

Tero Kuusi

# Rakenteellisen rahoitusaseman mittaamisen vaihtoehtoja

Toukokuu 2015

Valtioneuvoston selvitys-  
ja tutkimustoiminnan  
julkaisusarja 5/2015

ISSN PDF 2342-6799

ISBN PDF 978-952-287-177-0

Tämä julkaisu on toteutettu osana valtioneuvoston vuoden 2014 selvitys- ja tutkimussuunnitelman toimeenpanoa ([www.vn.fi/TEAS](http://www.vn.fi/TEAS)).

Julkaisun sisällöstä vastaavat tiedon tuottajat, eikä tekstisisältö edusta valtioneuvoston näkemystä.



## Esipuhe

Tämä tutkimus on toteutettu valtioneuvoston päätöksentekoa tukevan selvitys- ja tutkimustoiminnan määrärahojen turvin. Tutkimustuloksia on kommentoinut tutkimuksen ohjausryhmänä toiminut valtioneuvoston tutkimus-, ennakointi- ja arviointitoimintaa koordinoivan työryhmän kestävän julkisen talouden jaosto. Työtä on lisäksi esitelty valtiovarainministeriössä kahdessa eri seminaarissa. Kiitän saaduista asiantuntevista kommenteista erityisesti Marketta Henrikssonia, Harri Kähköstä, Jenni Pääköstä, Tuomo Mäkeä ja Veli-Arvo Tammista. Myös ETLA on tarjonnut paljon apua työn toteuttamisessa. Kiitän erityisesti Hannu Kasevaa avusta tuloperustemuutosten aineistojen kokoamisessa ja Markku Kotilaista hankkeen johtamisesta. Lisäksi olen kiitollinen kommenteista, joita olen eri vaiheissa saanut Niku Määttäselältä, Tarmo Valkoselta, Vesa Vihriälältä ja seminaariyleisöiltä ETLAn sisäisissä seminaareissa. Kirjoittaja on yksin vastuussa raportin sisällöstä ja mahdollisista virheistä.

Tero Kuusi



# Sisällys

<b>Esipuhe</b>	<b>3</b>
<b>Sisällys</b>	<b>5</b>
<b>1 Johdanto</b>	<b>7</b>
<b>2 Rakenteellisen rahoitusaseman (RRA) mittaamisen haasteet ja finanssipolitiikka</b>	<b>10</b>
2.1 Perinteiseen RRA:n mittaamiseen liittyvät metodologiset haasteet	10
2.2 RRA osana finanssipolitiikkaa ja EU:n finanssipoliittisia sääntöjä	13
<b>3 Rahoitusaseman mittaamisen metodologiaa</b>	<b>16</b>
3.1 RRA komission tuotantokuilumenetelmällä	16
3.2 Metodologiset vaihtoehdot: menosääntö ja bottom up -arviointi	23
<b>4 Tuotantokuiluperusteisen RRA:n laskentatavan arviointia</b>	<b>26</b>
4.1 Työttömyyden rakenteellinen komponentti	26
4.2 Kokonaistuottavuuden rakenteellinen komponentti	33
4.3 RRA:n erilaisia arvioita komission tuotantokuilumenetelmällä	38
<b>5 Päätösperäiset vaihtoehdot ja arvioita menetelmien eroista</b>	<b>40</b>
5.1 Arvioita päätösperäisten toimenpiteiden mittaluokasta	40
5.2 Suhdanteiden vaikutus finanssipolitiikkaan RRA:lla ja päätösperäisten toimenpiteiden määrällä mitattuna	45
5.3 Mittarien erot EU-sääntöjen näkökulmasta	49
<b>6 Raportin johtopäätöksiä</b>	<b>54</b>
6.1 Yleisiä johtopäätöksiä	54
6.2 Metodologisia huomioita	55
<b>Kirjallisuutta</b>	<b>57</b>
<b>Liitteet</b>	<b>61</b>
Liite 1. HP-suotimen sileysparametrin arvon vaikutukset rakenteellisen työttömyyden arvioihin	61
Liite 2. Kokonaistuottavuusmittauksen parametrien priori- ja posteriorijakaumat	62
Liite 3. Poikkeama keskipitkän aikavälin potentiaalisen BKT:n kasvuvauhdista: arvioita reaalisesti ja nimellisesti (DFE)	64
Liite 4. Vaihtuvat tulojoustot	65





# 1 Johdanto

Yksi suhdannepolitiikan suurimmista haasteita on tunnistaa talouteen kohdistuvien sokkien luonne. Talouspolitiikan tulisi reagoida eri tavalla pysyväisluonteiseen, rakenteelliseen sokkiin ja ohimenevään, suhdanneluonteiseen sokkiin. Suhdanneluonteista sokkia on usein järkevää tasata vastasyklisesti sopeuttamalla väliaikaisesti julkisia menoja ja velkaa. Sopeuttamistoimien vaikutus julkistalouden kestävyyyteen voidaan neutralisoida sokin poistuessa. Rakenteellinen sokki taas muuttaa pitkäaikaisesti talouden tuotantopotentiaalia ja/tai julkisen talouden kestävyyttä (ks. esim. Aguiar ja Gopinath, 2007), joten siihen tulisi reagoida välittömästi, tosin julkistalouden yleinen kestävyystilanne ja finanssipolitiikan kerroinvaikutukset huomioon ottaen. Epätietoisuus sokkien luonteesta saattaa johtaa ristiriitaisiin politiikkasuosituksiin, jotka voivat pahimmillaan lamauttaa finanssipolitiikan. Esimerkiksi talouskehityksen taantumiseen tulisi lähtökohtaisesti reagoida ekspansiivisesti, jos sokki on suhdanneluonteinen, mutta kiristävästi, jos sokki on luonteeltaan rakenteellinen.

Rakenteellinen rahoitusasema (RRA<sup>1</sup>) mittaa julkisen talouden rahoitusasemaa, kun suhdannevaihtelun ja kertaluonteisten meno- ja tuloerien vaikutus on poistettu (Mourre ym., 2013; Havik ym., 2014). Periaatteessa mittarin käyttö selkeyttää finanssipolitiikan toteuttamista ja valvontaa. Suhdanneluonteisiin sokkeihin julkinen talous reagoi automaattisilla vakautusmekanismeilla, joiden pitäisi periaatteessa antaa toimia vapaasti huolimatta julkistaloudelle aiheutuvista lyhyen aikavälin kustannuksista. Jos RRA kuitenkin heikkenee, finanssipolitiikan linjan muutos voidaan tulkita suhdanteesta riippumattomaksi, ja sitä tulisi korjata ainakin siinä tapauksessa, että julkistalouden kestävyys on uhattuna. Periaatteellisen selkeytensä vuoksi RRA on saanut keskeisen roolin EU:n vakaus- ja kasvusopimuksessa, jonka korjaavassa osassa se auttaa ohjaamaan liiallisen alijäämän poistamista ja ennaltaehkäisevässä osassa määrittelee julkistalouksien keskipitkän aikavälin tavoitteen (KAT).

Tässä raportissa arvioin Euroopan komission käyttämän, tuotantokuiluun perustuvan RRA:n laskentatavan haasteita Suomen lähihistorian näkökulmasta. Tarkastelen myös muita vaihtoehtoja finanssipolitiikan virityksen mittareiksi. Käsitteellisestä selkeydestään huolimatta tuotantokuilupohjaista RRA:ta on haastavaa mitata käytännössä, koska menetelmä edellyttää arvioita monista vaikeasti mitattavista suureista. Ensin pitää määritellä tuotantokuilu eli arvioida, kuinka kaukana toteutunut taloudellinen aktiviteetti on potentiaalisesta tasosta. Sen jälkeen lasketaan rakenteellinen budjettitasapaino ottaen huomioon verotulojen ja julkisten menojen historiallinen herkkyys tuotantokuilun vaihteluille. Menetelmän tuottamia arvioita suhdanteiden vaikutuksesta eri maiden julkistalouksien rahoitusasemaan on viime vuosien rahoitus- ja velkakriisin aikana kritisoitu alimitoitetuiksi. Jos näin on, mittareiden varassa koordinoitava finanssipolitiikka on vaarassa muodostua myötäsykliseksi<sup>2</sup>.

Tässä työssä olen laskenut historiallisia arvioita erityisesti tuotantokuilun kahdesta keskeisimmästä komponentista, rakenteellisesta työttömyydestä ja kokonaistuottavuuden potentiaalisesta tasosta vuosina 1984–2014. Olen tutkinut komission nykyisten arvioiden tilastollista uskottavuutta vertaile-

<sup>1</sup> Tässä raportissa käytän pääsääntöisesti suomenkielisiä lyhenteitä. Poikkeuksena ovat lyhenteet sellaisia menettelyjä ja menetelmiä koskien, joille ei ole vielä olemassa vakiintuneita käännöksiä.

<sup>2</sup> Mm. Lane (2012) arvioi, että ennen eurokriisiä finanssipolitiikka perustui liikaa tuotantokuiluarvioihin ottamatta huomioon riskejä, jotka liittyivät esimerkiksi ulkoisiin epätasapainoihin, luottoekspansioon, eri sektoreiden velkaantumiseen ja asuntohintojen kehitykseen. Toisaalta kriisien puhjettua on pelätty, ettei tuotantokuiluihin perustuva arvio RRA:n korjaamisesta ole antanut oikeaa kuvaa tehdyistä julkistalouden sopeutuksista (Euroopan komissio, 2013B).

malla niitä havaintoihin aiemmassa kirjallisuudessa. Lisäksi olen arvioinut menetelmää eri ajankohtina myös reaaliaikaisesti, eli ilman myöhemmin saatavaa tietoa talouden seuraavien vuosien kehityksestä.

Tulosten perusteella näyttää siltä, että tuotantokuilumenetelmän soveltamista vaatii vielä kehittämistä. Vaikuttaa siltä, että komission nykyisin käyttämä malli reagoi liian herkästi suhdanteiden muuttumiseen erityisesti rakenteellisen työttömyyden osalta. Näin on ainakin, jos tarkastellaan Suomen viime vuosikymmenien suurinta talouskriisiä, 1990-luvun alun lamaa. Keskeinen selitys yli-reagointiin ovat nähdäkseni tilastollisesti ongelmalliset parametrijarjoitteet, joita menetelmää sovellettaessa on käytetty. Tässä raportissa suositellaan rakenteellisen työttömyyden laskentamenetelmän parametrisoinnin muuttamista siten, että se vastaa paremmin aineiston perusteella uskottavaa mallia ja havaintoja mallin ulkopuolelta.

Tulokset viittaavat toisaalta siihen, että huolimatta esittämistäni metodologisista parannuksista tuotantokuiluperusteisen RRA:n käyttö finanssipolitiikan ohjauksvälineenä voi johtaa finanssipolitiikan myötäsyklisyyteen. Vaikuttaa esimerkiksi siltä, että tuotantokuiluperusteisen RRA:n ohjaama finanssipolitiikka ei olisi reagoinut kiristävästi 1980-luvun ja 2000-luvun alun nousukausiin, vaan politiikka olisi päinvastoin voinut olla ekspansiivista. Toisaalta tuotantokuiluperusteinen rakenteellisen rahoitusaseman mittari olisi voinut jättää huomiotta 1990-luvun alun kriisissä toteutetut varsin voimakkaat finanssipolitiikan kiristystoimet, mikä olisi voinut johtaa talouspolitiikan voimakkaampaan kiristämiseen. Vaihtoehtoja siis tarvitaan.<sup>3</sup>

Tuotantokuilumenetelmän metodologisina vaihtoehtoina tarkastelen muita EU:n sääntökehikossa käytettyjä finanssipolitiikan arviointimenetelmiä: vakaus- ja kasvusopimuksen (VKS) ennaltaehkäisevän osan menosääntöä ja korjaavan osan ns. bottom up -arviointimenetelmää. Vaihtoehtoisten menetelmien tarkastelu on metodologisesti tärkeää, koska niiden lähtökohta rahoitusaseman mittaamiseen on varsin erilainen. Ne tarjoavat siten mahdollisuuden arvioida eri menetelmien luotettavuutta ja taustalla vaikuttavien oletusten merkitystä. Sekä menosäännössä että bottom up -arvioinnissa potentiaalinen tuotanto arvioidaan RRA:sta poiketen keskipitkällä aikavälillä, julkisista menoista vähennetään suhdanneriippuvaisia eräiä suuremmin kuin tuotantokuiluun ja vakioisiin suhdannejoustoihin perustuvissa arvioissa, ja tulojen kehitystä mitataan havaittujen tuloperustepäätöksien ja niiden vaikutusarvioiden perusteella.

Vaihtoehtoiset mittarit ovat käytännössä jo nyt osana EU:n finanssipoliittista ohjausta. Ymmärrystä eri menetelmien toimivuudesta tarvitaan myös siksi, että EU:n finanssipoliittiset säännöt jättävät paljon harkintavaraa siihen, mitä mittaria finanssipolitiikan tulisi seurata (joskin tuotantokuilumenetelmällä on edelleen säännöissä varsin korostunut rooli). KAT:n toteutumista arvioidaan VKS:n ennaltaehkäisevässä osassa paitsi tuotantokuiluperusteisen RRA:n myös menosäännön avulla. Menosäännön mukaan julkiset menot saavat kasvaa korkeintaan samaa vauhtia kuin referenssinä käytettävä keskipitkän aikavälin potentiaalinen BKT.<sup>4</sup> Liiallisen alijäämän menettelyssä puolestaan arvioidaan alijäämän korjaamistoimien tuloksellisuutta paitsi RRA:lla, myös päätösperäisten toimien määrällä. Sitä arvioidaan käytännössä menosääntöä hyvin paljon muistuttavalla menetelmällä, jossa suhdanneluonteisista eristä puhdistettua menokehitystä verrataan potentiaalisen tuotannon keskipitkän aikavälin kasvuun ottaen huomioon tuloperustemuutosten vaikutukset (ns. bottom up -arviointi).

Vaihtoehtoisten menetelmien analysoimista varten olen koonnut uuden historiallisen aikasarjan koko julkistaloutta (valtio, paikallishallinto ja sosiaalirahastot) koskevista tuloperustemuutosten vaikutuksista. Sen avulla tarkastelen vaihtoehtoisten menetelmien toimintaa kolmen viime vuosikymmenen aikana.

Tulokset sekä menosäännön että bottom up -arviointimenetelmän käytöstä ovat rohkaisevia. Niihin perustuva finanssipolitiikka olisi voinut olla vastasyklisempää kuin tuotantokuiluperusteisen RRA:n avulla toteutettu. Menosääntöön perustuva finanssipolitiikka olisi ollut kiristävää erityisesti ennen 1990-luvun kriisiä, mikä olisi voinut sekä edesauttaa kriisin lieventymistä että lisätä elvytysvaraa

<sup>3</sup> Vastaavaan päätelmään tulee mm. Hetemäki (2015).

<sup>4</sup> Maissa, joissa RRA:lle asetettua keskipitkän aikavälin tavoitetta ei ole saavutettu, menojen kasvuvauhdin tulee lisäksi jäädä tätä hitaammaksi. Jos menojen kasvuvauhti on referenssiä nopeampaa, tulee ylitys kompensoida päätösperäisillä tulopuolen toimilla.



itse kriisissä. Toisaalta vuodesta 1992 alkaen harjoitettu kiristävä finanssipolitiikka olisi ollut päätösperäisen bottom up -arvioinnin perusteella riittävää, eikä menetelmä olisi synnyttänyt lisäkiristyspaineita niin kuin tuotantokuiluperusteinen RRA. Lisäksi menetelmät antavat erilaisista oletuksista huolimatta varsin yhdenmukaisen kuvan päätösperäisten toimenpiteiden suuruudesta.

Kaiken kaikkiaan vaikuttaa siltä, että rinnakkaisia mittareita tarvitaan, vaikka niiden käyttö ylläpitää sääntöjen nykymuotoista monimutkaisuutta ja lisää sääntöjen tulkintaan liittyvää harkinnanvaraa. Arvioita yksittäisten politiikkamuutosten vaikutuksista ja kansantalouden pitkän aikavälin kasvupotentiaalin kehityksestä tulee hyödyntää finanssipolitiikan mittaamisessa, vaikkakin niiden mittaamiseen liittyy myös haasteita. Toisaalta vakiintuneita tapoja analysoida talouden vajaakäyttöä erityisesti inflaation avulla ei ole syytä sivuuttaa, vaikka niiden käytännön soveltamisessa onkin kohdattu metodologisia haasteita. Päätösperäisten menetelmien puitteissa lasketut pitkän aikavälin kasvuarviot eivät tarjoa kansantalouden syklisen tilan arvioinnille yhtä selkeää referenssiä kuin esimerkiksi tuotantokuilun mittaamisessa käytettävä inflaationeutraali tasapainotyöttömyys.

Työ on organisoitu seuraavasti: Luvussa 2 taustoitetaan tutkimusta. Tarkastelen ensin aiemman kirjallisuuden perusteella tuotantokuilumenetelmään perustuvan RRA:n mittaamisen haasteita, mittareiden epävarmuuden merkitystä finanssipolitiikan kannalta ja EU:n finanssipoliittisissa säännöissä tarjottuja mittarivaihtoehtoja. Luvun 3 käytän Euroopan komission tuotantokuilumenetelmän ja vaihtoehtoisten menetelmien metodologian esittelyyn. Luvussa 4 arvioin komission tapaa mitata tuotantokuiluperusteista RRA:ta ja esitän sille historiallisesti vaihtoehtoisilla tavoilla laskettuja arvioita. Luvussa 5 esittelen päätösperäisten toimenpiteiden määrän arvioita erilaisilla oletuksilla, vertailen päätösperäisiä arvioita tuotantokuiluperusteisiin finanssipolitiikan muutosarvioihin ja arvioin erojen merkitystä EU:n finanssipoliittisten sääntöjen näkökulmasta. Luku 6 sisältää raportin loppupäätelmät.



## 2 Rakenteellisen rahoitusaseman (RRA) mittaamisen haasteet ja finanssipolitiikka

Tässä luvussa pohjustan seuraavien lukujen analyysiä esittelemällä yleisellä tasolla tuotantokuiluperusteisen RRA:n mittaamiseen ja vaihtoehtoisin menetelmiin liittyvää viimeaikaista kirjallisuutta erityisesti koskien metodologisia haasteita. Sen jälkeen jatkan tarkastelemalla RRA:n mittaamisen epävarmuuden merkitystä finanssipolitiikan kannalta sekä vaihtoehtoisten menetelmien roolia EU:n finanssipoliittisissa säännöissä.

### 2.1 Perinteiseen RRA:n mittaamiseen liittyvät metodologiset haasteet

Lähtökohtanani seuraavassa tarkastelussa on perinteinen tuotantokuilupohjainen RRA:n laskentatapa, jota esimerkiksi Euroopan komissio käyttää. Siinä RRA lasketaan julkisen talouden suhdanne neutraalina sekä yksittäisistä meno- ja tuloeristä puhdistettuna rahoitustasapainona, ts. julkisen talouden rahoitustasapainona, jos tuotanto olisi potentiaalisella tasollaan kullakin hetkellä. RRA:n arvio muodostetaan tuotantokuilun arvion pohjalta. Tuotantokuilu mittaa, kuinka kaukana toteutunut taloudellinen aktiviteetti on potentiaalisesta tasostaan, kun talouden resurssit ovat täyskäytössä.

Tuotantokuilun arvioinnin jälkeen RRA lasketaan ottaen huomioon verotulojen ja julkisten menojen historiallinen herkkyys tuotantokuilun vaihtelulle. Sitä arvioidaan toteutuneen rahoitusaseman ja suhdannevaikutuksen erotuksena suhteessa BKT:hen:

$$RRA_t = \frac{R_t - G_t}{Y_t} - \epsilon * OG_t - OO_t,$$

missä  $R_t$  on julkisen sektorin tulot,  $G_t$  julkisen sektorin menot ja  $Y_t$  on nimellinen BKT vuonna  $t$ . Syklinen korjaus on tulo tuotantokuilusta ( $OG_t$ ) sekä sen ja budjettitasapainon välisestä joustosta  $\epsilon$ . Komission käyttämässä menetelmässä tuotantokuilu arvioidaan suhteessa koko kansantalouden tuotantopotentiaaliin ja jousto  $\epsilon$  oletetaan vakioksi. Lisäksi budjettitasapainoa korjataan erilaisten kertaluonteisten tulo ja menoerien vaikutuksella suhteessa BKT:hen ( $OO_t$ ).

#### Tuotantokuilun ja potentiaalisen tuotannon mittaamisen haasteet

Perinteisesti tuotantokuilun laskeminen on perustunut tuotannon trendikehitykseen. Talouden tasapainoista kehitystä arvioidaan ennustamalla taloudelle pitkän aikavälin kasvutrendi ja vertaamalla talouden toteutunutta kehitystä trendiin. Trendin mittaamisessa käytettyjen menetelmien kirjo on suuri (ks. esim. Murray, 2014). Tuotannon trendikehitys voidaan laskea yksiuolotteisia tilastollisia menetelmiä käyttäen tai vaihtoehtoisesti sitä voidaan arvioida monimuuttujamenetelmällä perustuen esimerkiksi inflaation (Phillips-käyrä), työttömyyden (Okunin sääntö), kapasiteetin käyttöasteen sekä monien muiden muuttujien käyttöön apumuuttujana. Käytettyä informaatiota voidaan suodattaa erilaisilla suhdannetaajuuksia hyödyntävillä menetelmillä (esim. Hodrick-Prescott -suodin, Band-Pass -suodin) tai

muilla informaatiota valikoivilla menetelmillä, kuten pääkomponenttianalyysi, tai apumuuttujien etukäteinen aggregointi indekseiksi.

Suuri mallien valikoima ei ole tuonut ratkaisua tuotantokuilun arviointiongelmaan. Päinvastoin. Kuten Murray (2014) ja lukuisat muut tutkimukset osoittavat, eri tilastollisilla malleilla saadut tulokset tuotantokuilun suuruudesta voivat poiketa huomattavasti toisistaan. Koska tuotantokuilua ei voida koskaan käytännössä havaita, trendien mittauksen suuri avoin kysymys liittyy mallin valintaan: Millä perusteella malli, trendi, ja lopulta tuotantokuilu pitäisi itse asiassa valita?

Useimmat instituutiot (OECD, IMF, Euroopan komissio) käyttävät nykyisin potentiaalisen tuotannon laskemisessa tuotantofunktiomenetelmää, jonka avulla käytettävissä olevaa tutkimustietoa tuotantoteknologiasta ja eri tuotannontekijöiden käyttäytymisestä suhdanteiden aikana voidaan käyttää mahdollisimman tehokkaasti hyödyksi arvioitaessa talouden suhdannetilaa. Ajatuksena on koota taloudelliseen teoriaan perustuva kokonaiskäsitys talouden tuotantokyvystä (potentiaalinen tuotantofunktio) perustuen havaintoihin eri komponenttien tilasta. Vaikkakin tuotantofunktion eri elementtien arviointi vaatii edelleen tilastollisia menetelmiä, on tuotantofunktiomenetelmän etu sen tarjoama talousteoriaan pohjautuva mahdollisuus pohtia eri tuotantokuiluarvioiden järkevyyttä.

Tämän tutkimuksen kannalta keskeisessä Euroopan komission tuotantokuilumenetelmässä mallin rakennuskriteerinä on ollut – mallin valinnan merkityksen tuntien järkevästi – joustavuus (Havik ym., 2014). Esimerkiksi työttömyyden suhdanteesta riippuvaa osaa mallinnettaessa on lähdetty ajatuksesta, että empiirinen malli sisältää erilaisia tunnettuja työmarkkinoiden toimintamalleja erityistapauksina. Toisaalta joustavuuden salliminen ei ole sekään ongelmatonta. Mitä joustavammaksi tilastollinen malli rakennetaan, sitä enemmän on mallin käyttäjän tehtävä valikointia taloudellisten teorioiden välillä. Mallin tulokset viittaavat yleensä aina jonkin teoreettisen mekanismin toimintaan ja tilastotieteilijän on päätettävä tuloksia hyväksyessään, onko havaitun tuloksen mukainen taloudellinen mekanismi järkevä vai kertooko tulos enemmän tilastolliseen päättelyyn liittyvistä ongelmista.

Jos kriisin taustalla vaikuttava mekanismi on hyvin tunnettu, on selvää, että teoreettiset mallinvalintakriteerit voivat auttaa tuotantokuilun arvioinnissa. Toisaalta, mitä enemmän epävarmuutta taloudellisten teorioiden valinnan suhteen on, sitä vähemmän hyötyä teoreettisista kriteereistä on. Pahimmassa tapauksessa väärät uskomukset taloudellisten mekanismien toiminnasta talouskriiseissä voivat johtaa suuriin harhoihin tilastollisissa päätelmissä.

Ongelmalliseksi esimerkiksi Euroopan komission tuotantokuilumenetelmän käytön tekee tässä suhteessa se, että taloustieteilijöiden keskuudessa talouden toimintamekanismit kriisien aikana ovat edelleen kiistelyn kohteena. Erityisesti hintajäykkyydet suurissa talouskriiseissä johtuen esimerkiksi inflaatio-odotusten ankkuroitumisesta tai paineesta olla laskematta palkkoja ovat osoittautuneet ongelmallisiksi (IFAC, 2013; Wren-Lewis, 2013; Krugman, 2013). Jos hintajäykkyyksiä ei huomioida malleissa riittävästi – tai mallit eivät identifioi niitä oikein – voi seurauksena olla ylisuuria arvioita erityisesti rakenteellisen työttömyyden kehityksestä talouskriisien aikana. Silloin tuotantokuilu tulee aliarvioiduksi, sillä rakenteellisen työttömyyden (työttömyys, joka ei ole suoraan suhdanneluontoista tai heikentää pysyvästi talouden tuotantokykyä) kasvu ei kasvata tuotantokuilua.

Kaiken kaikkiaan tuotantokuilun arviointiin liittyy – sekä aidon epävarmuuden, että mallinvalinnan vaikeuden vuoksi – huomattava herkkyys estimaattien muutoksille yli ajan (mm. Orphanides ja van Norden, 2002; Rünstler, 2002; Planas ja Rossi, 2004; Golinelli, 2008; Marcellino ja Musso, 2010; Bouis ym., 2012). Komission menetelmän soveltaminen nykykriiseissä vahvistaa sääntöä. Esimerkiksi Virkola (2014) tarkastelee Euroopan komission tuotantokuilumenetelmän revisioita ja raportoi Euroopan maille tehtyjen tuotantokuiluarvioiden muutoksien vuosina 2000–2013 olleen keskimäärin n. 1.5 prosenttiyksikköä<sup>5</sup> ja suhdanteiden käännekohdissa vielä suurempia.

Käytännössä arvioiden muuttumiseen liittyy myös merkittävä poliittinen ongelma. Mitä enemmän arviot muuttuvat jälkikäteisesti, sitä enemmän menetelmä voi kohdata epäluotettavuuteen liittyvää kritiikkiä. Siksi vakaampia mittareita tarvitaan. Jos periaatteessa suhdanteista riippumaton finanssipo-

<sup>5</sup> Laskettuna kuluvan vuoden arvioista suhteessa viimeisimpään arvioon.



Lopuksi rahoitusasema voi riippua rahapolitiikasta ja valtionvelan korkojen kasvusta (Blanchard, 1990). Kuten nykykriisi on jälleen osoittanut, rahoitusmarkkinoiden reaktiolla talouskriiseihin voi olla merkittäviä vaikutuksia julkisten sektoreiden rahoitusasemaan. Toisaalta, keskuspankkien noudattama korko- ja valuuttakurssipolitiikka on vaikuttanut merkittävästi sekä julkisten sektorien rahoitusmenoihin, että suhdanteisiin.

Kaiken kaikkiaan Euroopan komission käyttämä aggregaattituotantokuiluun ja kiinteään suhdannejoustoon perustuva menetelmä asettaa varsin suuria rajoituksia rakenteellisen rahoitusaseman mittaamiselle. Suhdanteiden aikana veropohjat voivat olla heikosti sidoksissa tuotantokuilun kehittämiseen finanssikuplien tai kasvun ja verotuksen rakenteen muutosten vuoksi. Kriisien seurauksena taloutta joudutaan lisäksi ohjaamaan verotuksen tai julkisten menojen muutoksilla, jotka voivat hämärtää eri veropohjien kehitystä suhteessa suhdanteeseen.

Tulen tässä työssä arvioimaan vaihtoehtoisia mittareita (menosääntö ja bottom up -arviointi), joita on viime aikoina esitetty näiden ongelmien ratkaisuksi (Euroopan komissio, 2013B; Carnot ja de Castro, 2015). Niissä lähtökohtana on suoraan havaittujen politiikkamuutosten tarkastelu välillisten, tuotantokuilumenetelmään perustuvien arvioiden sijasta.

Tulopuolen osalta havaitun talouspolitiikan muutosten seuraaminen on periaatteessa helppoa: talouspolitiikka on lähtökohtaisesti neutraalia, jos uusia päätöksiä ei tehdä. Uusien päätösten yhteisvaikutukset taas voidaan tulkita finanssipolitiikan muutokseksi. Sen sijaan menopuolella vastaavaa selvää neutraalia referenssiä ei ole, vaan menojen kasvu on suhteutettava jollakin tavoin kansantalouden muuhun kehitykseen. Tuotantokuilumenetelmän käyttämisen sijasta finanssipolitiikan muutoksia mitataan erilaisista syklisistä eristä korjatun menoaggregaatin kasvuvauhdilla suhteessa keskipitkän aikavälin BKT:n potentiaaliseen kasvuun<sup>7</sup>. Riippuen menetelmästä syklisen menoerien poistaminen on tyypillisesti tuotantokuilumenetelmää suurempaa.

## 2.2 RRA osana finanssipolitiikkaa ja EU:n finanssipoliittisia sääntöjä

Tarkastelen seuraavassa RRA:n mittaamisen merkitystä finanssipolitiikassa erityisesti edellä esiin tuodun epävarmuuden kannalta ja esittelen sen jälkeen vaihtoehtoisten mittareiden roolia EU:n finanssipoliittisten sääntöjen näkökulmasta.

### **RRA:n mittaaminen osana finanssipolitiikkaa**

Rahoitusaseman rakenteellisella korjaamisella pyritään vastaamaan finanssipolitiikan kannalta keskeiseen kysymykseen talouden kohtaamien sokkien rakenteellisuudesta. Jos sokkien luonne selviää, finanssipolitiikan toteuttaminen noudattaa periaatteessa yksinkertaisia sääntöjä (Aguiar ja Gopinath, 2007). Esimerkiksi negatiivisten sokkien ollessa luonteeltaan nopeasti ohimeneviä, suhdanteen tasaaaminen julkista kulutusta ja velanottoa lisäämällä kannattaa, sillä rahoitusaseman tilapäinen muuttaminen voidaan korjata noususuhdanteen aikaisella kiristävämällä finanssipolitiikalla. Rakenteellinen sokki taas heikentää talouden kasvupotentiaalia ja julkisen talouden kestävyyttä pitkäaikaisesti, jolloin julkisen talouden tulisi päinvastoin kiristää finanssipolitiikkaa.

Yksinkertaisen periaatteen taustalla ovat vaikeat, viime kädessä määrälliset kysymykset siitä, millainen finanssipolitiikka on oikeaa kriisinhoidon ja pitkän aikavälin kestävyuden kannalta (Blanchard, 1990). RRA:n käytön kannalta ongelmat liittyvät erityisesti käytännön vaikeuteen jakaa talouden sokit rakenteellisiin ja syklisiin. Esimerkiksi Suomen kaltaisessa pienessä vientivetoisessa taloudessa sokit ovat usein sekoitus molempia talouden kohdatessa pysyväisluonteisia rakennesokkeja, joiden vaikutus voi kuitenkin jäädä tilapäiseksi talouden rakenteiden sopeutuessa muutokseen. On myös huomionar-

<sup>7</sup> Laskentatavan periaate ei sinänsä ole uusi. Jo Blanchard (1990) arvioi, että perinteisen syklisen suhdannekorjauksen ongelmat (pitkälti edellä mainittuna) voivat vaatia käyttämään vaihtoehtoisia mittareita finanssipolitiikan virstityksen mittaamiseen. Ajatuksena on poistaa selkeästi syklisiä eria julkistalouden menoaggregaatista suoraan. Blanchardin mukaan tehokas, mutta yksinkertainen finanssipolitiikan mittari voisi perustua alijäämään korjattuna korkomenojen kasvulla ja työttömyysmenojen arvioidulla muutoksella verrattuna edelliseen vuoteen.

voista, että pitkittyneenkin kriisin voi laukaista suhdanneluonteinen politiikka ja toisaalta suhdanneluonteisella politiikalla voi olla pitkittyneitä vaikutuksia.<sup>8</sup>

Finanssipolitiikan muutosten ajoittamisen ja mitoittamisen kannalta oikean mittarin löytäminen on tärkeää. Jos finanssipolitiikka perustuu mittariin, joka arvioi liian voimakkaasti kriisin olevan rakenteellinen, on seurauksena helposti myötäsyklinen finanssipolitiikka. Kun talous kohtaa positiivisen sokin, liian paljon rakenteellisuutta painottava mittari antaa ymmärtää muutoksen olevan pysyvä, mikä johtaa helposti liialliseen finanssipolitiikan löystymiseen. Kun taas talous kohtaa negatiivisen sokin, mittarin perusteella finanssipolitiikka voi muodostua liian kiristäväksi. Kun täyteen varmuuteen eri sokkien rakenteellisuudesta ei päästä, esimerkiksi Thwaites (2006) osoittaa mallilla, jossa finanssipolitiikkaa ohjataan tuotantokuiluperusteista RRA:ta vastaavalla mittarilla, että finanssipolitiikan pitäisi reagoida sokkeihin hitaasti. Syy on yksinkertainen. Kun talous on juuri kohdannut sokin, on todennäköisempää, että se on tilapäinen. Kun aikaa kuluu, eikä vaikutus lakkaa, on todennäköisempää, että kohdattu sokki on rakenteellinen.<sup>9</sup>

Toisaalta myös liian syklisesti toimiva mittari voi olla ongelmallinen. Talouden noususuhdanteissa mittari voi antaa liian synkän kuvan talouden kasvupotentiaalista, jolloin tilaa julkisen kulutuksen kasvulle tai verojen keventämiselle jää vähän. Toisaalta syklisyyden painottaminen taluskriiseissä voi johtaa finanssipolitiikkaan, joka on liian keventävää kansantalouden todelliseen velankantokykyyn nähden.

