuutta kuuden neljännesvuoden ennustevertailuissa sekä mallien kaikkien endogeenisten muuttujien ennustetarkkuutta. Luvussa VAR-malleihin sovitetaan myös eksogeeninen muuttuja. Tutkielma päättyy ennusteisiin vuosille 2017 ja 2018 sekä loppuyhteenvetoon. Raportin tekemistä ovat ohjanneet Eero Lehto ja Sakari Lähdemäki Palkansaajien tutkimuslaitokselta.

2. VAR-malleilla ennustaminen

Tämän tutkimuksen tarkoituksena oli estimoida VAR-malli ennusteryhmän rutiininomaiseen käyttöön. Tavoitteena oli rakentaa riittävän yksinkertainen ja selkeä malli, joka samalla kuvastaisi todellista tiedon generointiprosessia. Mallin rutiininomaisen käytön kannalta oli olennaista, että mallissa käytettävät aikasarjat olisivat kerättävissä kohtuullisen vaivattomasti ja nopeasti.

Tässä luvussa tarkastellaan VAR-malleilla ennustamista suhteessa rakenteellisilla malleilla tai ARIMA-malleilla ennustamiseen. Lisäksi luvussa esitellään VAR-mallin estimointia sekä stationaaristen ja epästationaaristen aikasarjojen käyttämistä VAR-mallissa.

2.1. VAR-mallit muiden mallityyppien sijaan

Tavallisimmat taloudellisten aikasarjojen ennustamiseen käytettävät mallityypit ovat rakenteelliset mallit, ARIMA-mallit sekä VAR-mallit. Perinteisissä rakenteellisissa malleissa muuttujat jaotellaan endogeenisiin ja eksogeenisiin tai ennalta määrättyihin (Gujarati & Porter 2009, 784). Rakenteellisen mallien luonnissa joudutaan nojaamaan vahvoihin oletuksiin muuttujien kausaalisuussuhteista. Mallin identifioimisen takaamiseksi mallin yhtälöiden parametreja joudutaan usein rajoittamaan, vaikka tämä ei olisi teoreettisesti perusteltua. (Gujarati & Porter 2009, 784.)

Taloudellisia muuttujia voidaan ennustaa myös ARIMA-mallin avulla rakenteellisten mallien sijaan. ARIMA-mallin rakentaminen perustuu yksittäisen aikasarjan todennäköisyyksiin liittyviin ominaisuuksiin (Gujarati & Porter 2009, 774-775). Toisin sanoen se ei hyödynnä talousteoriaa, joka selittää eri muuttujien välisiä suhteita. Mallin muuttujalle ennustamat arvot riippuvat yksinomaan muuttujan menneistä arvoista sekä virhetermistä. (ks. esim. Box & Pierce 2010.) Tässä tutkimuksessa kustakin VAR-mallin muuttujasta estimoitua ARIMA-mallia käytetään vertailukohtana arvioidessa estimoitujen VAR-mallien ennustetarkkuutta.

VAR-mallit soveltuvat ennustekäyttöön silloin, kun tarkasteltavassa prosessissa muuttujat ovat toisistaan keskenään riippuvaisia ja kun hetken t arvoja voidaan selittää edellisten t-i periodien arvoilla (Pecican 2010). VAR-mallissa kaikki muuttujat asetetaan endogeenisiksi, ja kutakin muuttujaa selitetään sen omilla ja muiden muuttujien viiveillä (Allen & Fildes 2001). Tällä tavoin voidaan välttyä perusteettomilta parametrirajoituksilta. Kun muuttujien välillä on dynaamisuutta ja simultaanisuutta, muuttujien jakaminen endogeenisiin ja eksogeenisiin tuo estimointiin harhaa (Sims 1980).

Koska muuttujien endogeenisuus synnyttää muuttujien välille dynaamista interaktiota,

VAR-mallin katsotaan kuvaavan taloudellisia ilmiöitä totuudenmukaisemmin kuin rakenteellisten mallien (Pecican 2010). Edelleen, toisin kuin rakenteellisissa malleissa, VAR-malleja estimoitaessa muuttujia ei tarvitse asettaa järjestykseen Granger-kausaalisuuden suhteen. Muuttuja X on Granger-kausaalinen muuttujan Y suhteen, jos muuttujan X hetken t-1 arvolla voidaan ennustaa muuttujan Y hetken t arvoa. Granger-kausaalisuudella ei voida kuitenkaan osoittaa muuttujien välistä aitoa kausaalisuutta, vaan kausaalisuutta ennustamismielessä (ks. esim. Granger 1969).

VAR-malleissa on muutamia olennaisia heikkouksia. Vaikka VAR-malleja rakentaessa muuttujavalintaa perustellaan teorian keinoin, VAR-mallin rakentaminen ei perinteisistä rakenteellisista malleista poiketen ole teorialähtöinen (Allen & Fildes 2001; Pecican 2010), vaan se toimii ennemminkin aineiston ehdoilla. Pitkistä viiveistä syntyvä parametrien suuri määrä vähentää mallin vapausasteita merkittävästi (Pecican 2010).

Muille ennustemallille tyypillisesti VAR-mallien heikkoudeksi voidaan laskea Lucaksen (1983) kritiikki siitä, että kiinnitetyn poliittisen järjestelmän vallitessa estimoitu malli on riippuvainen järjestelmän säilyvyydestä. Toisin sanoen mallin parametrit ovat alttiita muutokselle poliittisten käytänteiden muutosten seurauksena.

VAR-malleja pidetään ongelmallisina myös aikasarjojen stationaarisuuteen liittyvien vaatimusten vuoksi. Stationaarisia ja epästationaarisia aikasarjoja käsitellään luvussa 2.3.

2.2. VAR-mallin estimointi

VAR-malli estimoidaan asettamalla kaikki mallin muuttujat endogeenisiksi ja selittämällä kutakin muuttujaa kaikkien mallissa olevien muuttujien viiveillä. K:n endogeenisen muuttujan p:n viiveen VAR-malli merkitään VAR(p). Esimerkiksi kahden muuttujan kahden viiveen VAR-malli VAR(2) on muotoa (Pecican 2010):

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{13} & b_{14} \\ b_{23} & b_{24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-2} \\ y_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}$$

tai

$$y_{1t} = a_{10} + b_{11}y_{1,t-1} + b_{12}y_{2,t-1} + b_{13}y_{1,t-2} + b_{14}y_{2,t-2} + u_{1t}$$
$$y_{2t} = a_{20} + b_{21}y_{1,t-1} + b_{22}y_{2,t-1} + b_{23}y_{1,t-2} + b_{24}y_{2,t-2} + u_{2t}$$

VAR-mallin kunkin muuttujan y_k viiveillä t-p on vaikutus kunkin muuttujan y_k nykyhetken t arvoihin. Yleisessä tapauksessa VAR-mallissa on k muuttujaa ja p viivettä. Yhtälöryhmä on muotoa:

$$Y_t = A + B_1Y_{t-1} + B_2Y_{t-2} + \ldots + B_pY_{t-p} + U_t,$$

missä

$(Yt \ \ldots \ Yt - p) \ = \ k * 1$ endogeenisten muuttujien vektorit

$A = \ k * 1$ vakiovektori

$(B1 \ldots Bp) \ = \ k * k$ parametrimatriisit

$U =$ virhetermien $k * 1$ vektori.

Virhetermien u_t oletetaan olevan valkoista kohinaa, $u_t \sim N(0, \Sigma_u)$ kaikilla t (Lütkepohl 2005, 16; Pecican 2010). Lisäksi oletetaan virhetermien autokorreloimattomuus $E(u_t, u_s') \ = \ 0$ kaikille $s \neq t$ (Lütkepohl 2005, 13; Pecican 2010). Toisin sanoen ennusteissa ei esiinny systemaattista harhaa. Edellä mainitut oletukset varmistavat, että yhtälön $BY_t \ = \ \Gamma 0 \ + \ \Gamma 1 Y_{t-1} \ + \ \Gamma 2 Y_{t-2} \ + \ U_t$ vasemman puolen kerroinmatriisi B on kääntyvä (ks. esim. Griffiths ym. 1995; Pecican 2010 mukaan).

2.3. Estimointi epästationaarisilla ja differoiduilla aikasarjoilla

Perinteisesti VAR-mallien estimointi tehdään stationaarisille aikasarjoille. Stationaarisella sarjalla tarkoitetaan sellaista aikasarjaa, jonka ensimmäinen ja toinen momentti eli odotusarvo ja varianssi ovat äärellisiä ja vakioita yli ajan. Stationaarisen sarjan autokovarianssit riippuvat vain kahden vektorin y_t ja y_{t-h} välisestä etäisyydestä h (viiveen pituudesta) mutta eivät ajasta t (Lütkepohl 2005, 24). Stationaarisen aikasarja odotusarvon pysyminen vakiona tarkoittaa, että aikasarja pyrkii palaamaan keskiarvoonsa pitkällä aikavälillä. Laajennetulla Dickey-Fullerin yksikköjuuritestillä tutkitaan, kuinka todennäköisesti tarkasteltavana oleva aikasarja palautuu keskiarvoonsa pitkällä aikavälillä.

Laajennetulla Dickey-Fullerin yksikköjuuritestillä tutkitaan, kuinka todennäköisesti tarkasteltavana oleva aikasarja palautuu keskiarvoonsa pitkällä aikavälillä. Jos aikasarja on muotoa:

$$Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + e_t$$

jossa virhetermi on $e_t \sim N(0, \delta^2)$. Nollahypoteesina on aikasarjan epästationaarisuus eli $H_0: (\alpha, \rho) = (0,1)$. Epästationaarinen sarja voidaan muuttaa stationaariseksi differoimalla alkuperäinen aikasarja. Tällöin yksikköjuuritesti suoritetaan uudestaan differoidulle sarjalle stationaarisuuden varmistamiseksi. (Dickey & Fuller 1981).

Tiedeyhteisö ei ole yksimielinen yksikköjuuritestien tulosten johtopäätöksistä seuraavista toimenpiteistä. Perinteisesti ekonometrista mallia rakentaessa muuttujien stationaarisuus on ollut ehtona luotettavien parametriestimaattien saamiseksi. Tällöin ohjeena on differoida

epästationaarinen aikasarja riittävän monta kertaa yksikköjuuren poistamiseksi. Sarjat differoimalla voidaan eliminoida näennäisregression riski, mutta samalla menetetään tietoa epästationaaristen muuttujien tasojen pitkän aikavälin suhteista.

Allen & Fildes (2001) suosittelevat estimoimista tasoissa yksikköjuurista riippumatta. Clementsin ja Hendryn (1995) tutkimuksissa tasomallin tasoennusteet olivat RMSE-kriteereillä mitattuna tarkempia kuin differenssimallin tasoennusteet. Vastaavasti differenssimallin differenssiennusteiden RMSE:t olivat pienempiä kuin tasomallin differenssiennusteiden RMSE:t (Clements & Hendry 1995).

Lin ja Tsay (1996) argumentoivat differenssimuotoisen VAR-mallin puolesta. Heidän tuloksissaan erityisesti korkeintaan 10 periodin ennusteissa differenssimuotoisen mallin ennusteet menestyivät paremmin kuin tasomuotoisen mallin ennusteet. Vasta kun ennusteperiodeja oli 15 tai enemmän, yhteisintegroitu tasomuotoinen VAR-malli menestyi suhteellisesti paremmin kuin differoitu stationaarinen VAR-malli (Lin ja Tsay 1996). Henryn (1996) (Allen & Fildes 2001 mukaan) tuloksissa differenssimuotoisen malli on robusti rakennemuutoksille, mikä saattaa selittää differenssimuotoisten mallien suhteellisesti hyvää menestystä (Allen & Fildes 2001).

Tässä tutkimuksessa rakennettuja VAR-malleja käytetään lyhyen aikavälin ennustamiseen kuuden tai kahdeksan vuosineljänneksen päähän. VAR-mallin perinteitä sekä Linin ja Tsayn (1996) tutkimustuloksia noudattaen tutkimuksen VAR-mallit on estimoitu stationaarisista muuttujista.

3. Aineisto

3.1. Muuttujat

Suomen taloutta kuvaavan VAR-mallin rakentaminen alkaa taloutta selittävien muuttujien valinnalla. Valitaan muuttujia, jotka ovat VAR-mallin rakenteen mukaisesti keskenään riippuvaisessa vuorovaikutussuhteessa. Muuttujien ja niistä otettujen viipeiden määrässä otetaan huomioon Lütkepohlin (2005, 534-535) suositus, jonka mukaan estimoitavien yhtälöiden määrä (muuttujamäärän ja viiveen pituuden tulo) ei saa ylittää havaintojen lukumäärän neliöjuurta. Mikäli parametrien lukumäärä suhteessa aikasarjan pituuteen h nousee suureksi, VAR-analyysissa saadut parametriestimaatit voivat olla epätäsmällisiä ja epävarmoja. Jos estimoitavia yhtälöitä on havaintoihin nähden liikaa, ennustetarkkuus keskimäärin heikkenee. (Lütkepohl 2005, 5-6; 193.)

Tutkimuksen aineisto kerättiin aina vuodesta 1990 alkaen, jotta estimointia oli mahdollista tehdä suosituksen rajoissa myös pitkillä viiveillä. Neljännesvuosiaineistoa keräämällä vuoden 2016 loppuun mennessä havaintoja kertyi 108, jolloin estimoitavien yhtälöiden suositeltu enimmäismäärä on 10. Vaikka kuukausitason aineistoa käyttämällä havaintojen lukumäärää olisi voitu nostaa, kuukausiaineistot olivat saatavissa vain harvoille muuttujille. Päinvastoin, osa tärkeäksi osoittautuneista muuttujista oli saatavilla vain vuositason aineistona, mistä ne piti edelleen hajottaa neljännesvuositasolle sopivaa referenssisarjaa käyttäen. Hajottamiseen käytettiin Chow-Linin (Chow & Lin 1971) ja Dentonin (Denton 1971) menetelmiä.

Edelleen, ennustetarkasteluissa käy myöhemmin ilmi, aineiston koon pitäminen mahdollisimman pitkänä osoittautui antamaan tarkimpia tuloksia pienilläkin viive- ja muuttujamäärillä.

VAR-mallia varten kerättiin neljännesvuositason havaintoja aikaväliltä 1990-2016 eli kaiken kaikkiaan $27 * 4 = 108$ havaintoa. Muuttujien aikasarjat esitellään liitteessä 1, muuttuja-analyysi liitteessä 2 ja kuvaajat liitteessä 3. Kerättyjä muuttujia olivat bruttokansantuote (bkt), kulutus (c), investoinnit (i), työttömyysaste (u_seas), Euroopan unionin BKT (bkt28), kuluttajahintaindeksi, inflaatio, julkiset investoinnit ja julkinen kulutus, kolmen kuukauden korko sekä muutama kilpailukykyä ja kansainvälistä taloutta kuvaava muuttuja. Kilpailukykyä heijastavia muuttujia edustavat Suomen työvoimakustannukset työntekijää kohti (lcost) sekä nimellinen kompensaatio työntekijää kohti Suomessa jaettua EU15:n vastaavalla luvulla (fi_eu15). Työvoimakustannuksiin on sisällytetty työnantajan maksamat palkat ja palkkiot sekä sosiaaliturvamaksut.

Eurostatin määritelmän mukaan nimellisillä kompensaatioilla tarkoitetaan kaikkea

työnantajan rahalla tai muilla vastikkeilla työntekijälle osoittamaa korvausta tehdystä työstä (Ameco 2017). Se kattaa kokonaan kuluerät ”Palkka D.11” ja ”Työnantajan sosiaaliturvamaksut D.12” (Ameco 2017). Vaikka Suomen työvoimakustannukset työntekijää kohti ja Suomen nimellinen kompensaatio työntekijää kohti (npce_fi) ovat keskenään läheisiä muuttujia, kerätyssä aineistossa niiden differenssien välinen korrelaatio on 0,59 aikavälillä 1990-2016. Lisäksi Suomen nimellistä kompensaatiota työntekijää kohti ei ole käytetty estimoinneissa muuttujana sinänsä, vaan Suomen nimelliset kompensaatiot ncpe_fi on suhteutettu Euroopan unionin viidentoista ydinmaan nimellisiin kompensaatioihin ncpe_eu15. Tätä perustellaan sillä, että Euroopan unionin 15 ydinmaata ovat Suomen tärkeimpiä kilpailijoita kansainvälisillä markkinoilla. Nimellisten kompensaatioiden osamäärämuuttujan fi_eu15 korrelaatio Suomen työntekijää kohti laskettujen työvoimakustannusten kanssa on vain 0,10.

Kansainvälisten markkinoiden muuttujista ulkomaankaupan kontribuutio laskettiin tuonnin BKT-osuuden ja tuonnin BKT-osuuden muutoksen tulon sekä viennin BKT-osuuden ja viennin BKT-osuuden muutoksen tulon erotuksena. Lisäksi VAR-mallille rakennettiin vienti- ja valuuttakorimuuttujat. Vientikori on Suomen suurimpien vientikumppaneiden euromääräisillä vientiosuuksilla painotettu BKT-indeksi. Se kuvaa kansainvälisen talouden kehitystä Euroopan unionimaiden BKT-muuttujan rinnalla.

Valuuttakori on Suomen suurimpien vientikumppaneiden euromääräisillä vientiosuuspainoilla tulosummattu Suomen 29 suurimman kauppakumppanin valuuttakurssi-indeksi. Kunkin maan kotimaisen valuutan markkakurssi on kerätty neljännesvuoden keskiarvona ja kurssikehitys on indeksoitu perusvuodelle 2010. Vuodesta 1999 alkaen Suomen ja usean Suomen kauppakumppanin siirtyessä euroon kurssikehitys on muunnettu siten, että EMU:un kulloinkin kuuluvien maiden välinen valuuttakurssi säilyy kiinteänä. Suomen 29 suurimman vientimaan indeksoidut kurssit on painotettu maiden vientiosuuksien mukaan, jolloin on saatu yksi valuuttakurssikehitystä kuvaava indeksi. Sekä vientikorissa että valuuttakorissa on vuosittain vaihtuvien painojen sijaan käytetty vuosien 2010-2016 keskimääräisiä vientipainoja. Näin on tehty, vaikka Suomen suurimpien kauppakumppanien kokoonpano ja viennin suhteelliset osuudet ovat kehittyneet paljon vajaan kolmenkymmenen vuoden aikana. Esimerkiksi Neuvostoliiton/Venäjän viennin suhteellinen osuus on laskenut merkittävästi (Euro ja Talous 2015). Vaihtuvilla painoilla vienti- ja valuuttakorimuuttujaa olisi saatu tarkennettua, mutta prosessi olisi ollut työläs. Lisäksi suurimpien kauppakumppanien kokoonpanon muutos yli ajan toisi muuttujan rakentamiseen epävarmuutta.

Lopuksi BKT-sarjan rinnalle laskettiin korjattu BKT, jossa alkuperäisestä BKT-sarjasta on poistettu Nokian vaikuttavimpina vuosina BKT-sarjaa volatiilimmaksi muuttanut Nokian

ylimääräinen arvonlisäys. Ylimääräinen arvonlisäys on syntynyt Nokian tilinpidosta, jossa Nokian ulkomailla syntyneitä voittoja ja tappioita kotoutettiin Suomeen sopeuttamalla kirjanpidon kulueriä ”kauppatavaroiden ostot” sekä ”aine-, tarvike- ja tavaraostot”. Toimenpide synnytti liioiteltua vaihtelua Suomen bruttokansantuotteeseen ja tuottavuuteen. (Lehto, Lähdemäki & Kiema 2015.) Poistamalla ylimääräinen arvonlisäys BKT-sarjasta saadaan muuttuja, joka kuvaa reaalitaloutta täsmällisemmin kuin alkuperäinen BKT-sarja. Alkuperäisen BKT-sarjan ja korjatun BKT:n arvot poikkeavat toisistaan vuosien 1999-2014 välisenä aikana siten, että finanssikriisiä edeltävänä aikana korjatun BKT:n arvot ovat BKT-arvoja alhaisemmat kun taas kriisin jälkeen korjatun BKT:n sarja on BKT-sarjaa korkeammalla. Korjattu BKT piirtää siis suhteellisesti tasaisemman BKT-uran kuin alkuperäinen BKT-sarja, joskin muuttujien differenssien välinen korrelaatio vuosien 1999-2014 aikana on 0,96.

Valtaosa aikasarjoista kerättiin kausitasoitettuina reaalihinnoin, koska muuttujien kehitystä tarkasteltiin volyymeissa. Kilpailukyvyn muuttujat on sen sijaan kerätty nimellishinnoin. Liitteeseen 2 on kerätty kunkin muuttujan arvostusperiaate, tieto kausitasoituksesta, lähteestä sekä muuttujan stationaarisuudesta. Lisäksi liitteeseen 3 on kerätty muuttujien kuvaajat, joista voidaan tehdä arvioita sarjojen yksikköjuurista. Aikasarjojen yksikköjuurihypoteeseja testataan systemaattisesti laajennetulla Dickey-Fullerin yksikköjuuritesteillä. Tulokset Schwarzin kriteerein tehtyjen muuttujien tasojen ja differenssien yksikköjuuritestien p-arvoista on taulukoitu liitteeseen 4. Työttömyysaste ja fi_eu15 osoittautuvat stationaarisiksi tasoissa, kun taas esimerkiksi BKT, investoinnit, työvoimakustannukset Suomessa sekä valuuttakori ovat differenssistationaarisia.