Mittarin valinnalla on merkitystä myös finanssipolitiikan vaikutusten arvioinnissa. Tutkimukset, jotka ovat käyttäneet perinteiseen rakenteelliseen rahoitusasemaan perustuvia mittareita finanssipolitiikan muutoksen arviointiin, ovat usein päätyneet arvioimaan, että finanssipolitiikan kiristysten kerroinvaikutus kansantalouteen on varsin pieni (Alesina ja Perotti, 1995; Alesina ja Ardagna, 1998). Toisaalta viimeaikainen kirjallisuus on hyödyntänyt suurempia, yksittäisiin päätöksiin perustuvia arvioita finanssipolitiikan muutoksista, ja päätyneet toteamaan arviot liian pieniksi. Erityisesti finanssipolitiikan kiristämällä voi olla voimakkaampia negatiivisia kerroinvaikutuksia kansantalouteen (ks. esim. IMF, 2010; Guajardo ym., 2011).

### **Rinnakkaiset finanssipolitiikan mittarit EU:n finanssipoliittisissa säännöissä**

EU:n finanssipoliittisissa säännöissä ja niiden tulkinnoissa tuotantokuiluperusteiseen RRA:an liittyvä epävarmuus on enenevästi tiedostettu (Euroopan komissio, 2013B; Carnot ja de Castro, 2015). Vaikka menetelmä on erityisesti vakaus- ja kasvusopimuksessa (VKS) saanut varsin suuren roolin, sen rinnalla käytössä ovat vaihtoehtoiset menetelmät: menosääntö ennaltaehkäisevässä osassa ja bottom up -arviointi korjaavassa osassa. Esittelen seuraavassa lyhyesti eri mittareiden roolia säännöissä perustuen artikkeliin Henriksson ja Leino-Sandberg (2014).<sup>10</sup>

VKS:n ennaltaehkäisevässä osassa (jota sovelletaan, kun liiallisen alijäämän menettelyyn liittyvät 3 ja 60 prosentin alijäämä- ja velkakriteerit eivät rikkoudu) käytetään rakenteellista rahoitusasemaa sekä menojen kasvua arvioimaan poikkeamia keskipitkän aikavälin tavoitteesta (KAT)<sup>11</sup> tai polulta

<sup>8</sup> Ensimmäisen tapauksen esimerkiksi käy likviditeetiloukku: kansantalous saattaa juuttua deflaation ja korkean työttömyyden tasapainoon, kun rahapolitiikka ja finanssipolitiikka eivät riittävästi ja ajoissa reagoi talouden deflatoriseen kehitykseen (Evans ym., 2008). Esim. DeLong ja Summers (2012) taas arvioivat, että suuret negatiiviset tuotantokuilut voivat synnyttää pysyviä vaikutuksia talouden tuotantopotentiaaliin työttömyyden pitkäaikaisvaikutuksien ja esimerkiksi tuotekehitys- ja koulutusinvestointien laiminlyömisestä kautta. IMF (2012) esimerkiksi arvioi, että yhden prosenttiyksikön lisäys tuotantokuiluun vuodessa voisi synnyttää noin 0.1 prosenttiyksikön laskun potentiaalisessa tuotannossa pääosin työmarkkinoiden hystereesi-vaikutuksen kautta.

<sup>9</sup> Thwaites (2006) myös arvioi, että mitä nopeammin markkinat menettävät uskon finanssipolitiikkaan, sitä nopeammin kiristykset tulisi aloittaa.

<sup>10</sup> Taustalla ovat EU:n talouspolitiikan koordinaatiossa viime vuosien uudistusten jälkeen tunnistettavat menettelyt: liiallisen alijäämän menettely, VKS:n ennaltaehkäisevä osa ja sen sisällä merkittävän poikkeaman menettely, makrotasapainottomuukseen menettelyn ennaltaehkäisevä osa sekä liiallisten makrotasapainottomuuksien menettely. (ks. tarkemmin Henriksson ja Leino-Sandberg, 2014).

<sup>11</sup> KAT:n kautta säännöt linkittyvät julkistalouksien pitkän aikavälin kestävyysarvioihin, sillä KAT arvioidaan 3 vuoden välein perustuen mm. julkistalouden velkatasoon ja ikääntymiskehityksen vaikutuksia arvioivaan pitkän aikavälin kestävyysmittariin. Rajaudun tässä tarkastelussa suhdanneluonteiseen rakenteelliseen korjaukseen. KAT:n arvioinnista lisää tietoa tarjoaa Euroopan komissio (2013A).

siihen. Jäsenvaltioiden velvoite KAT:n asettamiseen sisältyy finanssipoliittiseen sopimukseen ja siksi nykyisin myös jäsenvaltioiden kansalliseen lainsäädäntöön. Finanssipoliittisessa sopimuksessa KAT:n alaraja asetettiin euromaille -0.5 prosentin rakenteelliseen rahoitusasemaan paitsi maille, joissa velka on alle 60 % ja joilla ei ole pitkän aikavälin kestävyysriskejä (tällöin alaraja -1 prosenttia).<sup>12</sup>

Menojen kasvu liittyy KAT:n saavuttamisen arviointiin menosäännön kautta. Menosäännön tehtävänä on varmistaa, että maat joko pysyvät keskipitkän aikavälin tavoitteessa tai siihen johtavalla sopeutuspolulla. Sen mukaisesti KAT:n saavuttaneissa maissa menot saavat kasvaa korkeintaan samaa vauhtia referenssinä käytettävän keskipitkän aikavälin potentiaalisen BKT-kasvun kanssa. Maissa, joissa KAT:tta ei ole saavutettu, menojen kasvuvauhdin tulee jäädä tätä hitaammaksi. Jos menojen kasvuvauhti on tätä nopeampaa, tulee ylitys kompensoida päätösperäisillä tulopuolen toimilla.

VKS:n korjaavassa osassa mittareita käytetään liiallisen alijäämän menettelyssä, kun 3 ja 60 prosentin alijäämä- ja/tai velkakriteeri rikkoutuvat.<sup>13</sup> Silloin neuvosto tekee liiallisen alijäämän päätöksen ja hyväksyy suosituksia jäsenvaltiolle ryhtyä toimiin liiallisen alijäämän korjaamiseksi. Näissä suosituksissa määritellään polku nimelliselle alijäämälle, vaadittu rakenteellisen jäämän vuosittainen parantuminen (yleensä 0.5 prosentilla BKT:sta) sekä määräaika liiallisen alijäämän korjaamiselle. Korjaavassa osassa erilaisten rahoitusaseman mittareiden rinnakkaisuus näkyy arvioitaessa, toteutuko vaadittu sopeutus vai ei. Silloin ratkaisu perustuu huolelliseen harkintaan, jossa otetaan huomioon – paitsi suoraan tuotantokuilumenetelmän herkkyyshanalyysi (ns. top down -arviointi) – myös menosäännön kaltaisella rahoitusaseman muutoksella mitattava toimenpiteiden riittävyys (ns. bottom up -arviointi) (Euroopan komissio, 2013A, s. 67).

---

<sup>12</sup> Tarkempia numeerisia arvoja tulen esittämään luvussa 5.

<sup>13</sup> Euroopan unionin toiminnasta tehdyn sopimuksen 126(2) artiklan mukaan komissio arvioi jäsenmaiden julkisen talouden tilaa erilaisilla kriteereillä. Arviointi tapahtuu sillä perusteella, ylittääkö suunnitellun tai toteutuneen julkisen talouden alijäämäsuhte viitearvon, paitsi jos alijäämä on pienentynyt merkittävästi ja jatkuvasti tasolle, joka on lähellä viitearvoa, tai jos viitearvon ylitys on poikkeuksellista ja väliaikaista ja osuus pysyy lähellä viitearvoa, tai ylittääkö velkasuhde viitearvon, paitsi jos velkasuhde pienenee ja lähestyy viitearvoa riittävän nopeasti.





## 3 Rahoitusaseman mittaamisen metodologiaa

Tässä luvussa esittelen RRA:n mittaamistavan Euroopan komission tuotantokuilumenetelmällä (Havik ym., 2014; Mourre ym., 2013) ja sen päätöseräiset vaihtoehdot. Aloitan esittelemällä tuotantokuilumenetelmän. Käyn ensin läpi menetelmässä määriteltävän tuotantofunktion, jonka komponentteja sen jälkeen tarkastelen yksityiskohtaisemmin. Komponenteista keskityn työttömyyden ja kokonaistuottavuuden tarkasteluihin, sillä niiden rooli tuotantokuilumenetelmässä on keskeinen ja ne tarjoavat eniten mahdollisuuksia arvioinnille taloustieteellisestä näkökulmasta. Esittelen lisäksi rakenteellisessa korjauksessa sovellettua menetelmää. Luvun lopussa esittelen metodologiset vaihtoehdot: menosäännön ja bottom up -arvioinnissa käytetyn menetelmän.

### 3.1 RRA komission tuotantokuilumenetelmällä

#### 3.1.1 Tuotantofunktio ja sen jakautuminen eri tekijöihin

Lähtökohtana komission laskentamenetelmässä on koko kansantaloudelle laskettava tuotantofunktio, jonka suuruutta myöhemmin arvioidaan potentiaalisella maksimitasolla eli, kun talouden resurssit ovat täyskäytössä (Havik ym., 2014). Tuotantofunktio oletetaan Cobb-Douglas muotoiseksi ja voidaan esittää muodossa

$$Y_t = (U_{Lt}L_tE_{Lt})^\alpha(U_{Kt}K_tE_{Kt})^{1-\alpha} = TFP_tK_t^\alpha L_t^{1-\alpha},$$

missä  $Y_t$  on kokonaistuotos,  $L_t$  kokonaistyövoima,  $K_t$  fyysinen pääomakanta. Kummankin tuotantotehtävien käyttöä ohjaavat niiden käyttöaste ( $U_{Lt}$ ,  $U_{Kt}$ ) sekä käytön tehokkuus ( $E_{Lt}$ ,  $E_{Kt}$ ). Parametri  $\alpha$  mittaa työpanoksen osuutta kaikista panoksista. Työvoimapanosta mitataan kokonaistyötunneilla ja pääoman mittaamisessa käytetään pääomapalvelusten määrää jaoteltuina rakennuksiin ja työvälineisiin.<sup>14</sup> Cobb-Douglas tuotantofunktio sallii edelleen kokonaistuottavuuden tarkastelemisen erikseen tehokkuuden ja käyttöasteen painotettuna tulona

$$TFP_t = (U_{Lt}E_{Lt})^\alpha(U_{Kt}E_{Kt})^{1-\alpha}.$$

Tuotantofunktion luonnetta on viime vuosina tarkasteltu useissa Suomea koskevissa tutkimuksissa. Jalava ym. (2006) toteaa, että Cobb-Douglas tuotantofunktio voisi olla pitkällä aikavälillä tilastollisesti sopiva funktiomuoto, mutta 2. maailmansodan jälkeen ei täysin sopiva kuvaamaan Suomen tuotantoa. Luoma ja Luoto (2010) arvioivat, että tuotantofunktiona soveltuvampi voisi olla ns. CES (constant elasticity of substitution) tuotantofunktio, jossa tuotantopanosten osuudet voivat muuttua niiden suhteellisten hintojen muuttuessa.

<sup>14</sup> Panosten määrän mittaamisen tarkempi arviointi sivuutetaan tässä. Katsauksen mittaamistapaan tarjoaa esimerkiksi Virkola (2013).



Keskeinen kysymys tuotantofunktiota valitessa onkin, kuinka tuotannontekijöihin, pääomaan ja työvoimaan, vaikuttava teknologinen kehitys muuttaa panoksien teknologisella kehityksellä korjattua määrää, ja toisaalta niiden nimellistä osuutta tuotannossa. Suomea koskevien tutkimusten valossa pitkän aikavälin tarkastelussa panososuudet muuttuvat niin, että halpenevan tuotannontekijän (pääoma) panososuus laskee verrattuna suhteellisesti vähemmän halpenevaan tuotannontekijään (työvoima) nähdessä ja toisaalta teknologinen kehitys saattaa tukea enemmän pääoman määrän kasvua kuin työvoiman käytön tehostumista.

Cobb-Douglas tuotantofunktion käyttämiseen on silti varsin hyviä perusteluja lyhyen aikavälin tuotantokuilulaskelmissa (Havik ym., 2014). Ensinnäkin kriisin aikana sovellettuna C-D tuotantofunktio voi toimia hyvänä arviona CES -tuotantofunktiolle, vaikka pidemmällä aikavälillä sen ennusteet eivät olisikaan toimivia. Komission mukaan Cobb-Douglas tuotantofunktio toimii suhteellisen hyvänä arviona CES-tuotantofunktiolle, kun tuotannontekijöiden substituutiojousto on välillä 0.8 ja 1.2. Lisäksi työvoimapanoksen sisällä matala- ja korkeakoulutetun työvoiman substituutiojoustot pääoman suhteen voivat olla erisuuruisia siten, että käytännössä C-D tuotantofunktio voi tarjota kohtuullisen arvion kokonaisjoustosta.

Toisaalta eri tuotannontekijöitä tukevan teknologisen kehityksen ja niiden panososuuksien muutoksen arviointi kriisin aikana on hyvin vaikeaa. Tuotantofunktioon pidemmällä aikavälillä vaikuttavien, usein heikkojen trendien, vaikutusta dominoi kriisien vaikutus yritysten voitollisuuteen, tehokkuuteen ja niiden tuotteiden kysyntään. Esimerkiksi yritysten voitollisuuden pieneneminen kriisin aikana vaikuttaa suoraan alenevasti arviointiin pääoman nimellisestä osuudesta tuotannossa, joka on siten hyvin suhdanneherkkä suure.

Kaiken kaikkiaan tuotantofunktiomenetelmän kehittäminen siten, että potentiaalisen tuotannon mittaamisen puitteissa huomioidaan teknologisen kehityksen suunta ja kansantalouden sektoritasoiset muutokset, on tärkeä tutkimuksen aihe, mutta tässä työssä keskityn tarkastelemaan komission ehdottamaa aggregaattituotantofunktiota.

Tuotantokuilu voidaan edelleen hajottaa eri komponentteihin. Kun tuotantofunktion komponenttien suuruus potentiaalisella tasolla tunnetaan, prosentuaalista poikkeamaa potentiaalista voidaan arvioida likimääräisesti komponenttien logaritmien erotuksena

$$LN(Y_t) - LN(Y_t^{pot}) = LN(TFP_t) - LN(TFP_t^{pot}) + (1 - \alpha)(LN(L_t) - LN(L_t^{pot})).$$

On huomionarvoista, ettei tuotantokuilulaskelmassa pääomakantaa erikseen korjata suhdanteen tilalla, vaan sen käytön tehokkuutta arvioidaan osana kokonaistuottavuus-termiä. Lisäksi potentiaalinen työvoiman määrä jakautuu edelleen useampaan komponenttiin. Se vastaa potentiaalista työvoimaa korjattuna rakenteellisen työttömyyden  $NAWRU_t$  tasolla. Potentiaalinen työvoima taas on tulo työikäisen väestön määrästä  $POP_t^W$ , keskimääräisestä osallistumisasteesta  $PART_t^{pot}$  ja työtunneista per työntekijä  $H_t^{pot}$ :

$$L_t^{pot} = POP_t^W PART_t^{pot} (1 - NAWRU_t) H_t^{pot}.$$

Seuraavassa tarkastelussa keskitytään rakenteellisen työttömyyden ja kokonaistuottavuuden arviointimenetelmiin. Osallistumisasteen ja työtuntien suhdannekorjaus perustuu tilastolliseen HP-suoitimeen, eikä trendien arviointiin näin ollen sisällytetä erillistä taloudellista teoriaa. Työikäistä väestöä puolestaan mitataan todellisella työikäisten määrällä.

### 3.1.2 Työttömyyden rakenteellinen komponentti

Tarkastelen seuraavassa ensin rakenteellisen työttömyyden laskemisessa tarvittavien yhtälöiden johtamista teoreettisesti perustuen julkaisuun Havik ym. (2014) ja sen jälkeen esittelen empiirisen mallin perustuen julkaisuihin Havik ym. (2014) sekä Planas ja Rossi (2014). Arvioin menetelmän oletuksien sopivuutta Suomen tapauksessa empiirisesti seuraavassa luvussa.

### Työmarkkinoiden tasapainomalli

Työttömyyden mallintamiseksi komissio käyttää yleistä työmarkkinakehikkoa, jonka viimekädessä ai-neistosta estimoitavat piirteet vastaavat erilaisten työmarkkinateorioiden ennusteita (Havik ym., 2014). Erilaisia teorioita työmarkkinoiden tasapainon muodostumisesta ovat mm. neoklassinen teoria, tehokkuuspalkkateoria, palkkaneuvotteluteoria, ja etsintäteoria. Kaikkia teorioita yhdistävä palkanmuodos-tumista kuvaava yhtälö voidaan kirjoittaa seuraavasti logaritmisessa muodossa:

$$w_t - E[p_t] = m_t^w + (1 - \lambda)E[b_t] - \lambda u_t + \mu(E[y_t - l_t] - \omega E[m_t^p]) + a_{wt}. \quad (1)$$

Työntekijäpuoli neuvottelee hetkellä  $t$  nimellispalkkansa  $w_t$  perustuen odotettuun inflaatioon hetkellä  $t$ ,  $E[p_t]$ , odotettuun reservaatiopalkan tasoon,  $E[b_t]$ , odotettuun työn tuottavuuteen,  $y_t - l_t$ , ja työttömyyteen,  $u_t$ . Yhtälössä työttömyys määrittää palkkatulemia työmarkkinoiden tiukkuuden mittari-na ja työntekijäpuoli asettaa palkkavaatimuksensa reservaatiopalkan ja työn tuottavuuden lineaarisena yhdistelmänä. Lisäksi palkkaan voi vaikuttaa ajassa muuttuva hintapremio,  $m_t^p$ , palkkapremio,  $m_t^w$ , sekä työmarkkinasokki  $a_{wt}$ . Tässä alaluvussa kaikki pienillä kirjaimilla merkityt muuttujat ovat log-transformoituja.

Teoreettiset viitekehykset painottavat eri tekijöitä palkanmuodostuksen taustalla. Neoklassises-sa ja tehokkuuspalkkauskehikossa tuottavuus ei ole suoraan linkittynyt tuottavuustermiin,  $\mu = 0$ , kun taas palkkaneuvottelu ja etsintämalleissa tuottavuus vaikuttaa suoraan,  $\mu > 0$ . Jälkimmäisissä malleissa työntekijällä on neuvotteluvoimaa, kun taas atomistisissa työmarkkinamalleissa palkat määrittäisivät reservaatiopalkan mukaan. Reservaatiopalkka puolestaan määräytyy neoklassisessa mallissa kulutuk-sen ja vapaa-ajan substituutiojouston kautta, kun taas muissa teorioissa painotetaan työmarkkinoiden ulkopuolisen vaihtoehdon rahallista vaikutusta, kuten työttömyyskorvauksia tai pimeän työn palkki-oita. Neoklassisessa mallissa tuottavuuden oikea käsite on työvoiman rajatuotto, kun taas neuvotte-lumalleissa oikea käsite on keskimääräinen tuotto. Havik ym. (2014) pohtii tarkemmin eri oletusten merkitystä rakenteellisen työttömyyden arvioiden kannalta.

Työmarkkinoiden tasapainon ratkaiseminen vaatii myös työn kysynnän mallintamista. Työn ky-syntäyhtälö on optimaalisen työn kysynnän vaatima ensimmäisen kertaluvun ehto, jonka mukaan työ-panoksen rahallinen rajatuotto vastaa palkkaa:

$$w_t - p_t = y_t - l_t - m_t^p. \quad (2)$$

Yhtälön oikea puoli määrittelee tarjontaperusteisen palkan, jonka yritys on valmis maksamaan tuottavuudesta  $y_t - l_t$ . Toisaalta tasapainoehto määrittelee myös yrityksen tuottavuuden tavoitetason annetulla palkkatasolla.

Malli on edelleen yhdenmukainen erilaisten reservaatiopalkkaa koskevien oletusten kanssa. Eri-tyisesti voidaan olettaa, että reservaatiopalkka riippuu tuottavuudesta ja hinnoittelupremiosta  $m_t^p$

$$b_t = b_t^0 + (y_t - l_t) + \omega m_t^p, \quad (3)$$

missä  $b_t^0$  on työttömyyskorvauksen korvausasteen logaritmi. On maininnanarvoista, että yhtälössä  $b_t^0$  voi kehittyä vapaasti, joten yhtälö ei rajoita reservaatiopalkan kehitystä. Sen määräytymisen kannalta olennaisia tekijöitä on ensinnäkin  $\omega$ , joka määrittelee, kuinka voimakkaasti työntekijäpuolella otetaan huomioon epätäydellisen kilpailun aiheuttamia monopolivoittoja. Reservaatiopalkkaan vaikuttavat myös esimerkiksi työttömyysturvan laajuus sekä kotitalouksien tulot varallisuusvaikutuksen kautta.

Työmarkkinoiden tasapainoisessa tilassa työttömyyttä merkitään  $u_t^*$ . Tasapainoisessa tilassa työ-markkinoihin ei kohdistu sokkeja ( $a_{wt} = 0$ ) ja eri muuttujiin kohdistuvat odotukset vastaavat toteutu-tta, jolloin

$$u_t^* = \frac{m_t^w + b_t^0 + (1 - \omega)m_t^p}{\lambda}. \quad (4)$$

Työmarkkinoiden tasapainotyöttömyys on palkkapreemion, reservaatiopalkan ja tuottavuuden osamäärän<sup>15</sup>, sekä hintapreemion (mikäli työntekijäpuoli ei täysin huomioi sitä eli  $\omega < 1$ ) suhteen kasvava.

### Empiirisen Phillips-käyrän teoreettinen johtaminen

Tasapainon ulkopuolella voidaan työmarkkinoiden lyhyen aikavälin tilaa arvioida ns. Phillips-käyrän avulla. Käyrä kuvaa inflaation ja työttömyyden käänteistä suhdetta ja sen muodostamisen kannalta keskeisiä ovat oletukset odotusten muodostumisesta.

Viime vuosiin asti Euroopan komissio käytti Phillips-käyrän arviointiin perinteistä taaksepäin katsovaa oletusta odotuksista. Talouden toimijat perustavat toimintansa hetkellä  $t$  oletuksille hinnoista saman periodin aikana. Ne perustuvat edellisen periodin havaittuun inflaatioon  $E_t[\pi_t] = \pi_{t-1}$ . Toisaalta tuottavuuskehityksen suhteen oletetaan harhattomuus  $E_t[\Delta(y_t - l_t)] = \Delta(y_t - l_t)$ . Työmarkkinayhtälöstä (1) ja tasapainotyöttömyydestä (4) voidaan johtaa lauseke odotetuille reaali-palkkoille työttömyyden ja odotetun tuottavuuden funktiona:

$$w_t - E_t[p_t] = E_t[y_t - l_t] - \lambda(u_t - u_t^*) + a_t^w. \quad (5)$$

Yhtälöstä voidaan edelleen johtaa NAWRU, eli työttömyyden taso, jolla inflaatio pysyy vakioisena sijoittamalla siihen tehdyt oletukset odotuksista. Saadaan ratkaistuksi yhtälö, jossa nimellisen palkkainflaation muutosvauhti ( $\Delta^2 NULC_t$ ) on työttömyyskuilun funktio:

$$\Delta^2 NULC_t = -\lambda(u_t - u_t^*) + a_t^w. \quad (6)$$

Lisäksi komission käyttämä perinteinen Phillips-käyrä voi sisältää viivästettyjä työttömyyskuilu-termejä sekä muita viivästettyjä työn tuottavuuden kasvutermejä.<sup>16</sup> Avotalouden kehikossa malliin voi vaikuttaa myös ulkomaisten hyödykkeiden hintojen vaihtosuhte.

Perinteiseen malliin liittyy paljon ongelmia. Tällä tavoin määriteltynä työttömyyden kehityksen tulisi aina olla riippuvaista inflaation kiihtymisestä, mikä ei kuitenkaan vaikuta aina olevan käytännössä realistinen oletus (Havik ym., 2014). Vaihtoehdoksi komissio on tarjonnut ns. uuskeynesiläistä palkkojen Phillips-käyrää. Sen johtaminen perustuu malliin<sup>17</sup>, jossa satunnaisesti valittu osa työntekijöistä saa neuvotella uudestaan palkkansa vuoden aikana, kun taas loppujen palkkojen (joiden sopimuskausi on kesken) oletetaan kehittyvän taaksepäin katsovien indeksikorjausten varassa. Neuvoteltujen palkkojen ja työllisyyden välillä on yhteys siten, että kasvava työttömyys on yhteydessä matalampiin palkkatarjouksiin. Indeksoidut palkat taas seuraavat edellisen vuoden reaali-yksikkötyökustannusten kehitystä. Odotukset sekä inflaatiosta, että tuotantokuilusta ovat harhattomia:

$$E_t[\pi_t] = \pi_t \text{ ja } E_t[\Delta(y_t - l_t)] = \Delta(y_t - l_t).$$

Kun työttömyyden oletetaan noudattavan toisen asteen autoregressiivistä prosessia kuten esimerkiksi Yhdysvalloissa vuositasolla, voidaan relaatio kirjoittaa empiirisesti testattavaksi yhtälöksi seuraavassa muodossa:

$$RULC_t = \alpha + \gamma RULC_{t-1} + \psi_0(u_t - u_t^*) + \psi_1(u_{t-1} - u_{t-1}^*) + e_t, \quad (7)$$

missä  $RULC_t$  on reaali-yksikkötyökustannusten muutosvauhti,  $u_t - u_t^*$  on työttömyyden syklisen komponentti ja  $\alpha$  on termi, joka sisältää erilaisia pitkän aikavälin relaatioita (kuten keskimääräisen tuottavuuden kasvuvauhdin).

<sup>15</sup> Eli logaritmien erotuksen.

<sup>16</sup> Niiden käyttö on perusteltua, kun ennusteet ovat liukuvia keskiarvoja aikaisemmista havaituista inflaatioista ja odotuksiin tuottavuudesta liittyy epävarmuutta, jolloin odotukset perustuvat aikaisempiin tuottavuuslukuihin. Näitä muuttujia esitellään seuraavan luvun menetelmän arvioinnissa.

<sup>17</sup> Ks. tarkemmin Gali (2011).

Yhtälön muuttujista seuraavat relaatiot ovat voimassa:  $\psi_0 < 0$  tarkoittaa, että reaalisten yksikkötyökustannusten voi odottaa laskevan, kun työttömyys on suurta. Parametrin suuruus riippuu ensinnäkin sopimuskausien pituudesta: jos kaudet ovat pitkiä, palkkainflaatio riippuu vähän työttömyydestä. Toisaalta, jos työttömyys on voimakkaan polkuriippuvaista,  $\psi_0$  on suuri implikoiden, että palkkataso on ehtinyt jo sopeutua työttömyyteen. Talouden itsekorjautuvien voimien vuoksi  $\psi_1$ :n voi olettaa olevan positiivinen. Yhtälössä (7)  $\gamma$  mittaa painoa, joka sopimusneuvotteluissa annetaan indeksimuuttujalle (edellisen vuoden yksikkötyökustannuksien kehitys) verrattuna pitkän aikavälin palkkakehitykseen, joka yhtälössä jää vakiotermin  $\alpha$ . Voimakas indeksointi synnyttää enemmän autokorreloituneisuutta palkkainflaatiomuuttujaan.

Lopuksi on todettava, että viimeaikaisen kirjallisuuden valossa inflaation käyttäytyminen ei välttämättä vastaa uuskeynesiläistä Phillips-käyrää, vaikka siinä onkin mukana viivästetty inflaatiotermi. Esimerkiksi Stock ja Watson (2010) arvioivat, että työttömyyden kasvulla on kyllä alentava vaikutus inflaatioon Yhdysvalloissa, mutta korkeamman työttömyyden kestänyt 11 vuosineljännestä, sen vaikutus lakkaa. Taustalla voi vaikuttaa mm. inflaatio-odotusten ankkuroituneisuus, jonka vaikutuksista eurokriisin aikana käy keskustelua esim. Krugman (2013). Myös palkkajäykkyydet (esimerkiksi paine olla alentamatta nimellispalkkoja) voivat vaikuttaa inflaation ja työttömyyden väliseen relaation siten, että se ei vastaa uuskeynesiläistä Phillips-käyrää. (Daly ja Hobijn, 2013). Suomen tapauksessa varsin suurista palkkajäykkyyksistä on selvää todistusaineistoa esimerkiksi 1990-luvun alun kriisissä (Gorodnichenko ym., 2012).

### Estimointimenetelmä

Pitkän aikavälin tasapainotyöttömyyden arvioimiseksi komission menetelmällä ratkaistaan kahden muuttujan yhtälöjärjestelmä perustuen Kuttnerin (1994) ratkaisumenetelmään (Planas ja Rossi, 2014). Menetelmän ajatuksena on erottaa työttömyydestä rakenteellinen ja syklinen komponentti, joista syklinen komponentti vaikuttaa inflaatioon kiihdyttävästi tai hidastavasti, ja toisaalta rakenteellinen komponentti vaikuttaa työttömyyteen pysyväisluonteisesti.

Seuraavassa tarkastelussa funktiomuodot ja oletukset ovat samoja kuin Suomea koskevat oletukset komission syksyn 2014 ennusteessa. Menetelmän ensimmäinen yhtälö on regressiomalli rakenteellisilla aikasarjavirhetermeillä

$$u_t = \sum_{i=1}^{M_1} \alpha_{1i} z_{1it} + x_t, \quad (8)$$

missä  $z_{1t}$  ovat eksogeenisiä muuttujia. Virhetermi  $x_t$  on summa trendikomponentista  $p_t$  ja syklisestä komponentista  $c_t$  siten, että

$$x_t = p_t + c_t. \quad (9)$$

Syklinen komponentti määritellään AR(1) mallina:

$$c_t = \phi_{c1} c_{t-1} + a_{ct}, \quad (10)$$

missä  $a_{ct}$  on syklinen sokkitermi, jonka varianssi on  $V_c$ .

Suomen tapauksessa tarkastelussa komission menetelmässä trendisokki mallinnetaan toisen asteen satunnaiskulkuna, joka määritellään seuraavien yhtälöiden avulla

$$p_t - p_{t-1} = \mu_{t-1} + a_{pt} \quad (11)$$

$$\mu_t - \mu_{t-1} = a_{\mu t} \quad (12)$$

Yhtälöissä  $a_{p_t}$  on trendiin suoraan vaikuttava sokki, joka noudattaa jakaumaltaan valkoista kohinaa. Sen varianssi on  $V_p$ . Toinen sokki  $a_{\mu_t}$  vaikuttaa trendin kulmakertoimeen ja on niin ikään valkoista kohinaa. Sen varianssia merkitään  $V_\mu$ .

Toinen menetelmässä käytetty yhtälö on edellisessä alaluvussa esitelty uuskeynesiläinen Phillips-käyrä yhtälössä 7, jossa voidaan lyhyemmin merkitä  $u_t - u_t^* = c_t$ :

$$RULC_t^w = \alpha + \gamma RULC_{t-1}^w + \psi_0 c_t + \psi_1 c_{t-1} + e_t,$$

Erotuksena perinteiseen tapaan estimoida Phillips-käyrä oletuksena on nyt, ettei syklinen komponentti  $c_t$  ole havaittava. Sen sijaan tilastollisen laskentamenetelmän ongelmana on arvioida havaitsemattomia muuttujia  $p_t^f$  ja  $c_t$  suurimman uskottavuuden menetelmän ja ns. Kalman suotimen avulla. Yksityiskohtaisemman menetelmäkuvauksen tarjoavat Planas ja Rossi (2004) ja Planas ja Rossi (2014), joista löytyvät kuvaukset suljetun muodon ratkaisusta estimaattorille ja mm. ennustevirheiden luottamusvälien johtamisesta.

### 3.1.3 Kokonaistuottavuuden rakenteellinen komponentti

Myös kokonaistuottavuus-termistä erotetaan syklinen ja rakenteellinen komponentti. Toisin kuin työttömyyden suhteen, käytössä ei ole tarkasti kuvattua teoreettista mallia hajotelman perustelemiseksi. Sen sijaan syklisen termin oletetaan riippuvan talouden resurssien vajaakäytöstä, jota mitataan kapasiteetin käyttöastesarjalla. Lisäksi tekemällä oletuksia erilaisten sokkien vaikutusten pituudesta voidaan pyrkiä identifioimaan kokonaistuottavuussarjan syklistä komponenttia. Esittelen seuraavaksi empiirisen mallin perustuen Havik ym. (2014) ja Planas ja Rossi (2014).

#### Estimointimenetelmä

Seuraavassa tarkastelussa funktiomuodot ja oletukset ovat samoja kuin Suomea koskevat oletukset komission syksyn 2014 ennusteessa.

Kuten NAWRU:a, myös kokonaistuottavuuden rakenteellisen komponentin suuruutta arvioidaan kahden selitettävän muuttujan mallilla. Ensimmäinen selitettävä muuttuja on kokonaistuottavuuden logaritminen transformaatio, joka hajotetaan suhdanne- ja rakenteelliseen komponenttiin kuten työttömyys edellä yhtälössä 9:

$$tfp_t = p_t^f + c_t. \quad (13)$$

Koska kokonaistuottavuuden syklinen komponentti riippuu kapasiteetin käyttöasteesta, joka taas on riippuvainen suhdanneindikaattorista, voidaan kokonaistuottavuuden syklisen komponentin ja indikaattorin yhteys kirjoittaa:

$$cu_t = \mu_U + \beta c_t + e_{cut}, \quad (14)$$

missä pienet kirjaimet merkitsevät log-transformoituja muuttujia.  $e_{U_t}$  on dynaaminen sokkitermi, joka noudattaa AR(1) prosessia  $e_{cut} = \delta e_{cut-1} + a_{cut}$ .

Kuten työttömyydenkin tapauksessa, kokonaistuottavuutta ajaa havaitsematon dynaaminen trendikomponentti, jonka oletetaan Suomen tapauksessa noudattavan vaimennettua trendimallia

$$\Delta p_t = \mu_{t-1}$$

$$\mu_t = \omega(1 - \rho) + \rho\mu_{t-1} + a_{\mu t} \quad (15)$$

$$c_t = 2A \cos \left[ \frac{2\pi}{\tau} \right] c_t - A^2 c_{t-2} + a_{ct}$$

missä  $\mu_t$  on havaitsematon trendikomponentti. Sokit  $a_{cut}$ ,  $a_{\mu}$  ja  $a_{ct}$  noudattavat valkoista kohinaprosessia variansseilla  $V_{cu}$ ,  $V_{\mu}$  ja  $V_c$ . Yhtälöryhmän (15) viimeisessä yhtälössä määritellään syklisen termin suhdannetaajuus,  $\tau$ , ja syklin voimakkuus  $A$ .  $\omega$  on pitkän aikavälin keskimääräinen mallin kokonais-tuottavuuden kasvuvauhti.

Kokonaistuottavuuden laskeminen toteutetaan bayesilaisella laskentamenetelmällä, mikä tarkoittaa, että lopullinen mallinvalinta perustuu paitsi aineiston tuottamaan uskottavuusjakaumaan, myös menetelmässä etukäteen asetettuihin parametriarvojen todennäköisyyksiin. Mallin bayesilaisen estimointi perustuu oletukseen, että sen parametrit ovat satunnaismuuttujia, joiden jakaumista voi olla olemassa ennakkokäsityksiä (priorijakauma). Ennakkokäsitykset voivat perustua talousteorian tai aikaisempaan empiiriseen tutkimukseen. Priorijakaumien avulla mallin suurimman uskottavuuden arvioita voidaan painottaa uudelleen ja edelleen muodostaa lopullinen käsitys parametrien odotetuista arvoista (posteriorijakauma).

Posteriorijakaumalla ei tarkastellussa mallissa ole olemassa suljetun muodon ratkaisua suurimman uskottavuuden menetelmän tapaan. Sen sijaan arvio perustuu Markov ketjujen ns. Monte Carlo ratkaisumenetelmään, jossa parametriarvoja muuttaen simuloidaan posteriorijakauma ns. Gibbs otannan avulla. Tarkempia yksityiskohtia menetelmästä ja sen avulla laskettavista arvioista mm. ennusteiden luotettavuudesta tarjoavat Planas ja Rossi (2014) ja Havik ym. (2014).

### 3.1.4 Tuotantokuiluperusteinen RRA komission menetelmällä (kiinteät joustot)

Kuten jo todettua, RRA arvioidaan toteutuneen rahoitusaseman ja syklisen vaikutuksen erotuksena suhteessa BKT:hen:

$$RRA_t = \frac{R_t - G_t}{Y_t} - \epsilon * OG_t - OO_t$$

missä  $R_t$  ovat julkisen sektorin tulot ja  $G_t$  julkisen sektorin menot,  $Y_t$  on nimellinen BKT. Syklinen korjaus on tulo tuotantokuilusta ( $OG_t$ ) sekä sen ja budjettitasapainon välisestä (semi)joustosta  $\epsilon$ .<sup>18</sup> Lisäksi budjettitasapainoa korjataan erilaisten kertaluonteisten tulo ja menoerien vaikutuksella suhteessa BKT:hen ( $OO_t$ ).

Komission perinteisessä menetelmässä jouston oletetaan olevan vakioinen ja se voidaan edelleen jakaa meno- ja tulopuolen joustoihin. Määritellään jousto

$$\epsilon = \frac{d\left(\frac{B}{Y}\right)}{\frac{dY}{Y}} = \frac{d\left(\frac{R}{Y}\right)}{\frac{dY}{Y}} - \frac{d\left(\frac{G}{Y}\right)}{\frac{dY}{Y}} = \frac{\left(\frac{dR}{dY} - 1\right)R}{Y} - \frac{\left(\frac{dG}{dY} - 1\right)G}{Y} = \frac{(\eta_R - 1)R}{Y} - \frac{(\eta_G - 1)G}{Y},$$

missä  $\eta_G$  kuvaa meno- ja tulopuolen joustoa suhteessa tuotantokuiluun. Tällä hetkellä arvio joustosta Suomen tapauksessa on 0.57.

Tulopuolella joustot perustuvat edelleen eri tuloerien (henkilökohtainen verotus, yritysverotus, välillinen verotus, sosiaaliturvamaksut ja muut maksut) empiirisesti mitattuihin joustoihin. Ne vastaavat kyseisen tuloerän BKT-osuuden historiallisesti havaittua keskimääräistä prosentuaalista muutosta suhteessa tuotantokuilun muutokseen. Yksittäiset joustot aggregoidaan edelleen niiden tulo-osuuksien suhteessa kokonaistulojoustoksi. Poistamalla 1 joustosta saadaan kokonaistulojen jousto ja kertomalla se edelleen tulojen BKT-osuudella saadaan kokonaistulojousto suhteessa tuotantokuiluun.

Vastaavasti menopuolella komissio käyttää OECD:n arvioita työttömyysperusteisista menojen suhdannejoustoista. Kun joustosta jälleen vähennetään 1, saadaan tuloksena työttömyysmenojen

<sup>18</sup> Budjettitasapainon semijoustolla (jota tässä kontekstissa jatkossa lyhyemmin kutsutaan joustoksi) viitataan erityisesti budjettitasapainon BKT-suhteen muutokseen reaktiona tuotantokuilun muutokseen, jolloin RRA viittaa rahoitusasemaan tilanteessa, jossa tuotanto on potentiaalinen tasolla, kun  $\epsilon$  on semijousto. Budjettitasapainon joustolla on taas tyypillisesti tarkoitettu budjettitasapainon suoraa joustoa suhteessa BKT:n muutoksiin. (Mourre ym., 2013)

ja BKT:n suhteen suhdannejousto. Se kerrottuna työttömyysmenojen osuudella BKT:sta on haluttu jousto.

Budjetin (kokonais)suhdannejousto saadaan uudelleenkirjoitettuna muotoon

$$\epsilon = \epsilon_R - \epsilon_G = \frac{(\eta_R - 1)R}{Y} - \frac{(\eta_G - 1)G}{Y} = \frac{\left(\sum_{i=1}^5 \frac{\eta_i R_i}{R} - 1\right)R}{Y} - \frac{\left(\frac{\eta_{G_u} G_u}{G} - 1\right)G}{Y}.$$

Suhdannejouston laskemiseksi tarvittavat joustot ovat siis eri tuloluokkien suhdannejoustot,  $\eta_i$ , työttömyyskustannusjousto,  $\eta_{G_u}$ , eri tuloerien ja menoerien painot kokonaistuloissa ja menoissa sekä kokonaismenojen ja kokonaistulojen määrät suhteessa nimelliseen BKT:hen.

Sivuutan joustojen laskentatavan tarkemmat yksityiskohdat, jotka löytyvät esimerkiksi julkaisuista Virkola (2013) ja Mourre ym. (2013).

### 3.2 Metodologiset vaihtoehdot: menosääntö ja bottom up -arviointi

Esittelen seuraavaksi vaihtoehtoisia finanssipolitiikan mittareita. Niitä ovat ensinnäkin VKS:n ennaltaehkäisevän osan menosääntö, joka on määritelty komission vade mecum -toimintaohjeessa (Euroopan komissio, 2013A). Menosäännön tehtävänä on varmistaa, että maat joko pysyvät keskipitkän aikavälin tavoitteessa tai ovat siihen johtavalla sopeutuspolulla. Toisaalta VKS:n korjaavassa osassa liiallisten alijäämien menettelyssä arvioidaan rahoitusasemaa korjaavien toimenpiteiden tuloksellisuutta mm. käyttämällä ns. bottom up -arviointia, joka muistuttaa metodologisesti hyvin paljon ennaltaehkäisevän osan menosääntöä. Jälkimmäistä mittaria käsittelevät mm. Euroopan komissio (2013B) ja Carnot ja de Castro (2015).

Sekä menosäännössä että bottom up -arvioinnissa pyrkimyksenä on finanssipolitiikan virityksen muutosten arviointi mahdollisimman paljon mikrotasoiseen – havaittuihin veroperustemuutoksiin – pohjaavan aineiston avulla. Finanssipolitiikan muutosta arvioidaan menojen kasvun muutoksena suhteessa talouden pitkän aikavälin kasvupotentiaaliin, kun tuloperusteissa tehdyt muutokset otetaan huomioon.

Tulopuolta arvioidaan täysin päätöspäätöserusteisesti, mutta menopuolella arvio tehdään suhteessa pitkän aikavälin potentiaalisen tuotannon kasvuarvioihin. Finanssipolitiikkaa ei siten tässäkään menetelmässä tarkastella täysin irrallaan potentiaalisesta tuotannosta (ja tuotantokuilusta). Syy on se, ettei menopuolella ole selvää, mikä tasapainoisen menojen kasvuvauhdin pitäisi olla. Kun talous kasvaa, on luonnollista, että julkiset menotkin kasvavat. Kasvun lähtökohdaksi on kuitenkin otettu lyhyen aikavälin tuotantokuilua pitempi perspektiivi talouden kasvupotentiaaliin.

Menosäännössä julkisista menoista poistetaan tuloperustemuutosten lisäksi erilaisia sykliseksi katsottavia eriä

$$E_t = G_t - INT_t - EU_t - (I_t - I_t^{KA}) - UC_t \quad (16)$$

missä vuonna  $t$  ovat,  $G_t$ , koko julkistalouden menot,  $INT_t$  korkomenot,  $EU_t$  maan osuus EU-rakennerahastohankkeista,  $I_t$  julkiset investointimenot,  $I_t^{KA}$  saman ja edellisten 3 vuoden keskimääräiset julkiset investointimenot ja  $UC_t$  suhdannekehityksestä johtuvat muutokset työttömyysmenoissa. Syklisiä syntyviä työttömyysmenoja arvioidaan perustuen rakenteelliseen työttömyyteen pohjautuvaan arvioon syklisen työttömyyden suuruudesta ja keskimääräisiin työttömyysmenoihin per työtön.

Korjatun menoaggregaatin muutos lasketaan edelleen huomioiden päätöseräinen tulojen muutos  $N_t^R$  (ja eräät korvamerkityillä tuloilla rahoitetut menot) siten, että menojen suhteellinen muutos on

$$\frac{\Delta E_t}{E_{t-1}} = \frac{E_t - N_t^R - E_{t-1}}{E_{t-1}}.$$

Menojen kasvuvauhti deflatoidaan käyttäen BKT:n hinnanmuutosta. Menosäännön laskentatavassa inflaatio mitataan keskiarvona komission kevään ja syksyn inflaatioennusteista. Merkitään reaalia muutos  $\frac{\Delta e_t}{e_{t-1}}$ .



Arvio kasvupotentiaalista perustuu kansantalouden keskipitkän aikavälin potentiaalisen tuotannon määrän muutokseen. Kun menojen kasvuvauhti on sama kuin tuotannon potentiaalinen kasvuvauhti, ei taloudessa ole pyrkimystä kasvattaa tai vähentää julkista kysyntää suhteessa BKT:hen keskipitkällä aikavälillä. Potentiaalinen kasvuvauhti määritellään komission ehdotuksessa keskiarvona perustuen havaintoihin potentiaalisen BKT:n kasvuvauhdista edellisenä viitenä vuotena sekä ennusteisiin sen kasvusta neljä vuotta eteenpäin:

$$\frac{\Delta_t^{pot} e_t}{e_{t-1}} = \left( \left( \frac{Y_{t+4}^*}{Y_{t-5}^*} \right) - 1 \right)^{\frac{1}{10}}, \quad (17)$$

missä  $Y_t^*$  on potentiaalinen (reaalinen) tuotanto hetkellä  $t$ .

Kun korjattu menoaggregaatti on laskettu, voidaan sen reaalista kasvua  $\frac{\Delta e_t}{e_{t-1}}$  verrata kansantalouden kasvupotentiaaliin  $\frac{\Delta_t^{pot} e_t}{e_{t-1}}$ . Hyödyllinen tulos on, että menoaggregaatin kasvun on alitettava referenssikasvuvauhti määrällä  $x * \frac{1}{E_t/Y_t}$ , jotta sen mukainen menojen BKT-osuus alenee  $x$  prosenttia, missä on  $E_t/Y_t$  käytetyn menomuuttujan nimellinen BKT-osuus.

Bottom up -arvioinnissa korjatun menoaggregaatin määrittely poikkeaa jonkin verran. Menoaggregaatti määritellään vähentämällä ensin havaituista julkisyhteisöjen kokonaismenoista ( $G_t$ ) päätösperäisiksi luokittelemattomat työttömyysmenot ( $U_t^{nd}$ ) ja julkisyhteisöjen velan korkomenot ( $I_t$ ) sekä kertaluonteisiksi katsotut menoerät ( $OO_t$ ):

$$E_t^{BU} = G_t - U_t^{nd} - I_t - OO_t. \quad (18)$$

Menojen muutosnopeus arvioidaan kuten edellä

$$\frac{\Delta E_t^{BU}}{E_{t-1}^{BU}} = \frac{E_t^{BU} - N_t^R - E_{t-1}^{BU}}{E_{t-1}^{BU}}.$$

Menomuuttujan ja referenssikasvun *nimellisestä* erotuksesta syntyvä päätösperusteisten toimenpiteiden määrä, (*discretionary fiscal effort*,  $DFE_t$ ) kertoo niiden vaikutuksen menojen BKT-osuuden muutokseen vuosien  $t$  ja  $t-1$  välillä. Määrittelen  $DFE$ :n Euroopan komission (2013B) ja Carnot ja de Castro (2015) tapaan kasvuvauhtien erotuksena jaettuna menomittarin BKT osuudella seuraavasti:

$$\begin{aligned} DFE_t &= -\frac{\frac{\Delta E_t^{BU}}{E_t^{BU}} - \frac{\Delta_t^{pot} E}{E_{t-1}}}{\frac{Y_t}{E_t^{BU}}} = -\frac{E_t^{BU} - N_t^R - E_{t-1}^{BU}}{Y_t} + \frac{\frac{\Delta_t^{pot} E}{E_{t-1}} E_{t-1}^{BU}}{Y_t} \\ &= \frac{N_t^R}{Y_t} - \frac{E_t^{BU} - E_{t-1}^{BU} - \frac{\Delta_t^{pot} E}{E_{t-1}} E_{t-1}^{BU}}{Y_t} = DFE_t^R + DFE_t^E, \end{aligned} \quad (19)$$

missä potentiaalisen tuotannon referenssikasvu on nyt määritelty nimellisenä  $\frac{\Delta_t^{pot} E}{E_{t-1}} = \left(1 + \frac{\Delta_t^{pot} e_t}{e_{t-1}}\right) * \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1$ . Viimeisessä hajotelmassa mittari jakautuu edelleen tuloperustemuutosten vaikutukseen ( $DFE_t^R$ ) ja menojen muutokseen suhteessa potentiaaliin ( $DFE_t^E$ ).

Menetelmien eroihin liittyvien varausten puitteissa sekä  $DFE$ -mittarilla, että  $RRA$ :lla voidaan molemmilla mitata samaa syklistä riippumattoman rahoitusaseman muutosta. Jos  $DFE$ -mittari on 1 prosenttiyksikön positiivinen, menojen kasvuvauhdin (korjatulla menoaggregaatilla ja huomioiden tulopuoli) arvioidaan olevan niin hidasta, että rahoitusasema vahvistuu päätösperusteisesti 1 prosenttiyksikön.



Tuotantokuiluperusteisen RRA:n ja bottom up -arvioinnissa käytetyllä menoaggregaatilla määritellyn DFE -mittarin teoreettista yhteyttä tarkastelevat Euroopan komissio (2013B, laatikko III.2.1) ja Carnot ja de Castro (2015, liite 1).<sup>19</sup> Mittarit ovat periaatteessa keskenään yhdenmukaisia: Pitkän aikavälin kasvutasapainossa, jossa tulo- ja menoerien joustot ovat lähellä kiinteiden joustojen menetelmässä arvioituja keskiarvoja ja talouskasvu pysyy vakaana, tuloksien eri menetelmistä pitäisi olla hyvin samankaltaisia. Suurten sokkien tapauksessa eroja voi kuitenkin syntyä. Kahden mittarin hajotelmien perusteella selviää, että tulopuolella mittareiden eroja selittävät tulojoustojen muutokset suhdanteissa (mm. windfall-tuloihin liittyen), tuloluokkien osuuksien poikkeaminen kiinteistä osuuksistaan kiinteiden joustojen menetelmässä ja potentiaalisen tuotannon synnyttämät muutokset tulojen ja BKT:n pitkän aikavälin suhteessa (joita syntyy vain tuotantokuilumenetelmässä). Näistä windfall-tuloihin liittyvät suhdannejoustojen muutokset ovat selvästi suurin selittävä tekijä Carnotin ja de Castron (2015) mukaan. Menopuolella eroja taas selittävät pääsääntöisesti suoraan syklillä selittämättömät työttömyysmenot, potentiaalisen tuotannon mittaamistapojen erot, ja korkomenot.<sup>20</sup> Erityisesti potentiaalisen tuotannon muutokset ohjautuvat DFE-mittaria käytettäessä menopuolelle.

---

<sup>19</sup> Tämän raportin puitteissa täydellisen hajotelman laatiminen DFE:n ja RRA:n erojen selvittämiseksi ei ole mahdollista. Sen sijaan tarkastelin keskeisimpiä eroja paitsi vertailemalla DFE:tä suoraan RRA:an, myös RRA:an ilman korkomenoja. Lisäksi tarkastelen tulojoustojen muutoksia eri ajankohtina.

<sup>20</sup> Pienempiä selittäviä tekijöitä voivat olla poikkeamat RRA:n laskemisessa käytetyistä kiinteistä meno-osuuksista sekä potentiaalisen tuotannon trendikasvun vaikutukset korko- ja työttömyysmenoihin, jotka huomioituvat vain tuotantokuilumenetelmässä.



## 4 Tuotantokuiluperusteisen RRA:n laskentatavan arviointia

Tässä luvussa arvioin Euroopan komission tuotantokuilumenetelmää Suomen tapauksessa sen kahden keskeisen komponentin, rakenteellisen työttömyyden ja potentiaalisen kokonaistuottavuuden, mittaamisen osalta. Esitän arvion pohjalta muutosehdotuksia, jotka kohdistuvat erityisesti rakenteellisen työttömyyden laskentamenetelmään.

Erilaisia arviointikriteerejä on paljon. Ensimmäinen ja luonnollisin on mallin tilastollinen uskottavuus; miten uskottavasti tietty malli kuvaa ilmiötä lähtien sille valitusta rakenteesta. Tilastollisen uskottavuuden kannalta mallin suurimman uskottavuuden (SU-) estimaatit ovat merkittäviä. Lisäksi uskottavuuden arviointi edellyttää tarkasteluja myös eri ajanjaksoilla. Tuotantokuiluperusteista rakenteellista rahoitusasemaa käytetään reaaliaikaisena finanssipolitiikan mittarina, joten sen toimintaa aineistojen loppupisteissä on syytä arvioida eri suhdannetilanteissa.

Vaikka tilastollisesti malli voisi vaikuttaa uskottavalta, joissakin tapauksessa se ei ole perusteltavissa teoreettisesti. Teoreettisia malleja (esimerkiksi työmarkkinamallia) tai ennakkokäsityksiä empiiristen mallien piirteistä voidaan käyttää uskottavuusarvioinnin pohjana.<sup>21</sup> Lisäksi uskottavuutta voidaan arvioida suhteessa mallin ulkopuolisiin havaintoihin esimerkiksi työmarkkinoilta ja teknologisen kehityksen kannalta keskeisiltä toimialoilta. Jos teoria tai ulkopuoliset havainnot ovat selvästi ristiriidassa käytetyn tilastollisen mallin kanssa, on luultavaa, että tilastollinen malli on väärin laadittu ja sitä tulisi muuttaa.

### 4.1 Työttömyyden rakenteellinen komponentti

#### Aineisto

Aineistona käytän pääsääntöisesti komission syksyn 2014 ennusteen aineistoa. Sen muodostavat työttömyyden aikasarja, joka ulottuu vuodesta 1963 vuoteen 2016. Vuosien 2014–2016 havainnot ovat ennusteita. Phillips-käyrässä käytettävä inflaatiomuuttuja on yksikkötyökustannusten muutos. Yksikkötyökustannus on palkkainflaatio vähennettynä työn tuottavuuden kasvuvauhdilla ja kuluttajahintojen muutoksella. Sen aineisto ulottuu vuoteen 2014 ja vuoden 2014 havainto on komission ennustama.

Kevään 2014 aineistosta löytyy lisäksi joukko muita selittäjiä, joita hyödynnän Phillips-käyrän arvioinnissa apumuuttujina. Niitä ovat ulkomaankaupan vaihtosuhteen muutos, jota arvioidaan kuluttajahintojen ja BKT:n hinnan suhteen muutoksella, viivästetty ulkomaankaupan vaihtosuhteen muutos, työn tuottavuuden muutosnopeus (BKT per työntekijöiden määrä), työn tuottavuuden muutoksen kiihtyvyys, viivästetty työn tuottavuuden muutosnopeus sekä palkkatulojen BKT-osuus ja sen kaksi viivettä. Käytän niitä arvioimaan muiden selittäjien vaikutusta kevään 2014 aineistossa.

<sup>21</sup> On vaikea esimerkiksi perustella perinteisillä työttömyysteorioilla, miksi työttömyyden kasvu johtaisi palkkavaatimusten kasvuun. Jos tilastollinen malli kuitenkin väittää niin – ilman teoreettista perustelua –, on malli todennäköisesti määriteltä väärin ja tilastollisen mallin uskottavuus kärsii. Silloin mallista todennäköisesti puuttuu sen toiminnan kannalta kriittisiä elementtejä, malli on muuten väärin määriteltä tai tulokset viestivät ongelmista tilastollisessa päättelyssä.

## Tilastollinen uskottavuus

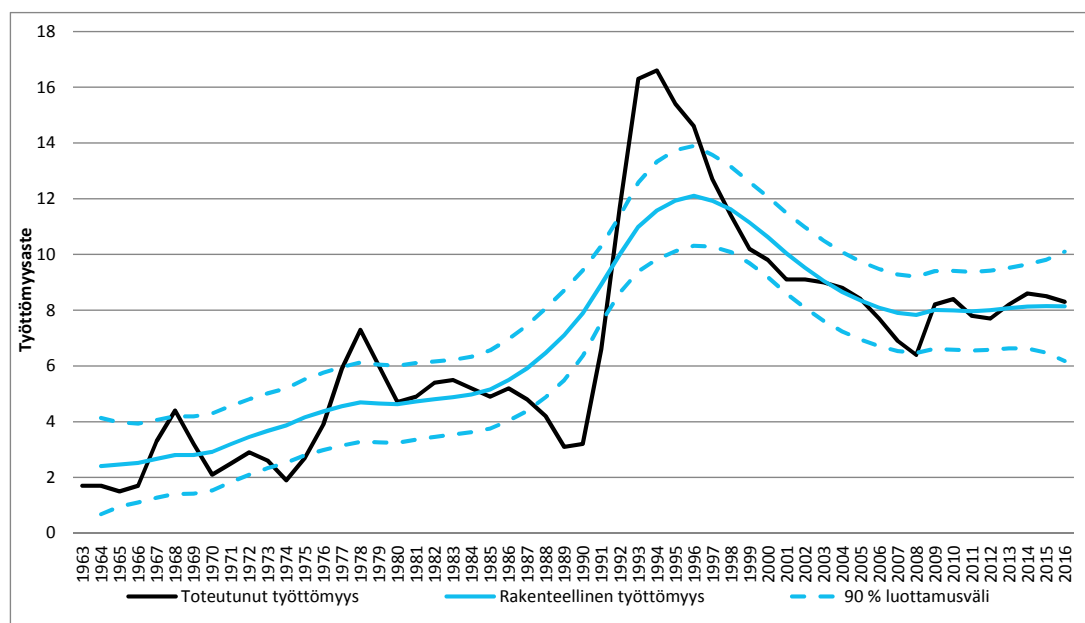
Aloitan analyysin toistamalla komission rakenteellisen työttömyyden arvioinnin perustuen 2014 syksyn ennusteeseen. Käytän komission kotisivuillaan tarjoamaa laskentapohjaa ja aineistoa, joten menetelmä ja tulokset ovat identtisiä komission arvion kanssa.<sup>22</sup> On tosin huomionarvoista, että Suomea koskevaan viralliseen rakenteellisen työttömyyden arvioon tehdään vielä tasokorjaus -0.72 prosenttiyksikköä, jolla tasoitetaan aikaisemman perinteisen Phillips-käyrän ja nyt käytettävän uuskeynesiläisen Phillips-käyrän keskimääräisiä rakenteellisen työttömyyden eroja (Havik ym., 2014).

Kuvio 1 sisältää komission arvion rakenteellisen työttömyyden tasosta ja mallin tuottaman arvioin siihen liittyvästä tilastollisesta epävarmuudesta (malli 1). Kuvassa arvion kehittymistä hallitsee 1990-luvun alun lama ja sen aiheuttama kumpumainen kasvu rakenteellisessa työttömyydessä. Rakenteellinen työttömyys nousi n. 7 prosenttia 1980-luvun tasolta kriisin huippuun. 2000-luvun osalta on huomionarvoista, että komission arvion perusteella rakenteellinen työttömyys nousee vuosien 2007–2016 välillä yhteensä n. 0.5 prosenttiyksikköä. Arvioihin liittyvä epävarmuus on varsin suurta: 90 prosentin luottamusväli on keskimäärin n. 2 prosenttiyksikköä suuntaan tai toiseen.

Mallin soveltamisen kannalta kiinnitin erityistä huomiota mallia ratkaistaessa käytettyihin parametrijarjoituksiin.<sup>23</sup> Tarkasteltaessa mallin ratkaisun yksityiskohtia havaitaan, että parametrijarjoitukset koskevat syklisen variaation varianssia ( $V_c$ ), joka rajoittuu oletuksen sitomana arvoon 0.5<sup>24</sup>. Myös trendiin suoraan vaikuttavan sokin varianssi ( $V_p$ ) rajoittuu oletuksen mukaisesti nolnaan. Jälkimmäinen oletus on luonnollinen varianssin positiivisuusvaatimus, mutta ensimmäiselle oletukselle ei ole ilmeistä tilastollista tai teoreettista perustelua.<sup>25</sup>

Rajoitettu parametri koskee työttömyyden syklisen komponentin varianssin suuruutta siltä osin kuin uuskeynesiläinen Phillips-käyrä ei suoraan selitä sitä. Mitä pienempi parametri on, sitä enemmän arvio syklisen työttömyyden suuruudesta perustuu inflaation muutoksiin. Siten parametrin rajoittamisen vaikutukset riippuvat Phillips-käyrän toiminnasta. Jos palkkainflaatio reagoi selkeästi työttömyyden kasvuun, voidaan havaittu yhteys kääntää ja työttömyyden kasvua voidaan puolestaan tehokkaasti määrittää inflaation avulla.

Kuvio 1 Komission arvio rakenteellisesta työttömyydestä (malli 1)



<sup>22</sup> <https://circabc.europa.eu/faces/jsp/extension/wai/navigation/container.jsp> ja sieltä löytyvä output gap -kansio.

<sup>23</sup> Parametrijarjoitukset rajoittavat ratkaistavan SU-estimaatin käyttäjän haluamalle parametrialueelle (Planas ja Rossi, 2014).

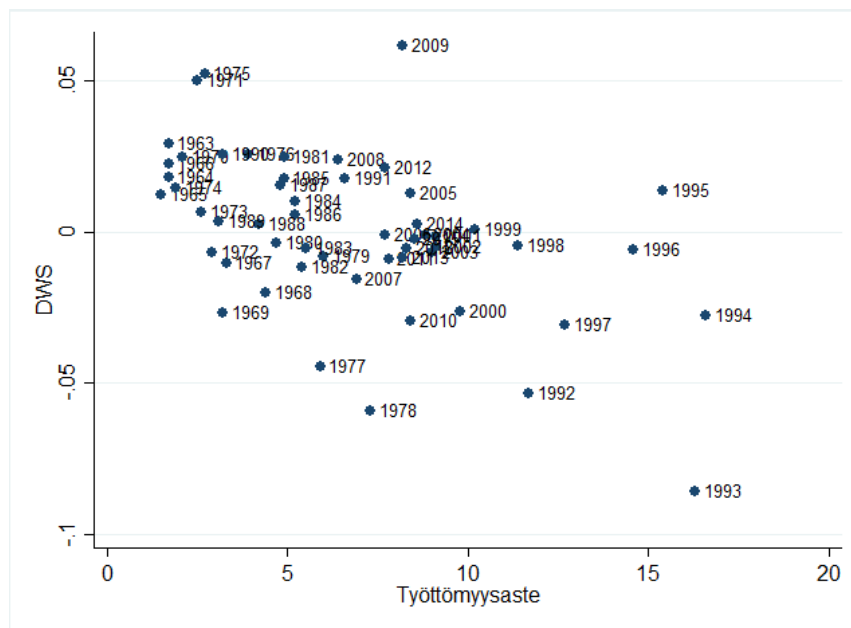
<sup>24</sup> Ratkaisun yksityiskohdat tallentuvat automaattisesti ohjelmistokansioon sol.txt tiedostoon. Mainitut rajoitukset ilmenevät tiedoston riveiltä 31 ja 33.

<sup>25</sup> Planas ja Rossi (2014) mainitsevat sivulla 25–26, että GAP-ohjelma asettaa automaattisesti laskentamenetelmään liittyviä rajoituksia variansseille. Havaitun rajoitteen tapauksessa kysymyksessä ei kuitenkaan ole tällainen välttämätön rajoite.

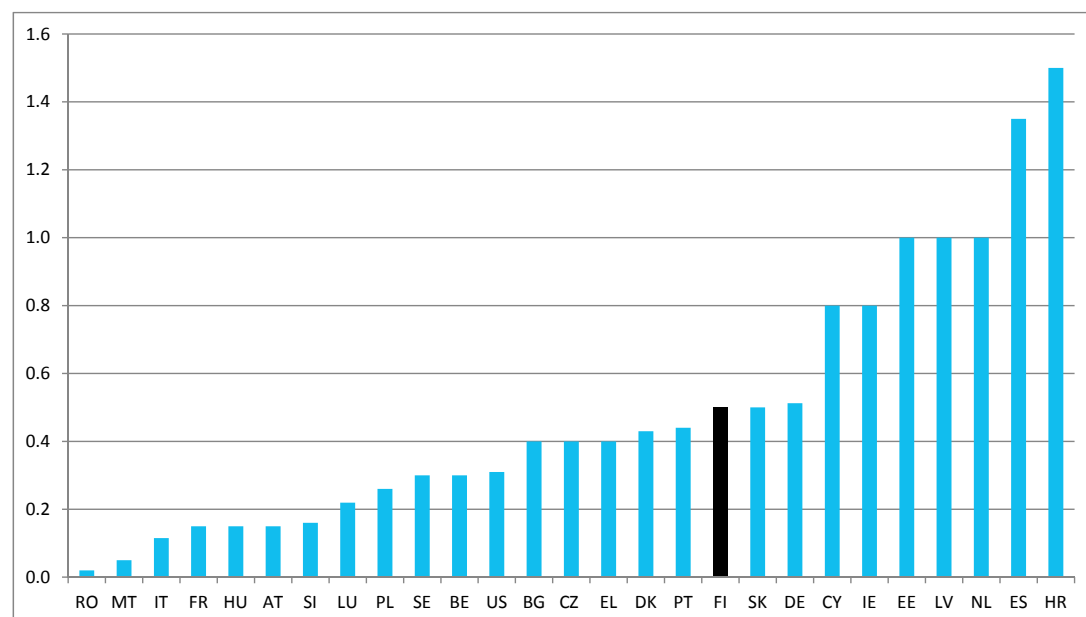
Kuvio 2 osoittaa, että työttömyyden selittäminen inflaatiolla voi olla Suomen tapauksessa ongelmallista. Muuttujien välillä ei ole selkeän yksikäsitteistä yhteyttä erityisesti 1990-luvun alun kriisissä (ks. mahdollisista selityksistä luku 3.1.2). Korkeimpina työttömyysvuosina yhteyden havaitseminen olisi vaatinut voimakasta palkkadeflaatiota, mitä ei kuitenkaan aineiston perusteella voi havaita. Juuri näille vuosille ajoittuvat korkeimmat työttömyyden arviot komission menetelmällä. Saman huolen inflaatiomuuttujan toimivuudesta liittyen rakenteellisen työttömyyden arvioihin eurokriisin aikana esittää Wren-Lewis (2013).

Rajoitteelle ei vaikuta myöskään olevan ilmeistä teoreettista selitystä. Tarkasteltaessa syklisen varianssin rajoitetta maittain voi havaita, että se on saanut hyvin erilaisia arvoja (ks. kuvio 3). On myös huomionarvoista, että Suomen parametrisoinnissa työttömyyden rakenteellisten komponenttien varianssit ( $V_p$  ja  $V_\mu$ ) ovat maavertailuissa varsin suuria suhteessa sykliseen komponenttiin  $V_c$ , joka saattaa osaltaan tukea korkean rakenteellisen työttömyyden arvioita.

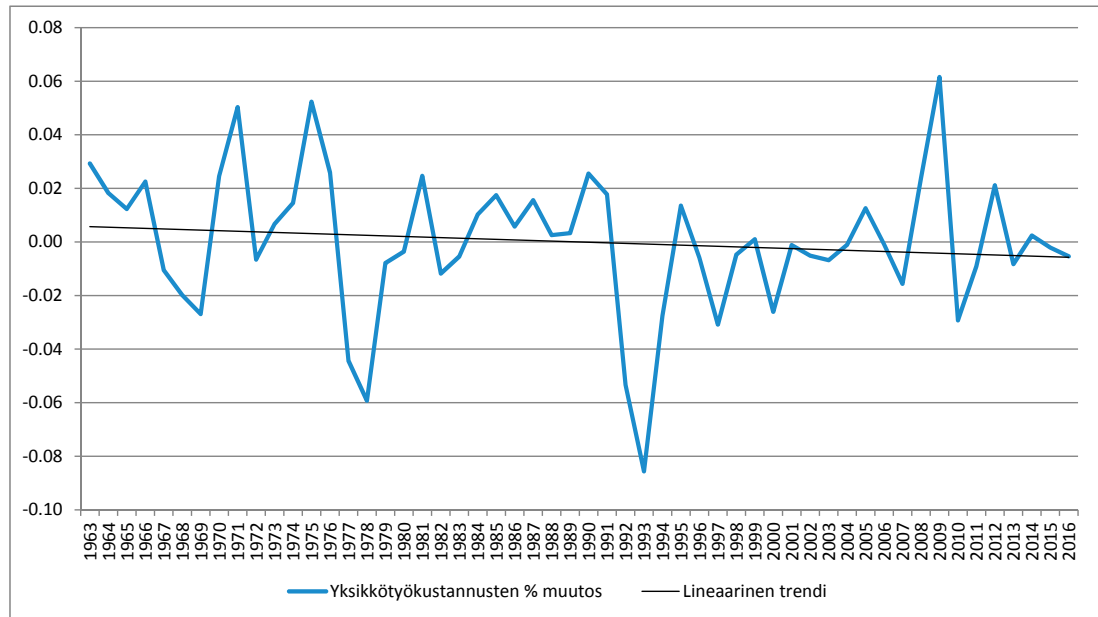
Kuvio 2 Phillips-käyrä



Kuvio 3 Sykliselle varianssille asetetut rajoitteet maittain



Kuvio 4 Reaalisen yksikkötyökustannuksen muutoksen trendi



Turvautuminen varianssin rajoittamiseen voi lisäksi liittyä inflaatiisarjan epästationaarisuuteen. Kun syklistä varianssia koskeva parametrirajoite poistetaan, havaitaan, että rakenteellisen työttömyyden SU-estimaatti on huomattavasti hitaammin muuttuva, mutta samalla sen ura ei vaikuta 2000-luvun osalta enää mielekkäältä. Tasapainotyöttömyys olisi ollut selvästi korkeampaa kuin toteutunut työttömyys lähes koko ajanjakson aikana. Tämä hankala käyttäytyminen voikin selittää, miksi rajoitetta on käytetty.