Jatkossa muuttujiin viitataan seuraavilla lyhenteillä:

- BKT — bkt
- korjattu BKT — bktadj
- kulutus — c
- investoinnit — i
- kausitasoitettu työttömyysaste — u_seas
- kuluttajahintaindeksi — khi90
- Euroopan unionin BKT — bkt28
- Suomen työvoimakustannukset työntekijää kohti — lcost
- Suomen ja EU15:n nimellisten kompensaatioiden osamäärä — fi_eu15
- valuuttakori — cur29

- vientikori bkt29
- kolmen kuukauden korko r
- ulkomaankaupan kontribuutio trcontr
- julkiset kulutusmenot gc
- julkiset investoinnit gi
- julkiset menot g
- inflaatio inf

3.2. Muuttujien korrelaatiokertoimet

Aloitetaan muuttujien välisten suhteiden tarkastelu selvittämällä muuttujien väliset korrelaatiokertoimet. Korrelaatiokertoimet kuvaavat muuttujien välisen lineaarisen yhteyden suuruuden. Lisäksi tarkastellaan kunkin muuttujan BKT-sarjan ja korjatun BKT-sarjan kanssa lasketun korrelaatiokertoimen kehittymistä yli ajan. Merkittävien korrelaatiokertoimien kehityksessä tapahtuvien muutosten arvellaan tuovan epävarmuutta parametriestimaatteihin.

Otetaan yksikköjuuritestien tulosten perusteella muuttujista differenssit tarvittaessa ja tarkastellaan korrelaatioita stationaaristen sarjojen välillä. Stationaaristen aikasarjojen väliset korrelaatiot ovat ymmärrettävästi merkittävästi pienemmät kuin epästationaaristen aikasarjojen korrelaatiot. Ristikkäiskorrelaatiot on kerätty liitteeseen 5. Muuttujia rajatessa jätetään pois sellaiset muuttujat, joiden korrelaatiot mallin muiden mahdollisten muuttujien kanssa ovat Evansin (1996, Beldjatzia & Alatou 2016 ja Micó ym. 2014 mukaan) luokittelun mukaan erittäin heikot (korrelaatio 0-0,19). Nähdään, että lcost, cur29, trcontr sekä julkisten menojen muuttujien differenssit näyttäisivät korreloivan muiden muuttujien kanssa hieman heikommin kuin muut muuttujat. Edelleen, liitteissä 6 ja 7 tutkitaan differenssin korrelaatioiden kehittymistä yli ajan. Tarkastellaan BKT:n tai korjatun BKT:n differenssin ja muiden stationarisoitujen muuttujien viiveiden korrelaatioita sekä korrelaatioiden kehittymistä yli ajan. Huomataan, että korrelaatioiden suuruudet ja jopa suunnat saattavat muuttua tarkasteluajanjaksolla. Esimerkiksi vientikorin ja kulutuksen differenssien korrelaatiot BKT-muuttujien differenssien kanssa muuttuvat voimakkaasti yli ajan. Arvioidaan muuttujien, joiden differenssin korrelaatiot BKT:n tai korjatun BKT:n differenssin kanssa ovat koko ajanjaksolla tarkasteltuna merkittäviä, mutta joiden korrelaatiossa tapahtuu merkittäviä muutoksia yli ajan, antavan keskimäärin heikompia ennustuksia kuin korrelaatioltaan vakaina pysyvät muuttujat.

4. VAR-mallien estimointi ja mallien paremmuusjärjestyksen kriteerit

4.1. Estimointiperiaatteet

Suomen kansantaloutta selittävän VAR-mallin rakentamisen kannustimena on talouden keskeisten muuttujien ennustaminen tutkimuslaitoksen lyhyen aikavälin talousennustejulkaisuissa. Yleensä ennusteet julkaistaan kahdesti vuodessa: vuoden viimeisen neljännesvuoden tietojen päivityttyä julkaistaan kevään ennuste seuraavalle kahdelle kokonaiselle vuodelle eli kahdeksalle vuosineljännekselle. Puoli vuotta myöhemmin syksyn ennustejulkaisussa kevään ennustetta tarkennetaan jäljellä oleville kuudelle neljännesvuodelle vuoden toisen neljännesvuoden tietojen päivittymisen jälkeen.

Tämän tutkimuksen estimointien taustalla on tavoite hyödyntää VAR-mallia Palkansaajien tutkimuslaitoksen kevään ja syksyn ennusteissa. Siksi malleja estimoitaessa ja testiennusteita tehdessä jäljitellään kevään tai syksyn ennustetilannetta. Luvun 5 ennustevertailut jäljittelevät kevään ennustetilannetta, ja luku 6 keskittyy pääsääntöisesti syksyn ennustetilanteen mallintamiseen.

VAR-mallin muuttujavalintaa, funktiomuotoa ja muuta mallin spesifikaatiota valittaessa mallin hyvyyden kriteerinä käytetään perinteisesti ennusteen tarkkuutta (Robertson & Tallman 1999). Mallin spesifioinnin apuna käytetään ennusteiden keskineliövirhettä MSE (Lütkepohl 2005, 33), keskineliövirheen neliöjuurta RMSE tai ennusteen keskipoikkeamaa MAE (Robertson & Tallman 1999). Esimerkiksi Allen & Fildes (2001) vertailevat kirjallisuuskatsauksessaan ennustemalleja niiden RMSE-tunnuslukujen perusteella. Vaihtoehtoisesti mallin valinnassa voidaan käyttää jotain muuta ennustetarkkuutta mittaavaa tunnuslukua (Robertson & Tallman 1999). Tässä tutkimuksessa mallin hyvyyden kriteerinä on ollut ennustetarkkuus RMSE-neliösummilla tai vuosikasvuasteen virheillä mitattuna.

Mallin valinnassa voidaan käyttää R^2-suuretta ja t-testisuuretta, mutta samalla R^2-testisuureen käyttäminen mallin valinnan perusteena voi osoittautua tarkoituksen vastaiseksi (Mayer 1975). Mallin korkea selitysaste estimointiperiodin aikana on mahdollista saavuttaa louhimalla mallin muuttujia tarkoituksenmukaisesti selittämään havaintoja estimointiperiodin sisällä. Tällä tavoin rakennettu malli ei yleensä pysty selittämään tai ennustamaan otoksen ulkopuolisia havaintoja, jolloin sen hyvyys myös estimointiperiodin sisällä on kyseenalaista (Mayer 1975). Mallien informaatiokriteereitä ja parametriestimaattien t-testisuureita on siksi seurattu vain pintapuolisesti. Ennustetarkkuuden perusteella valituissa malleissa esiintyy välillä muuttujia, jotka eivät ole t-testisuureen perusteella tilastollisesti merkitseviä, mutta joita

käyttämällä keskimääräinen ennustetarkkuus on kasvanut. Tällainen muuttuja on esimerkiksi työvoimakustannukset työntekijää kohti Suomessa (lcost).

VAR-mallien muuttujien valinnassa käytetään talousteoriaa ja liitteiden 5-7 korrelaatiotaulukoita. Estimoidaan rajoittamattomia VAR-malleja, joissa on vakiotermi ja joissa kaikki muuttujat ovat endogeenisia. Mallin parametrit estimoidaan mallin muuttujien, viiveen pituuden sekä estimointiotoksen valinnan perusteella. Aineisto kattaa aikavälin $[T_o, T]$.

Todellisessa ennustetilanteessa ennustettavan ajanjakson havainnot eivät ole tiedossa, vaan mallin estimointi tehdään ilman ennusteajanjakson havaintoja. Estimointiotoksen ulkopuolella tehtävää ennustetta kutsutaan out of sample -ennusteeksi. Vuoden lopussa päättyvä estimointiotos kattaa periodit $[T_o, T-h]$, ja seuraavan vuoden alusta alkava ennustejakso sijoittuu periodille $[T-h+1, T]$.

VAR-malleilla ennustetaan samanaikaisesti useita peräkkäisiä neljännesvuosia. Useita periodeja sisältävissä ennusteissa suoritetaan dynaaminen ennuste. Dynaamisessa ennustuksessa periodeittain etenevä vaiheittainen ennustus ennustaa seuraavan periodin arvon käyttämällä mallin muuttujille laskemia arvoja niiden todellisten arvojen sijaan. Tämä mahdollistaa usean periodin mittaisen ennustamisen, koska edellisen periodin ennustetuloksen realisoitumista ei tarvitse odottaa. Dynaaminen ratkaisu on erotuksena staattiseen ratkaisuun, jossa edellisen periodin endogeeniset arvojen on realisoituva ennen uuden periodin arvojen ratkaisemista.

Mallille tehdään dynaaminen out-of-sample-ennuste heti estimointijakson päättymistä seuraavasta periodista alkaen seuraaville kuudelle tai kahdeksalle vuosineljännekselle. Ennusteessa hyödynnetään mallin estimoituja parametreja sekä viiveen pituuden p mukaisesti aineiston p viimeisintä havaintoa. Ennustetulosteesta käy ilmi mallin kunkin endogeenisen muuttujan ennustetut arvot neljännesvuosittain koko ennusteajanjaksolle.

Seuraavaksi esitellään ennustevertailuissa käytettävät kaksi vertailutyyppiä sekä kuvataan lyhyesti niiden ominaisuudet ja erot.

4.2. Ennustevertailujen ensimmäinen vertailutyyppi

Ensimmäisen tyypin vertailuissa vertaillaan suurta määrää malleja samanaikaisesti ja valitaan parhaiten menestyvät mallit. Vertailutyypin välivaiheet etenevät seuraavasti:

1. Estimoidaan valituille muuttujille VAR-malli alkaen vuodesta 1990 päättyen hetkeen T-h, joka on viimeinen periodi ennen ennusteajanjakson alkua.
2. Tehdään estimoidulle mallille out-of-sample ennuste, jonka kesto on syksyn ennustetilannetta mallintavissa ennusteissa kuusi vuosineljännestä ja kevään

ennustetilannetta mallintavissa ennusteissa kahdeksan vuosineljännestä. Ennuste alkaa tällöin periodista T-h+1.

3. Ennuste osoittaa VAR-mallin kullekin muuttujalle ennustetun tason ja kasvuasteen vuosineljänneksittäin. Verrataan BKT:n tai korjatun BKT:n muuttujan ennustetta toteutuneisiin BKT:n tai korjatun BKT:n arvoihin laskemalla koko ennustejakson keskineliövirheen neliöjuuri (RMSE):

$$\sqrt{\sum_{i=T-h+1}^{T} \frac{(\widehat{y_t}-y_t)^2}{h}},$$

missä

$\hat{y}_t$ = muuttujan ennustettu arvo hetkellä t

y_t = muuttujan toteutunut arvo hetkellä t ja

h = ennusteajanjakson pituus.

RMSE:lle on ominaista rangaista suuresta ennustevirheestä suhteellisesti enemmän kuin pienestä ennustevirheestä. Vaihtoehtoinen tapa järjestää ennusteet paremmuusjärjestykseen on keskipoikkeama (Mean Absolute Error MAE):

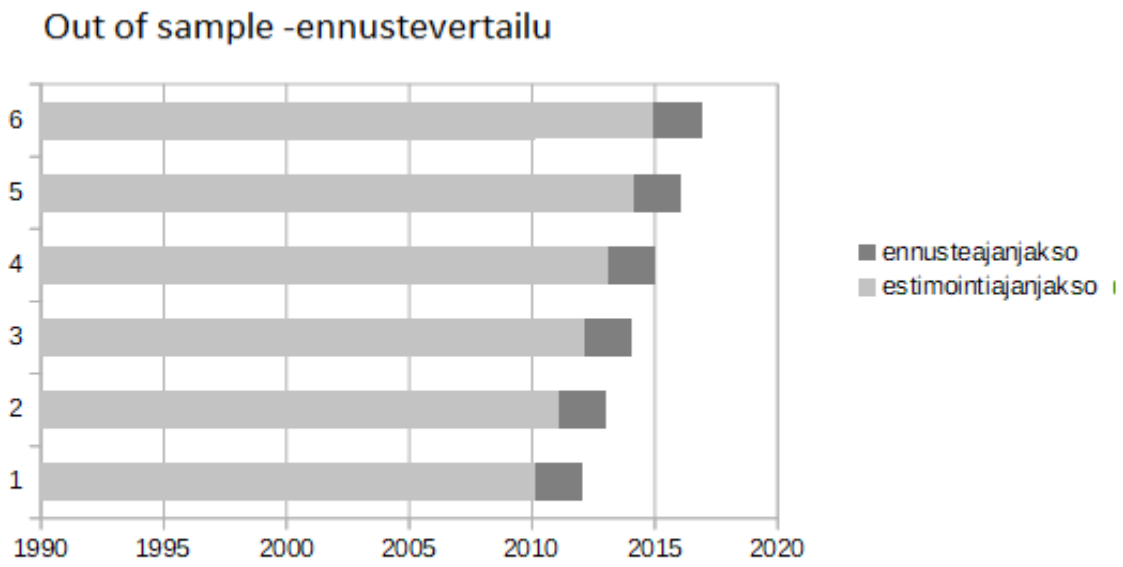
$$\sum_{i=T-h+1}^{T} \frac{|\hat{y}_t-y_t|}{h}.$$

Keskipoikkeama on keskineliövirheen neliöjuurta helpommin ymmärrettävä, mutta se rankaisee suurta ennustevirhettä suhteellisesti saman verran kuin pientä ennustevirhettä. Tässä tutkimuksessa tehdyissä ennustevertailuissa mallien sijoitusjärjestyksellä RMSE- ja MAE-kriteereillä mitattuna ei ollut suurta eroa.

4. Tallennetaan yksittäisen mallin yksittäiselle ajanjaksolle tehdyn ennusteen keskineliövirheen neliöjuuri.
5. Toistetaan edelliset vaiheet kaikille vertailtaville ennustemalleille.
6. Toistetaan edelliset vaiheet kaikille tarkasteltavissa oleville ennusteajanjaksoille. Ennustevertailuissa ennusteet suoritettiin vuosittain vuodesta 2010 alkaen päättyen vuoteen 2016.
7. Summataan mallien kunakin vuonna saamat BKT:n tai korjatun BKT:n ennusteen RMSE:t ennusteajanjaksojen yli jokaiselle mallille.
8. Asetetaan mallit järjestykseen RMSE-summan mukaan. Valitaan mallit, joiden ennusteiden RMSE oli keskimäärin pieni ja joiden RMSE oli vähintään yhtä pieni (tai korkeintaan niukasti suurempi) kuin ARIMA(1,1,2)-ennusteen RMSE samalla ennusteajanjaksolla.

Ennustevertailun etenemistä havainnollistetaan taulukossa 1. Ennustevertailujen ensimmäisessä vertailutyypissä VAR-malli on pudotettu pois, jos ennustevertailussa on ollut yksikään ennusteajanjakso, jolla VAR-mallin antama ennuste on ollut heikompi kuin ollut saman ennusteajanjakson ARIMA-mallin antama ennuste. Tästä johtuen ennustevertailussa on saattanut pudota pois sellaisia malleja, joiden ennuste on keskimäärin tarkka, mutta jotka ovat yhtenä tai useampana ennusteajanjaksona ennustaneet heikommin kuin ARIMA. Kriteeri suosii sellaisia malleja, jotka ennustavat tasaisen hyvin jokaisella ennusteajanjaksolla. Sen sijaan mallit, joiden keskimääräinen ennuste on ollut erittäin tarkka muutamia poikkeuksia lukuun ottamatta, ovat karsiutuneet pois. On mahdollista, että osa joidenkin pudotettujen mallien ennustetarkkuus olisi parantunut heikkojen ennusteiden vuosina muuttamalla mallin funktiomuotoa tai muuta mallin spesifikaatiota. Tällöin olisi ollut perusteltua käyttää mallin valinnan kriteerinä ainoastaan mallien ennusteiden RMSE-summia ja verrata, kuinka hyvä VAR-mallin ennusteen keskimääräinen tarkkuus on suhteessa ARIMA:n ennusteen keskimääräiseen tarkkuuteen.

Taulukko 1: *Out of sample -ennustevertailujen eteneminen kevään ennustetilannetta mallintavissa kahdeksan vuosineljänneksen mittaisissa ennusteissa.*



4.3. Ennustevertailujen toinen vertailutyyppi

Ennustevertailutyypin 1 karsittua suurimman osan malleista jäljelle jääviä malleja on vertailtu

tyypin 2 ennustevertailulla. Ennustevertailutyypissä 1 käytettävä neljännesvuosiennusteiden RMSE-tunnuslukujen vertailu on paljon käytetty tapa vertailla eri mallien hyvyyttä, mutta se ei ole kovinkaan havainnollinen tunnusluku käytännön ennustetyössä. Palkansaajien tutkimuslaitoksen ennustetyössä olennaista on, kuinka paljon mallin antaman vuosikasvuasteen ennusteen voidaan odottaa poikkeavan tulevaisuudessa toteutuvasta muuttujan vuosikasvuasteesta. Ennustevertailujen toinen vertailutyyppi on rakennettu palvelemaan tätä tarkoitusta. Vertailutyypissä 2 neljännesvuosiennusteet ovat aggregoitu vuosille, ja vuosikasvuasteen ennusteita on verrattu toteutuneeseen vuosikasvuasteeseen. Vuosille aggregoimista perustellaan sillä, että ennustejulkaisuissa talouden kehitystä kuvataan vuositasolla. Ennustevertailujen toinen vertailutyyppi on toteutettu seuraavasti:

1. Suoritetaan ennustevertailujen ensimmäisen vertailutyypin vaiheet 1 ja 2.
2. RMSE-keskivirheiden laskemisen sijaan neljännesvuosiennusteet summataan vuosille ja tallennetaan muuttujien vuosittaiset tasojen ja kasvuasteiden ennusteet. Sekä kuuden että kahdeksan neljännesvuoden ennusteissa ennusteajanjakso ulottuu kahdelle vuodelle, joten neljännesvuosiennusteiden summaamisen seurauksena mallin kullekin muuttujalle saadaan kaksi vuosittaista taso- ja kasvuaste-ennustetta.
3. Vähennetään mallin muuttujalle ennustamasta vuosittaisesta kasvuasteesta toteutunut muuttujan kasvuaste. Prosenttiyksiköissä ilmaistuista ennusteista ja toteutuneista arvoista tehty erotus on edelleen prosenttiyksiköissä. Kutsutaan saatua erotusta ennustevirheeksi. Korotetaan mallin ennustevirhe toiseen potenssiin.
4. Suoritetaan ennustevertailujen ensimmäisen vertailutyypin vaiheet 5 ja 6.
5. Summataan ennustevirheiden neliöt kullekin mallille ja asetetaan mallit paremmuusjärjestykseen ennustevirheen neliösumman perusteella.

VAR-mallien ja ARIMA-mallin muuttujaennusteen kunkin vuoden kasvuaste-ennusteista vähennetään toteutunut kasvuaste. Liian optimistinen kasvuennuste johtaa positiiviseen ennustevirheeseen; liian pessimistisen kasvuennuste johtaa negatiiviseen ennustevirheeseen. Neliöitäessä kaikki tunnusluvut ovat positiivisia, ja suurta kasvuasteessa tapahtunutta ennustevirhettä rangaistaan suhteellisesti enemmän kuin pientä kasvuasteessa tapahtunutta virhettä. BKT:n ja korjatun BKT:n muuttujien VAR- ja ARIMA-mallien ennustevirheiden neliöitä vertaillaan keskenään. Sen sijaan VAR-mallien muilla muuttujilla ennustetarkkuuden mahdollista heikkoutta suhteessa ARIMA-mallin ennustetarkkuuteen ei pidetä mallia eliminoivana tekijänä. Prosenttiyksiköissä ilmaistut neliöidyt ennustevirheet on kullakin mallilla summattu vuosien yli ja vertailtu täten malleja keskenään yli ennusteajanjaksojen.

Neljännesvuosiaineistosta tehtyjen neljännesvuosiennusteiden vuosille tehtyä aggregointia

ja vertailun tekemistä siitä perustellaan Allen & Fildes (2001) artikkeliin nojaten. Vaikka aggregoinnissa menetetään runsaasti potentiaalisesti merkittävää tietoa (Rossana & Seater 1995), ennusteen tehokkuus kärsii vähemmän, kun aggregointi vuosille tehdään ennustamisen jälkeen eikä ennen ennustamista (Judge et al. 1985, p. 406, 674-675). Lisäksi jos kausitasoittamattomalle aineistolle on tehty aggregointi ennen ennustamista ja kausivaihtelu aiheuttaa vaihtelua viiveiden säännönmukaisuutta, viivekuvio voi aggregoinnin seurauksena poistua tai muuttua (Allen & Fildes 2001). Koska kerätty aineisto on kausitasoitettu, siinä ei esiinny kausivaihtelua.