Havaittu käyttäytyminen voi liittyä inflaatiomuuttujaan, koska laskentamenetelmän yhtenä kriteerinä on, että uuskeynesiläisen Phillips-käyrän inflaatiisarjan tulisi olla heikosti stationaarinen eli sen odotusarvon ja keskihajonnan ei tulisi muuttua eri ajankohtien välillä<sup>26</sup>. Kuvio 4 viittaa siihen, että komission käyttämässä sarjassa on laskeva trendi (palkkainflaatio olisi ollut tuottavuuskasvuun ja kuluttajainflaatioon verrattuna keskimäärin suurempaa 1970- ja 1980-luvuilla kuin sen jälkeen). Trendi voi selittää arviot korkeammasta työttömyydestä tarkastelujakson loppupäässä<sup>27</sup>. Kun inflaatiomuuttuja ei ole stationaarinen, siinä jakson aikana tapahtuva tasomuutos merkitsee mallissa sykliseksi katsottavaa ilmiötä, jonka vaikutuksesta inflaation syklisen komponentin ja työttömyyden suhde hämärtyy.<sup>28</sup>

Stationarisoim inflaatiomuuttujan putsaamalla aikatrendin pois HP-suotimella ( $\lambda = 100$ )<sup>29</sup> ja tarkastelen sen jälkeen syklistä komponenttia. Kuvio 5 sisältää rakenteellisen työttömyyden arvion ilman harkinnanvaraista syklisen varianssin parametrirajoitusta (ts. rajoite asetetaan niin suureksi, ettei se enää sido), kun indikaattorisarjana on käytetty HP-suodatettua inflaatiisarjaa (malli 2). Tulokset osoittavat, että rajoitteen poistamisen jälkeen rakenteellinen työttömyys muuttuu syklisesti huomattavasti vähemmän 1990-luvun lamassa. Ero arvioiden välillä pahimpina lamavuosina on noin 2.2 prosenttiyksikköä.<sup>30</sup> Tasapainotyöttömyys kehittyy hitaasti ja kasvaa korkean työttömyyden aikana, kun

<sup>26</sup> Ks. Planas ja Rossi (2014).

<sup>27</sup> Varianssi ei sen sijaan näyttäisi muuttuvan yli ajan.

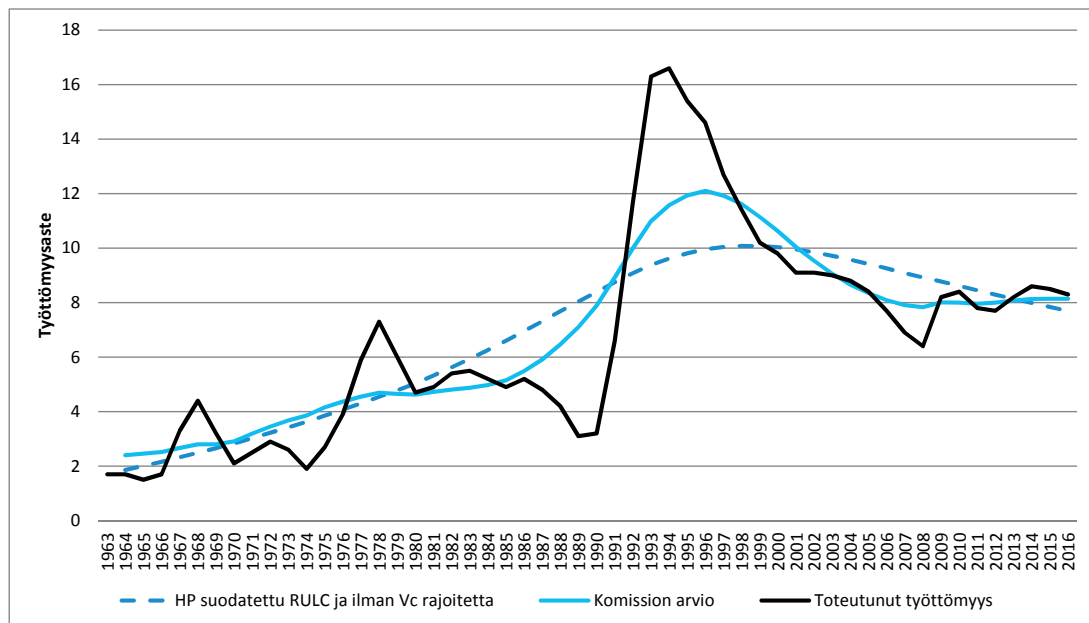
<sup>28</sup> Myös tilastollinen testaus viittaa epästationaarisuuteen. Käytin testaamiseen muunnettua Dickey-Fuller testiä (Stata, *dfgls*), ja tulokset osoittavat, että tilastollisen mallin suosittamalla viiverakenteella (*lags* = 9), yksikköjuuren olemassaolo ei tule hylätyksi 10 prosentinkaan luottamusvälillä. On tosin huomionarvoista, että aikasarjassa saattaa olla myös katkoksia (esim. 1990-luvun alun kriisi), jotka selittäisivät epästationaarisuuden, missä tapauksessa Dickey-Fuller testiä ei pitäisi käyttää. Katkoksien analyysin jätän tässä kuitenkin tulevan tutkimuksen varaan.

<sup>29</sup> Toinen suosittu HP-suotimen sileysparametrin arvo vuositasoiselle aineistolle,  $\lambda = 6.25$ , tuottaa hyvin samanlaisia tuloksia. Erot suotimien välillä ovat prosenttiyksiköiden luokkaa (ks. liite 1).

<sup>30</sup> Arvioihin liittyvä epävarmuus on samaa mittaluokkaa molemmissa mittaustavoissa, joten vaikka piste-estimaatit poikkeavat, varsinaisesta tilastollisesta erosta menetelmien välillä ei voi puhua.

Kuvio 5 Vaihtoehtoinen rakenteellinen työttömyys

(HP suodatettu RULC ja ilman Vc rajoitetta = malli 2, komission arvio = malli 1)



taas komission arvioissa (malli 1) tasapainotyöttömyys alkaa laskea jo työttömyyden ollessa korkea.<sup>31</sup> Vaihtoehtoisessa arvioissa rakenteellinen työttömyys on ollut edelleen laskevalla trendillä 2000-luvulla.

Mallien paremmuusarvioinnissa Euroopan komissio kiinnittää lisäksi erityistä huomiota muutama teknisiin yksityiskohtiin, joiden osalta mallien välillä ei kuitenkaan ole selkeää eroa. Ensinnäkin työttömyyskuilun ja hintamuuttujan välinen riippuvuus tulisi olla merkittävää tarkoittaen, että  $\psi_0$  tulisi olla tilastollisesti merkitsevä yhtälössä 7.<sup>32</sup> Sekä rajoittamattomassa (malli 2) että komission käyttämässä rajoitetussa mallissa 1 tämä ehto toteutuu. Lisäksi työttömyyden ennustetun syklisen komponentin tulisi olla negatiivisesti korreloitunut inflaation mallin avulla selitetyn osan kanssa siten, että mallissa työttömyyskuilu synnyttää paineen palkkatason laskuun. Molemmissa malleissa korrelaatio on negatiivinen (korjatussa mallissa  $-0.58$ ). Lisäksi mallin selitysaste inflaation muutoksille tulisi olla mahdollisimman korkea yhtälössä 7. Kummassakaan mallissa (komission käyttämä malli 1 ja rajoittamaton malli 2) selitysaste ei nouse kuitenkaan kovin korkeaksi. Kun inflaatiota selitetään mallin ennustamalla osalla, on selitysaste  $R^2 = 0.2$  komission käyttämässä rajoitetussa mallissa 1, kun taas rajoittamattomassa mallissa 2 selitysaste on  $R^2 = 0.16$ .

Lopuksi vaihtoehtoisen mallin 2 trendimallioletuksen (yhtälöt 11 ja 12) valinnan kannalta on huomionarvoista, että molemmat trendin  $p_t$  autoregressiiviset termit ovat merkitseviä.<sup>33</sup>

### Havaintoja mallin ulkopuolelta

Edellä arvioidun perusteella vaikuttaa siltä, että rakenteellisen työttömyyden arviointi ei ole ongelmallista. Erityisesti Phillips-käyrän käyttö työttömyyden mallintamisessa yhdessä parametrijarjoitteiden kanssa herättää kysymyksen arvioiden harhattomuudesta.

Jotta komission menetelmää voisi paremmin arvioida, on syytä tarkastella sen tuloksia suhteessa aikaisempaan kirjallisuuteen. Esimerkiksi IMF:n (2012) arvion perusteella (yhden prosenttiyksikön

<sup>31</sup> Muiden selittävien muuttujien lisääminen Phillips-käyrään (2014 kevään ennusteella ja aineistolla 1965–2014) tuotti sen sijaan komission parametreilla lähes identtisen rakenteellisen työttömyyden arvion, joten tuloksia ei tässä erikseen esitellä.

<sup>32</sup> Vastaava symboli komission käyttämän ohjelman tulosteissa on  $\beta$ .

<sup>33</sup> Trendin virhetermit eivät olleet tilastollisesti autokorreloituneita (ohjelman raportoiman Ljung-Box q-testin perusteella), mikä viittaisi valitun asteen riittävyyteen. Sen sijaan käytetyn menetelmän ongelmana sekä komission arvioissa, että vaihtoehtoisessa arvioissa on, että Phillips-käyrän virhetermit vaikuttaisivat autokorreloituneilta riippumatta erilaisista Phillips-käyrän spesifikaatioista yhtälössä 7.

tuotantokuilun muutos vaikuttaa rakenteelliseen työttömyyteen 0.1 prosenttiyksikköä) voi laskea, että Suomen 1990-luvun kriisissä tuotantokuilun kumulatiivinen vaikutus potentiaaliseen tuotantoon olisi vuosina 1991–1997 ollut n. 2.6 prosenttiyksikköä. Jos vaikutus olisi tullut kokonaan rakenteellisen työttömyyden nousun kautta, rakenteellinen työttömyys olisi kasvanut n. 3.7 prosenttiyksikköä.<sup>34</sup> Komission arvio kriisin kokonaisvaikutuksesta rakenteelliseen työttömyyteen (malli 1) 1980-luvun tasolta lähtien kriisin huippuun on korkeampi, n. 7 prosenttiyksikköä, kun taas 1980-luvulta alkaen vapaasti parametrisoitu malli 2 tarjoaa hieman maltillisemman arvion, n. 5 prosenttiyksikköä.

Suomen 1990-luvun kriisin aikaista rakenteellisen työttömyyden kehitystä ovat arvioineet Fregert ja Pehkonen (2009), jotka myös käsittelevät kokoavasti aikaisemman kirjallisuuden tuloksia. Heidän päätelmänsä on yhdenmukainen rajoittamattoman mallin 2 kanssa: Rakenteellisen työttömyyden kasvu olisi ollut noin 4–6 prosenttia kriisin aikana ja se olisi lähtenyt hyvin hitaaseen laskuun elpymisvaiheessa. On lisäksi huomionarvoista, että heidän käyttämänsä menetelmät perustuvat Phillips-käyrän lisäksi muihinkin menetelmiin: ns. Okunin laiksi kutsuttuun relaatioon, jonka mukaan tuotantokuilun kasvun voidaan olettaa lisäävän työttömyyttä, sekä Beveridge-käyrän (työttömyysasteen ja vakanssiasteen suhteen (avoimet työpaikat/työvoima)) liikkeisiin.

Vaihtoehtoinen tapa laskea rakenteellinen työttömyys mallissa 2 johtaa myös erilaiseen käsitykseen suhdannetyöttömyyden kehittymisestä nykykriisin aikana. Rajoittamattoman mallin 2 mukaan rakenteellinen työttömyys on laskenut hitaasti koko 1990-luvun kriisin jälkeisen ajan ja laskeva trendi olisi jatkunut tasaisesti myös 2000-luvulla. Komission arviot mallissa 1 taas viittaisivat siihen, että rakenteellinen työttömyys olisi lähtenyt hitaaseen nousuun 2007 jälkeen.

Nykykriisin aikana on vielä vaikea käyttää hyväksi edellä mainittuja vaihtoehtoisia menetelmiä, joiden käyttö soveltuu paremmin jälkikäteiseen arviointiin. Talouspolitiikan arviointineuvosto (2015) käsittelee kuitenkin raportissaan erilaisia indikaattoreita rakenteellisen työttömyyden kehityksestä, joi- ta voidaan käyttää rakenteellisen työttömyyden muutoksen suunnan arviointiin. Näihin arvioihin tosin liittyy paljon epävarmuuksia.

Pitkäaikaistyöttömyys on eräs työmarkkinoiden kohtaanto- ja siten rakenteellisten ongelmien indikaattori. Uudet työpaikat ovat usein osaamisvaatimuksiltaan hyvin erilaisia kuin katoavat työpaikat, ja työttömyysjaksot voivat pitkittyä esimerkiksi, jos työttömien osaaminen ei vastaa työnantajien tarpeita. Talouspolitiikan arviointineuvosto (2015, kuvio 1.3.6) katsoo, että pitkäaikaistyöttömien osuus työttömistä (kun mukaan on laskettu 2005 eläkeuudistuksen vuoksi työttömyyseläkeläiset) on laskenut 2007 jälkeen<sup>35</sup>.

Toinen työmarkkinoiden rakenneongelmien kasvamisen indikaattori ovat työttömyysasteiden alueelliset erot. Eri alueiden työttömyysasteiden toisistaan eriytyvä kehitys viittaisi kohtaanto-ongelmien lisääntymiseen. Talouspolitiikan arviointineuvoston (2015, kuvio 1.3.8) mukaan alueellinen variatio oli kuitenkin esimerkiksi vuonna 2013 pienempää kuin vuonna 2007.

Kolmas indikaattori on Beveridge-käyrän kehitys. Suhdanneluontoisessa taantumassa avoimien työpaikkojen määrä vähenee ja työttömyys kasvaa, kun taas vastakkainen tapahtuu noususuhdanteessa. Työttömyyden ja vakanssiasteen yhtäaikaista kasvua voidaan puolestaan pitää merkinä rakenteellisten kohtaanto-ongelmien pahenemisesta työmarkkinoilla. Talouspolitiikan arviointineuvoston (2015, kuvio 1.3.9) mukaan selvää yhtäaikaista kasvua ei kuitenkaan ole ollut havaittavissa lukuun ottamatta aivan viimeisiä havaintoja vuodelta 2014. Viimeiset havainnot viittaavat siihen, että rakenteellisen työttömyyden kehityksessä on tapahtunut käänne, jota rajoittamaton malli ei vielä kuitenkaan huomioi.

Kaiken kaikkiaan myös mallin ulkopuoliset havainnot tuntuisivat tukevan rajoittamattoman mallin 2 käyttöä.

<sup>34</sup> Tällöin hystereesivaikutuksen suuruinen työvoiman rakenteellinen vähennys  $(1 - 0.976^{1/0.7}) = -0.037$  kanavoituisi kokonaan rakenteelliseksi työttömyydeksi.

<sup>35</sup> On huomioitava, että työ- ja elinkeinoministeriö arvioi ilman työttömyyseläkeläisiä, että pitkäaikaistyöttömien osuus olisi kasvanut. Arviointineuvosto perustelee työeläkeläisten poistamista arvioista sillä, että 2005 eläkeuudistuksessa työttömyyseläkeläisyys poistui ja siten arvioit ennen uudistusta ja sen jälkeen työttömyyseläkeläisten kanssa eivät olisi vertailukelpoisia.

## Reaaliaikaisia arvioita

Mallin valinnan kannalta merkittävänä seikkana voidaan pitää myös sen kykyä ennustaa toteutunutta rakenteellista työttömyyttä eri ajankohtina reaaliaikaisesti havaintoaikasarjan päätepisteessä. Yksi tapa arvioida reaaliaikaista ennustekykyä on katkaista aineisto päättymään eri ajankohtiin.<sup>36</sup> Tämän arvioinnin kannalta on kuitenkin ongelmallista se, että rakenteellista työttömyyttä ei voida yksikäsitteisesti määrittellä edes jälkikäteisesti. Siten reaaliaikaisen ennustamisen menestyksellisyysmittari täytyy ensin valita. Tässä harjoituksessa käytän edellisessä luvussa Euroopan komission menetelmällä laskettuja jälkikäteisiä arvioita kriteerinä menestyksen arvioinnissa. Erityisesti käytän mallista saatuja tuloksia ilman ylimääräisiä parametrirajoituksia.

Päätelyn perusteella vaikuttaa siltä, että komission menetelmä toimii myötäsykliemmin myös reaaliaikaisesti. Toisaalta analyysi viittaa siihen, ettei mittareiden reaaliaikaista ennustevoimaa voi parametrirajoitteilla paljon parantaa.

Tarkastelussa katkaisen aineiston ensin seitsemästä eri kohdasta: 1989, 1993, 1997, 2001, 2003, 2007 ja 2009.<sup>37</sup> Vertaan sen jälkeen eri mallivalintoja jälkikäteiseen arvioon rakenteellisesta työttömyydestä. Taulukko 1 sisältää komission reaaliaikaisia arvioita komission parametrirajoitetusta mallista ja mallista ilman parametrirajoitetta. Mittayksikkönä on jälkikäteisen arvion ero reaaliaikaiseen arvioon prosenttiyksikköinä työttömyydestä. (t) viittaa aikasarjan loppupisteen arvioon ja (t-2) loppupistettä 2 vuotta edeltävän vuoden arvioon suhteessa vastaavaan ex post -arvioon.

Keskeinen havainto on, että molemmat mallit ennustavat varsin heikosti rakenteellisen työttömyyden kehitystä, kun menestystä mitataan erotuksena reaaliaikaisesta ja jälkikäteisestä arviosta.<sup>38</sup> Keskimääräiset ennustevirheet ovat olleet itseisarvoltaan n. 2.3 prosenttiyksikköä. Komission mallin tekemä keskimääräinen virhe on hieman pienempi, mutta toisaalta mallin toimintaa voi kuvata (myös) reaaliaikaisesti myötäsykliemmäksi: rakenteellinen työttömyys on erityisesti 1990-luvun huipussa 1997 n. 2 prosenttiyksikköä korkeampi kuin rajoittamattomassa mallissa. Toisaalta reaaliaikaisesti tarkasteltuna rajoittamattomassa mallissa rakenteellinen työttömyys säilyy kohollaan pitempään kuin jälkikäteinen arvio tai komission malli antaisi ymmärtää.

Taulukko 1 Rakenteellisen työttömyyden reaaliaikaisia arvioita suhteessa jälkikäteiseen arvioon

(Suurimman uskottavuuden estimaatti = malli 2, Komission parametrirajoitteet = malli 1). Taulukossa on raportoituna jälkikäteisen arvion ero reaaliaikaiseen prosenttiyksikköinä työttömyydestä. (t) viittaa aikasarjan loppupisteen arvioon ja (t-2) loppupistettä 2 vuotta edeltävän vuoden arvioon suhteessa vastaavaan ex post -arvioon.

	Suurimman uskottavuuden estimaatti		Komission parametrirajoitteet	
	NAWRU -kuilun muutos (t - ex post)*	NAWRU -kuilun muutos (t-2 - ex post)*	NAWRU -kuilun muutos (t - ex post)*	NAWRU -kuilun muutos (t-2 - ex post)*
<b>1989</b>	-4.2	-2.6	-4.2	-2.6
<b>1993</b>	3.7	-0.3	3.7	0.0
<b>1997</b>	2.6	1.7	4.3	3.9
<b>2000</b>	2.3	1.5	0.8	2.7
<b>2003</b>	1.9	1.2	-1.1	0.0
<b>2007</b>	-2.6	-1.4	-2.7	-1.6
<b>2009</b>	0.7	-1.2	0.6	-0.9

\* Prosenttiyksikköä työttömyydestä

<sup>36</sup> Tarkasti ottaen aito reaaliaikainen tarkastelu edellyttäisi, että aineistoksi valittaisiin tarkasteltavana vuonna todella käytössä olleet aikasarjat. Työttömyyssarjojen osalta aineistoa ei revisioida jälkikäteisesti, mutta inflaatiotasarjaan ovat saattaneet vaikuttaa myöhemmät aineisto- tai menetelmämuutokset. Komissio käyttää lisäksi seuraavan kahden vuoden ennusteita rakenteellista alijäämää mitattaessa. Käytännössä aidosti reaaliaikaisten ja nyt laskettujen (kvasi)reaaliaikaisten tuotantokuiluarvioiden välinen ero on esimerkiksi 2000-luvulla ollut kuitenkin pieni (Kuusi, 2014).

<sup>37</sup> Laskelmien tekeminen on varsin hidasta, joten keskityn pääosin suhdanteiden tärkeimpiin käännekohtiin.

<sup>38</sup> Kun käytössä ovat seuraavan kahden vuoden toteutumat, ennusteet ovat jo varsin paljon lähempänä jälkikäteisiä arvoja.



Lopuksi tulosten valossa on myös perusteltua kysyä, voitaisiinko parametrirajoitteilla parantaa mallin kykyä ennustaa rakenteellista työttömyyttä reaaliaikaisesti.<sup>39</sup> Periaatteessa mittarin syklisyyteen voidaan vaikuttaa suoraan vähentämällä sen rakenteellisen komponentin varianssia. Trendiin suoraan vaikuttava rakenteellisen sokin varianssi  $V_p$  arvioituu jo 0:aan yhtälössä 11, joten vaikutuskanavaksi jää käytännössä toinen sokki  $a_\mu$ , joka vaikuttaa trendin kulmakertoimeen yhtälössä 12 ja sen varianssia merkitään  $V_\mu$ . Komission syksyn 2014 parametrisoinnissa  $V_\mu$  saa arvon 0.2.

Tarkastelin mallin toimintaa erilaisilla  $V_\mu$ :n rajoitetuilla arvoilla. Menestymiskriteerinä käytän jälleen virhettä reaaliaikaisen arvion ja jälkikäteisen rajoittamattoman mallin arvion välillä. Tuloksena voidaan havaita, että  $V_\mu$  varianssia tulisi rajoittaa noin arvoon 0.1, jotta menetelmän kyky ennustaa reaaliaikaisesti arvioitua rakenteellista työttömyyttä paranee (malli 3). Ennustevoima paranee erityisesti vuoden 1997 osalta (ks. taulukko 2). Toisaalta, jos parametria edelleen pienennetään, malli ennustaa hyvin herkästi pitkään jatkuvaa korkeaa rakenteellista työttömyyttä 1990-luvun loppupuolella. En raportoi erikseen näitä arvoja.

Taulukko 2 Reaaliaikaisen ennustevoiman parantaminen rajoitteilla

Rakenteellisen työttömyyden reaaliaikaisia arvioita suhteessa jälkikäteiseen arvioon. Taulukossa on raportoitu jälkikäteisen arvion ero reaaliaikaiseen prosenttiyksikkönä työttömyydestä. (t) viittaa aikasarjan loppupisteen arvioon ja (t-2) loppupistettä 2 vuotta edeltävän vuoden arvioon suhteessa vastaavaan ex post -arvioon. (Suurimman uskottavuuden estimaatti = malli 2, Komission rajoitteet = malli 1, Rajoitettu  $V_\mu = 0.1$  = malli 3).

	SU estimaatti NAWRU -kuilun muutos (t - ex post)*	Rajoitettu $V_\mu = 0.1$ NAWRU -kuilun muutos (t-2 - ex post)*	Komission rajoitteet NAWRU -kuilun muutos (t - ex post)*
1989	-4.2	-4.2	-4.2
1993	3.7	2.8	3.7
1997	2.6	2.6	4.3
2000	2.3	2.3	0.8
2003	1.9	1.9	-1.1
2007	-2.6	-2.6	-2.7
2009	0.7	0.6	0.6

\* Prosenttiyksikköä työttömyydestä

Kaiken kaikkiaan tulokset osoittavat, että mallin laatimisessa päädytään lopulta joustavuuden ja syklisen herkkyyden väliseen kompromissiin, sillä mallin tekeminen hyvin joustamattomaksi suhdanteen suhteen tekee siitä toisaalta herkemman pitkän aikavälin mahdollisesti virheellisille trendin muutoksille. Vaikuttaa silti, että reaaliaikaisen ennustevoiman ohjaaminen parametrirajoituksilla voi parantaa mallin toimintaa, kuten malli 3 osoittaa. Tämän vaihtoehdon arviointia tulee kuitenkin vielä edelleen kehittää, ja jatkossa keskityn tässä raportissa arvioimaan rajoittamatonta mallia 2.

## 4.2 Kokonaistuottavuuden rakenteellinen komponentti

### Tilastollinen aineisto

Seuraavassa analyysissä käytän tilastollisena aineistona Euroopan komission vuoden 2014 syksyn ennusteen aineistoa. Se koostuu ensinnäkin kokonaistuottavuussarjasta, jonka komissio laskee reaalisena BKT:n ja panososuuksilla painotettujen pääoman ja työtuntien suhteen avulla. Vuosien 2014–2016 osalta luvut perustuvat komission ennusteisiin.

Aineistoon kuuluu myös kapasiteetin käyttöastesarja, joka on kokoelma erilaisista taloudellista aktiviteettia kuvaavista suhdanneindikaattoreista. (Havik ym., 2014). Sen komponentteja ovat

<sup>39</sup> On huomionarvoista, ettei edellä esitetty komission tapa arvioida rakenteellista työttömyyttä ota kantaa menetelmän reaaliaikaiseen ennustevoimaan.

teollisuuden kapasiteetin käyttöaste sekä palvelusektorin ja rakennussektorin luottamusindikaattorit. Indikaattoreita painotetaan eri sektorien osuuksilla kansantalouden kokonaistuotoksessa ja niiden keskihajonnat normalisoidaan niin, että hajonnat vastaavat sektorin arvonlisäyksen keskihajontaa. Suhdanneindikaattorit julkaistaan neljännesvuosittain ja vuoden 2014 havainto perustuu kolmen ensimmäisen neljänneksen keskiarvoon.

Kapasiteetin käyttöasteen etuna on aineiston harvakseltaan tapahtuva ja vähäinen korjaustarve, sillä se perustuu kyselyaineistoon. Käsitys käyttöasteen suuruudesta saattaa vaihdella vastaajien harkinnan mukaan, mikä voi jossain määrin heikentää indikaattorin luotettavuutta. Mikäli harhaisuus on ajasta ja vastaajasta riippumatonta, voidaan ongelmaa pitää kuitenkin vähäisenä. (Virkola, 2013)

Huomionarvoinen seikka tarkasteltaessa komission käyttämää aineistoa on, että käytetty kapasiteetin käyttöastesarja ulottuu vain vuoteen 1996. Aineistosta puuttuvat siten esimerkiksi 1990-luvun laman pahimmat kriisivuodet. Mallin toimintaa arvioitaessa onkin syytä ottaa kantaa siihen, kuinka pieni aineisto vaikuttaa tuloksiin. Käytän apuna toista indikaattorisarjaa: teollisuusyritysten arvioita tilauskannastaan suhteessa normaaliin, jonka kokosin ketjuttamalla EK:n indikaattorisarjat BTEOLRSL ja BTEOLL:B8S. Aineisto on saatavilla jo vuodesta 1976; se siis sisältää aineistoa jo 1990-luvun kriisistä.

### Tilastollinen uskottavuus

Kuten rakenteellisen työttömyyden tapauksessakin pidän kokonaistuottavuuden rakenteellisen komponentin arvioinnin luonnollisena lähtökohtana rajoittamatonta suurimman uskottavuuden (SU-) arviota, johon bayesilaisessa menetelmässä käytettävät aineiston ulkopuoliset ennakkokäsitykset (priorijakaumat) eivät vaikuta.

Kokonaistuottavuuden tapauksessa tarkastelun tekee kuitenkin vaikeaksi se, että – oletettavasti lyhyen aineiston vuoksi – ratkaisualgoritmi ei löydä SU-estimaattia ja siten suora vertailu ei ole mahdollista. Sen sijaan vertailen seuraavassa ensin bayesilaisen laskentakehikon puitteissa komission priorijakaumia tilastollisen mallin tuottamiin posteriorijakaumiin käyttäen kapasiteetin käyttöastesarjaa. Sen jälkeen arvioin lyhyen käyttöastesarjan vaikutuksia tuloksiin vaihtoehtoisen, pidemmälle historiaan ulottuvan indikaattorisarjan (tilauskanta) avulla. Jälkimmäisessä tapauksessa on mahdollista myös arvioida bayesilaisen menetelmän tuloksia suhteessa SU-estimaatteihin.

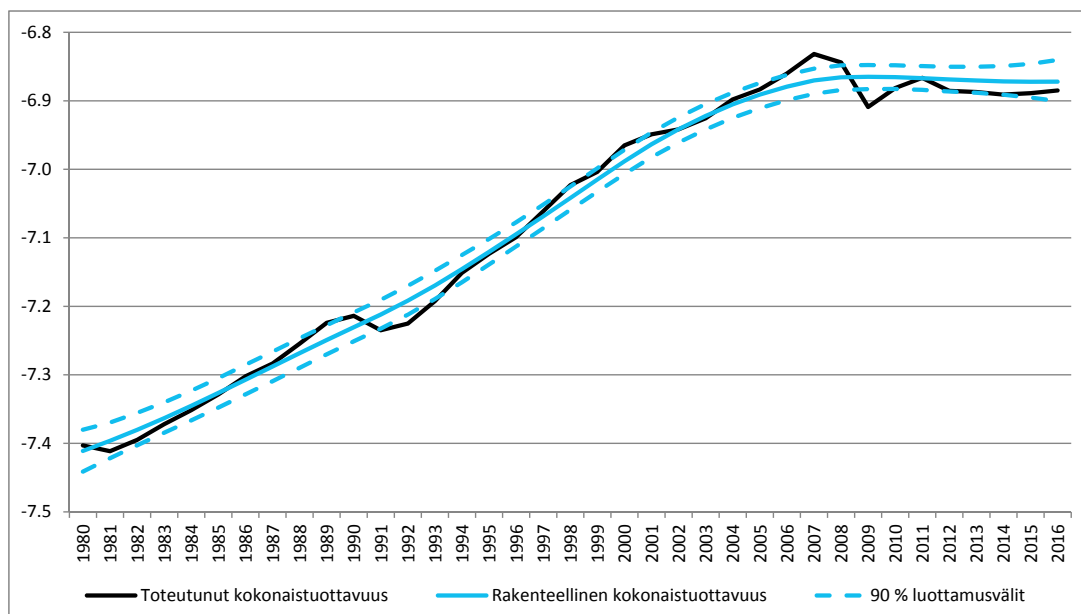
Käyn ensin lyhyesti lävitse komission käymät priorijakaumat. Taulukko 3 sisältää kaikille jäsenmaille asetettujen priorijakaumien ensimmäiset kaksi momenttia.

Keskeisimmät komission oletukset ovat, että kokonaistuottavuuden kehityksen keskimääräinen kasvu  $\omega$  on 1.5 prosenttia 1 prosenttiyksikön keskihajonnalla. Trendin suunnan persistenssi on puolestaan asetettu 0.8:aan. Mallissa oletettu keskimääräinen syklin jaksollisuus (pituus)  $\tau$  on 8 vuotta ja voimakkuutta mittaa parametri  $A = 0.42$ . Vastaavat keskihajonnat ovat 4 ja 0.17. Jaksollisuus rajoitetaan arvojen 2 ja 32 välille.  $A$  ja  $\tau$  oletetaan beta-jakautuneeksi, kun taas  $\omega$ ,  $\rho$ ,  $\mu_U$ ,  $\beta$  ja  $\delta$  ovat normaalijakautuneita. Kuten rakenteellisen työttömyydenkin tapauksessa, varianssiparametrit  $V_\mu$ ,  $V_c$ ,  $V_{cu}$  ovat maakohtaisia. Ne saavat yhtä suuret varianssit ja keskiarvot  $4.67 \times 10^{-6}$ , 0.006 ja 0.003 ollen jakautuneet käänteisellä gammajakaumalla (6 vapausastetta).

Taulukko 3 Komission maille yhteisesti määrätyt priorit

	<i>keskiarvo</i>	<i>keskihajonta</i>	<i>rajat ala-</i>	<i>ylä-</i>
$\tau$	8	4	2	32
$A$	0.42	0.17	NA	NA
$\omega$	0.015	0.01	0.00	0.03
$\rho$	0.80	0.24	0.00	0.99
$\beta$	1.40	0.71×V	0.00	5.00
$\mu_U$	0.00	0.03×V	-0.10	0.10
$\delta$	0.01	0.40×V	-0.99	0.99

Kuvio 6 Rakenteellinen kokonaistuottavuus



Kuvio 6 esittää rakenteellisen kokonaistuottavuuden luonnollisen logaritmin ja potentiaalisen kokonaistuottavuuden arvioon vuosille 1980–2016 komission laskentatavalla toistettuna (malli 4). Kuvassa hallitsevana piirteenä on voimakas kokonaistuottavuuden kasvuvauhdin hidastuminen 2007 jälkeen. Esimerkiksi 1990-luvun lamaan nähden kokonaistuottavuuden pysähdys on kestänyt huomattavasti pidempään. Kokonaistuottavuus saavutti 1989 vuoden tason vain muutama vuosi kriisin alkamisen jälkeen, kun taas nykykriisissä kokonaistuottavuus on kaukana vuoden 2007 tasolta vielä 2014. Potentiaalisen kokonaistuottavuuden arvioihin liittyvät virheet ovat varsin suuria. 90 prosentin luottamusvälillä virheet voivat olla n. 2.5 prosenttia puoleen tai toiseen. Vertailtaessa mallin tuottamia posteriorijakaumia priorijakaumiin (ks. liite 2) voi tehdä havainnon, etteivät jakaumat vaikuttaisi olennaisesti poikkeavan toisistaan. Priorijakaumia koskevilla oletuksilla ei siten näyttäisi olevan ainakaan suurta vaikutusta arvioihin rakenteellisesta kokonaistuottavuudesta.

Tarkastelen seuraavaksi vaihtoehtoista indikaattorisarjaa. Käytän ensin samoja komission priorijakaumia ja vertailen sitten kahden eri indikaattorisarjan tuottamaa kokonaistuottavuuden syklisiä komponenttia saadakseni selville, voisiko pidempi indikaattorisarja muuttaa kokonaistuottavuuden rakenteellisen komponentin ennustetta (malli 5). Lisäksi lasken SU-estimaatin pidemmälle tilauskantasarjalle arvioidakseni priorijakauman merkitystä tulosten kannalta (malli 6).

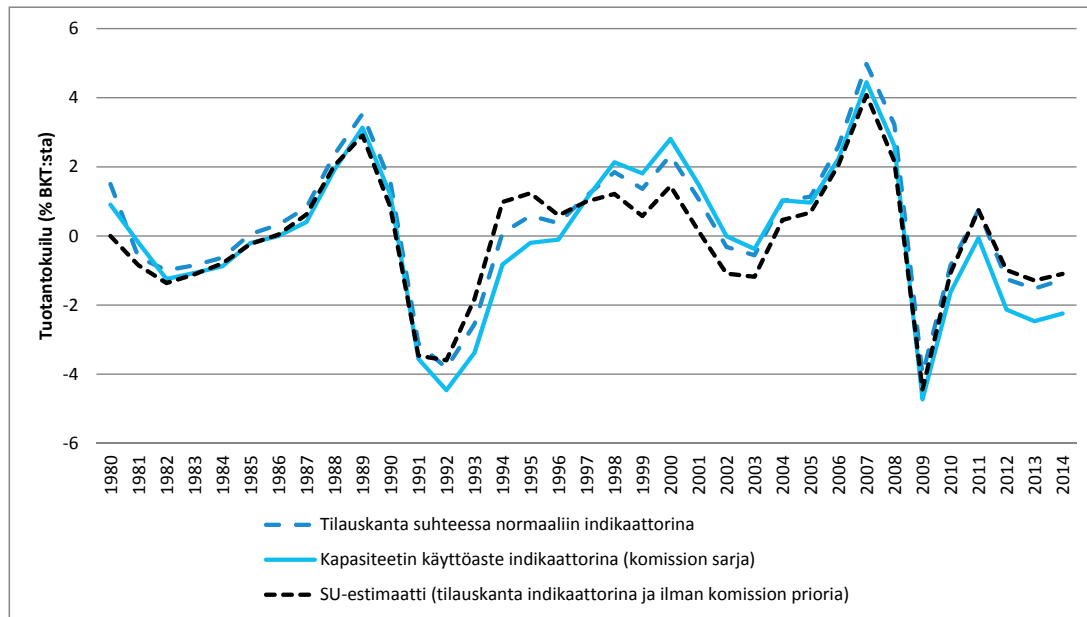
Analyyysin (kuvio 7) perusteella vaikuttaisi siltä, että eri indikaattorimuuttujien avulla laskettu rakenteellinen komponentti on hyvin samankaltainen (malli 4 ja malli 5). Vaikutus ei tosin ole aivan sama ja komission indikaattorimuuttuja vaikuttaa hieman vastasyklisemmältä. Nousukausien aikana sen perusteella kokonaistuottavuuskuilu on ollut lähes samansuuruinen, mutta kriisien käynnistyttyä ja niiden kestäessä se ennustaa synkempää suhdannetilannetta, kuten myös vuonna 2014. Yksi selitys voi olla palvelusektorin kuulumisen mukaan komission kapasiteetin käyttöastesarjaan.

Kaiken kaikkiaan vertailun perusteella osoittautuu, ettei komission lyhyt aikasarja ole erityisen ongelmallinen. Vaikka käytin pidempää aineistoa ja eri indikaattorimuuttujaa, eivät tulokset olleet olennaisesti erilaisia. Tulokset viittaavat myös siihen, etteivät priorijakaumat ole erityisen määrääviä arvioitaessa kokonaistuottavuuden sykliä. Tilauksantasarjaan perustuvat arviot kokonaistuottavuuden potentiaalista ovat SU-menetelmällä (malli 6) ja bayesilaisella menetelmällä (malli 5) hyvin samankaltaisia.<sup>40</sup>

<sup>40</sup> Nykykriisin ja 1990-luvun alun kriisin osalta arviot syklisestä kokonaistuottavuuden muutoksesta ovat lähes identtisiä. Suurimmat erot löytyvät voimakkaimpien noususuhdanteiden aikana, jolloin bayesilainen mittari arvioi suhdanteen vaikutuksen hieman suuremmaksi.

Kuvio 7 Kokonaistuottavuuskuilu eri menetelmillä

(Kapasiteetin käyttöaste = malli 4, Tilauskanta suhteessa normaaliin indikaattorina = malli 5, SU-estimaatti = malli 6)



### Mallin ulkopuolisia havaintoja

Mallin ulkopuolisten havaintojen kannalta ongelmallista on, että talouskriisien vaikutuksista kokonaistuottavuuden sykliin on vielä vähemmän luotettavaa tietoa kuin rakenteellisesta työttömyydestä. Kokonaistuottavuus lasketaan residuaalina muiden tuotannon tekijöiden vaikutuksen poistamisen jälkeen, mikä luonnollisesti johtaa vaikeuksiin tulkittaessa sen kriisin aikaisia arvoja. Kokonaistuottavuus sisältää informaatiota paitsi teknologisesta kehityksestä, myös esimerkiksi tietoa markkinoiden kilpailullisuuden muutoksista, tuotannon skaalaeduista ja kansantalouden rakennemuutoksesta.

Nykykriisin aikana kokonaistuottavuuden kehitys on ollut keskeisin potentiaaliseen tuotantoon vaikuttava tekijä. Perusteluja Suomen kokonaistuottavuuden erityisen heikolle kehitykselle talouskriisin aikana on etsitty erityisesti kansantaloutemme kipeästi osuneista toimialatasoisista sokeista. On argumentoitu, että kokonaistuottavuuden lasku johtuu erityisesti Nokia-vetoisen ICT-klusterin sekä paperi- ja konepajateollisuuden ongelmista.

Käytän seuraavassa Tilastokeskuksen raporttoimia toimialoittaisia kokonaistuottavuuden kasvukontribuutioita<sup>41</sup> arvioimaan niiden synnyttämän rakenteellisen sokin suuruutta suhteessa koko kansantalouden tuottavuuteen.

Tarkastellaan ensin kokonaistuottavuuden kasvua koko kansantalouden tasolla: kokonaistuottavuuden muutosnopeus oli 1997–2007 noin 2.6 prosenttia / vuosi ja 2008–2013 noin -1.6 prosenttia / vuosi. Siten kokonaistuottavuuden kasvuvauhti laski n. 4.1 prosenttiyksikköä / vuosi. Samoina ajankohtina komission mukaan kokonaistuottavuuden rakenteellinen komponentti kasvoi ensin keskimäärin noin 2.1 prosenttia / vuosi ja sitten noin -0.2 prosenttia / vuosi. Rakenteellinen kokonaistuottavuuden kasvun muutos oli siten noin -2.3 prosenttiyksikköä / vuosi, mikä selittää n. 55 prosenttia kaikesta kokonaistuottavuuden kasvuvauhdin muutoksesta kyseisten ajanjaksojen välillä.

Suhteutetaan seuraavaksi rakenteellisen komponentin kasvuvauhti yksittäisten toimialojen kokonaistuottavuuden kasvuvauhdin muutoksiin samoilla ajanjaksoilla, 97–07 ja 08–13.<sup>42</sup> Tilastokeskus arvioi, että koko ICT-sektorin (elektroniikkateollisuus sekä televiestintä- ja tietojenkäsittelypalvelut) toteutunut kokonaistuottavuuden lasku olisi alentanut koko kansantalouden kokonaistuottavuuden kas-

<sup>41</sup> Ks. Tilastokeskuksen tuottavuustutkimus: <http://tilastokeskus.fi/til/ttut/index.html>

<sup>42</sup> On tosin huomautettava, että komission käyttämän menetelmä kokonaistuottavuuden laskemiseksi ei vastaa täysin Tilastokeskuksen käyttämää menetelmää, joten suuruusarvioiden vertailua tulisi käyttää suuntaa-antavasti.

vua ajanjaksojen välillä noin -1.31 prosenttiyksikköä / vuosi. Kun kokonaistuottavuuden kasvuvauhdin laskun kontribuutio paperiteollisuudessa (noin -0.1 %-yks.) ja konepajateollisuudessa<sup>43</sup> (noin -0.4 %-yks.) lisätään, jäisi selitettävää vielä noin -0.5 prosenttiyksikköä. Jos Suomen arvioidaan vielä kärsineen kriisin synnyttämästä hystereesivaikutuksesta saman verran kuin muu euroalue keskimäärin (jossa potentiaalisen kokonaistuottavuuden lasku oli keskimäärin noin -0.5 %-yksikköä perustuen syksyn 2014 komission ennusteeseen), päästään lukuun, joka ei ole kovin kaukana toteutuneesta kehityksestä.

Laskelmissa toimialatasoiset sokit tulevat huomioitua täysimääräisinä potentiaalisen kokonaistuottavuuden laskemisessa, eikä se siten huomioi niiden mahdollisesti kohtaamia syklisiä sokkeja. Samansuuntainen tulos saadaan kuitenkin, jos arvioidaan kasvua suhteessa pitkän aikavälin trendeihin maissa, jotka teknologialtaan tai tuotantorakenteeltaan ovat lähimpänä Suomea. Tarkasteltaessa Suomen, Ruotsin ja Yhdysvaltojen rakenteellisen kokonaistuottavuuden kehittymistä eri aikakausina voidaan havaita, että maiden kokonaistuottavuuksien kasvuvauhdit ovat 1995–2014 olleet hyvin lähellä toisiaan. Kriisin myötä ICT:n voimakas kasvuvaihtelu ennen talouskriisiä on Pohjoismaissa tasaantumassa samalle tasolle Yhdysvaltojen kanssa.

Kaiken kaikkiaan mallin ulkopuoliset havainnot eivät ole ristiriidassa kokonaistuottavuuden rakenteellisen kehityksen kanssa nykyisen talouskriisin aikana.

### Reaaliaikaisia arvioita

Tarkastelen seuraavassa kokonaistuottavuuden laskennassa käytetyn menetelmän toimintaa reaaliaikaisesti. Suhteessa rakenteelliseen työttömyyteen arviointi on vaikeampaa, sillä kapasiteetin käyttöaste sarja ei ulotu riittävän pitkälle historiaan, jotta voisin arvioida sen perusteella menetelmän toimintaa esimerkiksi 1990-luvun alun talouskriisissä. Kuvio 7 viittaa kuitenkin siihen, että uusien tilauksien indikaattorisarja toimii hyvin samankaltaisesti suhdanteessa, joten käytän sitä arvioimaan komission menetelmään liittyvien revisioiden suuruutta.

Tarkastelen seuraavassa mallin 5 ennustevoimaa samoin kuin edellä rakenteellista työttömyyttä analysoitaessa: katkaisen aineiston ensin seitsemästä eri kohdasta: 1989, 1993, 1997, 2001, 2003, 2007 ja 2009; ja sen jälkeen vertaan rakenteellisen kokonaistuottavuuden reaaliaikaista arvioita jälkikäteeseen (2014) arvioon samalla mallilla

Laskelmien perusteella kokonaistuottavuuteen liittyvät reaaliaikaiset arviot ovat poikenneet varsin paljon jälkikäteisistä arvioista. Molempia suuria talouskriisejä ennen kokonaistuottavuuden rakenteellista komponenttia olisi mittarin perusteella yliarvioitu<sup>44</sup>. Toisaalta tulokset viittaavat siihen, että jo kahden vuoden havaittu aineisto parantaa varsin paljon mallin kykyä ennustaa jälkikäteistä kuilua.

#### Taulukko 4 Kokonaistuottavuuden reaaliaikaiset arviot

Taulukossa on raportoituna jälkikäteisen arvion ero reaaliaikaiseen prosenttiyksikköinä kokonaistuottavuuskuilusta. (t) viittaa aikasarjan loppupisteen arvioon ja (t-2) loppupistettä 2 vuotta edeltävän vuoden arvioon suhteessa vastaavaan ex post -arvioon.

	TFP -kuilun muutos (t - ex post)*	TFP -kuilun muutos (t-2 - ex post)*
<b>1989</b>	-1.73	-1.20
<b>1993</b>	0.79	0.28
<b>1997</b>	1.68	0.38
<b>2000</b>	0.51	0.38
<b>2003</b>	-0.45	0.58
<b>2007</b>	-3.23	-0.98
<b>2009</b>	-1.49	0.09

\* Prosenttiyksikköä potentiaalisesta tuotannosta

<sup>43</sup> Sisältäen sähkölaitteiden valmistuksen, muiden koneiden ja laitteiden valmistuksen, moottoriajoneuvojen ym. valmistuksen ja muiden kulkuneuvojen valmistuksen.

<sup>44</sup> 2007 osalta komission indikaattorisarjalla ja uusien tilauksien sarjalla laskettujen reaaliaikaisten arvioiden ero on n. 0.5 prosenttiyksikköä.

Lopuksi on syytä huomauttaa, että edellä tehtyjen arvioiden perusteella en päädy esittämään vaihtoehtoista mallia kokonaistuottavuuden mittaamiseksi. Reaaliaikaisten tulosten perusteella vaikuttaa kuitenkin tärkeältä jatkaa kehitystyötä, jossa mallin priorijakaumia parannetaan mallin reaaliaikaisen ennustekyvyn kasvattamiseksi. Bayesilaisen menetelmän kehittäminen tässä suhteessa jätetään kuitenkin myöhemmän tutkimuksen varaan.

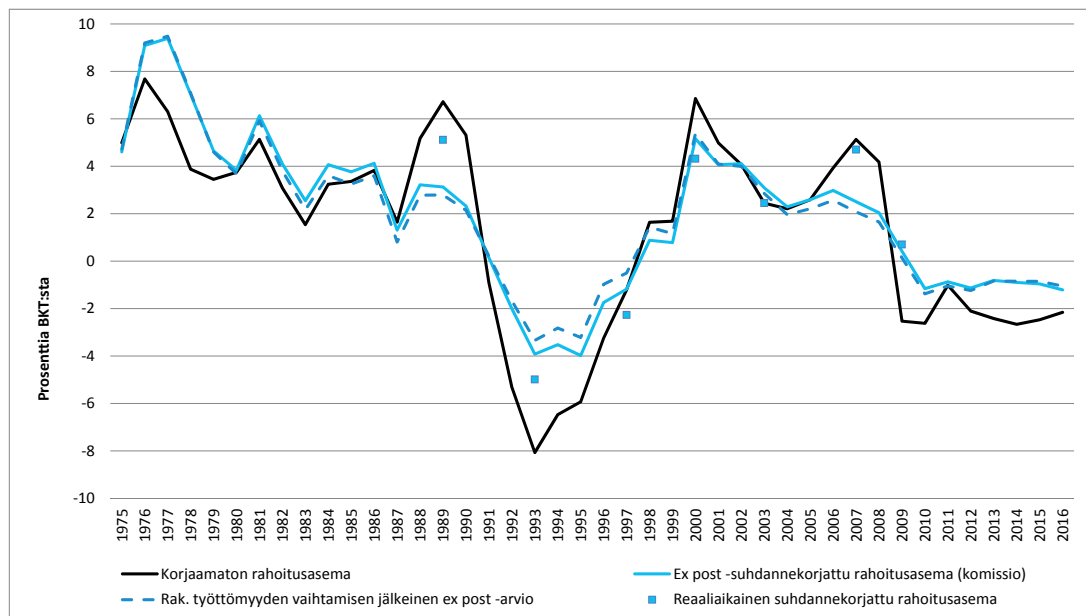
### 4.3 RRA:n erilaisia arvioita komission tuotantokuilumenetelmällä

Kun kuiluarviot eri komponenttien osalta on laskettu, ne voidaan aggregoida kansantalouden tuotantokuiluksi. Tämän jälkeen komission käyttämän rakenteellisen rahoitusaseman mittaaminen on varsin suoraviivaista. Arvioitu tuotantokuilu kerrotaan suhdannejoustolla ( $\epsilon$ ) ja tulo vähennetään suhdannekorjaamattomasta rahoitusasemasta. Suhdannejoustona käytetään viimeisintä arvioita Suomelle, 0.57.<sup>45</sup>

Kuvio 8 esittää vaihtoehtoisia rakenteellisen rahoitusaseman arviota sekä korjaamattoman rahoitusaseman.<sup>46</sup> Olen laskenut ensin jälkikäteisen arvion suhdannekorjauksesta perustuen komission 2014 syksyn ennusteessa arvioimaan tuotantokuiluun (Ex post -suhdannekorjattu rahoitusasema (komissio)). Toiseksi olen korjannut tuotantokuiluarvioita tässä raportissa suositellulla tavalla eli perustanut rakenteellisen työttömyyden suurimman uskottavuuden arvioon korjaamalla komission ennusteen tuotantokuiluarviota mallin 1 ja mallin 2 erotuksella (Rak. työttömyyden vaihtamisen jälkeinen ex post -arvio). Kolmanneksi arvioin mittarin toimintaa reaaliaikaisesti. Korjaan suosittelemaani tuotantokuiluarvioita edellä esitetyn 7 vuoden osalta (1989, 1993, 1997, 2001, 2003, 2007 ja 2009) siten, että vaihdan jälkikäteisen arvion kokonaistuottavuudesta (malli 5) ja rakenteellisesta työttömyydestä (malli 2) reaaliaikaisiin arvioihin (Reaaliaikainen suhdannekorjattu rahoitusasema).<sup>47</sup>

Tarkastelen ensin RRA:n jälkikäteisiä arvioita. Tarkasteltaessa 1990-luvun alun lamaa voidaan havaita, että jälkikäteiset arviot ovat ennen kaikkea kriisin puhjettua varsin myötäsyklisiä. Rahoitusasema heikkeni lähes 6 prosenttiyksikköä muutamassa vuodessa 1990-luvun alun kriisin puhjettua. Ehdotetulla muutoksella rakenteellisen työttömyyden laskentatapaan on noin 1 prosenttiyksikön vaikutus kriisin aikana.

Kuvio 8 Vaihtoehtoisia arvioita rakenteellisesta rahoitusasemasta



<sup>45</sup> Talouspolitiikan arviointineuvosto (2015) tosin arvioi, että ilman eläkerahastojen vaikutusta kerroin voisi olla vain 0.49.

<sup>46</sup> Ameco tietokanta alkukevät 2014.

<sup>47</sup> Korjauksen teen poistamalla tuotantokuilusta molempien komponenttien jälkikäteisen ja reaaliaikaisen arvion erotuksen. En ota tässä kantaa muiden tuotantokuilun komponenttien, kuten osallistumisasteen, sykliseen korjaamiseen reaaliaikaisesti. Arvioissa myös BKT:n ja nimellisen alijäämän arviot ovat jälkikäteisiä.

Finanssipolitiikan toteuttamisen kannalta nykykriisin aikana vaikutus ei ole aivan yhtä suuri. Esimerkiksi 2016 rakenteellisen työttömyyden laskentatavan muutoksella olisi n. 0.2 prosenttiyksikön vaikutus rakenteelliseen rahoitusasemaan. Samalla on kuitenkin muistettava, että euromääräisesti summa on suuri: suhteutettuna 2014 BKT:hen n. 400 miljoonaa euroa.<sup>48</sup>

Merkittävin havainto lienee kuitenkin reaaliaikaisuuden suuri vaikutus mittarin toimintaan. Kun kokonaistuottavuuden ja rakenteellisen työttömyyden arviot perustuvat aineistoon, jossa ei ole huomioitu tulevien vuosien kehitystä, RRA osoittautuu huomattavasti myötäsyklisemmäksi. Kahdessa viime vuosikymmenien kolmesta noususuhdanteesta (1989, 2000, 2007) RRA on reaaliaikaisesti olennaisesti poikennut jälkikäteisestä arviosta. Keskimäärin kolmessa suhdannehuipussa rakenteellinen rahoitusasema olisi yliarvioitu n. 1.3 prosenttiyksikköä BKT:sta. Lisäksi reaaliaikainen RRA aliarvioi talouskriisin synnyttämää alijäämän komponenttia 1990-luvun alun kriisiin jo puhjettua. Esimerkiksi 1993 jälkikäteinen arvio rakenteellisesta osuudesta koko alijäämässä olisi ollut n. 35 prosenttia, kun reaaliaikainen arvio olisi ollut n. 60 prosenttia.

On tosin syytä huomauttaa, että esitetyt reaaliaikaiset tulokset eivät ole ongelmattomia. Ensimmäkin reaaliaikainen arvio nykyisestä tuotantokuilusta voi aliarvioida komission arvion tarkkuutta, koska komissio käyttää ennusteita tulevien vuosien kehityksestä arvion tukena. Jos ennusteet ovat informatiivisia suhdanteiden muutoksesta, ne voivat parantaa mallin tarkkuutta. Toisaalta käytetyssä aineistossa on voinut tapahtua revisioita, joita jälkikäteisen aineiston katkominen ei huomioi. Lopuksi on huomioitava, että arvio reaaliaikaisesta kuilusta ei huomioi muiden tuotantokuilun komponenttien (kuten osallistumisasteen) muutosten vaikutusta.

Aikaisempi kirjallisuus viittaisi kuitenkin siihen, että erot toteutuneiden ennusteiden ja nyt esitetyn kaltaisten kvasi-reaaliaikaisten arvioiden välillä eivät ole suuria. Kuusi (2014) vertasi samalla menetelmällä arvioituja tuotantokuiluja komission aitoihin arvioihin, eivätkä menetelmällä saadut tulokset olennaisesti poikenneet toisistaan. Keskimääräinen ero tuotantokuiluarvioissa oli n. 1/2 prosenttiyksikköä 2006–2012 vastaten n. 1/4 prosenttiyksikön vaikutusta rakenteelliseen alijäämään. Myös Virkola (2013) tarkasteli komission revisiointeja vuoden 2007 osalta ja havaitsi, että tuotantokuilun aidot jälkikäteiset revisiot Suomessa olivat nyt esitettyjen arvioiden mittaluokkaa: noin 5 prosenttiyksikön suuruisia.

---

<sup>48</sup> Tosin arvioon vaikuttaa myös esimerkiksi HP-suotimen  $\lambda$  parametri. Jos parametriarvoksi asetetaan 6.25, vaikutus 2016 osalta on n. 200 miljoonaa euroa.





## 5 Päätösperäiset vaihtoehdot ja arvioita menetelmien eroista

Edellisen luvun perusteella voi todeta, että tuotantokuiluperusteisen RRA:n käyttöön finanssipolitiikan mittarina liittyy ongelmia. Jos periaatteessa suhdanteista riippumaton mittari muuttuu suhdanteiden mukana ilman selkeitä taustalla vaikuttavia päätöksiä, voi sen käyttö johtaa helposti myötäsykliseen finanssipolitiikkaan. Erityisen ongelmallista tämä on, koska on esitetty useita syitä, miksei suhdannekorjaus välttämättä toimi oikein. Ne voivat liittyä esimerkiksi vaikeuteen arvioida veropohjien kehitystä tuotantokuilun avulla tai tuotantokuilun mittaamisen vaikeuteen.

Tarkastelen seuraavassa tuotantokuiluperusteisen RRA:n arvioinnin vaihtoehtoja perustuen menosääntöön ja bottom up -arviointiin. Esittelen ensin käytetyn aineiston ja arvioin sitten päätösperusteisten toimenpiteiden määriä erilaisilla menetelmiin liittyvillä oletuksilla. Vertailen sen jälkeen tuotantokuiluperusteista RRA:ta ja vaihtoehtoisia mittareita puhtaasti finanssipolitiikan muutosten arvioinnin näkökulmasta: Olisivatko ne antaneet yhdenmukaisen kuvan finanssipolitiikan muutoksista historiallisesti? Tarkastelen myös erojen syitä. Lopuksi arvioin menetelmiä EU:n finanssipoliittisten sääntöjen asettamien vaatimusten kautta ja pohdin, millaisia rajoituksia niiden käytöstä olisi voinut seurata Suomen finanssipolitiikkaan historiallisesti.

### 5.1 Arvioita päätösperäisten toimenpiteiden mittaluokasta

#### Aineisto

Jotta vaihtoehtoisia mittareita voitaisiin arvioida historiallisesti, tarvitaan tietoa julkisessa taloudessa (mukaan lukien valtio, kunnat ja sosiaalirahastot) tehdyistä tuloja koskevista politiikkamuutoksista.

Valtiontalouden osalta raporttia varten kokoamani aineisto sisältää tiedot veroperustemuutoksiin arvioituista vaikutuksista, joita on koottu hallituksen kertomuksiin valtiovarain hoidosta ja tilasta vuosina 1977–2002. Vuoden 2002 jälkeen kertomuksia ei ole enää samassa muodossa saatavissa, joten olen arvioinut veroperustemuutoksia hallituksen talousarvioesityksistä vuosille 2003–2008. 2009–2014 osalta olen saanut tiedot valtionvarainministeriöstä. VM:n aineisto sisältää myös tietoa erilaisista vähennyksistä koskien koko julkista sektoria.<sup>49</sup>

Valtion verotuksen lisäksi tarkastelen muussa julkisessa taloudessa tehtyjen politiikkamuutosten vaikutusta. Vuosien 2009–2014 osalta käytän VM:n arvioita. Sitä edeltävältä ajalta 1977–2008 en löytänyt suoria arvioita maksuperusteiden muutoksien tulovaikutuksesta, joten käytin havaittuja maksuprosenttien muutoksia päätösten vaikutusten perusteena.

Kunnallistalouden tulopuolta arvioin perustuen kunnallisen tuloveroasteen ja kiinteistöveroasteen<sup>50</sup> painotettujen keskiarvojen muutoksiin. Muutoksen euromääräisen vaikutuksen lasken edelleen

<sup>49</sup> Olen päättänyt tässä jättämään tuloveroasteikkojen inflaatiotarkistukset osaksi tuloperustemuutosten vaikutuksia. Myöhemmin päätösperusteisten toimenpiteiden määrää arvioitaessa tämä kompensoituu menojen referenssikasvun huomioidessa myös inflaation. Olen tarkastellut myös erilaisia vaihtoehtoja inflaation käsittelyyn, mutta ne eivät olennaisesti muuttaneet raportin tuloksia.

<sup>50</sup> 1993 jälkeen, jolloin kiinteistövero otettiin käyttöön, sitä ennen arvioin katumaksua.





Taulukko 6 Tuloperustemuutosten vaikutusten vertailua 2010-luvun osalta

Taulukossa + 1 % merkitsee tuloperusteiden kasvattamista siten, että tulot kasvavat yhdellä prosentilla BKT:sta.

	Tuloperustemuutokset (% BKT:sta)	
	Komissio	Tämä tutkimus
2010	0.52 %	-0.46 %
2011	0.27 %	0.59 %
2012	0.27 %	0.32 %
2013	0.96 %	0.95 %
2014	0.39 %	0.40 %

suhteissa (Talouspolitiikan arviontineuvosto, 2015). Menosäännön ja bottom up -arvioinnin soveltamisessa ei ole vielä muodostunut selvää linjanvetoa siitä, kuinka kerroinvaikutukset tulisi huomioida.<sup>51</sup>

Lisäksi päätöksen vaikutuksiin liittyy jonkin verran epävarmuutta. Usein tiettyinä ajankohtana tehdyt päätökset vaikuttavat valtion tuloihin tai menoihin vasta viipeellä. Esimerkiksi veromuutokset vaikuttavat verotuloihin yleensä täysimääräisesti vasta toisena voimassaolovuotena tilityksen viipeen takia. Toisinaan saatetaan myös päättää tulevana vuosina voimaan tulevista muutoksista. Lisäksi monet päätökset ovat määräaikaista, jolloin niiden vaikutus julkisen talouden tasapainoon poistuu määräajan umpeutumisen jälkeen.<sup>52</sup>

Tuloperustemuutosten arvioiden lisäksi olen kerännyt vaihtoehtoisten päätösperäisten menetelmien laskemiseen tarvittavia muita muuttujia. Potentiaalisen tuotannon kasvun arviot perustuvat vuosien 2011–2014 osalta suoraan maille komissiosta annettuihin viitearvoihin<sup>53</sup>. Potentiaalisen tuotannon kasvun arviot perustuvat 2002–2010 komission saman vuoden syksyllä tehtyihin arvioihin tuotantofunktiomenetelmään perustuen. Vuosia 1989–2001 koskeva arvio potentiaalisen tuotannon kasvusta perustuu OECD:n saman vuoden lopulla tekemään arvioon kasvusta keskimäärin kahtena seuraavana vuotena ja viitenä edellisenä vuotena. 1980-luvun osalta olen arvioinut potentiaalisen tuotannon kasvua perustuen samana vuonna tehtyyn ETLAn 5 vuoden keskimääräiseen kasvuennusteeseen.

Kuvio 9 esittää referenssikasvuvauhdin aikasarjan 1984–2014. Kuvassa on huomionarvoista, että referenssikasvuvauhti muuttui varsin maltillisesti 1990-luvun talouskriisin aikana, kun taas nykykriisin aikana arviot myös pitkän aikavälin kasvusta ovat komission mukaan varsin synkkiä. Syynä ovat kriisin pitkittyminen ja toisaalta heikot kasvuennusteet niin Suomessa kuin muuallakin Euroopassa.

Inflaationsarjana käytän menosäännön osalta BKT-inflaatioennusteita. Vuosien 2001–2014 osalta ne ovat Euroopan komission edellisen vuoden kevään ja syksyn ennusteiden keskiarvoja. Sitä ennen käytän valtiovarainministeriön edellisen vuoden inflaatioennusteiden keskiarvoja. bottom up -arvioinnin osalta käytän toteutunutta BKT:n hinnanmuutosta.

Muiden muuttujien osalta olen lähtökohtaisesti pyrkinyt löytämään mahdollisimman pitkiä aikasarjoja, jotta historiallinen tarkastelu onnistuisi. Menosarjaksi,  $G_t$ , valitsin IMF:n julkaiseman aikasarjan koko julkisen talouden menoista, sillä se kattaa pisimmän ajanjakson alkaen 1980-luvun alkupuolelta.<sup>54</sup> Lisäksi käytin sosiaali- ja terveysministeriön tietoja työttömyysmenoista muuttujana  $U_t^{nd}$ , jonka otan pois bottom up -arvioinnin menoagregaatista kokonaan ja menosäännön menoagregaatista syklisen työt-

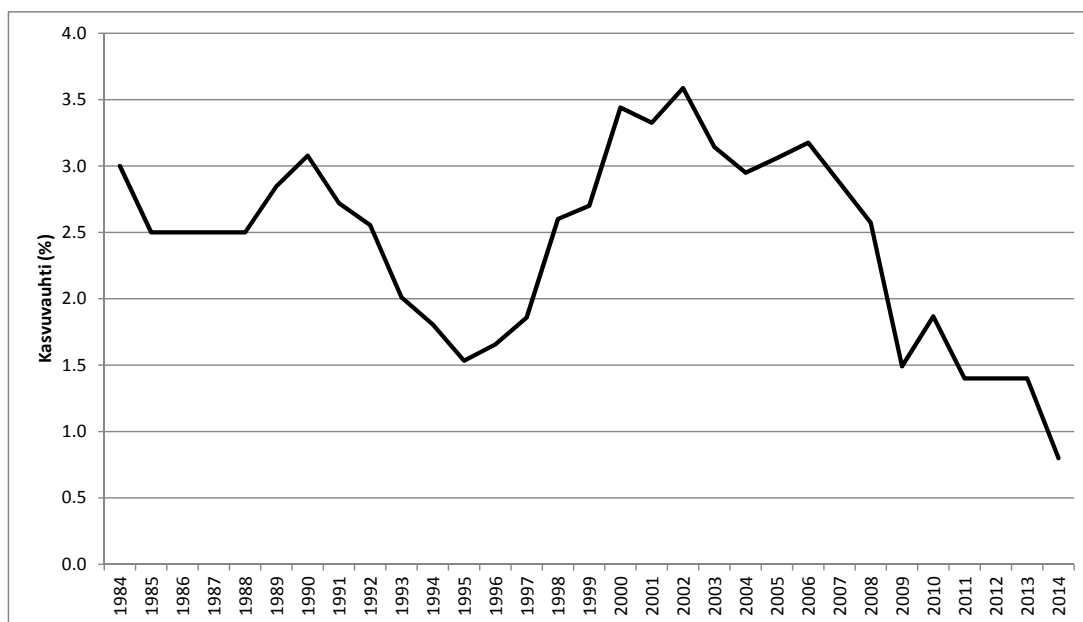
<sup>51</sup> Aineisto mahdollistaa kuitenkin myös muutosten dynaamisten vaikutusten arvioinnin, joita tulisi tulevaisuudessa käyttää vaikutusten analyysin pohjana.

<sup>52</sup> Olen pyrkinyt rajaamaan määräaikaista päätökset pois aineistosta.

<sup>53</sup> Vuosien 2011–2014 osalta ne perustuvat Euroopan komission syksyn 2011 ennusteisiin (Suomelle 1.4 %) ja vuoden 2014 osalta komission vuoden 2013 talviennusteeseen (Suomelle 0.8 %).

<sup>54</sup> World economic outlook 2014: General government total expenditure. Vastaava Euroopan komission arvio alkaa vasta vuodesta 1995 ja tilastokeskuksen arvio vuodesta 1990.

Kuvio 9 Potentiaalisen BKT:n reaalin viitekaskuvuvaluhti



tömyysmenojen osalta. Korkomenoina käytän omaisuusmenojen aikasarjaa<sup>55</sup>. Julkisten investointien määrä perustuu kansantalouden tilinpidon lukuihin.

Tulosten vertailtavuuden vuoksi käytän lisäksi myös vaihtoehtoisesti muuttujia, joita komissio hyödyntää arvioinneissaan. Olen kerännyt AMECO tietokannasta sarjat julkisille menoille (UUTGE), korkomenoille (UYIGE) ja investoinneille (UIGGO). Niiden perusteella menoaggregaatit voidaan laskea kuitenkin vasta vuoden 1999 jälkeen.