4.4. Vertailu ARIMA:an

Mallien valinnassa on niiden keskinäisen paremmuusjärjestyksen lisäksi verrattu ARIMA:an. ARIMA (p,d,q) voidaan esittää muodossa (Box & Pierce, 1970):

$$\phi(B)\nabla^d y_t = \theta(B)a_t$$
$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \ldots - \phi_p B^p$$
$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \ldots \theta_q B^q$$

missä

p = autoregressiivisen AR-prosessin kertaluku
d = differenssien määrä
q = moving average MA-prosessin kertaluku
ϕ ja θ ovat parametriestimaatteja.
a_t on riippumattomien virhetermien ε_t, ketju, jossa virhetermin varianssi on σ^2
B on siirto-operaattori taaksepäin $By_t = y_{t-1}$
$\nabla^d y_t = (1-B)^d y_t$ on aikasarjan y d:s differenssi.

VAR-mallissa esiintyviä muuttujia ennustettiin useilla erilaisilla ARIMA-malleilla syksyn ennustetilannetta jäljittelevillä kuuden neljännesvuoden ennusteajanjaksoilla aikavälillä 2010-2016. Kullekin muuttujalle estimoitiin ARIMA-malleja, jotka alkoivat 1990 ja päättyivät vuoden ennusteen alkamisvuoden toiseen neljännesvuoteen. Estimoinnin päätyttyä tehtiin kolmannesta vuosineljänneksestä alkava kuuden vuosineljänneksen ennuste ja poimittiin eri muuttujan ARIMA-mallien ennusteista lähimmäksi oikeita muuttujan arvoja estimoinut ARIMA-malli. Estimointi ja ennuste toistettiin vuosittain 2015Q2 alkavaan ennusteeseen asti. Lopulta muuttujan ARIMA-malliksi valittiin useimpina ennusteajanjaksoina parhaiten ennustanut ARIMA-malli. Menettely toistettiin kaikille VAR-mallin muuttujille. MSE-kriteerein estimoitu ARIMA (1,1,2) ennusti useampina ennusteajanjaksoina tarkemmin kuin yksikään muu ARIMA-malli. Tulos päti kaikille VAR-mallin muuttujille.

ARIMA (1,1,2) on nyt muotoa

$$\widehat{Y_t} - Y_{t-1} = \phi_1(Y_{t-1} - Y_{t-2}) - \theta_1\varepsilon_{t-1} - \theta_2\varepsilon_{t-2}$$

ARIMA-mallien estimoinnin tarkoituksena on rajata pois sellaiset VAR-mallit, joiden ennuste on jonakin ennusteajanjaksona ollut yksinkertaista mallia heikompi. Tästä on tehty poikkeuksia niiltä osin, missä yksittäinen malli on kokonaisuudessaan menestynyt hyvin ARIMA-malliin verrattuna ja missä VAR-mallin yksittäisen ennusteajanjakson ennuste on ollut vain niukasti ARIMA:n ennustetta heikompi.

5. VAR-mallien spesifiointi

5.1. Viiveen pituus

VAR-mallissa viiveiden määrä vaikuttaa estimoitavien parametrien määrään. Kun mallissa on k muuttujaa ja p viivettä, ja kunkin viiveen kerroinmatriisi on k^2-matriisi ja vakiovektorissa k alkiota, estimoitavia parametreja on yhteensä $k+pk^2$ kappaletta.

Luvussa 3 mainittiin Lütkepohlin suositus estimoitavien yhtälöiden määrän ja havaintojen määrän välisestä suhteesta. Huomataan, että annetulla havaintojen määrällä suositus on mahdollista täyttää vain hyvin pienellä viivemäärällä. Koska suosituksen noudattaminen on taloustieteellisessä tutkimuksessa vähäistä (Allen & Fildes 2001), myös tässä tutkimuksessa pääpaino viiveen pituuden valinnassa on muissa tekijöissä. Kuitenkin, vaikka monissa tutkimuksissa estimointi aloitetaan pitkistä viipeistä, lopullinen viivemäärä putoaa hyvin alhaiseksi jopa kuukausitason aineistoa käsiteltäessä (Allen & Fildes 2001).

Tässä tutkimuksessa malleilla tarkasteltiin eripituisia viiveitä 12 viiveestä alaspäin. Kustakin mallista tehtiin estimointeja eri määrällä viiveitä, jonka jälkeen suoritettiin kahdeksan neljännesvuoden mittainen out-of-sample-ennuste BKT:lle tai korjatulle BKT:lle. Peräkkäisiä kahden vuoden ennustevertailuita suoritettiin aikavälillä 2010-2016. Out-of-sample-ennusteiden RMSE-virheitä verrattiin keskenään, jotta voitiin vertailla eri mallien ja eri viiveen pituuksien keskimääräistä ennustetarkkuutta. Saaduista tuloksista ilmeni, että pitkien – 8-12 viiveen – mallien keskimääräinen ennustetarkkuus oli merkittävästi pienempi kuin korkeintaan neljän viiveen mallien keskimääräinen ennustetarkkuus. Vaikka pitkien viiveiden mallit saattoivat silloin tällöin menestyä lyhyiden viiveiden malleja paremmin, niillä oli keskimäärin taipumusta hajaantua keskenään ja erkaantua kauas toteutuneesta BKT:sta. Pitkien viiveiden mallien keskimääräinen ennustetarkkuus RMSE:llä mitattuna hävisi jopa ARIMA (1,1,2):lle. Kuudessa erilaisia muuttujia sisältäneissä VAR-malleissa yhden ja kolmen viiveen mallien ennustamat vuosittaiset kasvuasteet olivat keskimäärin 0,27 prosenttiyksikön päästä kyseisen vuoden ennustekeskiarvosta. Kun samojen mallien viivepituus nostettiin kuuteen tai kahteentoista, kahden vuoden kasvuaste-ennusteet poikkesivat toisistaan jopa etumerkiltään. Myös BIC suosi lyhyitä viiveen pituuksia pitkien viiveiden yli.

Keskimäärin hyviä ennusteita tuottavien mallien on tärkeää antaa keskenään samansuuntaisia ennustuksia tulosten luotettavuuden takaamiseksi. Viiveen pituuden vertailujen perusteella tutkimuksessa rakennettiin korkeintaan kolmen viiveen VAR-malleja. Suuressa osassa malleja ennusteiden RMSE-virheet tai vuosiennusteista lasketut neliövirheet olivat keskimäärin alimmillaan, kun viiveiden määrä putoaa yhteen.

5.2. Estimointiajanjakson aloitus

Luvussa 3 mainitun mukaisesti havaintoja kerättiin mahdollisimman pitkältä ajanjaksolta siltä varalta, että suuren muuttujamäärän ja pitkien viiveiden vuoksi mallin yliestimoiminen voitaisiin välttää. Luvussa 5.1 viiveen pituuden tarkasteluissa sekä BIC että muutamilla malleilla tehtyjen ennusteiden RMSE-neliösummat näyttivät suosivan lyhyiden viiveiden käyttämistä malleissa. Tämä mahdollistaisi estimointiajanjakson kohtuullisen supistamisen ilman, että syntyisi riski mallin yliestimoimiselle.

Allen & Fildes (2001) mukaan perussääntönä on kerätä mahdollisimman pitkä aikasarja ja hyödyntää kaikkea käytettävissä olevaa aineistoa. Poikkeuksena tästä artikkeli mainitsee voimakkaita rakennemuutoksia sisältävät aikasarjat, joilla ennustetarkkuus voi parantua aloitettaessa estimointi rakennemuutoksen jälkeen. Toisaalta Allen & Fildes (2001) argumentoivat, että todellinen tiedon generointiprosessi ei muutu rakennemuutoksien seurauksena, ja että approksimaatio tiedon generointiprosessista tarkentuu aikasarjan pituuden lähestyessä ääretöntä.

Estimoinnin aloitushetkeksi harkittiin vuoden 1990 ohella myös vuosia 1992 ja 1995. Estimoimalla vuodesta 1992 alkaen aineistosta olisi jäänyt pois Neuvostoliiton hajoaminen ja 1990-luvun lama. Vuodesta 1995 aloittaminen olisi merkinnyt, että myös aika ennen Suomen kuulumista Euroopan unioniin olisi jäänyt pois. Nämä tapahtumat muovasivat Suomen lähihistoriaa ja talouden toimintaa niin merkittävästi, että rakennemuutos aikasarjassa oli mahdollinen. Aikasarjan supistaminen olisi pienentänyt havaintojen määrää 7,4-18,5 prosentilla.

Tarkastelin noin kahdenkymmenen erilaisen mallin ennustetarkkuutta viidellä eri ajanjaksolla siten, että kustakin muuttujayhdistelmästä tehtiin estimointi vuodesta 1990 ja 1992 alkaen. Out-of-sample-ennusteiden perusteella 1992 estimoinnin aloittavien mallien keskineliövirheen neliöjuurten summa oli keskimäärin 13 prosenttia suurempi kuin vuodesta 1990 estimoiduissa vastaavissa malleissa. Myöhemmin vertailtaessa 1990 estimoinnin aloittavia malleja vuodesta 1995 estimoinnin aloittaviin malleihin jälkimmäiset menestyivät entistä heikommin. Näyttäisi siltä, että 1990-luvun alussa tapahtuneet suuret yhteiskunnalliset ja taloudelliset muutokset näkyvät mallien muissa muuttujissa eivätkä vääristä muuttujien parametriestimaatteja. Sen sijaan kyseisen ajanjakson havainnot auttavat estimoimaan todellista tiedon generointiprosessia ja tarkentamaan estimointiajanjakson ulkopuolelle jääviä ennusteita.

5.3. Muuttujien valinta ensimmäisen tyypin vertailulla

Vaikka VAR-mallin viiveiden määrä sekä estimointiajanjakson aloitushetki ovat VAR-mallin onnistumisen kannalta tärkeitä, mallin sisältämien muuttujien valinta määrittää mallin onnistumisen. Aloitetaan ennustevertailu jäljittelemällä kevään ennustetilannetta, jossa aineisto on saatavilla edellisen vuoden neljänteen vuosineljännekseen asti. Ennuste tehdään tällöin estimointiotoksen viimeistä havaintoa seuraavalle kahdelle vuodelle eli kahdeksalle vuosineljännekselle.

Tehdään rajoittamattomia 3-6 muuttujan VAR-malleja erilaisilla korrelaatiotaulukoiden (liitteet 5-7) ja talousteorian viitoittamilla muuttujayhdistelmillä. Kustakin muuttujayhdistelmästä tehdään yhden viiveen ja BIC-informaatiokriteerin suositteleman viiveen malli. Lisäksi stationaarisen työttömyysasteen tasomuuttujan sisältävistä malleista tehdään differoidun työttömyysasteen muuttujan versiot. Cochrane (1991) kyseenalaistaa stationaarisuustestit. Hän kuitenkin kannattaa ajatusta, että työttömyysaste on stationaarinen. Kaikki eivät kuitenkaan ilmeisesti jaa tätä näkemystä (Cochrane, 2015).

Suoritetaan estimointi ja dynaaminen out-of-sample-ennuste estimointiajanjaksoa seuraavalle kahdelle kokonaiselle vuodelle. Kahdeksalle neljännesvuodelle saatu ennuste osoittaa kunkin VAR-mallin endogeenisen muuttujan tasot ja kasvuasteet. Muuttujia valittaessa tarkastellaan ensisijaisesti BKT:n tai korjatun BKT:n ennusteita, sillä kyseisten muuttujien ennustetarkkuus katsotaan tärkeäksi.

Ensimmäisen tyypin ennustevertailussa kustakin mallista tehdään vuosittain out-of-sample-ennusteita ja summataan useiden ennusteajanjaksojen BKT:n tai korjatun BKT:n ennusteiden RMSE:t vuosien yli. Mallit asetetaan paremmuusjärjestykseen luvussa 4 esitettyjen kriteerien perusteella.

Ensimmäisen tyypin ennustevertailun perusteella saadaan eliminoitua valtaosa malliehdokkaista. Pienimmät RMSE-summat saaneet mallit sisältävät korkeintaan viisi seuraavista muuttujista: dlogbkt, dlogbktadj, cur29, u_seas, fi_eu15, dlogi ja dlogbkt28.

5.4. Muuttujien valinta toisen tyypin vertailulla

Suoritetaan ensimmäisen tyypin ennustevertailussa parhaiten menestyneille malleille toisen tyypin ennustevertailu. Jatketaan kevään ennustetilanteen jäljittelemistä päättämällä kunkin mallin estimointi edellisen vuoden viimeiseen neljännesvuoteen ja aloittamalla ennuste vuoden ensimmäisestä neljännesvuodesta. Toisen tyypin vertailussa kahdeksan neljännesvuoden ennuste aggregoidaan kahdeksi vuositason ennusteeksi. Vähennetään VAR-mallien ja ARIMA-

mallin muuttujaennusteen kunkin vuoden kasvuaste-ennusteista toteutunut kasvuaste ja verrataan mallien vuosittaisen kasvuasteen virhettä ARIMA:n estimoiman kasvuasteen virheeseen.

Tarkastellaan aluksi vain BKT:n ja korjatun BKT:n muuttujia. Vuosien 2009-2016 välillä tehdään yhteensä seitsemän ennustevertailua, joissa kukin ennusteajanjakso on kahden vuoden mittainen. Ennusteajanjaksojen vertailuissa BKT-muuttujan sisältävien mallien BKT-ennusteiden ennustevirheen neliösumma on jopa kaksi kertaa suurempi kuin kilpailevien korjatun BKT:n sisältävien mallien korjatun BKT:n ennusteen vastaava tunnusluku. Tästä huolimatta myös BKT-muuttujan sisältävät mallit menestyvät keskimäärin paremmin kuin ARIMA-malli. Absoluuttisia ennustevirheitä tarkastellessa korjatun BKT:n sisältävien mallien korjatun BKT:n vuosikasvuasteen ennuste eroaa todellisesta kasvuasteesta 1,22 prosenttiyksikköä, kun taas BKT:n kasvuasteen ennusteet eroavat todellisesta kasvuasteesta keskimäärin 1,48 prosenttiyksikköä. Ennustevertailua jatketaan vain korjatun BKT-sarjan sisältävillä malleilla.

Valitaan neljä pienimmät ennustevirheen neliösummat saanutta mallia. Näillä malleilla vuosikasvuasteen ennuste eroaa todellisesta kasvuasteesta keskimäärin 1,17 prosenttiyksiköllä vuosien 2009-2016 aikana. Malleille näyttäisi olevan yhteistä, että niissä selittävinä muuttujina ovat korjattu BKT (bktadj), Euroopan unionin BKT (bkt28) sekä Suomen ja EU15:n nimellisten kompensaatioiden suhde (fi_eu15) sekä mahdollisesti yksityiset investoinnit (i), työttömyysaste (u_seas) tai molemmat.

Tarkastellaan mahdollisuutta pienentää mallien ennustevirheiden neliösummia sovittamalla malleihin Suomen työvoimakustannukset työntekijää kohti (lcost) fi_eu15:n rinnalle tai tilalle sekä sovittamalla malleihin yhtä ja kahta viivettä. Muuttujat lcost ja fi_eu15 kuvaavat molemmat Suomen hintakilpailukykyä, joskin toinen niistä vain suhteellisesti. Koska muuttujat ovat käsitteellisesti erilaisia, molemmat voidaan sisällyttää malliin. Nyt pienimmät ennustevirheet sisältäneet mallit koostuvat muuttujista:

- Malli 1. dlogbktadj, dlogi, u_seas, dlogbkt28, fi_eu15
- Malli 2. dlogbktadj, u_seas, dlogbkt28, fi_eu15
- Malli 3. dlogbktadj, dlogI, dlogbkt28, fi_eu15
- Malli 4. dlogbktadj, dlogbkt28, fi_eu15
- Malli 5. dlogbktadj, dlogI, u_seas, dlogbkt28, dloglcost, fi_eu15
- Malli 6. dlogbktadj, dlogI, dlogbkt28, dloglcost, fi_eu15
- Malli 7. dlogbktadj, dlogI, dlogbkt28, dloglcost, fi_eu15

Malleissa 1-6 on yksi viive ja mallissa 7 kaksi viivettä. Mallien yhtälöt on koottu liitteeseen 8.

Täysin endogeenisten muuttujien VAR-mallien 1-7 ennustetarkkuutta kuvataan liitteessä 9. Kahden vuoden ennusteissa mallien keskimääräinen BKT:n kasvuasteen ennustevirhe aikavälillä 2010-2016 oli 0,96: ensimmäisen vuoden ennusteen virhe oli keskimäärin 0,80 prosenttiyksikön päässä toteutuneesta, kun toisen vuoden ennusteen keskimääräinen virhe oli 1,11 prosenttiyksikköä. Vuositasolla laskettujen kasvuasteiden ennustevirheiden neliösumma seitsemän mallin kesken on 18,83. Jos ennusteajanjakso 2009-2010 otetaan mukaan, keskimääräinen neliösumma nousee puolitoistakertaiseksi. Suuri ero neliösummassa johtuu siitä, että finanssikriisin odottamattoman vaikutuksen vuoksi vuosikasvuasteen ennusteet malleille poikkeavat merkittävästi toteutuneesta kasvuasteesta.

6. Estimoitujen VAR-mallien ennustetarkkuuden vertailu

Luvun 5 ennustevertailuissa kriteerinä on käytetty VAR-mallin kykyä ennustaa BKT:ta tai korjattua BKT:ta mahdollisimman tarkasti. Kaikki ennustetarkastelut on tehty mallintaen kevään ennustetilannetta, jossa ennustetaan kerralla 2 vuotta käyttäen aineistoa aina edellisen vuoden viimeiseen vuosineljännekseen asti.

RMSE-ennustevirheisiin ja vuosikasvuasteiden ennustevirheisiin perustuvissa vertailuissa saatiin eroteltua hyville malleille ominaisiksi lyhyt viiveen pituus ja estimoinnin aloittaminen vuodesta 1990. Muuttujavalinnan tarkasteluissa 1 ja 2 vertailutyypeillä parhaiten edukseen erottuivat mallit 1-7. Valittujen mallien korjatun BKT:n ennusteiden tarkkuus on ollut keskimäärin parempi kuin muiden mallien ennusteiden tarkkuus, ja lisäksi tyypin 1 vertailuissa yksikään mallista ei ole ennustanut korjattua BKT:ta heikommin kuin ARIMA (1,1,2) yhdelläkään ennusteajanjaksolla.

Mallien 1-7 keskinäiset erot korjatun BKT:n ennusteen tarkkuudessa ovat hyvin pienet jäljitellessä kevään ennustetilannetta. Tässä luvussa tarkastellaan, syntyykö mallien välille eroja siirryttäessä kevään kahdeksan vuosineljänneksen ennusteista syksyn kuuden vuosineljänneksen ennusteisiin. Edelleen, selvitetään useita endogeenisia muuttujia sisältävien VAR-mallien muiden muuttujien ennusteiden tarkkuutta ja verrataan sitä kunkin muuttujan ARIMA-mallin ennustuksen tarkkuuteen. Lisäksi tarkastellaan keinoja parantaa heikkoja ennusteita saavia VAR-mallin muuttujia.

6.1. Kuuden neljännesvuoden ennusteet

Edellisessä luvussa esiteltyjen seitsemän mallin ennustevirheiden erot ovat pienet kevään ennustetilannetta simuloivissa ennustevertailuissa. Jatketaan mallien 1-7 ennusteiden tarkastelua tekemällä syksyn ennustetilannetta jäljitteleviä puolentoista vuoden (kuuden neljännesvuoden) ennusteita. Syksyn ennustetilanteelle on tyypillistä, että toisen neljännesvuoden muuttujatietojen päivityttyä tehdään ennuste vuoden jäljellä oleville kahdelle vuosineljännekselle sekä seuraavan vuoden kaikille vuosineljännekselle. Tämän vuoksi kukin ennustevertailuissa esiintyvä estimointiajanjakso päättyy vuoden toiseen vuosineljännekseen, minkä jälkeen ennusteajanjakso alkaa kolmannesta vuosineljänneksestä. Puolentoista vuoden ennusteet tehdään vuodesta 2010 alkaen. Otetaan jälleen mallin antamasta muuttujan vuosikasvuasteesta erotuksena muuttujan toteutunut kasvuaste ja lasketaan virheiden neliösummat ennusteajanjaksojen yli (2010-2016).

Liitteessä 9 tarkastellaan korjatun BKT:n ennusteen tarkkuutta. Korjatun BKT:n ennusteet

ovat merkittävästi tarkempia siirryttäessä kahden vuoden ennusteista puolentoista vuoden ennusteisiin. Kuuden yhden viiveen mallin vuosikasvuasteen ennuste on puolentoista vuoden ennusteissa keskimäärin 0,44 prosenttiyksikön päässä toteutuneesta korjatusta BKT:sta vuosien 2010-2016 aikana, kun taas kahden vuoden ennusteissa vastaava luku on 0,96 prosenttia. Huomattavaa myös on, että puolentoista vuoden ennusteissa ennuste toiselle vuodelle (3-6 vuosineljänneksen päähän) oli keskimäärin tarkempi kuin kahden vuoden ennusteissa ennuste ensimmäiselle vuodelle (1-4 vuosineljänneksen päähän) viidellä mallilla seitsemästä. Mallien väliset ennustevirheiden erot pysyvät hyvin pieninä kuuden vuosineljänneksen ennustevertailuissa.

6.2. Mallien kaikkien endogeenisten muuttujien ennusteet

Tarkastellaan seuraavaksi mallien kaikkien muuttujien ennusteiden tarkkuutta. Asetetaan erityistä painoa investointien ja työttömyyden ennusteiden tarkkuudelle. Kullekin VAR-mallin muuttujalle on estimoitu ARIMA (1,1,2), johon VAR-mallien antamia muuttujaennusteita verrataan.

Tarkastellaan mallien EU-maiden BKT:n, fi_eu15:n, investointien sekä kausitasoitetun työttömyysasteen ennusteita. Malleilla 1-7 EU-maiden BKT-ennuste poikkeaa toteutuneesta EU-maiden BKT:sta keskimäärin 0,34 prosenttiyksiköllä ja on keskimäärin 2,5 prosenttia parempi kuin ARIMA:n ennuste EU-maiden BKT:lle mitattaessa ennustevirheiden neliösummalla. Mallien työttömyysasteiden antamat ennusteet häviävät niukasti ARIMA:lle mutta ovat kauttaaltaan erittäin hyvät: estimoitu työttömyysaste (%) poikkeaa todellisesta työttömyysasteesta keskimäärin 0,4 prosenttiyksikön verran. ARIMA:lle häviämistä voidaan selittää sillä, että työttömyysasteessa on merkittävää pysyvyyttä, mistä syystä ARIMA onnistuu ennustamaan työttömyyden arvot erittäin hyvin.

Mallien investoinneille laskettujen ennusteiden virheet ovat suurempia kuin aiemmin esiteltyjen muuttujien ennustevirheet. Investointien ennustetut kasvuasteet poikkeavat toteutuneesta keskimäärin 1,9 prosenttia. Mallien investointien ennustevirheet ovat lisäksi keskimäärin 7,7 prosenttia suurempia kuin vastaavan ARIMA:n antamat ennustevirheet ennustevirheiden neliösummalla mitattuna.

Heikoin ennuste on Suomen ja EU15:n työntekijälle maksettujen nimellisten kompensaatioiden suhdemuuttujalla fi_eu15, jonka ennuste on valtaosassa malleista systemaattisesti liian alhainen kaikilla ennusteajanjaksoilla vuosien 2010-2016 välillä. Yksittäisen mallin vuositason ennustevirheiden neliösumma on pahimmillaan kymmenkertainen fi_eu15:n ARIMA:an (ARIMA1,1,2) verrattuna. Tätä selittänee fi_eu15:n

aikasarjan käyttäytyminen 1990-luvun laman aikana. Markan pakkodevalvaatio vuonna 1991 ja kelluminen vuodesta 1992 alkaen synnyttävät nimellisten kompensaatioiden muuttujaan merkittävän syvennyksen vuosien 1991 ja 1995 välillä. Samanaikaisesti aikasarjassa vuosien 1991 ja 1995 välillä bruttokansantuotteen sarja notkahtaa alaspäin ja lähtee hitaasti nousuun. Mallin muuttujien estimointiajanjaksolle sijoittuva käyttäytyminen vaikuttaa parametriestimaatteihin siten, että vuodesta 2009 alkanut taloudellisen toiminnan hidastuminen ennustaa nimellisten kompensaatioiden suhteen voimakasta laskua. Näyttää siltä, että malli ei pysty huomioimaan sitä, että markan kelluttamisen ja Euroopan talous- ja rahaliittoon liittymisen seurauksena nimellisten kompensaatioiden fi_eu15 tuntuvaa alenemista ei kuitenkaan tapahtunut 2009 jälkeen.

6.3. Eksogeenisen muuttujan sovittaminen VAR-malliin

Edellä ilmeni, että ennustevertailuissa vuodesta 2010 alkaen fi_eu15:n ennusteet ovat systemaattisesti liian alhaiset. Tyypin 1 ennustevertailuissa kaikki pienimmistä RMSE-summat saaneet mallit sekä niistä tyypin 2 ennustevertailuissa läpi päässeet mallit 1-7 sisältävät muuttujan fi_eu15. Ennustevertailuissa muuttujan fi_eu15 pudottaminen pois VAR-mallista tai korvaaminen ainoastaan Suomen nimellisillä kompensaatioilla tai Suomen työntekijää kohti lasketuilla kustannuksilla lcost heikentää korjatun BKT:n ennusteita merkittävästi.

VAR-mallin endogeenisuudesta syntyvä muuttujien molemmin suuntainen palaute (feedback) aiheuttaa sen, että yhden muuttujan havainnon muutos ennusteessa vaikuttaa mallin kaikkien muuttujien tuleviin ennustettuihin arvoihin. Toisin sanoen systemaattinen virhe yhden muuttujan ennusteessa voi palautua virheenä kaikkien mallin muuttujien ennusteissa. Tämä motivoi tarkastelemaan keinoja, joilla muuttujan fi_eu15 ennuste tarkentuisi.

Nimellisten kompensaatioiden muuttuja fi_eu15 on varsin vakaa vuosien 1997-2006 sekä 2010-2016 välisenä aikana. fi_eu15:n varianssi vuosien 2010-2016 aikana on 0,00011 keskiarvon ollessa 1,10. Mikäli endogeeninen malli ennustaa virheellisesti fi_eu15:n laskevan heti ensimmäisestä ennusteperiodista alkaen, tämä vaikuttaa kaikkiin tuleviin ennusteperiodeihin kaikkien muuttujien ennusteita heikentävästi.

Ratkaistaan ongelma muuttamalla fi_eu15 eksogeeniseksi muuttujaksi. Nyt kunkin VAR-mallin estimointijaksolla käytetään fi_eu15:n toteutuneita arvoja, kun taas ennustejaksolla syötetään fi_eu15:n ARIMA (1,1,2)-ennusteet malliin eksogeenisena. Fi_eu15:n eksogeenisuus antaa mahdollisuuden myös harkinnanvaraiselle ennustamiselle: mikäli Suomen ja Euroopan unionin 15 maan työntekijälle maksettujen nimellisten kompensaatioiden suhteen kehityksestä on saatavilla informaatiota a priori, kehitysarvio voidaan syöttää malliin suoraan. Vastaava

toimenpide olisi voitu tehdä myös työttömyysasteen tai Euroopan unionin BKT:n muuttujille. Niitä ei ole käsitelty tässä tarkastelussa siksi, että kummallakin muuttujalla endogeenisen VAR-mallin antamat ennusteet olivat ennustetarkoituksen näkökulmasta riittävän tarkkoja.

Tehdään uusi kevään ennustetilannetta jäljittelevä kuuden neljännesvuoden mittainen ennustetarkastelu seitsemällä mallilla siten, että eksogeeninen fi_eu15 esiintyy niissä joko alkuperäisenä arvonaan tai logaritmoituna. Kaksi viivettä sisältävän mallin 7 korjatun BKT:n ennuste on jokseenkin yhtä hyvä riippumatta siitä, sovitetaanko malliin yksi vai kaksi eksogeenisen muuttujan fi_eu15 viivettä. Yksinkertaisuuden vuoksi malliin 7 jätetään vain yksi eksogeeninen muuttujan fi_eu15 viive.

Vertaillaan malleja 1-7 siten, että muuttuja fi_eu15 on niissä endogeenisena, eksogeenisena tai eksogeenisena ja logaritmoituna. Liitteeseen 9 on koottu syksyn ja kevään ennustevertailujen tulokset korjatun BKT:n muuttujalle. Euroopan unionin BKT:n ennustevirheet eivät muutu juurikaan riippumatta siitä, onko fi_eu15 endogeeninen, eksogeeninen vai eksogeeninen ja logaritmoitu. Korjatun BKT:n ennustetut vuosikasvuasteet poikkeavat toteutuneesta korjatun BKT:n kasvuasteesta endogeenisilla fi_eu15:n malleilla 0,44 prosenttiyksikköä, eksogeenisilla fi_eu15:n malleilla 0,39 prosenttiyksikköä ja eksogeenisen logaritmoidun fi_eu15:n malleilla 0,38 prosenttiyksikköä. Sen sijaan investointien ennusteet keskimäärin heikkenevät hieman muutettaessa fi_eu15 eksogeeniseksi. Samoin käy työttömyysasteen tason ennusteille, joskin ne ovat edelleen erittäin hyvät: sekä eksogeenisen että eksogeenisen logaritmoidun fi_eu15:n malleilla vuosittaisen tason ennustevirhe on kahden desimaalin tarkkuudella 0,23 prosenttiyksikön päässä todellisesta arvosta. Lisäksi ennustevertailuun on lisätty myös lcost-muuttuja, jonka eksogeenisen mallin estimoima vuosittainen kasvuaste oli keskimäärin 0,48 prosenttiyksikön päässä toteutuneesta ja eksogeenisen logaritmoidun fi_eu15:n malleilla vastaavasti 0,27 prosenttiyksikön päässä toteutuneesta.

Tehdään uusille eksogeenisen ja logaritmoidun eksogeenisen fi_eu15:n malleille vielä kahden vuoden ennusteet. Siirryttäessä kuuden vuosineljänneksen ennusteista jälleen kahdeksan vuosineljänneksen ennusteisiin ennusteiden heikentyminen on odotettua. Sen sijaan eksogeenisen ja logaritmoidun eksogeenisen fi_eu15:n mallien korjatun BKT:n ennusteet eivät yksiselitteisesti ole endogeenisen mallin ennusteita parempia. Ennustevirheet kasvuasteessa ovat keskimäärin lähes samat riippumatta muuttujan fi_eu15 endogeenisuudesta tai eksogeenisuudesta. Kun endogeenisilla malleilla vuositason keskimääräinen ennustevirhe on 0,958 prosenttiyksikköä eksogeenisen ja eksogeenisen logaritmoidun fi_eu15:n malleilla vastaavat luvut ovat 0,954 ja 0,958 prosenttia. Huomattavaa

on myös, että kahden vuoden ennusteissa jo ensimmäisen vuoden kasvuennuste on kauempana toteutuneesta kuin puolentoista vuoden ennusteiden toisen vuoden kasvuennuste.

7. Ennusteet vuosille 2017 ja 2018

7.1. VAR-mallien ennusteet

Tehdään malleille 1-7 ennusteita vuosille 2017 ja 2018. Malleissa 2 ja 5 muuttuja fi_eu15 on asetettu eksogeeniseksi, ja malleissa 1, 3, 4, 6 ja 7 fi_eu15 on eksogeeninen ja logaritmoitu. Estimoidaan VAR-malli päättymään juuri ennen ennustejakson alkua ja ajetaan sen jälkeen dynaaminen ennuste. Ennusteajanjaksolla eksogeenisen fi_eu15 arvojen oletetaan olevan ARIMA (1,1,2):n generoimat arvot fi_eu15:lle. Koska ennustelaitosten arviot talouden kehityksestä ovat vuoden 2017 ensimmäisen vuosineljänneksen julkistamisen jälkeen muuttuneet optimistisemmiksi ja talouden kasvuennusteita on korjattu ylöspäin, vertaillaan ennusteita 2017Q1 alkavalla kahdeksan neljännesvuoden jaksolla (estimointi päättyy 2016Q4), 2017Q2 alkavalla seitsemän neljännesvuoden jaksolla (estimointi päättyy 2017Q1) sekä 2017Q4 alkavalla viiden neljännesvuoden jaksolla (estimointi päättyy 2017Q3). 2017Q1 ja 2017Q2 alkavien ennusteiden estimoinneissa käytetään heinäkuussa 2017 päivitettyjä aikasarjoja bktadj_2, i_2, bkt28_2, lcost_2 ja u_seas_2 alkuperäisten aikasarjojen sijaan. Vuoden 2017 ensimmäisen vuosineljänneksen tiedot oli julkaistu juuri ennen päivitettyjen aikasarjojen keräämistä. 2017Q4 alkavien ennusteiden mallien estimointeihin on käytetty joulukuussa 2017 päivitettyjä aikasarjoja bktadj_3, i_3, bkt28_3, lcost_3 ja u_seas_3. Työttömyysasteen sarjat on kausitasoitettu vasta estimointia tehdessä. 2017Q2 ja 2017Q4 alkavien ennusteiden eksogeenisen muuttujan fi_eu15 aikasarjana käytetään AMECO:n ennusteeseen perustuvaa aikasarjaa fi_eu15_2.

Odotetaan ennustuksen muuttuvan myönteisemmäksi lisättäessä vuoden 2017 ensimmäinen neljännesvuosi estimointiin. Edelleen, ennustettaessa eksogeenisen fi_eu15:n arvoja voidaan ARIMA(1,1,2):n sijaan käyttää hyväksi harkintaa Suomen nimellisten kompensaatioiden kehityksestä suhteessa EU15-maihin. Kutsumme maltillisiksi sellaisia malleja, joissa fi_eu15:n arvioidaan laskevan vuosina 2017-2018 puoli prosenttia joka neljännesvuotena.

Ennusteet vuosille 2017 ja 2018 on kerätty liitteeseen 10. Taulukosta nähdään, että vuoden 2016 lopussa päättyvillä endogeenisten muuttujien tiedoilla sekä olettamalla eksogeenisen muuttujan fi_eu15 kehityksen noudattavan ARIMA (1,1,2):ta BKT:n kasvuasteeksi ennustetaan vuodelle 2017 keskimäärin 1,6 prosenttia. Seuraavana vuonna kasvun odotetaan hidastuvan 0,7 prosentin vuosivauhtiin. Maltillisten mallien ennusteet ovat vastaavasti 1,7 ja 1,0 prosenttia. Sovittamalla ARIMA:n antamat arvot eksogeenisen muuttujan fi_eu15 tuleviksi arvoiksi EU-maiden BKT:n kasvuasteet vuosille 2017 ja 2018 ovat 1,8 ja 1,4 prosenttia ja investointien

kasvuasteet 2,7 ja -0,8 prosenttia. Suomen työntekijää kohti laskettujen työvoimakustannusten keskimääräinen ennustettu kasvuaste on vuodelle 2017 1,8 prosenttia, mistä se kiihtyy 2,9 prosenttiin. Työttömyysasteen tasomuuttuja laskee ensin vuoden 2016 tasosta 8,8 prosenttia 0,1 prosenttiyksiköllä 8,7 prosenttiin, mistä se nousee 9,1 prosenttiin vuoteen 2018 mennessä.

Katsotaan nyt mallien 1-7 ennusteita siten, että sisällytetään vuoden 2017 ensimmäinen neljännes malliin ja aloitetaan ennuste toisesta vuosineljänneksestä. Taulukosta käy ilmi, kuinka paljon optimistisemmaksi ennuste muodostuu nyt. Korjatun BKT:n kasvuaste vuodelle 2017 ennustetaan olevan 2,7 prosentin luokkaa, mistä se muuttuu maltillisemmaksi vuonna 2018 0,9 prosenttiin. Bkt28:n kasvuasteet vuosille 2017 ja 2018 ovat niin ikään 1,9 ja 1,4 prosenttia. Investoinnit kiihtyvät voimakkaasti 9,1 prosentin kasvuun, josta ne madaltuvat 0,5 prosenttiin vuonna 2018. Työvoimakustannukset työntekijää kohti Suomessa odotetut kasvuasteet ovat 1,0 ja 3,0 prosenttia. Työttömyyden ennustetaan nousevan vuoden 2016 tasosta ensin 8,9:een ja sitten 9,2 prosenttiin.

Vuosien 2017 ja 2018 ennuste muuttuu sitä optimistisemmaksi, mitä pidemmälle vuosi 2017 etenee. Oletetaan edelleen eksogeenisen muuttujan fi_eu15 noudattavan ARIMA (1,1,2):n estimoimia arvoja ennusteajanjakson aikana ja sisällytetään estimointiin vuoden kolmen ensimmäisen kvartaalin havainnot. Periodilta 2017Q4 alkavat ennusteet arvioivat keskimäärin EU-maiden BKT:lle 2,4 prosentin kasvua vuodelle 2017 ja 1,9 prosentin kasvua vuodelle 2018. Korjatun BKT:n kasvuasteiksi ennustetaan 3,1 ja 1,7 prosenttia. Investointien ennustetaan kasvavan vuonna 2017 10,9 prosenttia ja vuonna 2018 2,9 prosenttia. Työntekijää kohti laskettujen työvoimakustannusten odotetaan nousevan maltillisesti 0,08 prosenttia, josta nousu kiihtyy 2,4 prosenttiin. Työttömyysasteen ennustetaan laskevan ensin vuonna 2017 8,7 prosenttiin, mistä se palaa vuonna 2018 vuoden 2016 tasolle 8,8 prosenttiin.

7.2. Muut Suomea koskevat talousennusteet

Edellä huomattiin, kuinka vuoden 2017 havaintojen sisällyttäminen estimoitavaan sarjaan muutti BKT:n, investointien ja työttömyysasteen ennusteita myönteiseen suuntaan. Muutos noudattaa samaa linjaa usean Suomen kansantaloutta ennustavan julkaisijan kanssa: Palkansaajien tutkimuslaitoksen ja Etlan kevään kasvuaste-ennusteet vuodelle 2017 nousivat 1,9 prosentista ja 1,7 prosentista syksyllä ennustettuihin 3,6 ja 2,9 prosentin kasvuasteisiin (Ilmakunnas 2017a, 2017b; Kotilainen 2017b, Berg-Andersson, Kaitila & Kaseva 2017; Finanssiala 2017). Vastaavasti Nordea ja Valtiovarainministeriö kaksinkertaistivat BKT:n vuoden 2017 kasvuennusteensa kesäkuussa 2017 (Valtiovarainministeriö 2017; Nordea 2017; Finanssiala 2017). VAR-mallien keskimääräinen BKT-ennuste vuodelle 2018 (1,7 %) on

kuitenkin hieman vaatimattomampi kuin edellä mainituilla julkaisijoilla (PT 2,5 %, Etla 2,0 %, Nordea 2,0 % ja VM 2,1 %) (Finanssiala 2017). Neljästätoista Suomen talouden ennusteita julkaisevasta laitoksesta jokainen ennustaa investointien kasvun hidastuvan vuonna 2018: keskimääräinen kasvuaste-ennuste laskee vuoden 2017 6,46 prosentista vuoden 2018 3,45 prosenttiin (Finanssiala 2017). VAR-mallien ennustamat investointeihin merkittävästi suurempaa vaihtelua: vuoden 2017 keskimääräinen ennuste 9,1 prosenttia on korkeampi kuin yhdelläkään muulla ennustelaitoksella, kun taas vuoden 2018 ennuste 2,9 prosenttia on pessimistisimpien ennusteiden joukossa. Edelleen, ennustelaitoksista poiketen VAR-mallit ennustavat työttömyysasteen palaavan vuoden 2016 tasolle vuonna 2018 sen sijaan, että työttömyysasteen laskeva trendi jatkuisi.

8. Loppuyhteenveto

Tutkimuksessa estimoitiin lukuisia Suomen kansantaloutta selittäviä malleja. BKT-ennusteen tarkkuuteen perustuvilla ennustevertailuilla etsittiin tasaisen tarkasti ennustavia malleja. Erilaisista malleista ei noussut selkeästi vain yksi vaan seitsemän VAR-mallia, joissa muuttujina olivat korjattu BKT, EU-maiden BKT, Suomen ja EU15:n nimellisten kompensaatioiden suhde sekä mahdollisesti jotain muuttujista työttömyysaste, työvoimakustannukset työntekijää kohti ja yksityiset investoinnit. Malleja voidaan käyttää talouden ennustamiseen yhdessä tai erikseen.

Rakennettuihin VAR-malleihin sisältyy muutamia keskeisiä puutteita. Erilaisten VAR-mallien ennustetarkkuutta mitattiin vain finanssikriisin jälkeiseltä ajalta vuodesta 2009 lähtien, mikä on saattanut suosia taloudellisesti haastavia vuosia tarkasti ennustavia malleja. Estimoinnin päättäminen 2000-luvun alkuun ja ennustevertailujen suorittaminen vuosien 2000-2008 välillä olisi supistanut aineistoa ja tuonut epävarmuutta mallien parametreihin kyseisten vuosien ennustevertailuissa. Laaja tarkastelu olisi kuitenkin tarjonnut tietoa vuosien 2009-2016 välillä hyvin ennustaneiden VAR-mallien kyvystä ennustaa tarkasti noususuhdanteessa. Edelleen, ensimmäisen tyypin ennustevertailussa hylättiin kaikki mallit, joiden korjatun BKT:n ennuste oli RMSE:llä mitattuna epätarkempi kuin ARIMA (1,1,2):n ennuste. Ankarahko kriteeri pudotti tarkastelusta sellaisia malleja, joiden keskimääräinen ennuste oli hyvä verrattuna muihin malleihin, mutta jotka ennustivat yhtenä tai kahtena vuonna heikosti. Muuttamalla tällaisten mallien viiveitä tai muuttujien funktiomuotoa mallien ennustetarkkuus olisi saattanut tarkentua riittävästi ollakseen parempi kuin ARIMA:n ennustetarkkuus.

Korostettakoon sitä, että mallien valinnassa painotettiin korjatun BKT:n ennusteen tarkkuutta. On mahdollista, että käytettäessä korjatun BKT:n ennustetarkkuutta valintakriteerinä joukosta on pudonnut korjattua BKT:ta kohtalaisen hyvin ennustaneita malleja, jotka ennustivat mallin muita muuttujia erittäin hyvin.