Suomen osuudet EU:n rakennerahastoissa perustuvat valtiontalouden tarkastusviraston VKS:n noudattamista arvioivan tarkastusmuiston<sup>56</sup> aineistoon 2010–2014. Edeltävien havaintojen puutteessa asetan ne nollassi ennen vuotta 2010. Myöskään kertaluonteisten erien suuruutta en seuraavassa arvioi, koska niiden arvioita ei ole saatavissa koko ajanjaksolle. Joka tapauksessa ne poistetaan myös komission esittämästä tuotantokuilupohjaisesta rakenteellisen rahoitusaseman mittarista, joten vertailun kannalta ne eivät ole olennaisia.

### Arvioita päätösperäisten toimenpiteiden määrästä ja menetelmästä

Tarkastelen seuraavaksi päätösperäisten toimenpiteiden suuruutta edellä esitettyjen menoaggregaattivaihtoehtojen ja niihin liittyvien erilaisten inflaatio-oletusten perusteella. Analyysissä käytän DFE-mittariin perustuvaa nimellistä arviota toimenpiteiden määrästä (yhtälö 19). Vaikka periaatteessa samanlaiseen vertailuun voitaisiin päästä myös arvioimalla määriä reaalisesti, kuten menosääntöä käytettäessä (ks. luku 3.2), keskityn tässä nimelliseen määrään, jota vertaan myöhemmin nimellisen RRA:n muutokseen.<sup>57</sup> Menosääntöön liittyvän reaalisen vertailun menoaggregaatin muutoksen ja referenssikaskun välillä jätän EU:n finanssipoliittisten sääntöjen viitearvoja käsittelevään alalukuun. Seuraavassa alaluvussa tarkastelen lisäksi toimenpiteiden määrän muutosta suhdanteissa myös suhteessa menosäännön mukaiseen referenssiin reaalisena.

<sup>55</sup> Omaisuusmenojen määrä on peräisin Tilastokeskuksen ”Julkisyhteisöjen menot tehtävittäin” taulukosta (S13, G0, D4K) 1990–2012. 1984–1989 arvioin niiden määrää OECD:n julkaisemalla sarjalla government net interest expenses. Vuosien 2013–14 luvut ovat Ameco tietokannasta (interest expenses).

<sup>56</sup> VTV:n 2014 vakaus- ja kaskusopimuksen noudattamisen tarkastusmuiston materiaalit.

<sup>57</sup> Menosäännön osalta voidaan myös havaita, että reaalin ja nimellinen vertailu tuottavat lähes identtisen tuloksen. Liitteessä 3 olen laskenut menosäännön mukaisena rahoitusaseman muutoksen, joka syntyy menoaggregaatin reaalisesta poikkeamasta BKT:n referenssikaskusta (ilman KAT:n vaikutusta referenssiin):  $(\frac{\Delta e_t}{e_{t-1}} - \frac{\Delta_t^{pot} e_t}{e_{t-1}}) / (\frac{E_t}{Y_t})$ . Toisaalta olen laskenut DFE:llä mitattuna (seuraavassa esitettyllä tavalla) vastaavan poikkeaman vaikutuksen rahoitusasemaan. Tulokset ovat hyvin samankaltaisia ja vaikutusarvioiden ero on inflaatioprosentin mittaluokkaa.

Kuvio 10 esittää eri oletusten mukaiset arviot päätösperäisten toimenpiteiden määrästä, sekä sen kaksi komponenttia (ks. yhtälö 19): tuloperusteiden muutoksien vaikutus,  $DFE_T^R$ , ja menojen kasvun suhteessa referenssinä toimivaan nimelliseen BKT:n keskipitkän aikavälin potentiaaliseen muutokseen,  $DFE_t^E$ . Sovellettaessa yhtälöä 19 olen käyttänyt menosäännön tapauksessa inflaatiomuuttujana inflaatioennusteita ja sen mukaista menoaggregaatin muutosta (yhtälö 17), kun taas bottom up -menettelyn tapauksessa inflaatio on toteutunut ja menoaggregaatti määritellään yhtälössä 18. Kuviossa arviot on esitetty selkeyden vuoksi kumulatiivisena. Silloin tietyn ajanjakson aikana tapahtunut kehitys suhteessa ajanjakson pituuteen kertoo toimenpiteiden keskimääräisen vaikutuksen rahoitusasemaan.<sup>58</sup>

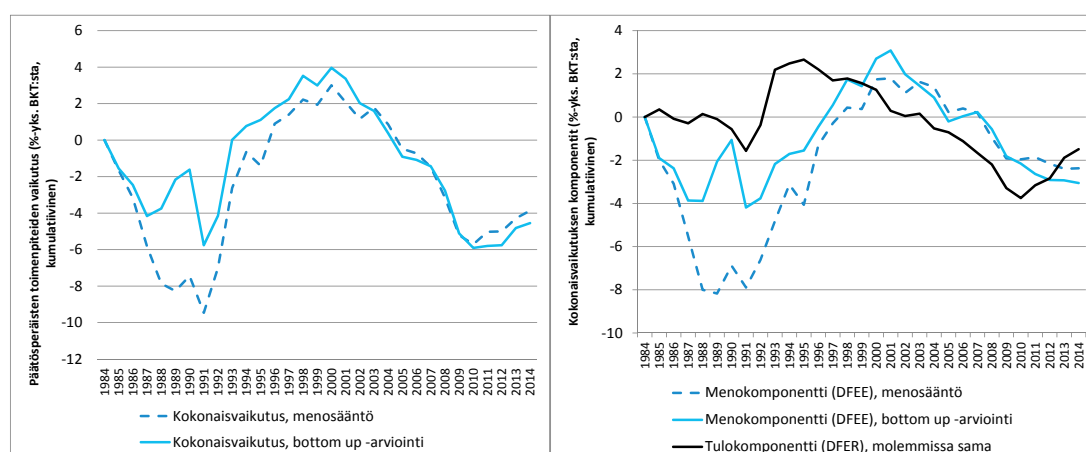
Joitakin huomioita menetelmän toiminnasta on syytä kuvan perusteella tehdä. Ensinnäkin sen perusteella Suomen harjoittama finanssipolitiikka oli päätösperäisten toimenpiteiden määrällä mitattuna varsin erilaista kahden viime vuosikymmenen merkittävimmän kriisin, 1990-luvun alun laman ja vuonna 2007 alkaneen globaalien finanssikriisin, aikana. Finanssipolitiikka keventyi 1980-luvun loppupuolella voimakkaammin kuin ennen nykyistä kriisiä. Toisaalta finanssipolitiikan kiristykset alkoivat 1990-luvun kriisiin alettua varsin nopeasti ja voimakkaasti, kun taas nykyisen kriisin aikana kiristävää finanssipolitiikkaa alettiin harjoittaa vasta vuonna 2011. Nykykriisin alkuvaiheessa finanssipolitiikka oli sen sijaan elvyttävää.

Toiseksi havaintojen perusteella sekä menosäännössä että bottom up -arvioinnissa käytetyt eri tavoin lasketut menoaggregaatit olisivat toimineet samaan tapaan eri suhdannetilanteissa.<sup>59</sup> Erilaisia menoja korjaavat erät vaikuttavat suhteellisen vähän niiden antamaan tulkintaan finanssipolitiikan kehityksestä. Sen sijaan erot arvioissa selittyvät lähes kokonaan eri inflaatiomuuttujilla.<sup>60</sup> Samankaltaisuus on tärkeää erityisesti, koska yksinkertaisemman bottom up -arvioinnin tapauksessa työttömyysmenoihin ei ole tehty syklistä korjausta.

Voikin havaita, että käytetyt inflaatiomuuttujat tuovat jonkin verran syklisyyttä arvioihin, vaikka menosäännön osalta käytetyt inflaatioennusteet tasaavat jonkin verran inflaation vaikutusta erityisesti 1980-luvun lopun osalta. Kumpikin mittari sallii korkean inflaation oloissa menojen kasvamisen voi-

Kuvio 10 Rahoitusaseman muutos kahdella menetelmällä mitattuna sekä muutoksen tulo- ja menokomponentit

Kuvassa yhden yksikön kasvu merkitsee päätösperäisten toimenpiteiden määrän prosenttiyksikön suuruista positiivista vaikutusta rahoitusasemaan (=DFE) kyseisellä menetelmällä mitattuna. Selvyden vuoksi kuvaan muutosta kumulatiivisesti.



<sup>58</sup> Keskiarvoja nykykriisin aikana esittelevät Euroopan komissio (2013B) ja Carnot ja de Castro (2015).

<sup>59</sup> Vertailtaessa AMECO muuttujilla laskettua menosääntöä pitkällä aineistolla laskettuun voidaan todeta, että myöskaan muuttujavalinnoista syntyvät erot eivät ole kovin merkittäviä. Esimerkiksi vuosina 2000–2014 pitkän aineiston mukaan finanssipolitiikka olisi kiristynyt keskimäärin 0.02 prosenttiyksikköä enemmän per vuosi.

<sup>60</sup> Bottom up -arvioinnissa käytän toteutunutta inflaatiota, mutta sen sijaan inflaatioennusteita menosäännön tapaan käytettäessä.

Taulukko 7 Euroopan komission (2013B) arvioita päätösperäisten toimenpiteiden määrästä ja vastaavat tämän tutkimuksen arviot perustuen DFE-mittariin ja bottom up -arvioinnissa käytettyihin muutujiin. Taulukossa esimerkiksi + 1 merkitsee keskimääräistä parannusta rahoitusasemassa, joka vastaa 1 prosenttiyksikköä BKT:sta / vuosi.

	2004- 2007	2008- 2010	2011- 2013
Komissio	-0.90	-1.70	0.20
Tämä tutkimus	-0.76	-1.49	0.36

makkaasti, kun taas matalan inflaation kriisioloissa voi syntyä lisätarve julkisten menojen leikkauksille, tosin ansiotuloasteikkojen inflaatiotarkistusten huomioiminen tuloperusteiden muutoksena toimii jossakin määrin vastakkaiseen suuntaan. Vaikka 1990-luvun kriisin jälkeen inflaatiomittarilla ei enää ole yhtä suurta vaikutusta, vaikuttaa joka tapauksessa siltä, että finanssipolitiikan ohjauksen kannalta tasaisemman pidemmän aikavälin inflaatiomittarin käyttö (BKT:n viitekaskun tapaan) voisi olla suositeltavaa samalla kuin inflaatiotarkistukset poistettaisiin tuloperusteita koskevista päätöksistä.<sup>61</sup>

Tulokset ovat myös varsin riippuvaisia potentiaalisen BKT:n viitekaskun valinnasta. 1990-luvun alun kriisissä minun arvioni tasapainotuksista on suurempi kuin esimerkiksi Perottilla (2011), joka arvioi päätösperäisesti, ettei menopuolen kiristystä juuri tehty. Tässä suhteessa keskeiseksi nousee oletus muuttumattoman menopolitiikan luonteesta. Euroopan komission menetelmässä menojen kasvu suhteutetaan potentiaalisen tuotannon kasvuvauhtiin, kun taas Perotti (2011) arvioi ainoastaan päätösperäisiä muutoksia.

Finanssipolitiikan ohjauksen kannalta oletus, että neutraali finanssipolitiikka säilyttää menojen suhteen potentiaaliin vakioisena, jos tulopuolella uusia päätöksiä ei tehdä, vaikuttaa mielekkäältä lähtökohdalta. Samalla on kuitenkin todettava, etteivät nykyiset viitearvot välttämättä ole tästä näkökulmasta parhaita mahdollisia. Käytännössä esimerkiksi Suomelle vuosille 2014–2016 asetetut viitearvot perustuvat vuoden 2013 alun potentiaalisen tuotannon kasvuennusteille samalla, kun potentiaalisen tuotannon kasvuennusteet ovat jatkuvasti heikentyneet. Toisaalta pitkän aikavälin potentiaalisen tuotannon kasvuennusteet perustuvat vain komission tuotantokuilumenetelmään. Finanssipolitiikan ohjauksen kannalta voisi olla järkevää pyrkiä hieman tiheämmin päivitettäviin ja eri menetelmiä yhdistäviin kasvuennusteisiin.

Lopuksi on syytä todeta, että nyt esitetyt havainnot ovat verrattain lähellä aikaisempia bottom up -menetelmällä tehtyjä arvioita päätösperäisten toimenpiteiden määrästä. Taulukko 7 vertailee Euroopan komission (2013B, taulukko III.2.1) arvioita vuosille 2004–2013. Osoittautuu, että tämän tutkimuksen arviot ovat keskimäärin n. 0.17 prosenttiyksikköä myönteisempiä.<sup>62</sup>

## 5.2 Suhdanteiden vaikutus finanssipolitiikkaan RRA:lla ja päätösperäisten toimenpiteiden määrällä mitattuna

Kuvio 11 kokoaa edellisissä luvuissa koottua tietoa eri finanssipolitiikan mittareiden toiminnasta ja vertailee niitä. Kuvassa ovat tuotantokuiluperusteinen RRA:n mittari jälkikäteisenä ja reaaliaikaisesti arvioituna.<sup>63</sup> Niiden osalta finanssipolitiikan muutosta voidaan arvioida rahoitusaseman muutoksina eri vuosien välillä. Kun rahoitusasemaan tehtävä syklinen korjaus poistaa suhdanneautomaation synnyttämän kustannusvaikutuksen, loppuosan RRA:n muutoksesta pitäisi periaatteessa olla päätösperusteista.

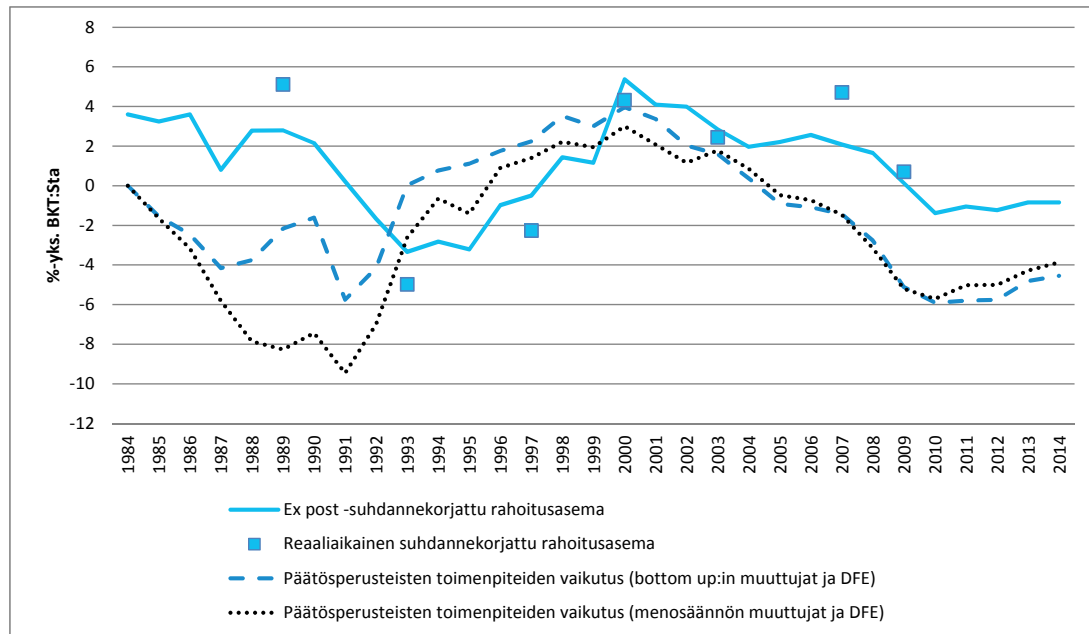
<sup>61</sup> On myös huomionarvoista, että viime aikoina inflaation ennustevirheet ovat olleet varsin suuria, mikä voi osaltaan heikentää menetelmien käytännön sovellettavuutta.

<sup>62</sup> Esimerkiksi vuosien 2011–2013 osalta eroja voi selittää se, että keskimäärin tuloperustemuutosten vaikutukset arvioitiin aineistossani 0.12 prosenttiyksikköä suuremmiksi kuin komission aineistossa.

<sup>63</sup> Jälkikäteinen arvio on rakenteellisen työttömyyden korjaamisen jälkeinen ex post -arvio RRA:sta, joka on esitelty tarkemmin alaluvussa 4.3. Reaaliaikainen arvio on samassa alaluvussa esitetyllä tavalla ex post -arvioon nähden jälkikäteistä informaatiota korjaava RRA.

Kuvio 11 Rakenteellinen rahoitusasema tuotantokuilumenetelmällä ja sen vertailua vaihtoehtoisein finanssipolitiikan mittareihin

Menosäännön ja bottom up -arvioinnin muuttujien osalta päätösperäisten toimenpiteiden määrää mitataan DFE-mittarilla.



Kuviossa ovat myös menosäännön ja bottom up -arvioinnissa käytettyjen muuttujajaoletusten mukaisesti lasketut päätösperäisten toimenpiteiden määrät. Niiden osalta mitataan edelleen muutosta finanssipolitiikassa edellä määritellyn DFE-mittarin kumulatiivisella kehityksellä kuten edellisessä alaluvussa.<sup>64</sup> Kun DFE-mittari kasvaa yhdellä prosenttiyksiköllä, rahoitusasema paranee päätösperäisesti yhdellä prosenttiyksiköllä kyseisellä menetelmällä. Kumulatiivinen muutos puolestaan kertoo rahoitusaseman muutoksesta tietyn ajanjakson aikana samaan tapaan kuin RRA:n kumulatiivinen muutos.<sup>65</sup>

Kuvio 11 osoittaa, että RRA on päätösperäisten toimenpiteiden määrää myötäsyklisempi erityisesti reaaliaikaisesti. Sen tulkinnot ovat ajoittain ongelmallisia. Ennen molempien suurten kriisien puhkeamista tuotantokuilumenetelmän perusteella RRA oli poikkeuksellisen vahva, kun taas kriisin puhjetessa rahoitusasema heikkeni nopeasti. Esimerkiksi 1990-luvun alun kriisissä finanssipolitiikka olisi tuotantokuiluperusteisen RRA:n mukaan löystynyt olennaisesti suhteessa 1980-luvun lopulla harjoitettuun politiikkaan.

Vaihtoehtoisilla menetelmillä vastaavaa julkistalouden vahvistumista ennen 1990-luvun alun kriisiä ei tapahdu, tosin inflaation kiihtyminen 1980-luvun lopulla jossakin määrin lisää myös niiden syklisyyttä.<sup>66</sup> Kriisin puhjetta finanssipolitiikka alkoi kiristyä nopeasti vuodesta 1992 alkaen ja kiristyminen jatkui koko 1990-luvun. Vertailtaessa tuloksia tuotantokuiluperusteisen RRA:n kehitykseen huomataan, että sen perusteella finanssipolitiikka olisi alkanut kiristyä vasta 1990-luvun puolivälin jälkeen. Finanssipolitiikan kehittyminen 1990-luvun jälkipuoliskolta 2000-luvun alkuun on sen sijaan

<sup>64</sup> Olen soveltanut tässä nimellistä päätösperäisten toimenpiteiden määrien arvioita vertailussa nimelliseen RRA:an. On kuitenkin syytä mainita, että menosäännön mukainen reaalin arvio on hyvin lähellä nimellistä arviota (liite 3). Käsitellen menosäännön reaalisia arvioita tämän alaluvun lopussa.

<sup>65</sup> Euroopan komissio (2013B) sekä Carnot ja de Castro (2015) raportoivat keskiarvoisen kasvuvauhdin, joka on sama kuin kumulatiivinen kasvu jaettuna ajanjakson pituudella.

<sup>66</sup> On huomionarvoista, että myös korjaavan osan menosääntö, jonka elementit lasketaan reaaliaikaisina ilman erityisesti syklisesti korjattuja työttömyysmenoja, toimii hyvin samankaltaisesti finanssipolitiittisten sääntöjen ennaltaehkäisevän osan menosäännön kanssa, varsinkin jos inflaation syklinen käyttäytyminen huomioidaan.



samankaltaista, joskin vaihtoehtoisilla menetelmillä arviot finanssipolitiikan kiristyneen suuruudesta 1990-luvulla ovat suurempia kuin tuotantokuilumenetelmällä.

Ennen vuonna 2007 alkanutta finanssikriisiä rakenteellinen rahoitusasema vahvistui reaaliaikaisen mittarin mukaan voimakkaammin kuin päätöseräisten toimenpiteiden ja jälkikäteen RRA:n muutoksen määrällä mitattuna. Siten reaaliaikainen RRA olisi voinut mahdollistaa finanssipolitiikan löystymisen: Vahvan rakenteellisen rahoitusaseman puitteissa varaa rahoitusaseman heikentämiseen olisi voinut olla. Kaikilla mittareilla finanssipolitiikka oli elvyttävää nykykriisin alkuvaiheen osalta, mutta 2011 alkaen mittarit poikkeavat jälleen toisistaan päätöseräisten toimenpiteiden mittarin osoittaessa n. 2–3 prosenttiyksikön suuruista finanssipolitiikan kiristystä 2010–2014, kun taas rakenteellinen rahoitusasema ei osoita juurikaan kohenemisen merkkejä. Tässä vaiheessa en tee enää erottelua reaaliaikaisen ja jälkikäteen RRA:n välillä.

Mittarien eron havainnollistamiseksi vertailin vielä hajontakuvioiden jälkikäteistä arviota suhdanteen muutoksesta finanssipolitiikan eri mittareiden muutokseen 84–89, 89–93, 93–97, 97–00, 00–03, 03–07 ja 07–09.<sup>67</sup> RRA:n muutosta arvioidessani käytän ehdottamaani komission menetelmään perustuvaa tuotantokuiluarviota jälkikäteisesti ja reaaliaikaisesti. Lisäksi käytän päätöseräisten toimenpiteiden mittarina bottom up -arviointimenetelmän tuottamaa DFE-mittarin muutosta, jossa (jälkikäteistä) työttömyyden syklistä korjausta ei tehdä ja menetelmä tarjoaa siten periaatteessa reaaliaikaisen näkemyksen finanssipolitiikasta, joskin eri muuttujien jälkikäteiset aineistorevisioinnit ovat voineet vaikuttaa tuloksiin.

Kuvio 12 osoittaa, kuinka reaaliaikaisen rakenteellisen rahoitusaseman mukaan finanssipolitiikan virityksen muutos olisi riippunut erittäin voimakkaasti suhdanteesta. Havaintopisteisiin sovitettun suoran perusteella yhden prosenttiyksikön kasvu tuotantokuilussa olisi heikentänyt rakenteellista rahoitusasemaa n. 0.65 prosenttiyksikköä. Sen sijaan bottom up -arviointimenetelmällä selvää yhteyttä suhdanteen muutoksen ja mittarin kehityksen välillä ei ole. Finanssipolitiikka olisi siten ollut keskimäärin neutraalia ja 1990-luvun kriisin puhjettua jopa vastasyklistä (ks. havaintopiste vuosille 89-93, jossa suurin tuotantokuilun lasku).

Euroopan komission (2013B) ja Carnotin ja de Castron (2015) tapaan vertailen myös rakenteellisen rahoitusaseman kehitystä ilman korkomenoja suhteessa bottom up -menetelmään. Korkomenojen poistamisen jälkeen mittareiden erot selittyvät puhtaammin menetelmällisillä seikoilla: erilaisilla tulo- ja menoerien syklisillä korjauksilla sekä potentiaalisen tuotannon kasvuvauhdin erilaisella laskutavalla. Kun otan reaaliaikaisesti suhdannekorjatusta rahoitusasemasta pois korkomenot, havaitun muutoksen perusteella korkomenot selittävät n. 15 prosenttia reaaliaikaisen rakenteellisen rahoitusaseman suhdannemuutoksista loppuosan selittyessä menetelmällisillä eroilla.

Herkkyysanalyysinä arvioin vielä myös päätöseräisten toimenpiteiden määrän syklisyyttä menosäännön mukaisesti reaalisena. Lasken toimenpiteiden määrään suhteessa BKT:hen  $\frac{\Delta e_t}{e_{t-1}} - \frac{\Delta^{pot} e_t}{e_{t-1}}$  ( $\frac{E_t}{V_t}$ ) luvussa 3.2 esitetyllä tavalla.<sup>68</sup> Vaihtoehtoinen näkökulmani on jälkikäteinen. Arvioin ensin jälkikäteiseen työttömyysarvioon perustuvan menosäännön mukaisten reaalisten päätöseräisten toimenpiteiden määrän muutoksen yhteyttä tuotantokuilun muutokseen. Vertaan sitten tuloksia vastaavaan yhteyteen tuotantokuilun ja ex post RRA:n muutoksen välillä (korkomenojen kanssa ja ilman niitä).<sup>69</sup> Jälkikäteinen tarkastelu mahdollistaa vuositasoisen analyysin, ja käytän tilastollista mallia, jossa eri finanssipolitiikan mittareita selitetään tuotantokuilulla vuosina 1985–2014.

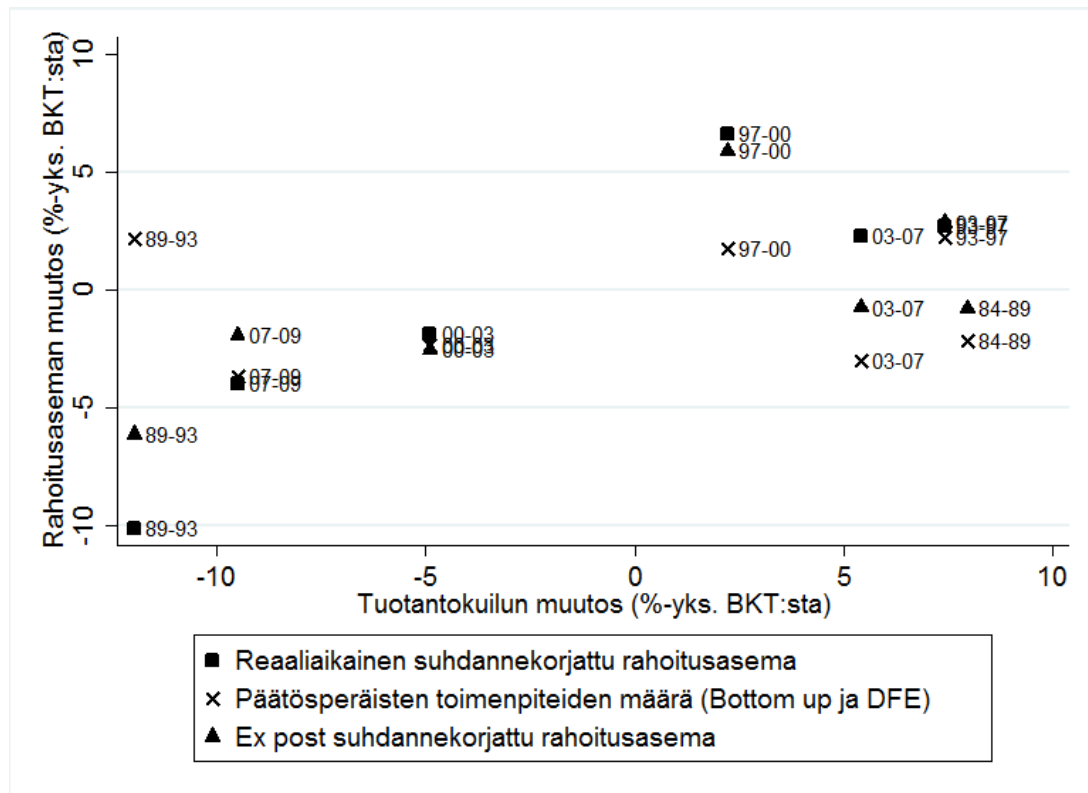
Tulokset ovat samansuuntaisia aikaisemman tarkastelun kanssa: finanssipolitiikka näyttäytyy päätöseräisesti laskettuna myötäsyklisempänä. Keskimäärin jokaista tuotantokuilun prosenttiyksikköä kohden päätöseräisten toimenpiteiden määrä on lisääntynyt n. 0.13 prosenttiyksikköä. Vastaavasti RRA:n muutoksia arvioitaessa tuotantokuilun prosenttiyksikön lisäys vaikuttaa 0.18 prosenttiyksikköä

<sup>67</sup> Ensimmäisen ajanjakson 1984–1989 osalta arvioita reaaliaikaisen RRA:n muutoksesta ei aineiston saatavuuden vuoksi ole, mutta voimakkaan ylijäämäinen havainto vuodelta 1989 viittaa myötäsykliseen käyttäytymiseen myös tällä ajanjaksolla.

<sup>68</sup> Tässä vaiheessa en vaihtele menosäännön referenssikasvuvauhtia, vaan se on sama riippumatta siitä, onko KAT saavutettu vai ei.

<sup>69</sup> Tosin on huomioitava, että RRA:n muutosten arviot ovat tässä nimellisiä, kun taas päätöseräisten muutosten arviot reaalisia.

Kuvio 12 Hajontakuvio tuotantokuilun muutoksesta ja finanssipolitiikan muutoksesta eri menetel- millä



RRA:ta heikentävästi. Rakenteellisen perusjäämän tapauksessa erojen suuruus pienenee n. 20 prosenttia, joten korkomenot selittävät vain osan eroista.<sup>70</sup>

Lopuksi analysoin vielä tuloperustemuutosten aineiston avulla sitä, kuinka paljon rakenteellisen rahoitusaseman syklistyydestä verrattuna päätösperäisten toimenpiteiden määrään voi selittyä tuotantokuilumenetelmässä tehdyillä tulopuolen oletuksilla<sup>71</sup>. Aikaisemman kirjallisuuden perusteella vaikuttaa siltä, että suhdanteiden aikana veropohjat – esimerkiksi liittyen varallisuuskupliin – voivat kasvaa voimakkaasti tavalla, joka voi olla vain heikosti sidoksissa tuotantokuilun kehittymiseen. Näiden kustannusten arvioiminen yksittäisellä tuotantokuilumittarilla ja kiinteällä joustolla voi osoittautua mahdottomaksi muutosten samalla vaikuttaessa myös kasvun ja verotuksen rakenteeseen.

Tuloperustemuutosten avulla voidaan tuotantokuilun ja kiinteän suhdannejouston sijasta suoraan tarkkailla tuloerien suhdanneluonteista kehitystä eri vuosina. Tämän teen poistamalla ensin edellä esitellyistä eri tulolajeista niiden päätösperäiset muutokset, jolloin loppuosa tulojen kehityksestä voidaan arvioida periaatteessa finanssipolitiikasta riippumattomaksi (sykliseksi) muutokseksi, toki huomioiden mahdolliset virheet päätöksien vaikutuksissa. Tulokset erien analyysistä, jotka esittelen liitteessä 4 tarkemmin, viittaavat siihen, että tulojen muutokset suhteessa kiinteillä joustoilla arvioituun voivat selittää useita prosenttiyksikköjä rahoitusaseman muutoksien eroista. Erityisesti 1980-luvun lopun ja 2000-luvun alun analyysi viittaisi siihen, että noususuhdanteessa syntyvä tulojen kasvu ylitti tuotantokuilumenetelmän arviot.

Kaiken kaikkiaan eri menetelmien tuottamien tulosten vertailu vahvistaa käsitystä siitä, että rakenteellinen rahoitusasema antaa varsin vastasyklisen kuvan finanssipolitiikasta. Jos finanssipolitiikka

<sup>70</sup> Analyysimenetelmänä käytin pieniin otoksiin soveltuvan Statan rreg-algoritmia. Arvioiden keskivirheet ovat n. 0.1 prosenttiyksikköä suuntaan tai toiseen.

<sup>71</sup> Yksityiskohtaisemman hajotelman erojen syistä tarjoaa Euroopan komissio (2013B), mutta jätämme vastaavan analyysin tulevan tutkimuksen varaan. Tuloperusteiden analyysin osalta on kuitenkin syytä mainita, että komission hajotelmassa käyttämät vuosittain vaihtuvat joustot osoittautuivat varsin herkiksi erilaisille oletuksille ja siksi sovelsin erilaista menetelmää (ks. liite 4).



toimii mittarin perusteella vastasyklisesti, siihen sidotut säännöt johtavat helposti myötäsykliseen talouspolitiikkaan. Silloin finanssipolitiikan viritystä joudutaan tai sitä voidaan muuttaa talouden syklin mukaan. Tulokset ovat samansuuntaisia viimeaikaisten kansainvälisten havaintojen kanssa (Carnot ja de Castro, 2015). Tulosten valossa vaikuttaa myös siltä, että merkittävä osa mittareiden eroista selittyy potentiaalisen tuotannon arviointiin ja työttömyysmenojen sykliseen korjaamiseen liittyvillä oletuksilla. Lisäksi eroihin näyttää vaikuttavan korkeasuhdanteissa tulojen suhdannekäyttäytyminen ja jossakin määrin korkomenojen puuttuminen päätösperäisistä toimenpiteiden määrien arvioista.

### 5.3 Mittarien erot EU-sääntöjen näkökulmasta

Tarkastelen seuraavaksi, kuinka merkittävästi mittareiden erot olisivat voineet vaikuttaa finanssipolitiikkaan EU:n finanssipoliittisten sääntöjen kautta eri ajankohtina. Samalla on tosin huomioitava, että historiallisen aineiston ja muiden aineistorajoitusten vuoksi olen joutunut tekemään joitakin yksinkertaistuksia mittareihin. Siksi tulkintoja on syytä pitää suuntaa-antavina, ja ne eivät välttämättä täysin vastaa tällä hetkellä käytössä olevien mittareiden toimintaa.

Tarkasteluni kohdistuu VKS:n ennaltaehkäisevään ja korjaavaan osaan sen mukaisesti kummassa osassa Suomi olisi kulloinkin ollut nimellistä alijäämää koskevan 3 prosentin kriteerin perusteella.<sup>72</sup> VKS:n ennaltaehkäisevässä osassa tarkastellaan poikkeamia keskipitkän aikavälin tavoitteesta (KAT) tai polulta siihen, mikä tapahtuu tarkastelemalla rakenteellista rahoitusasemaa sekä menojen kasvua ja niiden merkittäviä poikkeamia viitearvoista. Niiden periodien osalta, jolloin Suomi olisi ollut sopimuksen korjaavassa osassa, ts. liiallisen alijäämän menettelyssä tarkastellaan rakenteellisen jäämän vaadittua korjaamista tuotantokuiluperusteisen rakenteellisen alijäämän avulla sekä bottom up -arvioinnilla.