Residuaalin autokorrelaatiotesteissä paljastui, että mallit 3 ja 5 olisivat vaatineet kaksi viivettä autokorrelaation poistoon yhden viiveen sijaan. Tässä tutkimuksessa malleja 3 ja 5 on kuitenkin kuljetettu mukana vain yhdellä viiveellä läpi ennustetarkastelun. Vastaisuudessa suositellaan mallien 3 ja 5 ennusteiden tarkkuuden tarkastelua kahdella viiveellä. Edelleen, optimaalisen viiveen pituuden tarkastelu BIC:llä tai ennusteen tarkkuudella mitattuna suoritettiin vain endogeenisia muuttujia sisältäville VAR-malleille. Eksogeenisen Suomen ja EU15:n nimellisten kompensaatioiden suhteen muuttujan sisällyttäminen malliin endogeenisen muuttujan sijaan on saattanut muuttaa optimaalista viiveiden määrää.

Kaiken kaikkiaan rakennettujen VAR-mallien spesifikaatiota voi kehittää monin tavoin. Tutkimuksessa muuttujien aikasarjojen saatavuuteen liittyi rajoituksia, joita ei toistaiseksi ole saatu ratkaistua. Suomen hintakilpailukykyä eksaktisti kuvaavan työvoimakustannusten tuntia kohti sekä työttömyysasteen kanssa voimakkaasti korreloivan yksityisen velan BKT-osuuden muutoksen aikasarjat ovat toistaiseksi saatavilla vain kapealta aikaväliltä. Tutkimus- ja kehittämistoiminnan menot ja henkisten omaisuustuotteiden nettokanta puolestaan päivittyvät toistaiseksi hitaasti. Malleihin 1, 3, 5, 6 ja 7 sovitettiin tutkimus- ja kehittämistoiminnan menojen tai henkisten omaisuustuotteiden nettokannan muuttujia investointimuuttujan tilalle. Mallit menestyivät kahdeksan vuosineljänneksen pituisissa korjatun BKT:n vuosikasvuasteen ennustevirheisiin perustuvissa toisen tyypin ennustevertailuissa yhtä hyvin tai paremmin kuin investoinnit sisältävät mallit 1, 3, 5, 6, ja 7. Tulos toistui tehtäessä ennusteita syksyn ennustetilannetta jäljitteleviä kahdeksan vuosineljänneksen mittaisia ennusteita. Muuttujia ei voitu sisällyttää malliin niiden hitaan päivittymisen vuoksi; kesäkuussa 2017 aikasarjat päättyivät vuoteen 2015. Mikäli vastaisuudessa muuttujia pystytään luotettavasti estimoimaan jollain lyhyellä viiveellä päivittyvällä mittarilla, voidaan tätä mittaria hyödyntämällä parantaa VAR-mallin korjatun BKT:n ennusteita entisestään.

Edelleen, valuuttakorimuuttujan tai vientikorimuuttujan sisällyttäminen VAR-malliin heikensivät korjatun BKT:n ennusteita merkittävästi. Luvussa 3 kerrotun mukaisesti valuutta- ja vientikori rakennettiin käyttämällä Suomen vientituotteiden 29 suurimmalle ostajamaalle vakiopainoja. Vakiopainot oli laskettu viejämaiden suhteellisten vientiosuuksien vuosien 2010-2016 keskiarvona. Todellisuudessa suomalaisia hyödykkeitä eniten vievien 29 maan kokoonpano sekä kunkin maan viennin suhteellinen osuus vaihtelevat vuosittain (ks. esim. Tulli 2005, 2010, 2015). Vaihtuvilla painoilla rakennetut indeksimuuttujat saattavat sopia VAR-malliin paremmin kuin kiinteillä painoilla lasketut muuttujat.

Luvussa 7.1. periodeihin 2017Q1 ja 2017Q3 päättyvät mallien estimoinnit tehtiin pian kyseisten vuosineljänneksen tietojen julkaisemisen jälkeen. Tilastokeskuksen julkaisemat aikasarjat tarkentuvat vielä useita kuukausia niiden julkaisemisen jälkeen. Esimerkiksi Tilastokeskuksen julkaiseman vuoden 2017 ensimmäisen vuosineljänneksen BKT:n kasvuaste oli marraskuussa päivitetyissä aineistoissa 0,2 prosenttiyksikköä korkeampi kuin kesäkuussa julkaistu vuosineljänneksen 2017Q1 kasvuaste. Herkkyysanalyysilla tarkastellaan, miten marginaalinen muutos aineistona käytetyissä aikasarjoissa vaikuttaa mallin ennusteeseen muuttujien tasoista ja kasvuasteista. Analyysi arvioi rakennettujen VAR-mallien ennusteiden herkkyyttä mittausvirheille. Rakennettuja VAR-malleja pitää tulevaisuudessa arvioida

herkkyysanalyysilla, jotta saadaan informaatiota mallien ennusteiden luotettavuudesta sekä siten mallien sopivuudesta ennustekäyttöön.

9. Liitteet

Liite 1: Päämallien muuttujat

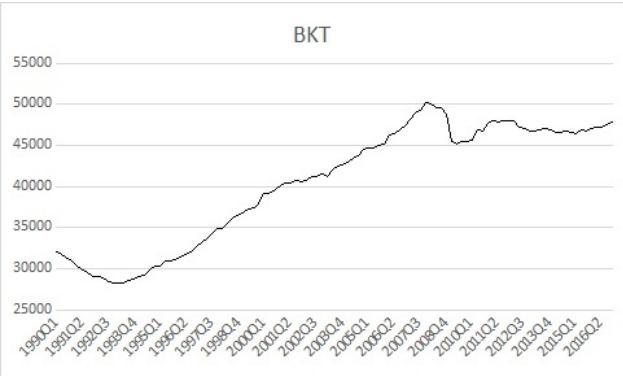
	BKTadj	l	u_seas	BKT28	lcost	NCPE_FI	NCPE_EU15	FI_EU15
1990Q1	32086	8009	2,8 %	11860681	4896,30	27,34	21,85	1,25
1990Q2	31792	7483	3,0 %	11922208	4912,43	27,88	21,95	1,27
1990Q3	31316	7101	3,2 %	11925781	4960,63	28,36	22,15	1,28
1990Q4	30990	6838	3,7 %	11979543	4981,97	28,57	22,45	1,27
1991Q1	30305	6388	4,3 %	11960281	5112,20	29,06	22,85	1,27
1991Q2	29931	6115	5,9 %	11902317	5222,34	29,22	23,26	1,26
1991Q3	29466	5715	7,5 %	11872535	5265,28	28,85	23,66	1,22
1991Q4	29017	5369	8,7 %	11953079	5396,44	28,54	24,08	1,19
1992Q1	29088	5176	10,0 %	12084758	5326,60	27,06	24,50	1,10
1992Q2	28850	4955	11,0 %	12034727	5331,06	25,98	24,82	1,05
1992Q3	28490	4851	12,3 %	12049394	5341,94	24,96	25,05	1,00
1992Q4	28344	4615	13,5 %	12023662	5316,14	23,75	25,19	0,94
1993Q1	28307	4359	14,9 %	11966647	5352,29	22,69	25,23	0,90
1993Q2	28262	4363	16,2 %	11990474	5343,76	21,98	25,30	0,87
1993Q3	28616	4280	16,8 %	12059870	5332,71	21,76	25,39	0,86
1993Q4	28744	4279	17,4 %	12099245	5393,04	22,33	25,52	0,87
1994Q1	29034	4246	17,5 %	12210616	5450,70	23,39	25,67	0,91
1994Q2	29226	4254	16,8 %	12312770	5502,66	24,33	25,82	0,94
1994Q3	29890	4328	16,4 %	12415221	5516,43	25,08	25,97	0,97
1994Q4	30268	4342	15,6 %	12536810	5657,65	26,35	26,11	1,01
1995Q1	30261	5052	15,3 %	12592349	5635,93	27,00	26,25	1,03
1995Q2	30933	5024	14,7 %	12666458	5767,90	27,98	26,42	1,06
1995Q3	31032	4972	16,0 %	12722424	5814,48	28,34	26,61	1,07
1995Q4	31173	5120	15,6 %	12767280	5889,26	28,56	26,84	1,06
1996Q1	31509	5375	14,9 %	12808434	6001,16	28,66	27,09	1,06
1996Q2	31740	5453	14,2 %	12893087	5930,00	28,13	27,34	1,03
1996Q3	32015	5627	14,9 %	12969634	5875,04	27,76	27,60	1,01
1996Q4	32649	5688	14,3 %	13019869	5908,64	27,85	27,85	1,00
1997Q1	33099	5730	13,3 %	13077506	5969,05	28,13	28,11	1,00
1997Q2	33646	6033	12,9 %	13241843	5949,50	28,01	28,32	0,99
1997Q3	34226	6049	12,3 %	13332299	6138,60	28,68	28,50	1,01
1997Q4	34940	6410	12,0 %	13487491	6108,95	28,37	28,63	0,99
1998Q1	34880	6522	11,7 %	13567165	6236,02	28,61	28,73	1,00
1998Q2	35608	6651	11,7 %	13630560	6348,06	28,94	28,87	1,00
1998Q3	36244	7104	11,3 %	13713472	6427,11	29,27	29,06	1,01
1998Q4	36556	7155	10,8 %	13766367	6499,34	29,71	29,29	1,01
1999Q1	36897	7367	10,4 %	13885910	6429,66	29,73	29,57	1,01
1999Q2	37196	7184	10,3 %	13962550	6421,53	29,91	29,88	1,00
1999Q3	37311	7193	10,1 %	14131449	6578,05	30,68	30,23	1,01
1999Q4	37800	7319	10,0 %	14318533	6625,63	30,95	30,62	1,01
2000Q1	38778	7585	10,4 %	14470320	6685,84	31,20	31,05	1,00
2000Q2	38676	7884	9,8 %	14607232	6752,03	31,45	31,41	1,00
2000Q3	39274	8009	9,6 %	14678284	6779,13	31,52	31,69	0,99
2000Q4	39681	8175	9,4 %	14780172	6864,99	31,80	31,90	1,00
2001Q1	39536	8357	9,2 %	14906343	7082,38	32,59	32,05	1,02
2001Q2	39529	8135	9,0 %	14940777	7087,26	32,54	32,22	1,01
2001Q3	39816	8039	9,2 %	14978934	7115,07	32,63	32,42	1,01
2001Q4	39689	7843	9,1 %	15014003	7152,52	32,78	32,65	1,00
2002Q1	40015	7583	9,1 %	15048856	7205,03	33,03	32,91	1,00
2002Q2	40509	7769	9,1 %	15131948	7246,64	33,21	33,10	1,00
2002Q3	40408	7676	9,1 %	15206168	7214,56	33,07	33,24	0,99
2002Q4	40823	7603	9,0 %	15247947	7323,94	33,47	33,32	1,00
2003Q1	40256	7685	9,0 %	15257780	7345,13	33,50	33,34	1,00
2003Q2	40937	7676	9,2 %	15295702	7398,80	33,68	33,44	1,01
2003Q3	41425	7945	9,0 %	15398828	7416,76	33,76	33,62	1,00
2003Q4	41589	7962	9,0 %	15517225	7640,48	34,71	33,88	1,02

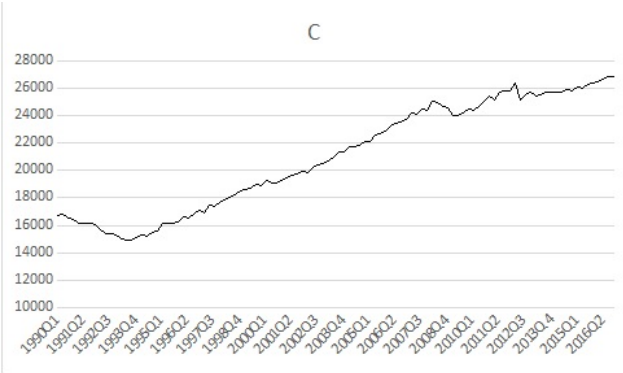
	BKTadj	l	u_seas	BKT28	lcost	NCPE_FI	NCPE_EU15	FI_EU15
2004Q1	42251	8077	8,9 %	15617982	7621,48	34,70	34,23	1,01
2004Q2	42717	8192	9,1 %	15706103	7665,52	34,93	34,52	1,01
2004Q3	43104	8185	8,7 %	15759382	7722,16	35,18	34,76	1,01
2004Q4	43906	8354	8,6 %	15832395	7840,71	35,67	34,96	1,02
2005Q1	44071	8417	8,7 %	15877847	7871,01	35,77	35,10	1,02
2005Q2	44007	8563	8,4 %	15999201	7984,15	36,25	35,29	1,03
2005Q3	44446	8657	8,2 %	16133630	8104,52	36,79	35,51	1,04
2005Q4	44614	8911	8,2 %	16257130	8024,21	36,56	35,76	1,02
2006Q1	45504	8900	8,0 %	16404250	8054,73	36,83	36,05	1,02
2006Q2	45720	8722	7,8 %	16561630	8232,97	37,65	36,36	1,04
2006Q3	46077	8979	7,7 %	16661561	8228,25	37,68	36,69	1,03
2006Q4	46553	8887	7,4 %	16815986	8345,71	38,17	37,04	1,03
2007Q1	46746	9404	7,1 %	16957413	8413,36	38,40	37,41	1,03
2007Q2	47549	9912	6,7 %	17067557	8480,82	38,65	37,66	1,03
2007Q3	47886	9828	6,9 %	17164486	8561,69	38,95	37,81	1,03
2007Q4	48778	10142	6,7 %	17280387	8662,99	39,34	37,84	1,04
2008Q1	49274	10084	6,2 %	17354109	8862,37	40,14	37,76	1,06
2008Q2	48920	9880	6,3 %	17299658	8929,50	40,42	37,68	1,07
2008Q3	48912	9966	6,5 %	17182196	8964,45	40,61	37,58	1,08
2008Q4	48038	9379	6,6 %	16861189	8996,23	40,82	37,47	1,09
2009Q1	45575	8951	7,1 %	16416682	8979,98	40,87	37,35	1,09
2009Q2	45351	8491	8,5 %	16377541	9014,07	41,09	37,38	1,10
2009Q3	45718	7885	8,5 %	16420269	9116,10	41,55	37,54	1,11
2009Q4	45620	8026	8,8 %	16502660	9150,35	41,69	37,85	1,10
2010Q1	45684	8245	8,7 %	16581697	9116,52	41,53	38,30	1,08
2010Q2	46962	8486	8,5 %	16750227	9208,66	41,90	38,66	1,08
2010Q3	46757	8697	8,2 %	16832834	9331,69	42,41	38,93	1,09
2010Q4	47697	8641	8,1 %	16924536	9475,17	43,03	39,10	1,10
2011Q1	48273	8737	8,0 %	17046436	9507,53	43,21	39,18	1,10
2011Q2	48174	8774	7,8 %	17059680	9535,72	43,37	39,35	1,10
2011Q3	48326	8901	7,7 %	17083733	9713,32	44,16	39,60	1,12
2011Q4	48337	8966	7,5 %	17043274	9703,54	44,20	39,95	1,11
2012Q1	48696	8732	7,4 %	17028169	9837,15	44,83	40,39	1,11
2012Q2	47893	8569	7,6 %	16988313	9834,74	44,88	40,72	1,10
2012Q3	47729	8534	8,0 %	16998117	9827,71	44,89	40,94	1,10
2012Q4	47415	8411	7,7 %	16931472	9896,47	45,17	41,05	1,10
2013Q1	46882	8156	8,2 %	16923716	9933,71	45,30	41,05	1,10
2013Q2	47069	8097	8,1 %	17003869	9958,86	45,38	41,10	1,10
2013Q3	47207	7862	8,1 %	17078141	10065,91	45,78	41,19	1,11
2013Q4	47016	7870	8,4 %	17126698	10068,97	45,74	41,33	1,11
2014Q1	46658	7708	8,5 %	17205500	10114,29	45,87	41,51	1,11
2014Q2	46601	7682	8,5 %	17264813	10101,67	45,76	41,77	1,10
2014Q3	46697	7837	8,6 %	17349254	10190,07	46,07	42,11	1,09
2014Q4	46656	7658	9,1 %	17438605	10244,78	46,24	42,54	1,09
2015Q1	46444	7871	9,1 %	17572829	10291,53	46,37	43,04	1,08
2015Q2	46893	7842	9,6 %	17651440	10396,18	46,80	43,34	1,08
2015Q3	46725	7967	9,4 %	17716569	10350,67	46,67	43,45	1,07
2015Q4	46991	8001	9,3 %	17809003	10401,97	47,00	43,35	1,08
2016Q1	47340	8117	9,1 %	17892979	10386,78	47,14	43,06	1,09
2016Q2	47252	8398	8,8 %	17970236	10420,96	47,38	42,91	1,10
2016Q3	47501	8392	8,7 %	18049826	10365,38	47,18	42,89	1,10
2016Q4	47555	8716	8,7 %	18153057	10320,60	46,95	43,01	1,09
2017Q1			9,3 %					

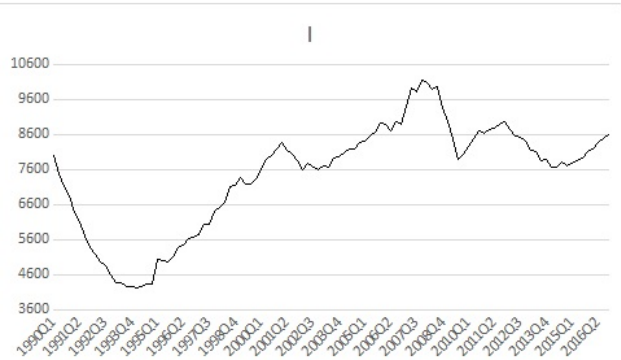
Liite 2: Muuttuja-analyysi

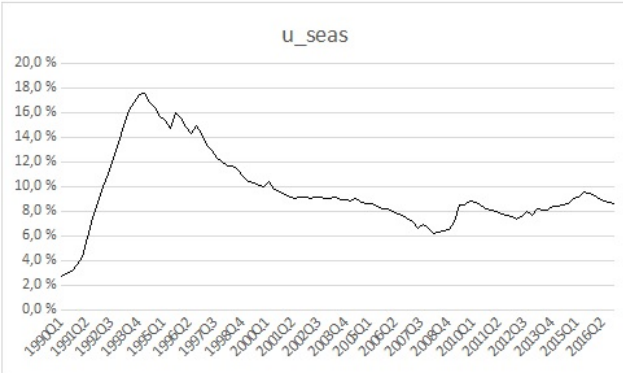
Muuttuja	Selite	Arvostus	Kausitasoitus	Muuttujan mallissa käytetty differenssi	Lähde
BKT	Bruttokansantuote	viitevuoden hintoihin	Kausitasoitettu	1. differenssi	Tilastokeskus
BKTadj	Korjattu bruttokansantu	viitevuoden hintoihin	Kausitasoitettu: alkuperäisen kausitasotetun bkt-sarjan erotuksena on otettu neljännesvuosille tasan jaettu vuosikohtainen ylimääräinen arvonlisäys	1. differenssi	Tilastokeskus, PT:n toimialaennuste 2015-2017
C	Yksityinen kulutus	viitevuoden hintoihin	Kausitasoitettu	1. differenssi	Tilastokeskus
I	Yksityiset investoinnit	viitevuoden hintoihin	Kausitasoitettu	1. differenssi	Tilastokeskus
u_seas	Työttömyysaste	-	Kausitasoitettu	taso	Tilastokeskus
KHI90	Kuluttajahintaindeksi	-	Kausitasoitettu	1. differenssi	Tilastokeskus
BKT28	EU-maiden bruttokansantuote	viitevuoden hintoihin	Kausitasoitettu	1. differenssi	Kvartaaliaineisto 1995-2016 OECD:ltä, vuositason aineisto 1990-1995 Worldbankista hajotettu noudattaen OECD:n EU15:n BKT:n kasvuasteita 1990-1995
lcost	Työvoimakustannukset työntekijää kohti	käypiin hintoihin	kautasoitettu	1. differenssi	Tilastokeskukselta kahdesta lähteestä yhdistelty. Puuttuvat vuodet 2015-2016 saatu Amecon nimellisten kompensaatioiden sarjan kasvuasteista
NCPE_FI	Nimellinen kompensaatio työntekijää kohti Suomessa	käypiin hintoihin	Kausitasoitettu: Jaettu vuosiaineistosta lcost-sarjan referenssin perusteella neljännesvuosiin		Amecon vuosiaineisto, joka on hajotettu lcost-sarjan perusteella
NCPE_EU1	Nimellinen kompensaatio työntekijää kohti EU15:ssä	käypiin hintoihin	Jaettu vuosiaineistosta tasan neljännesvuosiin		Amecon vuosiaineisto, joka on hajotettu tasan neljäni
FI_EU15	Suomen ja EU15:n nimellisten kompensaatioiden suhde	käypiin hintoihin		taso (logaritmoitu tai alkuperäinen)	
cur29	Valuuttakori		Ei	1. differenssi	Valuuttakurssitiedot Eurostatilta, OECD:lta, Venäjän keskuspankilta sekä Bank of Englandilta. Painot tullin arkistoista.
bkt29	Vientikori		Ei	1. differenssi	Painot tullin arkistoista
r	Kolmen kuukauden korko		Ei	taso	Suomen Pankki
trcontr	Ulkomaankaupan kontribuutio		Kausitasoitettu	taso	Laskettu Tilastokeskuksen tuonnin, viennin ja BKT:n aikasarjoista
gc	Julkiset kulutusmenot	viitevuoden hintoihin	Kausitasoitettu	1. differenssi	Tilastokeskus
gi	Julkiset investointimenc	viitevuoden hintoihin	Kausitasoitettu	1. differenssi	Tilastokeskus
g	Julkiset menot yhteensä	viitevuoden hintoihin	Kausitasoitettu	1. differenssi	Tilastokeskus
inf	Inflaatio		Ei	taso	OECD

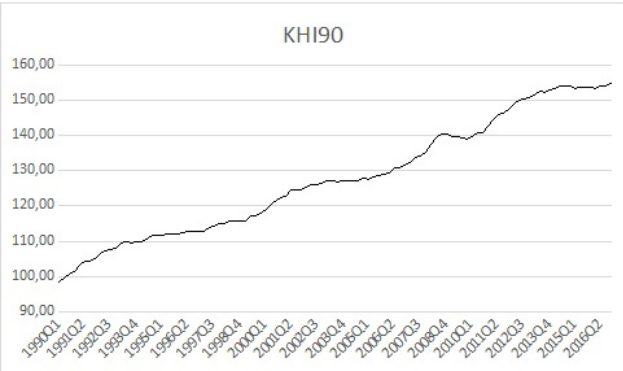
Liite 3: Kuvaajat

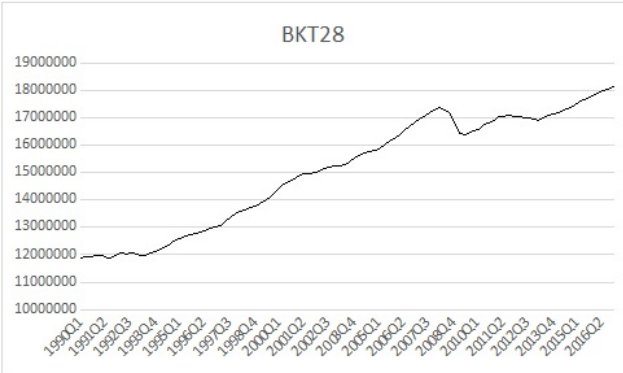


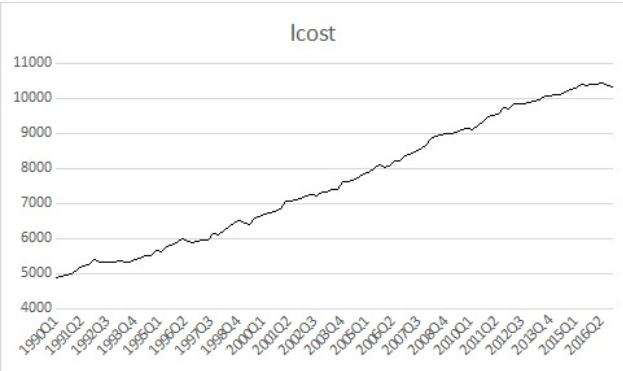


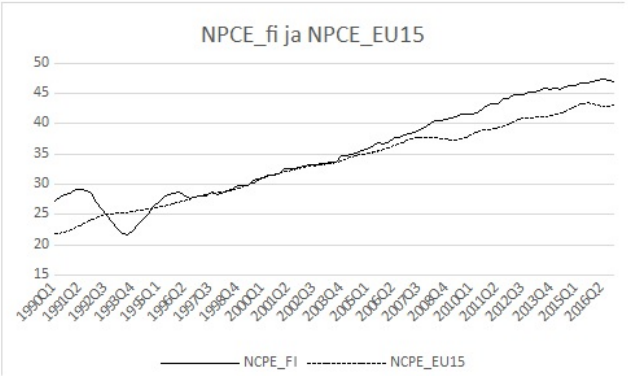


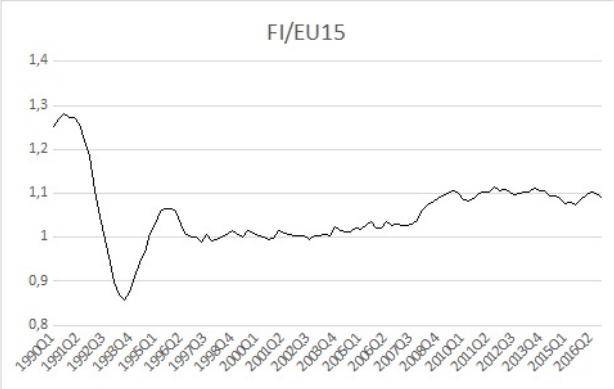


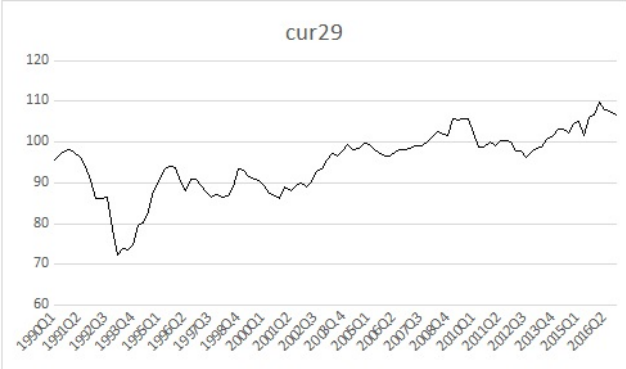


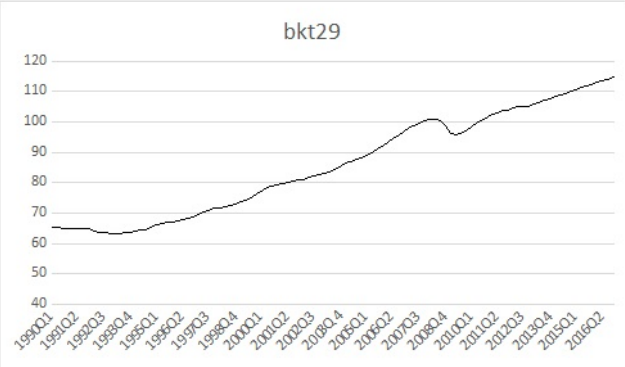


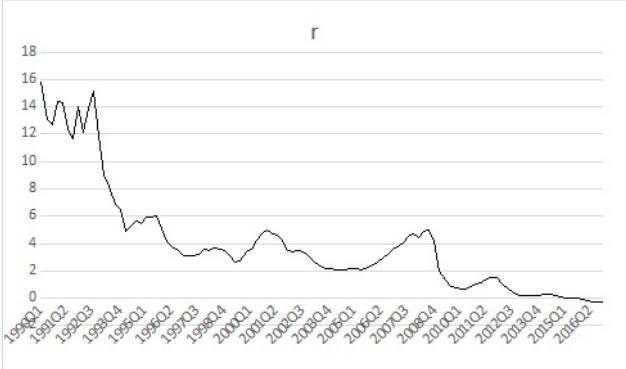


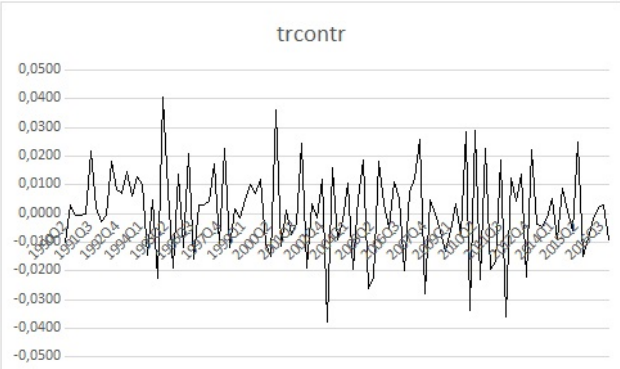


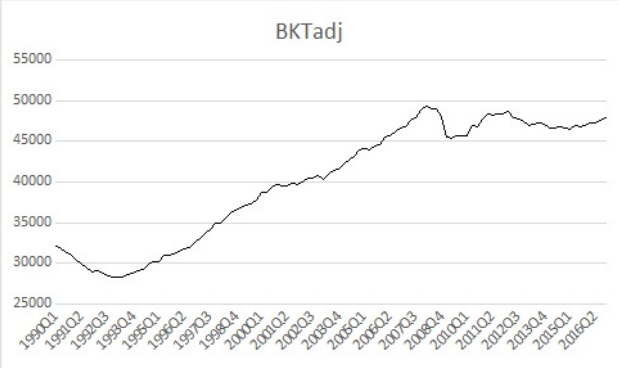

FI/EU15

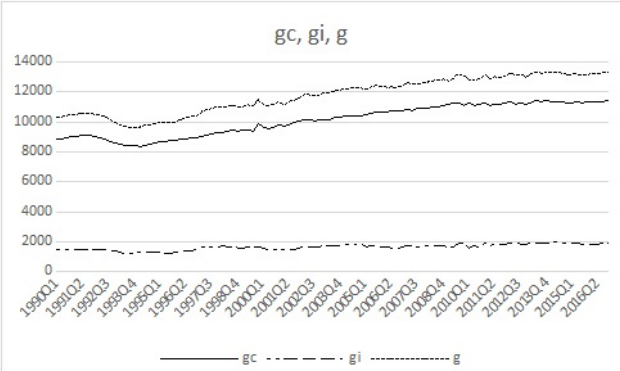

cur29

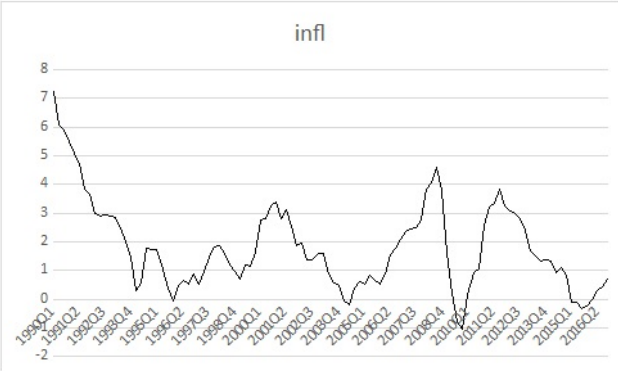

bkt29


r


trcontr


BKTadj


gc, gi, g
gc
gi
g


infl

Liite 4: Yksikköjuuritestit

Yksikköjuuritesti	Tasomuuttuja		Differenssimuuttuja	
	p-arvo	Stationaarisuus	p-arvo	Stationaarisuus
BKT	0,6387	Epästationaarinen	0,0008	**Stationaarinen**
BKTadj	0,887	Epästationaarinen	<0,0000	**Stationaarinen**
C	0,9883	Epästationaarinen	<0,0001	**Stationaarinen**
I	0,6556	Epästationaarinen	0,007	**Stationaarinen**
u_seas	0,0015	**Stationaarinen**		
KHI90	0,9513	Epästationaarinen	0,005	**Stationaarinen**
BKT28	0,8815	Epästationaarinen	0,0004	**Stationaarinen**
lcost	0,5587	Epästationaarinen	<0,0001	**Stationaarinen**
NCPE_FI	0,906	Epästationaarinen	0,0001	**Stationaarinen**
NCPE_EU15	0,9339	Epästationaarinen	0,0022	**Stationaarinen**
FI_EU15	<0,0001	**Stationaarinen**		
cur29	0,7802	Epästationaarinen	<0,0001	**Stationaarinen**
bkt29	0,9763	Epästationaarinen	0,0036	**Stationaarinen**
r	<0,0001	**Stationaarinen**		
trcontr	<0,0001	**Stationaarinen**		
gc	0,8539	Epästationaarinen	<0,0001	**Stationaarinen**
gi	0,0136	**Stationaarinen**		
g	0,5817	Epästationaarinen	<0,0001	**Stationaarinen**
inf	0,0457	**Stationaarinen**		

Liite 5: Ristikkäiskorrelaatiot

1990-2016 korrelaatiot

	dBKT	dBKTadj	dC	dI	u_seas	du_seas	dKHI90	dBKT28	dIcost	FI_EU15	dFI_EU15	dcur29	dbkt29	r	dr	trcontr	dGC	dGI	dG	inf
dBKT	1,00	0,96	0,46	0,49	0,34	-0,49	0,01	0,72	0,11	-0,45	0,19	0,00	0,68	-0,26	0,07	0,10	0,07	0,21	0,16	-0,33
dBKTadj	0,96	1,00	0,47	0,48	0,34	-0,53	0,02	0,68	0,11	-0,46	0,22	0,01	0,65	-0,28	0,05	0,11	0,09	0,20	0,18	-0,35
dC	0,46	0,47	1,00	0,51	0,16	-0,40	-0,17	0,40	0,10	-0,24	0,31	0,25	0,47	-0,30	0,07	0,09	0,12	0,19	0,20	-0,29
dI	0,49	0,48	0,51	1,00	0,29	-0,56	-0,17	0,47	-0,11	-0,36	0,20	0,16	0,58	-0,39	0,14	0,05	0,14	-0,11	0,03	-0,37
u_seas	0,34	0,34	0,16	0,29	1,00	-0,17	-0,27	0,24	-0,06	-0,70	-0,01	0,06	0,11	0,07	-0,04	0,12	-0,06	0,02	-0,03	-0,41
du_seas	-0,49	-0,53	-0,40	-0,56	-0,17	1,00	0,10	-0,38	-0,05	0,45	-0,45	-0,23	-0,50	0,61	-0,13	0,11	-0,16	-0,09	-0,17	0,40
dKHI90	0,01	0,02	-0,17	-0,17	-0,27	0,10	1,00	0,06	0,14	0,22	-0,09	-0,30	0,02	0,35	-0,02	-0,06	0,00	0,03	0,02	0,62
dBKT28	0,72	0,68	0,40	0,47	0,24	-0,38	0,06	1,00	0,12	-0,27	0,13	0,02	0,80	-0,13	0,15	0,07	0,06	0,13	0,12	-0,31
dIcost	0,11	0,11	0,10	-0,11	-0,06	-0,05	0,14	0,12	1,00	0,10	0,52	0,10	0,15	0,11	-0,08	0,07	0,04	0,13	0,11	0,15
FI_EU15	-0,45	-0,46	-0,24	-0,36	-0,70	0,45	0,22	-0,27	0,10	1,00	0,00	-0,06	-0,27	0,17	0,04	-0,08	0,04	0,04	0,05	0,40
dFI_EU15	0,19	0,22	0,31	0,20	-0,01	-0,45	-0,09	0,13	0,52	0,00	1,00	0,58	0,26	-0,37	0,05	-0,05	0,27	0,16	0,29	-0,13
dcur29	0,00	0,01	0,25	0,16	0,06	-0,23	-0,30	0,02	0,10	-0,06	0,58	1,00	0,07	-0,19	0,21	-0,10	0,08	0,04	0,09	-0,14
dbkt29	0,68	0,65	0,47	0,58	0,11	-0,50	0,02	0,80	0,15	-0,27	0,26	0,07	1,00	-0,41	0,13	0,08	0,15	0,11	0,17	-0,38
r	-0,26	-0,28	-0,30	-0,39	0,07	0,61	0,35	-0,13	0,11	0,17	-0,37	-0,19	-0,41	1,00	-0,09	0,10	-0,12	-0,10	-0,14	0,64
dr	0,07	0,05	0,07	0,14	-0,04	-0,13	-0,02	0,15	-0,08	0,04	0,05	0,21	0,13	-0,09	1,00	-0,14	0,03	-0,04	0,00	-0,13
trcontr	0,10	0,11	0,09	0,05	0,12	0,11	-0,06	0,07	0,07	-0,08	-0,05	-0,10	0,08	0,10	-0,14	1,00	-0,07	0,19	0,07	0,00
dGC	0,07	0,09	0,12	0,14	-0,06	-0,16	0,00	0,06	0,04	0,04	0,27	0,08	0,15	-0,12	0,03	-0,07	1,00	0,13	0,81	-0,02
dGI	0,21	0,20	0,19	-0,11	0,02	-0,09	0,03	0,13	0,13	0,04	0,16	0,04	0,11	-0,10	-0,04	0,19	0,13	1,00	0,68	-0,10
dG	0,16	0,18	0,20	0,03	-0,03	-0,17	0,02	0,12	0,11	0,05	0,29	0,09	0,17	-0,14	0,00	0,07	0,81	0,68	1,00	-0,07
inf	-0,33	-0,35	-0,29	-0,37	-0,41	0,40	0,62	-0,31	0,15	0,40	-0,13	-0,14	-0,38	0,64	-0,13	0,00	-0,02	-0,10	-0,07	1,00

Liite 6: Muuttujien korrelaatiot BKT:n kanssa

dBKT_t, dx_t

	dC	dI	u_seas	du_seas	dKHI90	dBKT28	dlcost	FI/EU15	dFI/EU15	dcur_imu29	dbkt_imu29	r	dr	trcontr	dG_C	dG_I	dG	infl
1992-2016	0,408	0,385	0,232	-0,391	0,150	0,738	0,228	-0,284	0,169	-0,051	0,656	-0,009	0,068	0,127	0,079	0,217	0,176	-0,157
1992-2007	0,332	0,332	-0,024	-0,432	0,009	0,479	0,177	0,076	0,367	0,174	0,392	-0,427	0,182	-0,018	0,127	0,020	0,107	-0,160
2008-2016	0,428	0,376	0,377	-0,341	0,298	0,816	0,269	0,022	-0,006	-0,447	0,800	-0,263	0,130	0,235	-0,083	0,400	0,252	-0,164
2012-2016	0,485	0,155	0,485	-0,127	-0,275	0,523	0,166	-0,181	0,468	-0,142	0,277	-0,469	0,073	0,206	0,490	0,133	0,401	-0,541

dBKT_t, dx_t-1

	dC	dI	u_seas	du_seas	dKHI90	dBKT28	dTkust/tt	FI/EU15	dFI/EU15	dcur_imu29	dbkt_imu29	r	dr	trcontr	dG_C	dG_I	dG	infl
1992-2016	0,222	0,424	0,292	-0,248	-0,052	0,532	0,044	-0,326	0,086	0,066	0,571	-0,071	0,105	0,049	0,292	0,005	0,214	-0,369
1992-2007	0,217	0,378	0,054	-0,426	-0,088	0,291	0,034	-0,093	0,330	0,151	0,459	-0,430	0,270	0,088	0,499	0,192	0,482	-0,284
2008-2016	0,139	0,453	0,486	-0,038	-0,036	0,538	-0,079	0,020	-0,288	-0,009	0,594	-0,461	0,168	-0,087	-0,012	-0,096	-0,100	-0,459
2012-2016	-0,114	0,536	0,499	-0,191	-0,469	0,387	-0,386	-0,465	-0,022	0,304	-0,160	-0,464	0,424	-0,338	0,051	-0,124	-0,032	-0,577

dBKT_t, dx_t-2

	dC	dI	u_seas	du_seas	dKHI90	dBKT28	dlcost	FI_EU15	dFI_EU15	dcur29	dbkt29	r	dr	trcontr	dGC	dGI	dG	inf
1992-2016	0,305	0,214	0,335	-0,225	-0,212	0,376	0,136	-0,339	0,129	0,102	0,386	-0,108	-0,022	0,135	-0,069	0,036	-0,028	-0,452
1992-2007	0,310	0,273	0,131	-0,398	-0,178	0,304	0,159	-0,217	0,372	0,173	0,493	-0,458	-0,123	-0,063	-0,010	0,085	0,029	-0,366
2008-2016	0,246	0,009	0,496	-0,014	-0,287	0,247	0,040	0,145	-0,138	0,083	0,224	-0,515	0,044	0,274	-0,285	0,015	-0,160	-0,549
2012-2016	0,150	-0,054	0,562	0,231	-0,360	0,288	0,017	-0,423	0,216	0,317	0,286	-0,563	0,215	0,368	-0,268	-0,087	-0,232	-0,471

dBKT_t, dx_t-3

	dC	dI	u_seas	du_seas	dKHI90	dBKT28	dlcost	FI_EU15	dFI_EU15	dcur29	dbkt29	r	dr	trcontr	dGC	dGI	dG	inf
1992-2016	0,166	0,160	0,371	-0,182	-0,236	0,242	-0,066	-0,360	0,012	-0,060	0,199	-0,084	-0,090	-0,043	0,140	0,116	0,164	-0,414
1992-2007	0,203	0,220	0,204	-0,386	-0,055	0,146	-0,097	-0,326	0,217	0,069	0,293	-0,416	-0,101	-0,027	0,251	0,325	0,341	-0,350
2008-2016	0,034	-0,033	0,484	0,046	-0,428	0,104	-0,196	0,177	-0,317	-0,244	0,022	-0,455	-0,061	-0,139	-0,068	-0,005	-0,068	-0,490
2012-2016	0,062	0,241	0,472	0,186	-0,373	0,270	-0,277	-0,563	-0,213	-0,131	-0,333	-0,569	-0,073	-0,064	0,149	-0,417	-0,125	-0,503

dBKT_t, dx_t-4

	dC	dI	u_seas	du_seas	dKHI90	dBKT28	dlcost	FI_EU15	dFI_EU15	dcur29	dbkt29	r	dr	trcontr	dGC	dGI	dG	inf
1992-2016	0,006	0,166	0,397	-0,040	-0,364	0,173	-0,172	-0,345	-0,054	-0,001	0,166	-0,052	-0,026	0,066	0,012	-0,137	-0,073	-0,431
1992-2007	0,264	0,316	0,268	-0,449	-0,254	0,297	-0,128	-0,367	0,149	0,097	0,361	-0,366	-0,040	0,025	0,015	-0,237	-0,095	-0,454
2008-2016	-0,325	-0,093	0,470	0,601	-0,534	-0,106	-0,529	0,265	-0,512	-0,119	-0,072	-0,386	0,008	0,059	-0,071	-0,079	-0,111	-0,437
2012-2016	-0,259	0,023	0,412	0,307	-0,430	0,375	-0,206	-0,433	-0,357	0,041	0,023	-0,508	0,118	0,076	-0,317	-0,208	-0,315	-0,477