Pyrin vastaamaan erityisesti kahteen kysymykseen: 1. Milloin finanssipolitiikka olisi katsottu ennakoiavassa osassa tuotantokuiluperusteisen RRA:n tai menosäännön perusteella sääntöjen mukaiseksi? 2. Olisivatko korjaavan osan arviot toimenpiteiden tuloksellisuudesta olleet yhteneviä tuotantokuiluperusteisen RRA:n ja bottom up -arvioinnin mukaisesti?

Vastaan näihin kysymyksiin seuraavien viitearvojen mukaisesti.<sup>73</sup> Kun Suomi olisi ollut sopimuksen ennaltaehkäisevässä osassa, asetan KAT:ksi Suomen nykyisen KAT:n, -0.5 prosentin RRA:n suhteessa BKT:hen, joka on myös säännöissä vaadittu minimitaso. Jos maa ei ole saavuttanut keskipitkän aikavälin tavoitteettaan, sopeutuksen kohti vaadittua tavoitetta tulee olla vähintään 0.5 % kokonaistuotannosta vuosittain, kuitenkin niin, että hyvinä aikoina sopeutetaan enemmän ja huonoina aikoina vähemmän<sup>74</sup>. Keskipitkän aikavälin tavoite katsotaan saavutetuksi, jos rakenteellinen jäämä poikkeaa tavoitteesta vähemmän kuin 0.25 % kokonaistuotannosta. Kun keskipitkän aikavälin tavoite on saavutettu, siinä tulee pysyä.

Näiden ajanjaksojen osalta arvioidaan lisäksi menosääntöä. Finanssipoliittisissa säännöissä menojen referenssikasvuvauhti on pitkän aikavälin BKT:n kasvu, jos KAT on saavutettu tiettyinä vuotena. Toisaalta, jos KAT:tta ei ole saavutettu, tulee mittareilla määritellyn menojen kasvun olla hitaampaa siten, että alijäämä vähenee vähintään 0.5 prosenttiyksikköä vuodessa. Riittävän hidas menomuuttujan kasvuvauhti saadaan vähentämällä referenssikasvuvauhdista  $\frac{1}{2} * \frac{1}{E_t/Y_t}$ , missä  $E_t/Y_t$  on käytetyn menomuuttujan nimellinen BKT-osuus.

Silloin, kun Suomi olisi ollut sopimuksen korjaavassa osassa (nimellisen alijäämän 3 prosentin kriteerillä arvioituna), tarkastelen rahoitusaseman korjaamiseen kohdistettujen toimenpiteiden riittävyttä (tuotantokuiluperusteisella) RRA:lla, jonka rinnalla käytetään bottom up -arviointia.<sup>75</sup> Kun

<sup>72</sup> Velkasäännön noudattaminen on jätetty tässä tarkastelun ulkopuolelle Suomen velka-asteen pysytellessä tarkasteluajanjaksoilla alle velkaan kohdistuvien viitearvojen.

<sup>73</sup> Käytettyjen viitearvojen määrittelyssä on lähteenä Valtiovarainministeriö (2015, s. 71–72).

<sup>74</sup> Sopeutus kohti keskipitkän aikavälin tavoitetta määritellään nykyisin Euroopan komission (2015, liite 2) mukaisesti.

<sup>75</sup> Rajoitan sen sijaan historiallisen aineiston puuttumisen vuoksi tarkastelun ulkopuolelle tuloksellisuusarvioinnin ns. Top-down -arvioinnin, jossa RRA:n kehityksestä korjataan tuotantokuiluarvion muuttumisen, windfall-tuottojen tai shortfall-tappioiden, sekä muiden mahdollisesti vaikuttavien tekijöiden vaikutus. Rajausta voidaan perustella sillä, että viimekädessä arviointi kuitenkin perustuu huolelliseen harkintaan, jota tehtäessä otetaan huomioon menosäännön toteutuminen ja päätösperäiset tulo- ja menojen toimenpiteet (bottom up -arviointi).

RRA:n kehittymistä arvioidaan liiallisten alijäämien menettelyssä, maa joutuu korjaamaan rahoitusasemaansa (pääsääntöisesti vähintään 0.5 prosenttiyksikköä BKT:sta vuodessa) liiallisten alijäämien menettelyyn joutumista seuraavasta vuodesta, kunnes liiallinen alijäämä on korjattu. Jos rakenteellisen rahoitusaseman mittarilla toimenpiteet eivät ole tuloksellisia (merkittävän poikkeaman ollessa vähintään 0.5 prosenttiyksikköä vuodessa rahoitusasemaa korjaavalta polulta), viimekätisenä arviointikriteerinä sovelletaan RRA:n muutoksiin DFE-mittaria arvioimaan tuloksellisuutta.

Lisäksi on syytä ottaa kantaa esitettyjen arvioiden ajoitukseen ja eräisiin muuttujien määrittelyihin. Esimerkiksi VKS:n ennaltaehkäisevän osan arviointi poikkeaa menneen vuoden (*ex post*), kuluvan vuoden (*in-year*) ja tulevan vuoden (*ex ante*) tarkastelun osalta. Siinä – ja korjaavassa osassa – toimien riittävyyden arviointi nimenomaan menneen vuoden osalta on merkityksellisintä. Tästä näkökulmasta seuraavaksi esitettävät tulokset tulee tulkita nimenomaisesti jälkikäteiseksi arvioksi, vaikkakin arviointiin liittyy epävarmuuksia.<sup>76</sup>

Ennaltaehkäisevän osan jälkikäteisessä arvioinnissa merkittävän poikkeaman menettely voidaan käynnistää vain, jos poikkeama KAT:sta oli edellisenä vuonna enemmän kuin 0.25 % kokonaistuotannosta ja havaitaan toteutunut (*ex post*) merkittävä poikkeama – vähintään 0.5 % kokonaistuotannosta – keskipitkän aikavälin tavoitteeseen johtavalta polulta. Arvio poikkeamasta tehdään sekä rakenteellisen rahoitusaseman että menosäännön perusteella huomioiden suhdannetilanne.

Seuraavassa ovat vielä kootusti tässä raportissa käytetyt kriteerit poikkeamille säännöistä VKS:n ennaltaehkäisevässä ja korjaavassa osassa:

- Poikkeama ennaltaehkäisevässä osassa:
  - Poikkeama KAT:sta oli edellisenä vuonna enemmän kuin 0.25 % kokonaistuotannosta **ja**
  - rakenteellinen alijäämä ei ylitä 3 % tasoa eli maa ei ole korjaavassa osassa **ja**
  - keskipitkän aikavälin tavoitteeseen johtavalla polulla rahoitusasema paranee vähemmän kuin 0.5 prosenttiyksikköä **ja**
  - poikkeama polulta on (*ex post*) merkittävä eli vähintään 0.5 % kokonaistuotannosta **ja**
  - poikkeama on merkittävä sekä rakenteellisen rahoitusaseman että menosäännön perusteella huomioiden suhdannetilanne Euroopan komission (2015, liite 2) mukaisesti.
- Poikkeama korjaavassa osassa:
  - Rakenteellinen alijäämä ylittää 3 prosentin tason **ja**
  - toimenpiteet eivät ole tuloksellisia eli maa ei pysty korjaamaan rahoitusasemaansa vähintään 0.5 prosenttiyksikköä (rahoitusasemaa korjaava polku) **ja**
  - poikkeama polulta on (*ex post*) merkittävä eli vähintään 0.5 %-yksikköä vuodessa **ja**
  - poikkeama on merkittävä sekä RRA:n, että bottom up -arvion mukaisesti.

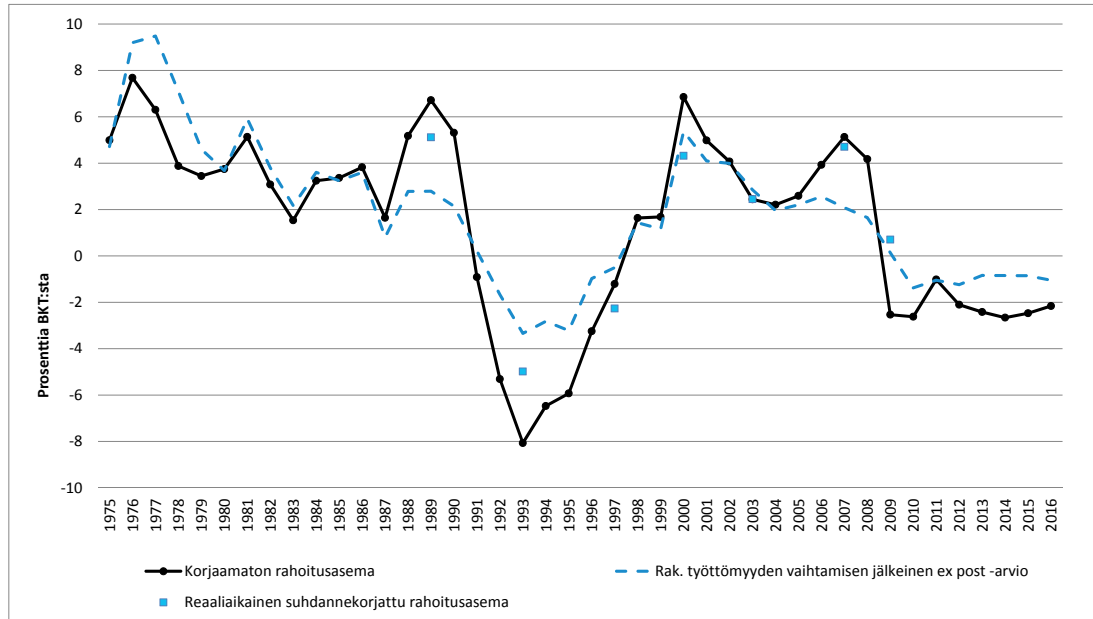
Kuvio 13 esittää rakenteellisen ja nimellisen alijäämän. Sen perusteella nimellinen alijäämä on ylittänyt 3 prosentin viitearvon 1992–1996<sup>77</sup>. Näiden vuosien osalta tarkastelen korjaavan osan lainsäädäntöä ja erityisesti julkistalouden sopeuttamisen riittävyyttä. Muiden vuosien osalta tarkastelen ennaltaehkäisevää lainsäädäntöä.

Aloitan tarkastelemalla vuosia, jolloin ennaltaehkäisevän osan lainsäädäntö olisi voinut tulla sovellettavaksi. Korjaamiini rakenteellisen työttömyyden arvioihin perustuen rakenteellinen rahoitusasema olisi ollut KAT:a heikompi vuoden 2011 jälkeen. Arvioni mukaan rikkomusta ei käyttämässäni aineistossa olisi kuitenkaan tapahtunut. Vuonna 2011 tapahtunut RRA:n parantuminen ja vuosien 2011–2014 heikko suhdannetilanne huomioiden on luultavaa, etteivät säännöt olisi vaatineet suurem-

<sup>76</sup> Lähes kaikki tarkasteltavat muuttajat ovat toteutuneita arvioita mm. BKT:sta, julkisista menoista, inflaatiosta ja alijäämistä. Tosin menosäännössä ja bottom up -arvioinnissa käytetty BKT:n referenssikasvu perustuu arviointivuoden syksyn ennusteisiin. Lisäksi menosäännön inflatiomittari määrittellään edellisen vuoden ennusteiden keskiarvoksi. On lisäksi huomionarvoista, että BKT:n viitekasvu arvioidaan EU:n finanssipoliittisten sääntöjen kehikossa kolmen vuoden välein. Vuosien 2011–2014 osalta käytän komission tarjoamia lukuja, mutta sitä ennen käytän vuosittain vaihtuvia viitearvoja.

<sup>77</sup> Erityisesti vuosien 1992–1995 osalta rahoitusasema on 3 prosentin viitearvoa huomattavasti heikompi.

Kuvio 13 Tuotantokuiluperusteinen RRA ja nimellinen alijäämä



pia rakenteellisen rahoitusaseman korjauksia.<sup>78</sup> Vastaavasti menosäännön mukainen menoaggregaatti (kuvio 14) on ylittänyt referenssiarvonsa vuosina 1985–1988, 1991, 2001–2002, 2004–2005, ja 2007–2009. Vuosien 2011–2014 osalta rakenteellinen rahoitusasema edellisenä vuonna on niin heikko, että menosäännössä sovellan tiukempaa rajaa menojen kasvulle.

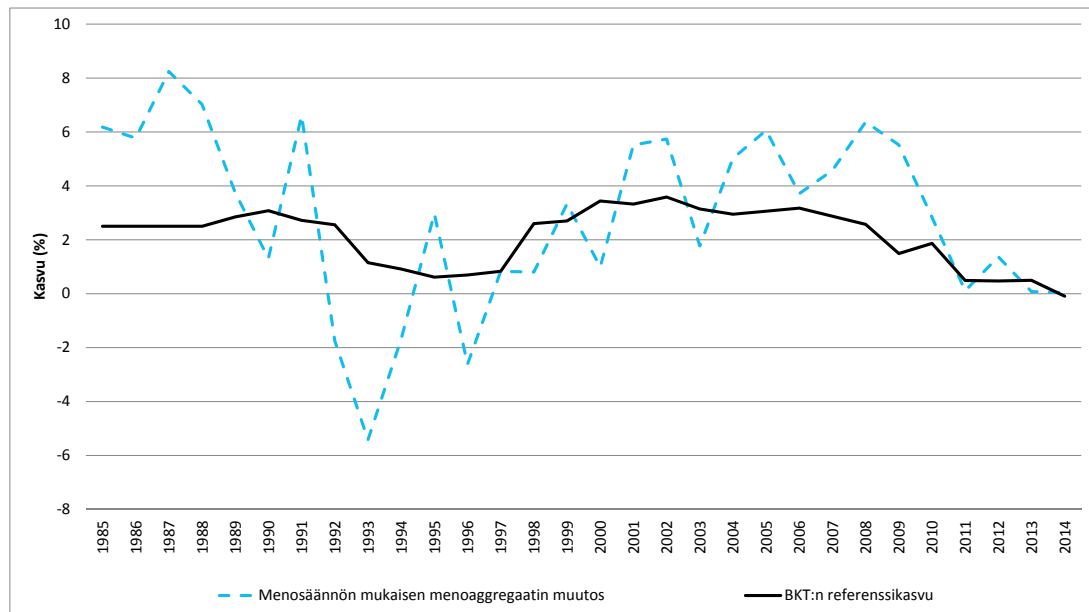
Tulokset osoittavat siten, että varsin monena vuotena tuotantokuiluperusteinen RRA ja menosääntö antavat erilaisen kuvan finanssipolitiikan kehityksestä suhteessa referenssiarvoihin. Useimpien Suomi olisi saavuttanut KAT:n, mutta ei menosäännön mukaista menojen kasvuvauhtia tai olisi ollut lähellä ylittää sen. Näitä vuosia löytyy noususuhdanteissa. 1990-luvun alun kriisiä ja nykykriisiä edeltänyt voimakas rakenteellisen rahoitusaseman vahvistuminen olisi voinut sallia julkistalouden ekspansion. Rakenteellinen rahoitusasema oli molempina ajanjaksoina varsin vahva sekä jälkikäteisillä, että reaaliaikaisilla tuotantokuiluarvioilla mitattuna. Sen sijaan menosääntö olisi voinut asettaa kireämpiä rajoja finanssipolitiikalle näinä vuosina.<sup>79</sup> Suomen menosäännön mukainen reaalin menojen kehitys olisi ylittänyt sekä 1980-luvun että 2000-luvun alkupuolella useana vuotena keskipitkän aikavälin potentiaalisen tuotannon reaalisen kasvuvauhdin.

Nykykriisin puhjettua kiristävämpää politiikkaa vaativa sääntö on vaihdellut. Menosääntöä olisi rikottu kriisin alkuvaiheessa 2008–2009, kun taas KAT olisi saavutettu rakenteellisen rahoitusaseman mittarilla. Vuodesta 2010 alkaen finanssipolitiikka on osoittanut menosäännön mukaan kiristymistä, kun taas tuotantokuiluperusteisen RRA:n perusteella finanssipolitiikka ei ole kiristynyt ja KAT:n rikkomus on ollut varsin lähellä. Erojen kannalta on tosin huomionarvoista, että menosäännön mukainen potentiaalisen tuotannon keskipitkän aikavälin kasvu on ollut hitaampaa kuin käytetty referenssikasvu.

<sup>78</sup> Samalla on vielä painotettava, että aineisto on alkukeväältä 2015 ja tuotantokuilumenetelmässä on sovellettu ehdotettuja korjauksia. Siten raportti ei anna täysin ajanmukaista kuvaa finanssipolitiikan mittareista, eivätkä tulokset ole täysin vertailukelpoisia virallisiin lukuihin.

<sup>79</sup> On huomionarvoista, että tilanteissa, joissa maa on saavuttanut jälkikäteisen arvioinnin perusteella KAT:n, mutta ei menosäännön mukaista menojen kasvuvauhtia, komissio ei tällä hetkellä katso sääntöjä rikotuksi, mutta voi käynnistää rakenteellisen rahoitusaseman jatkoarvioinnin esimerkiksi windfall-tuottojen havaitsemiseksi (Euroopan komissio, 2013A). Liitteen 4 (jälkikäteiset) arvot esimerkiksi viittaavat siihen, että syklinen tulojen kehitys olisi ollut 1980-luvun lopussa ja aivan 2000-luvun alussa nopeampaa kuin tuotantokuiluperusteinen korjaus olisi antanut ymmärtää. Tämä viittaa windfall-tuloihin. Vastaavaa eroa ei ollut ennen nykykriisiä.

Kuvio 14 Menosäännön mukaisen menoagregaatin reaalin muutos ja BKT:n referenssikasvu reaalisena



Jos tämä otetaan huomioon menosäännössä, ei menoagregaatin kehitys ole kaukana referenssiarvostaan.<sup>80</sup>

Tarkastelen lopuksi vuosia 1993–1996, jolloin korjaavan osan lainsäädäntöä olisi alijäämäkriteerin perusteella voitu soveltaa. Kuvio 15 esittää jälkikäteen arvion rakenteellisen rahoitusaseman kehittymisestä tuotantokuilumenetelmällä sekä bottom up -arvioinnin perusteella harkinnanvaraisten toimien määrän DFE-mittarilla mitattuna. Niiden perusteella voidaan arvioida toimenpiteiden riittävyyttä (vuosi alijäämäkriteerin rikkoutumisen jälkeen 1992). Tulokset viittaavat siihen, että tuotantokuilumenetelmän perusteella 0.5 prosenttiyksikön sopeuttamiseen ei kriisivuosina 1993 ja 1995 olisi päästy. Suomi ei olisi toteutetulla politiikalla kyennyt korjaamaan rakenteellista alijäämää riittävästi ja lisätoimenpiteitä olisi saatettu tarvita.<sup>81</sup> Tällöin bottom up -mittariin nojaavan huolellisen harkinnan tuloksena olisi kuitenkin voitu havaita, että julkisen talouden rahoitusasemaa oli korjattu voimakkaasti kyseisinä vuosina.<sup>82</sup>

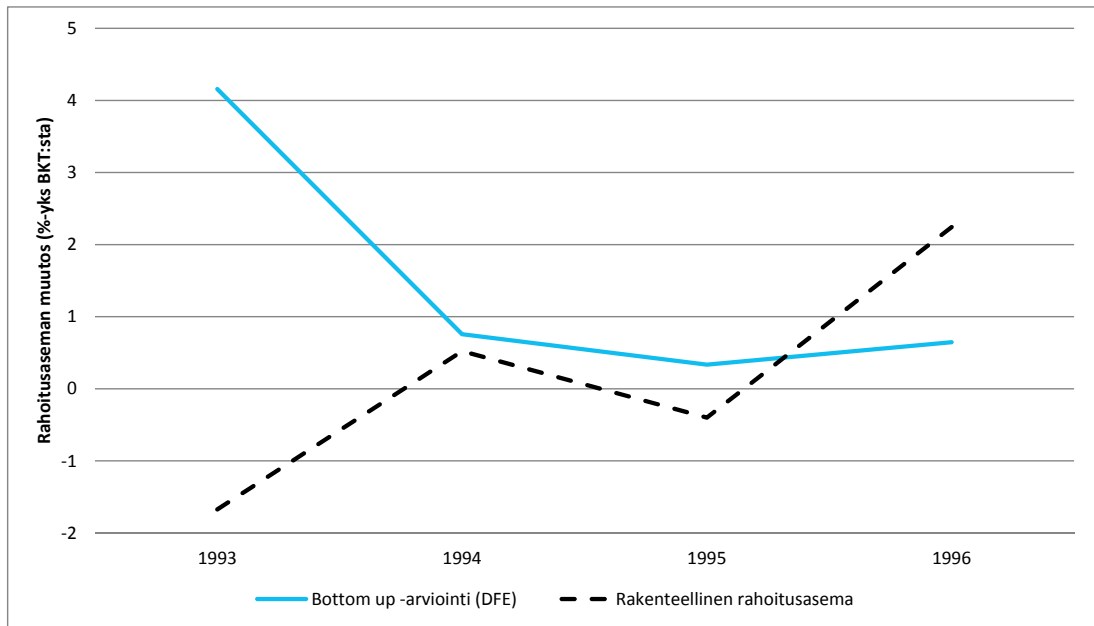
Kaiken kaikkiaan vaikuttaa siltä, että päätösperäisten bottom up -arvioinnin ja menosäännön käyttö voi edesauttaa finanssipolitiikan ohjaamista vastasyklisempään suuntaan myös finanssipoliittisten sääntöjen noudattamisen näkökulmasta.

<sup>80</sup> On syytä todeta, että myös Euroopan komissio (2014) arvioi, että Suomi noudattaa tällä hetkellä menosääntöä, mutta rakenteelliselle rahoitusasemalle annetaan nykytilanteessa enemmän painoa sääntöjen noudattamista koskevassa kokonaisarvioinnissa. Tarkastelen tuloksia lisäksi suhteessa valtiontalouden tarkastusviraston saatavilla oleviin arvioihin, joita löytyy vuodesta 2012 alkaen (VTV, 2014). Tuloksissa on jonkin verran eroja aineistomuutosten vuoksi. Erityisesti investointisarja on muuttunut varsin huomattavasti T&K-investointien tilastoinnin muutoksen jälkeen. Tulokset ovat kuitenkin samansuuntaisia. Vuosien 2013 ja 2014 osalta myös VTV arvioi, että menosääntöä noudatettiin. Vuoden 2012 osalta VTV arvioi, että menoarvojen referenssikasvuauhti ylittyi, mikä myös vastaa aineistoni havaintoja.

<sup>81</sup> Kuusi (2014) tarkastelee rakenteellista rahoitusasemaa reaaliaikaisesti 1990-luvun kriisissä ja tulee myös johtopäätökseen, että tuotantokuiluperusteisella menetelmällä lisäkiristyksiä olisi voitu tarvita.

<sup>82</sup> Erojen ymmärtämiseksi on vielä syytä mainita, että vuosien 1993 ja 1995 osalta korkomenojen kasvu vastaa n. 30 prosenttia mittareiden eroista vuonna 1993 ja n. 5 prosenttia vuonna 1995. Loppuosa eroista selittyy menetelmien tavoilla erottaa sykliset muutokset työttömyysmenoissa ja tuloissa sekä potentiaalisen tuotannon kasvun määrittelyillä (Euroopan komissio, 2013B). Vaihtuvien joustojen arviot (liite 4) viittaavat siihen, että erot menetelmien välillä selittyisivät muulla kuin tulojen kehityksellä (menopuolen kehityksellä ja erilaisilla potentiaalisen tuotannon mittaustavoilla).

Kuvio 15 Rahoitusaseman muutos vuosina 1993–1996





# 6 Raportin johtopäätöksiä

## 6.1 Yleisiä johtopäätöksiä

Rakenteellinen rahoitusasema on saanut varsin keskeisen roolin uudessa EU:n finanssipoliittisessa lainsäädännössä. Tässä tutkimuksessa tarkastelen historiallisesti arvioita rakenteellisesta rahoitusasemasta Euroopan komission laskentamenetelmällä ja vertailen sitä vaihtoehtoisin finanssipolitiikan mittareihin.

Tutkimuksen tulokset vahvistavat aiemmassa kirjallisuudessa esitettyä käsitystä rakenteellisen rahoitusaseman tuotantokuiluperusteisen arvioinnin vaikeudesta (ks. luku 2). Vaikka Euroopan komissio käyttää uusimpia tilastollisia menetelmiä talouden suhdannetilän arviointiin, tuotantokuilun mittaaminen reaaliaikaisesti osoittautuu käytännössä vaikeaksi tehtäväksi. Tuotantokuilumenetelmän kyky suodattaa suhdannevaihteluja ja mitata suhdannevaiheen vaikutuksia rahoitusasemaan on rajallinen, mikä voi johtaa suhdanteesta riippumattoman rahoitusaseman ali- tai yliarviointiin. Erityisesti talouden 1980-luvun ylikuumenemisvaiheessa ja toisaalta 1990-luvun alun syvässä talouskriisissä finanssipolitiikan ohjaaminen rakenteellisen rahoitusaseman avulla olisi saattanut johtaa havaittua myötäsyklisempään politiikkaan.

Tuotantokuiluperusteisen RRA:n ohella tarkastelen sen rinnalla käytettävää VKS:n ennaltaehkäisevää menosääntöä. Sen mukaan keskipitkän aikavälin tavoitteen saavuttaneissa maissa menot saavat kasvaa korkeintaan samaa vauhtia kuin referenssinä käytettävä keskipitkän aikavälin potentiaalinen BKT. Maissa, jotka eivät ole saavuttaneet keskipitkän aikavälin tavoitetta, menojen kasvuvauhdin tulee jäädä sitä hitaammaksi. Jos menojen kasvuvauhti on nopeampaa, ylitys pitää kompensoida päätösperäisillä tulopuolen toimilla. Lisäksi tarkastelen rakenteellisen rahoitusaseman rinnalla rahoitusaseman korjaamiseen suunnattujen toimien tuloksellisuutta ns. bottom up -arvioinnin avulla.

Sekä menosäännössä että bottom up -arvioinnissa BKT:n kasvua arvioidaan suhdanteista vähemmän riippuvaisella potentiaalisen tuotannon keskipitkän aikavälin kasvulla, suhdanneriippuvaiset erät vähennetään menoista, ja tulojen kehitystä mitataan havaittujen tuloperusteisten päätöksien ja niiden vaikutusarvioiden perusteella. Raportin taustatyönä kokosin tietoa tuloperustemuutoksista vuosilta 1977–2014.

Analyysin perusteella menosääntöön ja bottom up -arviointiin perustunut finanssipolitiikka olisi voinut olla vastasyklisempää kuin RRA:han perustunut. Menosääntöön perustuva finanssipolitiikka olisi ollut kiristävää erityisesti ennen 1990-luvun kriisiä, mikä olisi voinut sekä edesauttaa kriisin lieventymistä että lisännyt elvytysvaraa itse kriisissä. Toisaalta vuodesta 1992 alkaen harjoitettu finanssipolitiikka olisi ollut päätösperäisen bottom up -arvioinnin perusteella riittävän kiristävää, kun taas RRA:n perusteella olisi syntynyt lisäkirstystypaineita.

Myös nykytilanteessa päätösperusteiseen menosääntöön perustuva arvio Suomen finanssipolitiikan kehityksestä poikkeaa jonkin verran tuotantokuiluperusteisista arvioista. Tuotantokuiluperusteinen rakenteellinen rahoitusasema uhkaa rikkoa EU:n finanssipoliittisten sääntöjen rajoja, mutta menosääntöön perusteella finanssipolitiikan kiristykset ovat riittäneet kompensoimaan paineen, jonka heikentynyt potentiaalisen tuotannon kasvuvauhti on aiheuttanut menojen kasvun rajoittamiseen. On kuitenkin syytä ottaa huomioon, että menosäännössä käytettyä potentiaalisen tuotannon viitearvoa päivitetään harvakseltaan, eikä se välttämättä vastaa tällä hetkellä talouden todellista kasvupotentiaalia.

Kaiken kaikkiaan vaikuttaisi siltä, että rinnakkaisia mittareita tarvitaan, vaikka niiden käyttö ylläpitää sääntöjen nykymuotoista monimutkaisuutta ja lisää sääntöjen tulkintaan liittyvää harkinnan-

varaisuutta. Arvioita yksittäisten politiikkamuutosten vaikutuksista ja kansantalouden pitkän aikavälin kasvupotentiaalin kehityksestä tulee hyödyntää finanssipolitiikan ohjaamisessa, vaikkakin niiden mittaamiseen liittyy myös haasteita. Toisaalta vakiintuneita tapoja analysoida talouden vajaakäyttöä erityisesti inflaation avulla ei ole syytä sivuuttaa, vaikka niiden käytännön soveltamisessa onkin kohdattu metodologisia haasteita. Päätösperäisillä menetelmillä lasketut pitkän aikavälin kasvuarviot eivät tarjoa kansantalouden syklisen tilan arvioinnille yhtä selkeää referenssiä kuin esimerkiksi tuotantokuilun mittaamisessa käytettävä inflaationeutraali tasapainotyöttömyys. Paras ratkaisu on pyrkiä analysoimaan eri mittareiden eroja, ja hyödyntää niitä yhdessä finanssipolitiikan ohjauksessa.

## 6.2 Metodologisia huomioita

Analyysin perusteella suosittelen tuotantokuilumenetelmän soveltamistavan muuttamista rakenteellisen työttömyyden laskennan osalta. Komission tällä hetkellä käyttämässä menetelmässä tehdään työttömyyden syklisen ja rakenteellisen komponentin suuruudesta ennako-oletuksia, jotka ovat tilastollisen uskottavuuden, aikaisemman kirjallisuuden ja mallien reaaliaikaisen toimivuuden valossa ongelmallisia. Arvioni mukaan oletukset johtavat syklisen työttömyyden, ja siten tuotantokuilun aliarvioimiseen. Näin on erityisesti 1990-luvun laman osalta, mutta jossakin määrin myös nykykriisin aikana. Joka tapauksessa menetelmän toiminnan kannalta olennaisten parametrirajoitusten selkeämpi raportointi ja niiden vaikutusten analyttisempi arviointi bayesilaisessa mallikehikossa olisi tärkeää.

Yksi keino parantaa arvioita rakenteellisesta työttömyydestä olisi hyödyntää tarkempia työmarkkinoiden dynamiikkaan liittyviä muuttujia. Suomen kaltaisessa maassa, jossa nimellisyöttökyvydet ovat suuria, työmarkkinoiden alaspäin suuntautuvan palkkamekanismin voidaan argumentoida toimivan enemmän ekstensiivisellä (työttömyys) kuin intensiivisellä rajalla (työtunnit). Talouskriisin aikana työttömiksi jäävät ihmiset joutuvat ottamaan vastaan töitä, joiden palkkataso on matalampi. Toisaalta tuottavammat työntekijät, joilla on usein myös korkeampi palkka, saavat monesti jäädä. Toisensa kumoavat vaikutukset tekevät aggregaattipalkat todellista vähemmän alaspäin joustaviksi. Vaikutukset voidaan kuitenkin erottaa tilastollisesti erillisiksi komponenteiksi ja periaatteessa käyttää suhdanne- luonteisen työttömyyden mittaamisessa (Kauhanen ja Maliranta, 2012).

Kokonaistuottavuuden arvioimiseen on vähemmän selviä lähtökohtia. Yksi tapa kehittää kokonaistuottavuuden kehityksen arviointia on tarkastella sitä toimiala- tai sektoritasolta lähtien (ks. esim. Pohjola, 2011; Kuusi, 2013; Fernald, 2014). Suomessa tämä on erityisen tärkeää, koska potentiaalisen tuotannon romahdus nykykriisin aikana johtuu maan voimakkaasta erikoistumisesta vientimarkkinoilla, ja muutaman toimialan kilpailuaseman heikosta kehityksestä. Raportin suosituksena onkin kehittää menetelmiä, joilla kokonaistuottavuuden potentiaalista kehitystä voitaisiin seurata systemaattisesti toimialatasolla ja aggregoida tulokset kansantalouden kokonaistuottavuuden potentiaaliksi ja toisaalta kokonaistuottavuuskuiluksi.

Menosääntö ja bottom up -arviointi eivät nekään ole immuuneja mittaamisen ongelmille. Myös ne vaativat tuekseen käsitystä talouden keskipitkän aikavälin tuotantopotentiaalista. Vaikkakin raportissa esitetty liukuva keskiarvo menneestä kehityksestä ja suhdanteen yli ulottuvista ennusteista on vähemmän herkkä syklisille muutoksille, voivat lyhyen aikavälin näkemykset heijastua myös pitemmän aikavälin arvioihin. Tämä voi aiheuttaa syklisyyttä myös vaihtoehtoihin rakenteellisen rahoitus- aseman arviointimenetelmiin. Lisäksi menosäännössä ja bottom up -arvioinnissa käytettävää BKT:n viitekasvua päivitetään tällä hetkellä harvakseltaan. Viitearvo voi vastata yli 3 vuotta vanhaa käsitystä kansantalouden kasvupotentiaalista.

Raportin suosituksena on myös korvata menosäännön ja bottom up -arvioinnin inflaatiomuuttuja pidemmän aikavälin tasapainotasolla, jotta inflaation tai sen ennusteiden muutokset eivät vaikuttaisi syklisyyttä lisäävästi ja menetelmien ennustettavuus paranisi. Kumpikin vaihtoehtoinen mittari sallii periaatteessa korkean inflaation oloissa menojen kasvamisen voimakkaasti, kun taas matalan inflaation kriisioloissa se voi synnyttää lisätarpeen julkisten menojen leikkauksille, tosin ansio- ja tuloasteikkojen inflaatiotarkistusten ottaminen huomioon tuloperusteiden muutoksena toimii osittain tasapainottavana tekijänä. Lisäksi inflaatioennusteiden käyttö tuntuu lieventävän syklisyysongelmaa menosäännön osalta.

Menosäännön ja up -arvioinnin tueksi tarvitaan riippumatonta taloustieteellistä analyysiä erilais-  
ten politiikkamuutosten vaikutuksista. Erityisesti arviot finanssipolitiikan kerroinvaikutuksen suuruu-  
desta – niin kriiseissä kuin kriisien ulkopuolellakin – ovat edelleen varsin ristiriitaisia. Tämän raportin  
taustaksi kerätty aineisto finanssipoliittisista päätöksistä voi toivottavasti jatkossa auttaa kerroinvaiku-  
tuksen arvioinnissa Suomessa.