Liite 7: Muuttujien korrelaatiot korjatun BKT:n kanssa

	dBKTadj_t, dx_t																	
	dC	dI	u_seas	du_seas	dKHI90	dBKT28	dlcost	FI_EU15	dFI_EU15	dcur29	dbkt29	r	dr	trcontr	dGC	dGI	dG	inf
1990-2016	0,472	0,475	0,345	-0,528	0,023	0,678	0,107	-0,463	0,219	0,009	0,646	-0,283	0,052	0,108	0,094	0,201	0,178	-0,350
1992-2016	0,421	0,358	0,230	-0,425	0,174	0,696	0,235	-0,279	0,198	-0,046	0,614	-0,015	0,050	0,135	0,109	0,211	0,196	-0,159
1992-2007	0,276	0,273	0,015	-0,421	-0,015	0,428	0,127	0,061	0,349	0,155	0,369	-0,429	0,178	0,006	0,198	0,023	0,165	-0,246
2008-2016	0,517	0,379	0,283	-0,421	0,392	0,794	0,387	-0,046	0,116	-0,440	0,754	-0,175	0,105	0,241	-0,131	0,404	0,228	-0,101
2012-2016	0,594	0,202	0,370	-0,322	-0,145	0,474	0,240	-0,155	0,402	-0,239	0,224	-0,281	0,047	0,067	0,388	0,008	0,264	-0,417

	dBKTadj_t, dx_t-1																	
	dC	dI	u_seas	du_seas	dKHI90	dBKT28	dlcost	FI_EU15	dFI_EU15	dcur29	dbkt29	r	dr	trcontr	dGC	dGI	dG	inf
1990-2016	0,275	0,525	0,407	-0,420	-0,154	0,510	-0,002	-0,492	0,121	0,086	0,588	-0,294	0,116	0,028	0,245	0,027	0,193	-0,503
1992-2016	0,219	0,441	0,296	-0,259	-0,053	0,503	0,050	-0,331	0,111	0,075	0,551	-0,070	0,114	0,039	0,301	0,014	0,226	-0,371
1992-2007	0,226	0,380	0,092	-0,396	-0,116	0,240	0,037	-0,099	0,333	0,160	0,416	-0,431	0,190	0,137	0,418	0,198	0,421	-0,349
2008-2016	0,117	0,486	0,427	-0,069	-0,004	0,538	-0,064	-0,099	-0,266	-0,017	0,597	-0,349	0,198	-0,172	0,107	-0,099	-0,036	-0,418
2012-2016	-0,142	0,551	0,460	-0,102	-0,366	0,431	-0,439	-0,399	-0,135	0,187	-0,011	-0,232	0,416	-0,299	0,182	-0,002	0,123	-0,494

	dBKTadj_t, dx_t-2																	
	dC	dI	u_seas	du_seas	dKHI90	dBKT28	dlcost	FI_EU15	dFI_EU15	dcur29	dbkt29	r	dr	trcontr	dGC	dGI	dG	inf
1990-2016	0,372	0,335	0,440	-0,358	-0,316	0,391	0,090	-0,489	0,138	0,102	0,442	-0,288	0,001	0,115	-0,094	0,056	-0,036	-0,555
1992-2016	0,316	0,237	0,341	-0,233	-0,221	0,370	0,164	-0,352	0,160	0,108	0,395	-0,104	-0,011	0,114	-0,064	0,047	-0,017	-0,453
1992-2007	0,325	0,261	0,165	-0,381	-0,185	0,279	0,162	-0,223	0,373	0,171	0,465	-0,448	-0,189	-0,139	0,012	0,104	0,054	-0,408
2008-2016	0,247	0,075	0,449	-0,022	-0,299	0,261	0,119	0,038	-0,079	0,084	0,253	-0,415	0,074	0,331	-0,318	0,018	-0,175	-0,523
2012-2016	0,028	0,028	0,490	0,016	-0,260	0,274	0,209	-0,295	0,338	0,349	0,387	-0,355	0,242	0,311	-0,370	0,045	-0,227	-0,399

	dBKTadj_t, dx_t-3																	
	dC	dI	u_seas	du_seas	dKHI90	dBKT28	dlcost	FI_EU15	dFI_EU15	dcur29	dbkt29	r	dr	trcontr	dGC	dGI	dG	inf
1992-2016	0,221	0,196	0,379	-0,207	-0,262	0,237	-0,084	-0,380	0,016	-0,047	0,195	-0,079	-0,087	-0,031	0,173	0,127	0,193	-0,421
1992-2007	0,217	0,219	0,235	-0,353	-0,190	0,086	-0,136	-0,331	0,197	0,088	0,222	-0,398	-0,174	-0,009	0,273	0,326	0,358	-0,372
2008-2016	0,135	0,057	0,444	-0,045	-0,364	0,147	-0,169	0,061	-0,311	-0,264	0,064	-0,377	-0,048	-0,131	-0,033	-0,004	-0,049	-0,486
2012-2016	0,444	0,318	0,474	0,053	-0,368	0,328	-0,173	-0,512	-0,091	-0,050	-0,221	-0,431	-0,013	-0,137	0,349	-0,304	0,075	-0,457

	dBKTadj_t, dx_t-4																	
	dC	dI	u_seas	du_seas	dKHI90	dBKT28	dlcost	FI_EU15	dFI_EU15	dcur29	dbkt29	r	dr	trcontr	dGC	dGI	dG	inf
1992-2016	0,026	0,210	0,408	-0,068	-0,345	0,201	-0,156	-0,366	-0,039	0,028	0,180	-0,046	-0,022	0,054	0,031	-0,135	-0,061	-0,441
1992-2007	0,251	0,306	0,291	-0,439	-0,252	0,239	-0,095	-0,365	0,159	0,143	0,305	-0,339	-0,078	0,035	0,071	-0,159	-0,017	-0,449
2008-2016	-0,300	0,016	0,466	0,578	-0,498	-0,017	-0,536	0,159	-0,537	-0,132	-0,014	-0,330	0,020	0,025	-0,115	-0,122	-0,177	-0,454
2012-2016	-0,390	0,211	0,462	0,294	-0,400	0,511	-0,334	-0,455	-0,357	0,123	0,074	-0,462	0,138	-0,100	-0,483	-0,497	-0,571	-0,442

Liite 8: VAR-mallit 1-7

Malli 1

DLOG(BKTADJ) = - 0.253*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.106*DLOG(I(-1)) + 0.028*U_SEAS(-1) + 0.938*DLOG(BKT28(-1)) - 0.050*FI_EU15(-1) + 0.050

DLOG(I) = 0.768*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.121*DLOG(I(-1)) + 0.132*U_SEAS(-1) + 1.109*DLOG(BKT28(-1)) - 0.028*FI_EU15(-1) + 0.011

U_SEAS = - 0.147*DLOG(BKTADJ(-1)) - 0.072*DLOG(I(-1)) + 1.013*U_SEAS(-1) - 0.060*DLOG(BKT28(-1)) + 0.003*FI_EU15(-1) – 0.003

DLOG(BKT28) = - 0.056*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.022*U_SEAS(-1) + 0.686*DLOG(BKT28(-1)) - 0.006*FI_EU15(-1) + 0.005

Malli 2

DLOG(BKTADJ) = - 0.190*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.030*U_SEAS(-1) + 1.117*DLOG(BKT28(-1)) - 0.059*FI_EU15(-1) + 0.058

U_SEAS = - 0.189*DLOG(BKTADJ(-1)) + 1.011*U_SEAS(-1) - 0.182*DLOG(BKT28(-1)) + 0.009*FI_EU15(-1) – 0.009

DLOG(BKT28) = - 0.056*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.022*U_SEAS(-1) + 0.686*DLOG(BKT28(-1)) - 0.006*FI_EU15(-1) + 0.005

FI_EU15 = 0.484*DLOG(BKTADJ(-1)) - 0.101*U_SEAS(-1) - 0.383*DLOG(BKT28(-1)) + 0.933*FI_EU15(-1) + 0.078

Malli 3

DLOG(BKTADJ) = - 0.254*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.106*DLOG(I(-1)) + 0.948*DLOG(BKT28(-1)) - 0.057*FI_EU15(-1) + 0.061

DLOG(I) = 0.760*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.123*DLOG(I(-1)) + 1.157*DLOG(BKT28(-1)) - 0.065*FI_EU15(-1) + 0.062

DLOG(BKT28) = - 0.057*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.694*DLOG(BKT28(-1)) - 0.012*FI_EU15(-1) + 0.014

FI_EU15 = 0.383*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.181*DLOG(I(-1)) - 0.729*DLOG(BKT28(-1)) + 0.978*FI_EU15(-1) + 0.023

Malli 4

DLOG(BKTADJ) = - 0.191*DLOG(BKTADJ(-1)) + 1.129*DLOG(BKT28(-1)) - 0.067*FI_EU15(-1) + 0.07

DLOG(BKT28) = - 0.057*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.695*DLOG(BKT28(-1)) - 0.012*FI_EU15(-1) + 0.014

FI_EU15 = 0.490*DLOG(BKTADJ(-1)) - 0.422*DLOG(BKT28(-1)) + 0.961*FI_EU15(-1) + 0.039

Malli 5

DLOG(BKTADJ) = - 0.261*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.109*DLOG(I(-1)) + 0.027*U_SEAS(-1) + 0.926*DLOG(BKT28(-1)) + 0.057*DLOG(LCOST(-1)) - 0.051*FI_EU15(-1) + 0.051

DLOG(I) = 0.658*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.161*DLOG(I(-1)) + 0.129*U_SEAS(-1) + 0.951*DLOG(BKT28(-1)) + 0.753*DLOG(LCOST(-1)) – 0.043*FI_EU15(-1) + 0.023

U_SEAS = - 0.146*DLOG(BKTADJ(-1)) - 0.073*DLOG(I(-1)) + 1.013*U_SEAS(-1) - 0.059*DLOG(BKT28(-1)) – 0.002*DLOG(LCOST(-1)) + 0.003*FI_EU15(-1) - 0.003

DLOG(BKT28) = - 0.061*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.001*DLOG(I(-1)) + 0.022*U_SEAS(-1) + 0.680*DLOG(BKT28(-1)) + 0.031*DLOG(LCOST(-1)) - 0.007*FI_EU15(-1) + 0.006

DLOG(LCOST) = 0.070*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.0422*DLOG(I(-1)) - 0.0302*U_SEAS(-1) + 0.096*DLOG(BKT28(-1)) - 0.141*DLOG(LCOST(-1)) + 0.006*FI_EU15(-1) + 0.004

FI_EU15 = 0.382*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.180*DLOG(I(-1)) - 0.105*U_SEAS(-1) - 0.682*DLOG(BKT28(-1)) - 0.0392*DLOG(LCOST(-1)) + 0.949*FI_EU15(-1) + 0.063

Malli 6

DLOG(BKTADJ) = - 0.262790241772*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.109577318175*DLOG(I(-1)) + DLOG(BKTADJ) = - 0.263*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.110*DLOG(I(-1)) + 0.936*DLOG(BKT28(-1)) + 0.058*DLOG(LCOST(-1)) - 0.058*FI_EU15(-1) + 0.062

DLOG(I) = 0.649*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.163*DLOG(I(-1)) + 0.997*DLOG(BKT28(-1)) + 0.757*DLOG(LCOST(-1)) - 0.079*FI_EU15(-1) + 0.072

DLOG(BKT28) = - 0.062*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.002*DLOG(I(-1)) + 0.688*DLOG(BKT28(-1)) + 0.032*DLOG(LCOST(-1)) - 0.013*FI_EU15(-1) + 0.015

DLOG(LCOST) = 0.072*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.042*DLOG(I(-1)) + 0.085*DLOG(BKT28(-1)) - 0.142*DLOG(LCOST(-1)) + 0.014*FI_EU15(-1) – 0.008

FI_EU15 = 0.389*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.178*DLOG(I(-1)) - 0.720*DLOG(BKT28(-1)) - 0.042*DLOG(LCOST(-1)) + 0.978*FI_EU15(-1) + 0.023

Malli 7

DLOG(BKTADJ) = - 0.377*DLOG(BKTADJ(-1)) - 0.178*DLOG(BKTADJ(-2)) + 0.103*DLOG(I(-1)) + 0.064*DLOG(I(-2)) + 1.077*DLOG(BKT28(-1)) + 0.067*DLOG(BKT28(-2)) + 0.007*DLOG(LCOST(-1)) + 0.058*DLOG(LCOST(-2)) - 0.021*FI_EU15(-1) - 0.044*FI_EU15(-2) + 0.069

DLOG(I) = 0.593*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.691*DLOG(BKTADJ(-2)) - 0.029*DLOG(I(-1)) - 0.004*DLOG(I(-2)) + 0.569*DLOG(BKT28(-1)) + 0.839*DLOG(BKT28(-2)) + 0.255*DLOG(LCOST(-1)) - 0.021*DLOG(LCOST(-2)) + 0.255*FI_EU15(-1) - 0.303*FI_EU15(-2) + 0.041

DLOG(BKT28) = - 0.076*DLOG(BKTADJ(-1)) - 0.022*DLOG(BKTADJ(-2)) + 0.005*DLOG(I(-1)) + 0.001*DLOG(I(-2)) + 0.742*DLOG(BKT28(-1)) - 0.028*DLOG(BKT28(-2)) + 0.017*DLOG(LCOST(-1)) - 0.035*DLOG(LCOST(-2)) + 0.003*FI_EU15(-1) - 0.016*FI_EU15(-2) + 0.015

DLOG(LCOST) = 0.067*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.020*DLOG(BKTADJ(-2)) + 0.039*DLOG(I(-1)) - 0.017*DLOG(I(-2)) + 0.086*DLOG(BKT28(-1)) + 0.088*DLOG(BKT28(-2)) - 0.254*DLOG(LCOST(-1)) - 0.052*DLOG(LCOST(-2)) + 0.093*FI_EU15(-1) - 0.074*FI_EU15(-2) – 0.015

FI_EU15 = 0.126*DLOG(BKTADJ(-1)) + 0.0348*DLOG(BKTADJ(-2)) + 0.039*DLOG(I(-1)) - 0.023*DLOG(I(-2)) - 0.174*DLOG(BKT28(-1)) + 0.148*DLOG(BKT28(-2)) - 1.098*DLOG(LCOST(-1)) - 0.137*DLOG(LCOST(-2)) + 1.932*FI_EU15(-1) - 0.962*FI_EU15(-2) + 0.040

Liite 9: Kuuden ja kahdeksan neljännesvuoden ennusteet

KUUDENNELJÄNNESVUODEN ENNUSTEET (syksyn ennusteet)

log(fi_eu15) eksogeeninen		Korjatun BKT:n ennustevirheet (ennustettu kasvuaste (%) - toteutunut(%))								Ennustevirheen itseisarvo						
		Malli 1	Malli 2	Malli 3	Malli 4	Malli 5	Malli 6	Malli 7		Malli 1	Malli 2	Malli 3	Malli 4	Malli 5	Malli 6	Malli 7
	2009															
	2010	0,161	0,050	0,145	0,064	0,100	0,170	0,184		0,161	0,050	0,145	0,064	0,100	0,170	0,184
	2011	-1,275	-1,568	-0,619	-1,455	-0,924	-1,028	-0,513		1,275	1,568	0,619	1,455	0,924	1,028	0,513
	2011	-0,211	-0,316	-0,142	-0,310	-0,151	-0,236	-0,173		0,211	0,316	0,142	0,310	0,151	0,236	0,173
	2012	0,407	0,332	0,667	0,285	0,595	0,283	0,604		0,407	0,332	0,667	0,285	0,595	0,283	0,604
	2012	0,134	0,118	0,165	0,125	0,163	0,102	0,124		0,134	0,118	0,165	0,125	0,163	0,102	0,124
	2013	0,767	0,851	0,666	0,777	0,654	0,500	0,511		0,767	0,851	0,666	0,777	0,654	0,500	0,511
	2013	0,032	0,038	-0,007	0,038	0,070	-0,010	-0,034		0,032	0,038	0,007	0,038	0,070	0,010	0,034
	2014	1,150	1,097	1,122	1,058	1,363	0,971	1,078		1,150	1,097	1,122	1,058	1,363	0,971	1,078
	2014	0,019	-0,007	0,041	-0,013	0,049	-0,043	-0,006		0,019	0,007	0,041	0,013	0,049	0,043	0,006
	2015	0,074	0,032	-0,014	-0,059	0,089	-0,187	-0,087		0,074	0,032	0,014	0,059	0,089	0,187	0,087
	2015	0,160	0,164	0,225	0,141	0,138	0,142	0,226		0,160	0,164	0,225	0,141	0,138	0,142	0,226
	2016	-0,417	-0,500	-0,436	-0,720	-0,525	-0,639	-0,452		0,417	0,500	0,436	0,720	0,525	0,639	0,452
Neliösumma		3,998	4,892	2,843	4,580	3,865	2,891	2,395	Keskiarvo	0,401	0,423	0,354	0,420	0,402	0,359	0,333

fi_eu15 eksogeeninen		Korjatun BKT:n ennustevirheet (ennustettu kasvuaste (%) - toteutunut(%))								Ennustevirheen itseisarvo						
		Malli 1	Malli 2	Malli 3	Malli 4	Malli 5	Malli 6	Malli 7		Malli 1	Malli 2	Malli 3	Malli 4	Malli 5	Malli 6	Malli 7
								0								
	2010	0,148	0,036	0,164	0,051	0,143	0,159	0,168		0,148	0,036	0,164	0,051	0,143	0,159	0,168
	2011	-1,276	-1,543	-1,082	-1,413	-1,195	-1,008	-0,540		1,276	1,543	1,082	1,413	1,195	1,008	0,540
	2010															
	2011	-0,210	-0,311	-0,199	-0,302	-0,241	-0,231	-0,177		0,210	0,311	0,199	0,302	0,241	0,231	0,177
	2012	0,428	0,359	0,449	0,343	0,335	0,343	0,629		0,428	0,359	0,449	0,343	0,335	0,343	0,629
	2011															
	2012	0,147	0,135	0,159	0,145	0,109	0,119	0,135		0,147	0,135	0,159	0,145	0,109	0,119	0,135
	2013	0,810	0,886	0,771	0,846	0,645	0,590	0,589		0,810	0,886	0,771	0,846	0,645	0,590	0,589
	2012															
	2013	0,034	0,038	0,036	0,041	-0,006	-0,004	-0,024		0,034	0,038	0,036	0,041	0,006	0,004	0,024
	2014	1,164	1,114	1,149	1,099	1,051	1,022	1,131		1,164	1,114	1,149	1,099	1,051	1,022	1,131
	2013															
	2014	0,025	-0,001	0,022	-0,004	-0,030	-0,034	0,006		0,025	0,001	0,022	0,004	0,030	0,034	0,006
	2015	0,103	0,064	0,044	0,001	-0,047	-0,120	-0,020		0,103	0,064	0,044	0,001	0,047	0,120	0,020
	2014															
	2015	0,162	0,164	0,143	0,145	0,168	0,149	0,234		0,162	0,164	0,143	0,145	0,168	0,149	0,234
	2016	-0,397	-0,475	-0,604	-0,665	-0,393	-0,585	-0,415		0,397	0,475	0,604	0,665	0,393	0,585	0,415
Neliösumma		4,106	4,910	3,768	4,618	3,335	3,001	2,621	Keskiarvo	0,409	0,427	0,402	0,421	0,363	0,364	0,339

fi_eu15 endogeeninen		Korjatun BKT:n ennustevirheet (ennustettu kasvuaste (%) - toteutunut(%))								Ennustevirheen itseisarvo						
		Malli 1	Malli 2	Malli 3	Malli 4	Malli 5	Malli 6	Malli 7		Malli 1	Malli 2	Malli 3	Malli 4	Malli 5	Malli 6	Malli 7
	2009															
	2010	0,137	0,025	0,152	0,040	0,132	0,147	0,121		0,137	0,025	0,152	0,040	0,132	0,147	0,121
	2011	-1,320	-1,470	-1,121	-1,302	-1,246	-1,052	-0,552		1,320	1,470	1,121	1,302	1,246	1,052	0,552
	2010															
	2011	-0,208	-0,303	-0,196	-0,292	-0,239	-0,228	-0,162		0,208	0,303	0,196	0,292	0,239	0,228	0,162
	2012	0,575	0,604	0,652	0,663	0,507	0,572	0,683		0,575	0,604	0,652	0,663	0,507	0,572	0,683
	2011															
	2012	0,159	0,152	0,174	0,166	0,122	0,135	0,163		0,159	0,152	0,174	0,166	0,122	0,135	0,163
	2013	1,112	1,220	1,183	1,287	0,987	1,042	0,940		1,112	1,220	1,183	1,287	0,987	1,042	0,940
	2012															
	2013	0,038	0,042	0,042	0,046	-0,001	0,001	0,023		0,038	0,042	0,042	0,046	0,001	0,001	0,023
	2014	1,308	1,280	1,342	1,312	1,220	1,242	1,283		1,308	1,280	1,342	1,312	1,220	1,242	1,283
	2013															
	2014	0,027	0,003	0,024	0,000	-0,028	-0,032	0,033		0,027	0,003	0,024	0,000	0,028	0,032	0,033
	2015	0,208	0,207	0,174	0,171	0,086	0,040	0,156		0,208	0,207	0,174	0,171	0,086	0,040	0,156
	2014															
	2015	0,166	0,167	0,146	0,147	0,171	0,152	0,248		0,166	0,167	0,146	0,147	0,171	0,152	0,248
	2016	-0,218	-0,264	-0,406	-0,441	-0,208	-0,385	-0,226		0,218	0,264	0,406	0,441	0,208	0,385	0,226
Neliösumma		5,229	5,911	5,192	5,876	4,441	4,329	3,505	Keskiarvo	0,456	0,478	0,468	0,489	0,412	0,419	0,382

KAHDEKSAN NELJÄNNESVUODEN ENNUSTEET (kevään ennusteet)

log(fi_eu15) eksogeeninen	Korjatun BKT:n ennustevirheet (ennustettu kasvuaste (%) - toteutunut(%))							Ennustevirheen itseisarvo						
	Malli 1	Malli 2	Malli 3	Malli 4	Malli 5	Malli 6	Malli 7	Malli 1	Malli 2	Malli 3	Malli 4	Malli 5	Malli 6	Malli 7
2010,000	-1,965	-2,225	-2,267	-2,322	-2,062	-2,139	-2,269	1,965	2,225	2,267	2,322	2,062	2,139	2,269
2011,000	-2,990	-2,981	-3,063	-3,337	-3,074	-3,368	-3,097	2,990	2,981	3,063	3,337	3,074	3,368	3,097
2011,000	-1,308	-1,343	-1,148	-1,330	-1,233	-1,218	-1,186	1,308	1,343	1,148	1,330	1,233	1,218	1,186
2012,000	0,751	0,663	0,998	0,574	0,752	0,702	0,864	0,751	0,663	0,998	0,574	0,752	0,702	0,864
2012,000	0,110	-0,160	0,356	-0,144	-0,019	0,010	0,175	0,110	0,160	0,356	0,144	0,019	0,010	0,175
2013,000	1,466	1,562	1,616	1,441	1,373	1,299	1,427	1,466	1,562	1,616	1,441	1,373	1,299	1,427
2013,000	-0,277	-0,337	-0,195	-0,351	-0,288	-0,295	-0,195	0,277	0,337	0,195	0,351	0,288	0,295	0,195
2014,000	0,247	0,294	-0,004	0,039	0,148	-0,098	-0,030	0,247	0,294	0,004	0,039	0,148	0,098	0,030
2014,000	0,946	0,814	0,861	0,741	0,820	0,751	0,774	0,946	0,814	0,861	0,741	0,820	0,751	0,774
2015,000	-0,153	-0,162	-0,302	-0,455	-0,253	-0,545	-0,375	0,153	0,162	0,302	0,455	0,253	0,545	0,375
2015,000	0,266	0,444	0,410	0,377	0,183	0,101	0,313	0,266	0,444	0,410	0,377	0,183	0,101	0,313
2016,000	-0,553	-0,672	-0,752	-0,903	-0,631	-0,936	-0,835	0,553	0,672	0,752	0,903	0,631	0,936	0,835
Neliösumma	18,670	20,087	21,184	22,564	18,944	21,423	20,535	Keskiarvo	0,919	0,971	0,998	1,001	0,903	0,955	0,962

fi_eu15 eksogeeninen	Korjatun BKT:n ennustevirheet (ennustettu kasvuaste (%) - toteutunut(%))							Ennustevirheen itseisarvo						
	Malli 1	Malli 2	Malli 3	Malli 4	Malli 5	Malli 6	Malli 7	Malli 1	Malli 2	Malli 3	Malli 4	Malli 5	Malli 6	Malli 7
2010,000	-1,955	-2,200	-2,227	-2,275	-2,043	-2,104	-2,227	1,955	2,200	2,227	2,275	2,043	2,104	2,227
2011,000	-2,952	-2,937	-2,988	-3,244	-3,015	-3,267	-3,017	2,952	2,937	2,988	3,244	3,015	3,267	3,017
2011,000	-1,320	-1,361	-1,156	-1,337	-1,242	-1,216	-1,193	1,320	1,361	1,156	1,337	1,242	1,216	1,193
2012,000	0,771	0,693	1,024	0,637	0,784	0,763	0,886	0,771	0,693	1,024	0,637	0,784	0,763	0,886
2012,000	0,110	-0,146	0,350	-0,119	-0,014	0,025	0,166	0,110	0,146	0,350	0,119	0,014	0,025	0,166
2013,000	1,503	1,598	1,671	1,517	1,423	1,385	1,486	1,503	1,598	1,671	1,517	1,423	1,385	1,486
2013,000	-0,258	-0,315	-0,167	-0,315	-0,265	-0,260	-0,167	0,258	0,315	0,167	0,315	0,265	0,260	0,167
2014,000	0,275	0,316	0,071	0,106	0,189	-0,016	0,048	0,275	0,316	0,071	0,106	0,189	0,016	0,048
2014,000	0,951	0,823	0,887	0,767	0,830	0,776	0,797	0,951	0,823	0,887	0,767	0,830	0,776	0,797
2015,000	-0,139	-0,146	-0,252	-0,400	-0,224	-0,479	-0,320	0,139	0,146	0,252	0,400	0,224	0,479	0,320
2015,000	0,299	0,467	0,449	0,417	0,220	0,156	0,350	0,299	0,467	0,449	0,417	0,220	0,156	0,350
2016,000	-0,522	-0,636	-0,687	-0,830	-0,588	-0,851	-0,765	0,522	0,636	0,687	0,830	0,588	0,851	0,765
Neliösumma	18,571	19,899	20,744	21,933	18,687	20,731	19,986	Keskiarvo	0,921	0,970	0,994	0,997	0,903	0,942	0,952

fi_eu15 endogeeninen	Korjatun BKT:n ennustevirheet (ennustettu kasvuaste (%) - toteutunut(%))							Ennustevirheen itseisarvo						
	Malli 1	Malli 2	Malli 3	Malli 4	Malli 5	Malli 6	Malli 7	Malli 1	Malli 2	Malli 3	Malli 4	Malli 5	Malli 6	Malli 7
2010,000	-1,918	-2,108	-1,975	-2,172	-1,999	-2,057	-2,172	1,918	2,108	1,975	2,172	1,999	2,057	2,172
2011,000	-2,619	-2,424	-2,796	-2,621	-2,633	-2,817	-2,431	2,619	2,424	2,796	2,621	2,633	2,817	2,431
2010,000														
2011,000	-1,274	-1,311	-1,236	-1,274	-1,198	-1,159	-1,145	1,274	1,311	1,236	1,274	1,198	1,159	1,145
2012,000	1,116	1,112	1,216	1,202	1,116	1,224	1,295	1,116	1,112	1,216	1,202	1,116	1,224	1,295
2011,000														
2012,000	0,091	-0,122	0,138	-0,084	-0,027	0,013	0,085	0,091	0,122	0,138	0,084	0,027	0,013	0,085
2013,000	1,654	1,902	1,699	1,920	1,624	1,649	1,828	1,654	1,902	1,699	1,920	1,624	1,649	1,828
2012,000														
2013,000	-0,180	-0,209	-0,152	-0,184	-0,184	-0,157	-0,048	0,180	0,209	0,152	0,184	0,184	0,157	0,048
2014,000	0,791	0,891	0,769	0,868	0,739	0,716	0,499	0,791	0,891	0,769	0,868	0,739	0,716	0,499
2013,000														
2014,000	1,004	0,908	0,961	0,865	0,890	0,845	0,892	1,004	0,908	0,961	0,865	0,890	0,845	0,892
2015,000	0,194	0,285	0,043	0,130	0,163	-0,002	0,025	0,194	0,285	0,043	0,130	0,163	0,002	0,025
2014,000														
2015,000	0,377	0,525	0,326	0,480	0,304	0,253	0,434	0,377	0,525	0,326	0,480	0,304	0,253	0,434
2016,000	-0,135	-0,306	-0,289	-0,436	-0,159	-0,319	-0,120	0,135	0,306	0,289	0,436	0,159	0,319	0,120
Neliösumma	18,012	19,024	19,362	20,321	17,766	19,142	18,213	Keskiarvo	0,946	1,009	0,967	1,020	0,920	0,934	0,915

Liite 10: Ennusteet vuosille 2017 ja 2018

Q1 alkava ennuste: työttömyysmuuttuja u_seas tasoennusteina, muut muuttujat kasvuaste-ennusteina.

			kasvuaste BKT28_2	kasvuaste BKADJ_2	kasvuaste I_2	kasvuaste LCOST_2	taso u_seas_2
	fi_eu15.n funktiomuoto						
Malli 1	Eksogeeninen log	2017	1,81	1,66	2,78		0,09
		2018	1,33	0,64	-1,21		0,09
Maltillinen malli 1	Eksogeeninen log	2017	1,81	1,67	2,79		0,09
		2018	1,36	0,84	-1,01		0,09
Malli 2	Eksogeeninen	2017	1,83	1,46			0,09
		2018	1,40	0,67			0,09
Malli 3	Eksogeeninen log	2017	1,84	1,82	3,91		
		2018	1,38	0,90	0,00		
Maltillinen malli 3	Eksogeeninen log	2017	1,82	1,82	3,89		
		2018	1,45	1,15	0,27		
Malli 4	Eksogeeninen log	2017	1,82	1,44			
		2018	1,35	0,58			
Malli 5	Eksogeeninen	2017	1,73	1,50	1,60	1,58	0,09
		2018	1,33	0,62	-1,42	2,87	0,09
Maltillinen malli 5	Eksogeeninen	2017	1,73	1,51	1,61	1,58	0,09
		2018	1,37	0,85	-1,09	2,87	0,09
Malli 6	Eksogeeninen log	2017	1,74	1,47	1,76	2,20	
		2018	1,30	0,56	-1,49	2,89	
Malli 7	Eksogeeninen log	2017	1,92	1,69	3,35	1,61	
		2018	1,46	0,94	0,02	2,94	
Maltillinen malli 7	Eksogeeninen log	2017	1,92	1,70	3,35	1,61	
		2018	1,53	1,21	0,34	2,91	
Keskiarvo 1-7		2017	1,81	1,58	2,68	1,80	0,09
		2018	1,37	0,70	-0,82	2,90	0,09

Q2 alkava ennuste: työttömyysmuuttuja u_seas tasoennusteina, muut muuttujat kasvuaste-ennusteina.

			kasvuaste BKT28_2	kasvuaste BKADJ_2	kasvuaste I_2	kasvuaste LCOST_2	taso u_seas_2
	fi_eu15.n funktiomuoto						
Malli 1	Eksogeeninen log	2017	1,96	2,83	9,35		0,09
		2018	1,40	0,98	0,20		0,09
Maltillinen malli 1	Eksogeeninen log	2017	1,96	2,84	9,35		0,09
		2018	1,42	1,18	0,37		0,09
Malli 2	Eksogeeninen	2017	1,98	2,38			0,09
		2018	1,54	0,87			0,10
Malli 3	Eksogeeninen log	2017	1,96	2,92	9,70		
		2018	1,41	1,32	1,95		
Maltillinen malli 3	Eksogeeninen log	2017	1,96	2,93	9,70		
		2018	1,47	1,58	2,20		
Malli 4	Eksogeeninen log	2017	1,95	2,34			
		2018	1,39	0,65			
Malli 5	Eksogeeninen	2017	1,89	2,68	8,53	1,07	0,08
		2018	1,28	0,77	-0,66	3,03	0,09
Malli 6	Eksogeeninen log	2017	1,90	2,71	8,69	1,04	
		2018	1,33	0,85	-0,26	3,00	
Malli 7	Eksogeeninen log	2017	1,94	2,72	9,24	1,04	
		2018	1,39	1,17	1,35	3,08	
Keskiarvo 1-7		2017	1,94	2,65	9,10	1,05	0,09
		2018	1,39	0,95	0,52	3,03	0,09

Q4 alkava ennuste: työttömyysmuuttuja u_seas tasoennusteina, muut muuttujat kasvuaste-ennusteina.

			kasvuaste BKT28_3	kasvuaste BKADJ_3	kasvuaste I_3	kasvuaste LCOST_3	taso u_seas_3
	fi_eu15.n funktiomuoto						
Malli 1	Eksogeeninen log	2017	2,40	3,14	10,91		0,09
		2018	1,88	1,72	2,61		0,09
Maltillinen malli 1	Eksogeeninen log	2017	2,40	3,16	10,90		0,09
		2018	1,89	1,85	2,64		0,09
Malli 2	Eksogeeninen	2017	2,39	3,08			0,09
		2018	1,90	1,53			0,09
Malli 3	Eksogeeninen log	2017	2,40	3,17	11,00		
		2018	1,95	2,09	4,17		
Maltillinen malli 3	Eksogeeninen log	2017	2,40	3,19	10,99		
		2018	1,99	2,28	4,28		
Malli 4	Eksogeeninen log	2017	2,40	3,09			
		2018	1,93	1,57			
Malli 5	Eksogeeninen	2017	2,39	3,12	10,72	0,08	0,09
		2018	1,84	1,59	1,94	2,45	0,09
Malli 6	Eksogeeninen log	2017	2,39	3,13	10,74	0,07	
		2018	1,88	1,66	2,24	2,42	
Malli 7	Eksogeeninen log	2017	2,39	3,14	10,89	0,06	
		2018	1,90	1,85	3,50	2,36	
Keskiarvo 1-7		2017	2,39	3,12	10,85	0,07	0,09
		2018	1,90	1,72	2,89	2,41	0,09

10. Lähteet

Allen, P. G. & Fildes R. (2001). ”Econometric Forecating” teoksessa *Armstrong, J. S. Principles of Forecasting*. Norwell, MA: Kluwer Academic Publishers.

AMECO Database (2017).

Bank of England Statistical Interactive Database (2017).

Beldjazia, A., & Alatou, D. (2016). Precipitation variability on the massif Forest of Mahouna (North Eastern-Algeria) from 1986 to 2010. *International Journal of Management Sciences and Business Research ISSN*, *5*(3), 2226–8235.

Berg-Andersson, B., Kaitila, V., & Kaseva, H. (2017). Bkt kasvaa lähivuosina lähes samaa tahtia kuin viime vuonna. Viitattu https://www.suhdanne.fi/kotimainen-talous/tuotanto-ja-tyollisyys/tuotanto/bkt-kasvaa-lahivuosina-lahes-samaa-tahtia-kuin-viime-vuonna/.

Box, G. E. P., & Pierce, D. A. (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models. *American Statistical Association*, *65*(3), 1509-1526.

Chow, G. C., & Lin, A.-L. (1971). Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series By Related Series. *The Review of Economics and Statistics,* 53 (4), 372-375.

Clements, M. P., & Hendry, D. F. (1995). Forecasting in Cointegrated Systems. *Journal of Applied Econometrics*, *10*(2), 127–146.

Cochrane, J. H. (1991). A Critique of the Application of Unit Root Tests. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *15*(2), 275–284.

Cochrane, J. H. (2015). Unit roots, redux. Blogiteksti. Viitattu https://johnhcochrane.blogspot.fi/2015/04/unit-roots-redux.html

Denton, F. T. (1971). Adjustment of monthly or quarterly series to annual totals: An approach based on quadratic minimization. *Journal of the American Statistical Association*, *66*(333), 99–102.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root Author The Econometric Society. *The Econometric Society*, *49*(4), 1057–1072.

Euro ja Talous (2015). Suomen ulkomaankaupan lyhyt historia. *Euro Ja Talous*, *2015*(5), 43–50.

Finanssiala (2017). Suomea koskevat uusimmat talousennusteet. *Kooste*, Finanssiala.

Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2009). *Basic econometrics* (5th ed.). Boston: McGraw-Hill.

Henriksson, S., Ilmakunnas, S., Kangasniemi, M., Kotamäki, M., Lehmus, M., Lehto, E., & Taimio, H. (2012). Euroopan velkakriisi hidastaa kasvua. *Talousennuste*, Palkansaajien tutkimuslaitos.

Honkatukia, J., Tamminen, S., & Ahokas, J. (2014). Suomi on jo palvelutalous. *VATT Policy Brief*, *1*, 1–12.

Husa, T., Ilmakunnas, S., Kangasniemi, M., Lehmus, M., Lehto, E., & Taimio, H. (2013). Vienti virkoaa ja taantuma taipuu Euroopan investointien vilkastuessa. *Talousennuste*, Palkansaajien tutkimuslaitos.

Ilmakunnas, S., Kangasniemi, M., Lahtinen, J., Lehto, E., & Taimio, H. (2011a). Suomen talous

toipuu – julkinen talous selvästi ylijäämäiseksi jo ensi vuonna. *Talousennuste*, Palkansaajien tutkimuslaitos.

Ilmakunnas, S., Kangasniemi, M., Kotamäki, M., Lehmus, M., Lehto, E., Taimio, H., & Hovi, M. (2011b). Suomenkin kansantalous taipuu – kokonaistuotannon kasvu hidastuu tuntuvasti. *Talousennuste*, Palkansaajien tutkimuslaitos.

Ilmakunnas, S., Kangasniemi, M., Lehmus, M., Lehto, E., & Taimio, H. (2012). Kasvun hitain vaihe on ohi. *Talousennuste*, Palkansaajien tutkimuslaitos.

Ilmakunnas, S., Kangasniemi, M., Lehmus, M., Lehto, E., & Taimio, H. (2013). Suomen talouskasvu jää tänä vuonna 0,6 prosenttiin – ensi vuonna jo parempaa. *Talousennuste*, Palkansaajien tutkimuslaitos.

Ilmakunnas, S., Kangasniemi, M., Kanninen, O., Lehmus, M., Lehto, E., & Taimio, H. (2014a). Euroopassa vihdoin käänne ylöspäin. *Talousennuste*, Palkansaajien tutkimuslaitos.

Ilmakunnas, S., Kangasniemi, M., Keränen, H., Lehmus, M., Lehto, E., Lähdemäki, S., & Taimio, H. (2014b). Ukrainan kriisi taittoi Suomen talouskasvun. *Talousennuste*, Palkansaajien tutkimuslaitos.

Ilmakunnas, S., Kangasniemi, M., Lehto, E., Lähdemäki, S., & Taimio, H. (2015). Suomen julkisen talouden alijäämä alle kolmeen prosenttiin ilman uusia menoleikkauksia. *Talousennuste*, Palkansaajien tutkimuslaitos.

Kotilainen, M. (2017a). Etlan ennustevirheet 1/2017. *Etla Suhdannejulkaisu 1/2017*.

Kotilainen, M. (2017b). Katsaus suhdannekehitykseen 1/2017. *Etla Suhdannejulkaisu 1/2017*.

Lehmus, M. (2007). Empirical Macroeconomic Model of the Finnish Economy (EMMA). *Työpaperi Nro. 249*, Palkansaajien tutkimuslaitos.

Lehmus, M. (2009). Empirical Macroeconomic Model of the Finnish Economy (EMMA). *Economic modelling,* 26, 926–933.

Lehto, E., Lähdemäki, S., & Kiema, I. (2015). *Teollisuuden, rakentamisen ja liike-elämän palveluiden näkymät syksyllä 2015*. Toimialaennuste, Palkansaajien tutkimuslaitos.

Lütkepohl, H. (2005): *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer.

Mikó, P., Löschenberger, F., Hiltbrunner, J., Aebi, R., Megyeri, M., Kovács, G., … Rakszegi, M. (2014). Comparison of bread wheat varieties with different breeding origin under organic and low input management. *Euphytica*, *199*(1–2), 69–80.

Monthly Monetary and Financial Statistics (MEI) (2017).

Eurostat (2017).

Nordean talousennuste: Suomen talouskasvu kiihtyy 3 prosenttiin. (2017). Viitattu https://www.nordea.com/fi/media/uutiset-ja-lehdistotiedotteet/press-releases/2017/06-12-10h03-nordean-talousennuste-suomen-talouskasvu-kiihtyy-3-prosenttiin.html

Pecican, Eugen St., 2010. Forecasting Based On Open Var Model. *Journal for Economic Forecasting, Institute for Economic Forecasting*, *13*(1), 59-69.

OECD.stat (2017).

Robertson, J. C., & Tallman, E. W. (1999). Vector Autoregressions: Forecasting and Reality. *Economic Review*, *84*(1), 4–18.

Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order. *Oxford University Press on Behalf of Biometrika Trust*, *71*(3), 599–607.

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica,* 48(1), 1-48.

Suomen Pankki (2017).

The Central Bank of the Russian Federation. *Доллар США.*

Tilastokeskus (2017).

Tulli (2005;2010;2015).

Valtiovarainministeriö (2016). Katsaus valtion taloudellisiin vastuisiin ja riskeihin 2016. *Valtiovarainministeriön Julkaisu*, *15a*.

Valtiovarainministeriö (2017). Taloudellinen katsaus Kevät 2015. *Valtiovarainministeriön Julkaisu*, *17a*

World Development Indicators | DataBank (2017).