Lopuksi on erityisesti menosäännön käytön kannalta ongelmallista, ettei sillä ole EU:n finanssi-  
poliittisissa säännöissä selkeää, RRA:sta ja sen laskentamenetelmästä erillistä roolia. VKS:n ennalta-  
ehkäisevässä osassa tarvitaan menosäännön mukaisen potentiaalisen tuotannon keskipitkän aikavälin  
kasvureferenssin määrittelyssä edelleen arviota KAT:n täyttymisestä sekä tuotantokuiluperusteisia ar-  
vioita suhdanneluonteisesta työttömyydestä. Yksi ongelma on, ettei menetelmä sinänsä tarkkaile fi-  
nanssipolitiikan tavoitetasoa, vaan enemmänkin finanssipolitiikan muutosta. Yksi ratkaisu voisi olla  
menosäännön sitominen tiiviimmin velkatasoon ja kestävyyslaskelmiin perustuviin ennusteisiin sen  
kehityksestä. Esimerkiksi Hughes Hallett ja Jensen (2012) ehdottavat, että velan tasolle asetettaisiin 60  
prosentin BKT-suhteen alapuolelle raja, jonka ylittäminen käynnistäisi ennaltaehkäisevät toimenpiteet.  
Vaikka velkasuhdekin on herkkä suhdanteiden muutoksille, se ei muutu yhtä herkästi kuin (raken-  
teellinen) alijäämä. Toisaalta myös velan suhdannekorjauksista on jo nykyisten sääntöjen puitteissa  
kokemuksia.





# Kirjallisuutta

- Aguiar, M. ja Gopinath, G. (2007). Emerging Market Business Cycles: The Cycle Is the Trend. *Journal of Political Economy* 115, pp. 69–102.
- Alesina, A. ja Ardagna, S. (1998). Tales of fiscal adjustment. *Economic Policy*, 13(27), pp. 487–545.
- Alesina, A. ja Perotti, R. (1995). Fiscal expansions and fiscal adjustments in OECD countries. NBER Working Paper W5214.
- Barrios, S. ja Fargnoli, R. (2010). Discretionary measures and revenues in the run-up to the financial crisis. *European Commission Economic Papers* 419.
- Blanchard, O. J. (1990). Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators. OECD, Department of Economics and Statistics Working Paper 79.
- Bouis, R., Cournède, B. ja Christensen, A. (2012). Implications of Output Gap Uncertainty in Times of Crisis. OECD, Economics Department Working Papers 977.
- Carnot, N. ja de Castro, F. (2015). The Discretionary Fiscal Effort: An Assessment of Fiscal Policy and its Output Effect. *European Economy Economic Papers* 543.
- Daly, M. C. ja Hobijn, B. (2013). Downward Nominal Wage Rigidities Bend the Phillips Curve. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper* 8.
- DeLong, B. ja Summers, L. (2012). Fiscal Policy in a Depressed Economy. *Brookings Papers on Economic Activity*, 44(1), pp. 233–297.
- Eschenbach, F. ja Schuknecht, L. (2002). Fiscal balances and asset prices. *ECB Working Paper* 141.
- Euroopan komissio (2006). *Public finances in EMU*.
- Euroopan komissio (2013A). *Vade mecum on the Stability and Growth Pact*. *European Economy Occasional Papers*, Issue 151.
- Euroopan komissio (2013B). *Report on Public Finances in EMU 2013*. *European Economy* 4|2013.
- Euroopan komissio (2014). *Commission opinion of 28.11.2014 on the Draft Budgetary Plan of Finland*.
- Euroopan komissio (2015). *Making The Best Use Of The Flexibility Within The Existing Rules Of The Stability And Growth Pact*. *Communication From the Commission to the EP, the Council, the ECB, the ESC, the CR And the EIB*.

Evans, G. W., Guse, E. ja Honkapohja, S. (2008). Liquidity traps, learning and stagnation. *European Economic Review*, 52(8), pp. 1438–1463.

Fernald, J. G. (2014). Productivity and Potential Output Before, During, and After the Great Recession. *Federal Reserve Bank of San Francisco Working papers* 2014–15.

Fregert, K. ja Pehkonen, J. (2009). The crisis of the 1990s and unemployment in Finland and Sweden. *The Great Financial Crisis in Finland and Sweden* (toim. Jonung, L., Kiander, J., Vartia, P.), pp. 158–183.

Gali, J. (2011). The Return of the Wage Phillips Curve. *Journal of the European Economic Association* 9/3, pp. 436–461.

Golinelli, R. M. S. (2008). The cyclical response of fiscal policies in the euro area. Why do results of empirical research differ so strongly?. *Banca d'Italia Working Papers* 654.

Gorodnichenko, Y., Mendoza, E. G. ja Tesar, L. L. (2012). The Finnish Great Depression: From Russia with Love. *American Economic Review*, 102(4), pp. 1619–44.

Guajardo, J., Leigh, D. ja Pescatori, A. (2011). Expansionary Austerity: New International Evidence. *IMF working paper*, 11(158).

Havik, K., McMorrow, K., Orlandi, F., Planas, C., Raciborski, R., Röger, W., Rossi, A., Thum-Thysen, A., Vandermeulen, V. (2014). The Production Function Methodology for Calculating Potential Growth Rates ja Output Gaps. *European Economy Economic Papers* 535.

Henriksson, M. ja Leino-Sandberg, P. (2014). Lohduton labyrintti vai tie talouspoliittiseen täyttymykseen? *Talouspolitiikan koordinaatio EU:ssa. Kansantaloustieteen aikakauskirja* 4.

Hetemäki, M. (2015). Eurokriisin syyt ja euroalueen tulevaisuus. *Kansantaloudellinen aikakauskirja* 1.

Hughes Hallett, A. ja Jensen, S. E. H. (2012). Fiscal Governance in the Euro Area: Institutions vs. Rules. *Journal of European Public Policy*, 19(5).

IFAC (2013). Assessment of Compliance with Fiscal Rules. *Irish Fiscal Advisory Council Fiscal Assessment Report* 1.

IMF (2010). *World Economic Outlook Chapter* 3.

IMF (2012). *United Kingdom 2012 Article IV Consultation*.

Jalava, J., Pohjola, M., Ripatti, A. ja Vilmunen, J. (2006). Biased Technical Change and Capital-Labour Substitution in Finland, 1902–2003. *B.E. Journal of Macroeconomics*, 6(1).

Kauhanen, A. ja Maliranta, M. (2012). Micro-components of aggregate wage dynamics. *ETLA Working Papers* 1.

Kfir, E. ja Spiegel, R. (2014). Reference Dependence and Labor Market Fluctuations. *NBER Macroeconomics Annual* 2013 28.

- Kremer, J., Rodrigues Braz, C., Brosens, T., Langenus, G., Momigliano, S. ja Spolander, M. (2006). A Disaggregated Framework for the Analysis of Structural Developments in Public Finances. ECB Working Paper 579.
- Krugman, P. (2013). The Pain in Spain is not hard to explain. Blogi kirjoitus.
- Kuttner, K. N. (1994). Estimating potential output as a latent variable. *Journal of Business and Economic Statistics*, 12(3), pp. 361–368.
- Kuusi, T. (2013). Structural Change in the Information Era: Perspectives from a Multi-Sector model of the Finnish Economy. Aalto yliopiston kauppakorkeakoulun väitöskirjan luku.
- Kuusi, T. (2014). Consolidation under the Europe’s New Fiscal Rules: Analyzing the Implied Minimum Fiscal Effort. ETLA Working Papers 23.
- Lane, P. (2012). The European Sovereign Debt Crisis. *Journal of Economic Perspectives* 26, pp. 49–68.
- Luoma, A. ja Luoto, J. (2010). The Aggregate Production Function of the Finnish Economy in the Twentieth Century. *Southern Economic Journal*, 76(3).
- Marcellino, M. ja Musso, A. (2010). Real Time Estimates of the Euro Area Output Gap – Reliability and Forecasting Performance.. ECB Working Papers 1157.
- Morris, R. S. L. (2007). Structural Balances and Revenue Windfalls – The Role of Asset Prices Revisited. ECB Working Paper Series 737.
- Mourre, G., Isbasoiu, G.-M., Paternoster, D. ja Salto, M. (2013). The cyclically-adjusted budget balance used in the EU fiscal framework: an update. *European Economy Economic Papers* 478.
- Murray, J. (2014). Output gap measurement: judgement and uncertainty. UK Office of Budget Responsibility Working paper 5.
- Orphanides, A. ja van Norden, S. (2002). The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time. *The Review of Economics and Statistics*, 84(4).
- Perotti, R. (2011). The ”Austerity Myth”: Gain Without Pain?. BIS working papers No 362.
- Planas, C. ja Rossi, A. (2004). Can Inflation Data Improve Real-Time Reliability of the Output Gap?. *Journal of Applied Econometrics*, 19(1).
- Planas, C. ja Rossi, A. (2014). Program GAP: Technical Description and User-manual, version 4.3. European Commission, Joint Research Centre Technical Reports.
- Pohjola, M. (2011). Kasvukauden tilinpäätös. *Kansantaloudellinen aikakauskirja* 3.
- Price, R. ja Dang, T.-T. (2011). Adjusting Fiscal Balances for Asset Price Cycles. OECD Economics Department Working Papers 868.

Rünstler, G. (2002). The Information Content of Real-Time Output Gap Estimates: An Application to the Euro Area. ECB Working Paper 182.

Schackleton, R. (2013). Total Factor Productivity Growth in Historical Perspective. Congressional Budget office Working Paper 2013-01.

Stock, J. H. ja Watson, M. W. (2010). Modeling Inflation after the Crisis. Economic Policy Symposium. Federal Reserve Bank of Kansas City.

Talouspolitiikan arviointineuvosto (2015). Talouspolitiikan arviointineuvoston raportti 2014.

Thwaites, G. (2006). Optimal emerging market fiscal policy when trend output is unobserved. Bank of England Working Paper 308.

Timmermann, A. (2006). An Evaluation of the World Economic Outlook Forecasts. IMF Working Paper 06/59.

Toimintaohjeisto (2012). Specifications on the implementation of the Stability and Growth Pact. EU:n talous- ja rahoituskomitea.

Valtiovarainministeriö (2015). Taloudellinen katsaus, kevät 2015.

Virkola, T. (2013). Rakenteellinen budjettitasapaino. ETLA Raportit 11.

Virkola, T. (2014). Real-Time Measures of Output Gap and Fiscal Policy Stance. ETLA raportit 37.

Wolswijk, G. (2007). Short- and long-run elasticities. The case of the Netherlands. ECB Working paper 763.

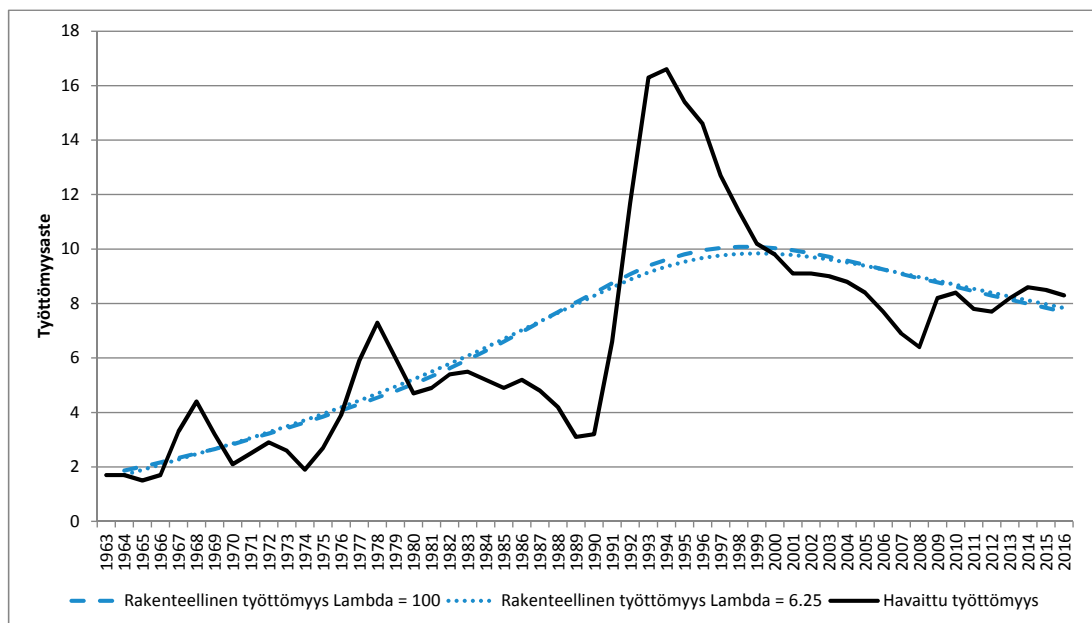
Wren-Lewis, S. (2013). How not to run fiscal policy: more lessons from the Eurozone. Blogikirjoitus (Mainly Macro, 17.10.2013).

VTV (2014). Finanssipolitiikan tarkastuksen ja valvonnan raportti 2014. Valtiontalouden tarkastusviraston erilliskertomus eduskunnalle.

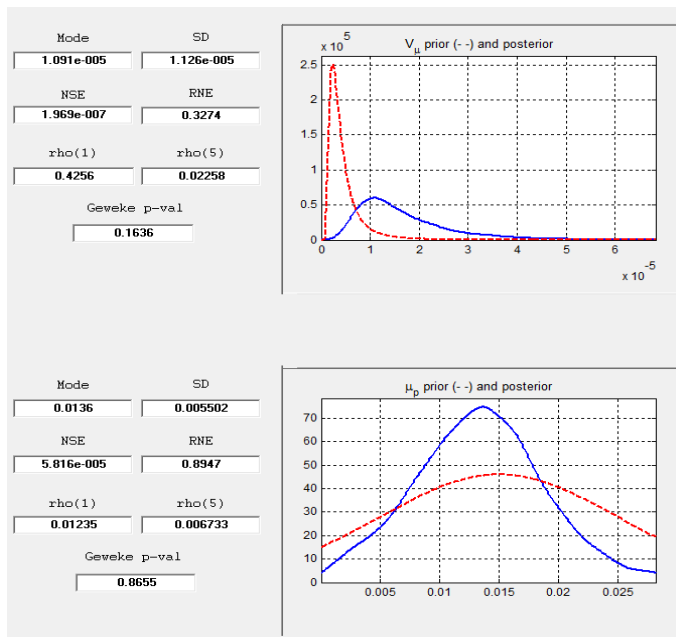
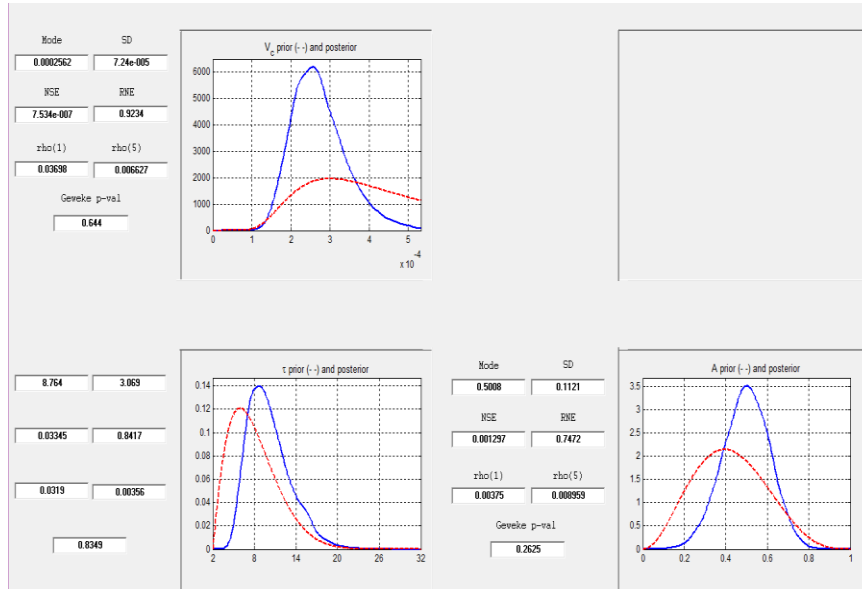
# Liitteet

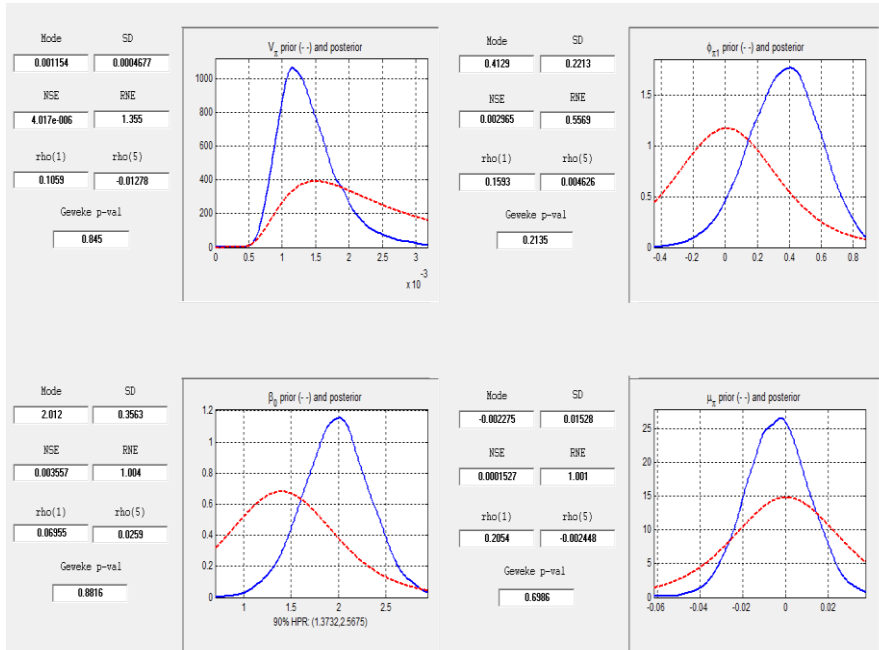
## Liite 1. HP-suotimen sileysparametrin arvon vaikutukset rakenteellisen työttömyyden arvioihin

Kuvio 16 Sileysparametrin vaikutukset rakenteellisen työttömyyden arvioihin

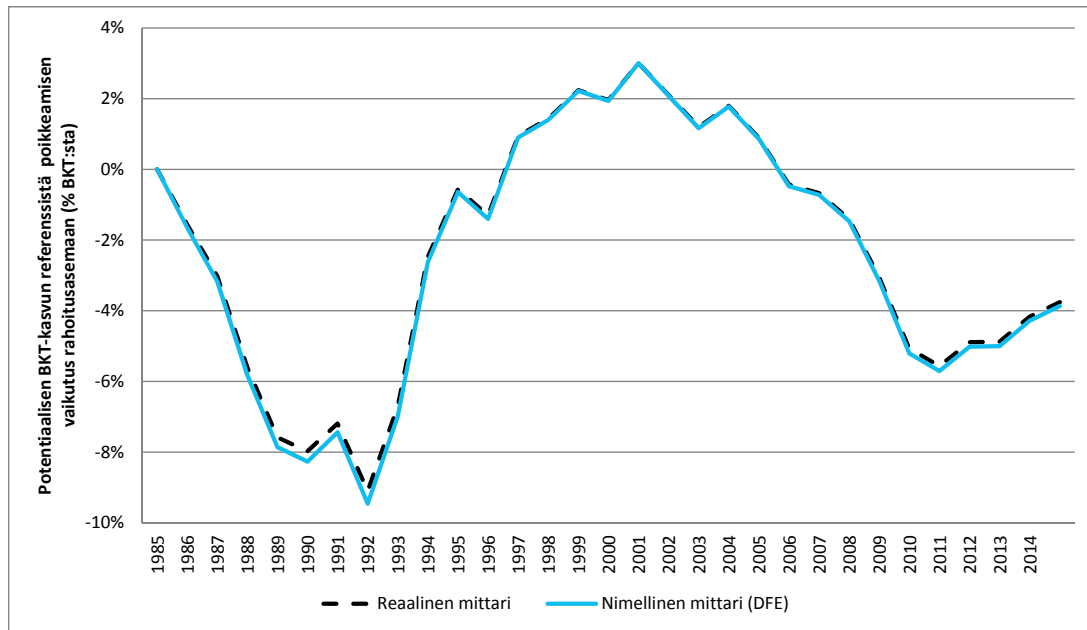


## Liite 2. Kokonaistuottavuusmittauksen parametrien priori- ja posteriorijakaumat





### Liite 3. Poikkeama keskipitkän aikavälin potentiaalisen BKT:n kasvuvauhdista: arvioita reaalisesti ja nimellisesti (DFE)





## Liite 4. Vaihtuvat tulojoustot

Menetelmän perusajatuksena on, että tuloperusteiden avulla havaitun talouspolitiikan muutosten seuraaminen tulopuolella on periaatteessa helppoa: talouspolitiikka on lähtökohtaisesti neutraalia, jos uusia päätöksiä ei tehdä. Sen sijaan menopuolella vastaavaa selvää neutraalia referenssiä ei ole, vaan menojen kasvu on suhteutettava jollakin tavoin kansantalouden muuhun kasvuun. Menojen suhdanne-  
luonteista muutosta arvioidaan vaihtuvan jouston menetelmässä edelleen tuotantokuilumenetelmällä ja kiinteillä joustoilla.

Tulopuolella eri tulolajeista poistetaan ensin niiden päätöseräiset muutokset perustuen edellä esitettyihin yksittäisten päätösten vaikuttavuusarvioihin. Loppuosa tulojen kehityksestä on edellä esitetyn päättelyn perusteella vain suhdanteista riippuvaa ainakin, mikäli perustemuutosten arvioimiseen ei liity suuria virheitä. Tällöin tuotantokuilun ja kiinteän suhdannejouston sijasta voidaan suoraan tarkkailla tuloerien suhdanne-  
luonteista kehitystä eri vuosina. Näiden muutosten perusteella voidaan periaatteessa laskea eri tuloerille vuosittain vaihtuva jousto.

Korjaan seuraavaksi eri tuloluokkien tuloja lisäämällä eri vuosina tehtyjen tuloperustemuutosten vaikutukset aikaisempiin havaintuihin tuloihin kuten Carnot ja de Castro (2015). Lisäyksen suuruus aikaisempina vuosina arvioidaan muutoksen varsinaisena käyttöönottovuotena arvioidun suhteellisen vaikutuksen mukaan. Jos verouudistus esimerkiksi lisäisi välillistä verotusta 0.5 % käyttöönottovuodesta alkaen, myös edellisten vuosien veroja on kasvatettava samassa suhteessa, jotta uudistuksen vaikutus verosarjassa saataisiin hävitettyä.

Tarkastelen vielä korjausta formaalisti. Olkoon vuoteen  $j$  liittyvät kokonaistulot  $T_j$  ja tuloperustemuutokset  $N_j$ . Jotta nykyhetkeen,  $t$ , liittyen voitaisiin tarkastella päätöseräisistä muutoksista korjattuna edellistä vuotta, tulee edellisen vuoden havaintoa korjata tänä vuonna tehdyillä päätöksillä. Edellä esitellyllä tavalla vaadittu suhteellinen korjaus on  $\frac{T_t}{T_t - N_t}$ . Merkitsen tätä korjattua havaintoa symbolilla  $A_{t-1}$ . Yleisemmin jokainen hetkeä  $t$  edeltävä korjattu havainto saadaan samaa päättelyä käyttäen seuraavan yhtälön mukaisesti

$$A_j = T_j \prod_{k=j+1}^t \frac{T_k}{T_k - N_k} \quad | \text{ kaikille } j < t.$$

Kun päätöskien vaikutukset on korjattu, ei periaatteessa ole enää tarvetta kiinteiden suhdanne-  
joustojen käyttöön, vaan korjatun sarjan perusteella voidaan suoraan laskea jokaiselle ajankohdalle havaittu tuloerän herkkyys (tässä nimellisen) BKT:n muutoksille  $\epsilon_t = \Delta \log(A_j) / \Delta \log(GDP_t)$ . Kun jousto tiedetään, voidaan tuotantokuiluarvion avulla edelleen suoraan arvioida tuotantokuilun synnyttämä muutos tuloerässä  $\epsilon_t * OG_t$  ja edelleen aggregoida tämä vaikutus kansantalouden tasolle tuloerän BKT-osuuden avulla.

Tässä en kuitenkaan käytä tätä suoraviivaista tapaa, vaikka esimerkiksi komissio on arvioinutkin kiinteän jouston ongelmia sen avulla (Euroopan komissio, 2013B). Joustoarvot  $\epsilon_t$  ovat käytännössä hyvin epävakaita ennen kaikkea siksi, että jousto on käytännössä hyvin riippuvainen nimittäjän BKT:n kasvunopeudesta. Erityisesti, jos nimittäjä on lähellä nollaa, voivat joustot olla itseisarvoltaan erittäin suuria, eivätkä muodosta järkevää suhdannevaikutuksen arvioinnin lähtökohtaa.<sup>83</sup>

Sen sijaan päädyin erikseen arvioimaan jokaisen tuloerän syklisen komponentin ja vertaan tuloksia suoraan nimellisestä BKT:sta laskettuun tuotantokuiluun. Keskittyäkseni vaihtuvien joustojen vaikutuksiin, vakioin lisäksi tuotantokuilun mittaustavan HP-suotimeksi kaikissa tapauksissa.<sup>84</sup> Suhdannekorjauksen arvioidakseni kerron BKT:n kuilun kiinteällä kertoimella (0.57). Tuloeräkohtaisessa syklisessä korjauksessa sen sijaan sykliset erät summataan suoraan yhteen tulopuolen suhdannekorjaukseksi. Vertailtavuuden parantamiseksi olen kuitenkin lisännyt menopuolelta työttömyyden suhdannevaikutuksen molempiin laskentatapoihin.

<sup>83</sup> Havaitsin esimerkiksi, että menetelmän tulokset ovat hyvin riippuvaisia oletetuista viipeistä tulojen muutoksien ja BKT:n kehityksen välillä.

<sup>84</sup> Käytetyssä vuosiaineistossa valitsin  $\lambda = 100$ . Olen tehnyt vastaavat laskelmat myös arvolla  $\lambda = 6.25$ , mutta tulokset ovat hyvin samankaltaisia.

### Arvioita menetelmästä

Kuvio 17 vertailee perinteistä tapaa (BKT:n syklinen korjaus ja kiinteä jousto) tuloeräkohtaisiin syklisiin komponentteihin ilman päätösperäisiä muutoksia ja niiden kanssa. Tulokset osoittavat ensinnäkin, että päätösperäiset muutokset selittävät vain pienen osan tuloerien muutoksesta, toisin sanoen varsin suuri osa tuloerien heilunnasta on ollut luonteeltaan päätöksistä riippumatonta.

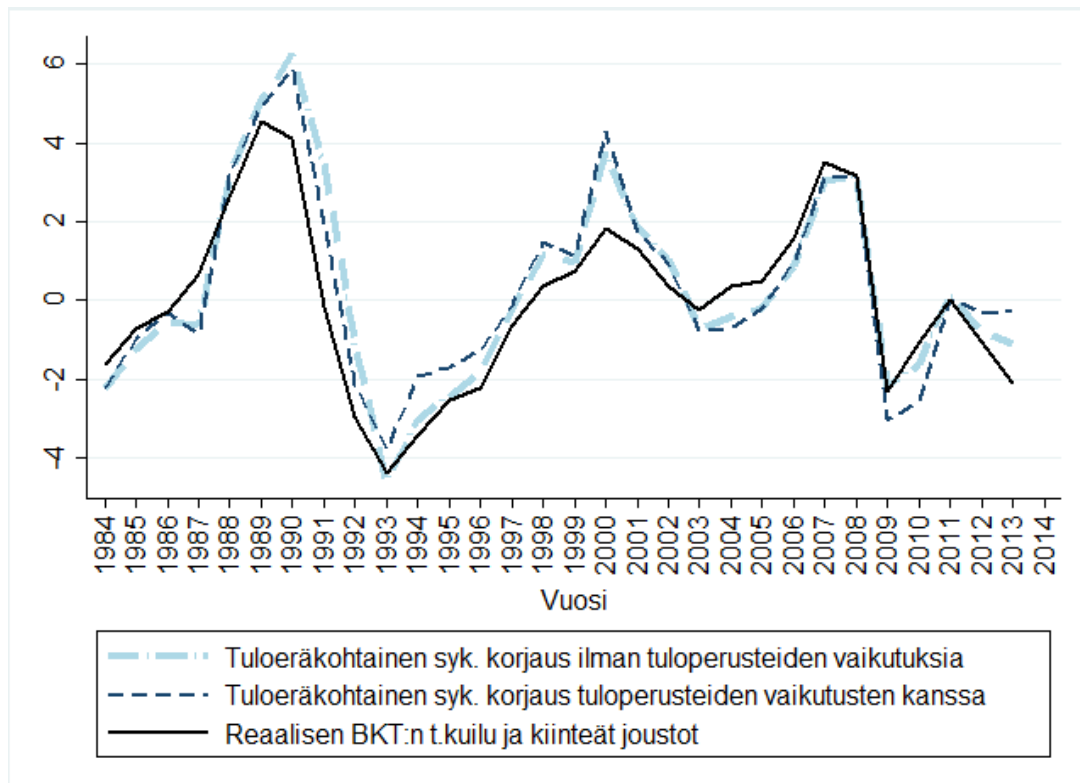
Toisaalta tuloperustemuutosten ottamisella pois aineistosta on myös merkitystä joustojen kannalta. 1990-luvun lamassa päätöksien huomioiminen johtaa voimakkaampaan arvioon politiikan myötäsyklisyydestä. Noususuhdanteissa finanssipolitiikan kevennysten ja niistä johtuvien tuloerien alenemisten huomioiminen kasvattaa käsitystä suhdanteen vaikutuksista tuloeriin, laskusuhdanteessa taas finanssipolitiikan kiristykset (tulojen kasvu) huomioiden tulot laskivat vielä voimakkaammin suhdanteen johdosta. Nykykriisissä finanssipolitiikan kevennysten huomioiminen johtaa alhaisempaan arvioon tuloerien suhdannejoustosta.

Kaiken kaikkiaan vaikuttaa siltä, että joustot ovat nykykriisiin osalta kunnossa. Suhdannekorjaukset komission joustolla ja tuloeräkohtaisella arvioinnilla ilman päätösperäisiä muutoksia, ovat hyvin lähellä toisiaan. Sen sijaan 1990-luvun kriisin osalta joustot ovat alimitoitettuja erityisesti, kun kriisin aikana tapahtuneet tuloperusteiden muutokset otetaan huomioon.

Tarkastelen seuraavassa kehitystä vielä jaoteltuna neljään tulojen pääerään. Osoittautuu, että sosiaaliturvarahastojen tuloperusteiden muutokset selittävät pitkälti, miksi tulojen suhdanneheilautelu on voimakkaampaa korjatussa aineistossa 1990-luvun alkupuolella. Tulokset (kuvio 18) osoittavat, että suurin tulojoustoihin vaikuttava tekijä oli 1990-luvun kriisissä sosiaaliturvamaksujen keventäminen ja sen jälkeinen nosto. Kun päätöksien vaikutus poistetaan, myös sosiaaliturvarahastoiden tulojen kehittyminen noudattaa selvemmin suhdanneluonteista kehitystä. Merkittäviä tekijöitä 1990-luvun lamassa olivat myös voimakas henkilö- ja välillisten verotulojen kasvu ennen kriisiä, jotka osittain selittyvät tehdyllä finanssipolitiikalla.

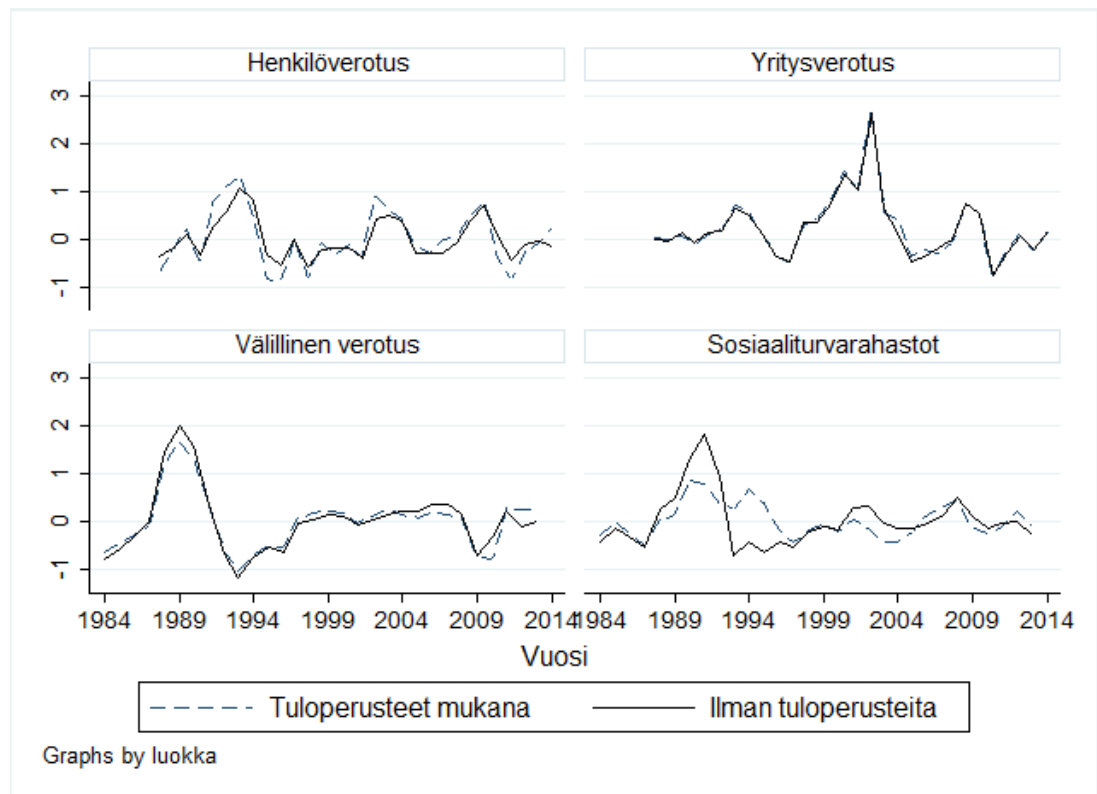
Kuvio 17 Kiinteät ja vaihtuvat joustot

Syklinen korjaus prosenttiyksikköä BKT:sta, HP-suodin.



Kuvio 18 Suhdannekomponentti tuloerittäin suhteessa bruttokansantuotteeseen

Kuviossa eri tuloerien osuudet kokonaissuhdannekorjauksesta (%-yks. BKT:sta, HP-suodin)



ISSN PDF 2342-6799  
ISBN PDF 978-952-287-177-0  
Snellmaninkatu 1, Helsinki  
PL 23, 00023 VALTIONEUVOSTO  
p. 0295 16001  
f. 09 1602 2165