ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of
ZBW
Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Virkola, Tuomo

Research Report

Rakenteellinen budjettitasapaino

ETLA Report, No. 11

Provided in Cooperation with:
The Research Institute of the Finnish Economy (ETLA), Helsinki

Suggested Citation: Virkola, Tuomo (2013) : Rakenteellinen budjettitasapaino, ETLA Report, No. 11, The Research Institute of the Finnish Economy (ETLA), Helsinki

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/201293

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

ETLA ELINKEINOELÄMÄN TUTKIMUSLAITOS
THE RESEARCH INSTITUTE OF THE FINNISH ECONOMY

ETLA Raportit
ETLA Reports
14.5.2013

No 11

Rakenteellinen budjettitasapaino

Tuomo Virkola*

* ETLA – Elinkeinoelämän tutkimuslaitos, tuomo.virkola@etla.fi

Suositeltava lähdeviittaus: Virkola, Tuomo (14.5.2013). "Rakenteellinen budjettitasapaino". ETLA Raportit No 11. http://pub.etla.fi/ETLA-Raportit-Reports-11.pdf

Tutkimus on tehty Jane ja Aatos Erkon säätiön rahoittamassa tutkimusprojektissa "EU talouskriisin jälkeen". Kiitämme säätiötä tuesta. Tekijä kiittää lisäksi Markku Kotilaista, Tarmo Valkosta, Kari Alhoa ja ETLAn työseminaariin osallistuneita arvokkaista kommenteista ja ehdotuksista.

ISSN-L 2323-2447
ISSN 2323-2447 (print)
ISSN 2323-2455 (online)

JANE JA AATOS
ERKON SÄÄTIÖ

Sisällysluettelo

Tiivistelmä 2
Abstract 2

1 Johdanto 3

2 Suhdannekorjattu alijäämä 5
2.1 Potentiaalinen tuotanto 6
2.2 Budjetin suhdanneherkkyys 17
2.3 Suhdannekorjatun alijäämän estimaatit 22

3 Rakenteellinen alijäämä 22

4 Rakenteellinen alijäämä reaaliaikaisena finanssipolitiikan indikaattorina 25

5 Yhteenveto 28

Liite Verotulojen ja menojen joustojen estimointi OECD-menetelmällä 29

Lähteet 31

Rakenteellinen budjettitasapaino

Tiivistelmä

Euroalueen jäsenmaat ovat sopineet yhteisestä rakenteellisen budjettitasapainon tavoitteesta, jonka kukin jäsenmaa on sitoutunut sisällyttämään kansalliseen lainsäädäntöönsä (Sopimus vakaudesta, koordinaatiosta ja hallinnosta). Tämän makrotalouden indikaattorin laskentaan ei kuitenkaan ole yhteisesti sovittua laskentamenetelmää. Tämä raportti esittää rakenteellisen budjettitasapainon käsitteellisen ja menetelmällisen taustan sellaisena kuin useat kansainväliset organisaatiot sen esittävät. Näytämme kuinka eri menetelmin lasketut indikaattorit vaikuttavat kvantitatiivisiin arvioihin ja indikaattorin tulkintaan. Lisäksi keskustelemme indikaattorin mahdollisista rajoitteista reaaliaikaisena finanssipolitiikan ohjenuorana.

Asiasanat: Suhdannekorjattu alijäämä, rakenteellinen alijäämä, finanssipolitiikka, makrotalouden valvonta

JEL: H60, E62, E32

Structural Budget Balance

Abstract

Euro Area member states have agreed to introduce a structural budget balance target to their national legislation (Treaty on Stability, Coordination and Governance). However, there exists no commonly agreed methodology to calculate this macroeconomic indicator. This report presents the conceptual framework underlying the calculation of structural fiscal balances as suggested by different international organizations such as the European Commission and the IMF. We emphasize that the methodology indeed affects both the quantitative estimates and the interpretation of the indicator for policy analysis. In addition we discuss some of the possible limitations of the indicator within real-time macroeconomic surveillance.

Key words: Cyclically-adjusted budget balance, structural balance, fiscal policy, macroeconomic surveillance

JEL: H60, E62, E32

1 Johdanto

Julkisen talouden budjettitasapaino on monella tapaa vaillinainen indikaattori julkisen talouden tilasta, sillä osa budjettitasapainoon vaikuttavista tekijöistä kuten kansainvälisen talouden kehitys tai demografiset muutokset ovat lyhyellä aikavälillä politiikantekijöiden välittömien vaikutusmahdollisuuksien ulottumattomissa. Laskusuhdanteessa julkinen talous velkaantuu, kun verotuotot pienenevät ja menot kasvavat. Toisaalta nousukaudella verotulot kasvavat ja menot vähenevät. Finanssipolitiikan valvonnan täytyy tästä johtuen perustua mittauksiin, jotka erottavat, mikä osuus budjettiepätasapainosta on seurausta suhdannevaihteluista ja mikä osuus on seurausta todellisesta poliittisesta päätöksenteosta.

Viimeaikaista talouskriisiä seuranneet julkistalouden vaikeudet ja valvontamekanismien uskottavuuden heikentyminen ovat olleet osatekijöitä siihen, että euroalueella on kaavailtu ja otettu käyttöön jykevämpiä finanssipolitiikan valvontavälineitä. Viimeisin muutos on jäsenmaiden välinen sopimus (ns. fiscal compact), joka velvoittaa jäsenmaat kirjaamaan kansallisiin lakeihinsa tavoitteen rakenteellisesta alijäämästä (ks. katsaus rakenteellisen/suhdannekorjatun alijäämän käsitteen lähihistoriaan euroalueen finanssipolitiikassa, Larch & Tourrini, 2009).[1] Toteutuessaan uskottava rakenteellisen alijäämän rajoite tulee olemaan keskeinen ja sitova osa jäsenmaiden finanssipolitiikkaa.[2]

Rakenteellinen alijäämä viittaa julkisen talouden rahoitusasemaan, jossa ollaan kun talouden tuotannontekijät hyödynnetään potentiaalisella tasollaan ja tilapäisten menojen ja tulojen vaikutus budjettitasapainoon korjataan. Rakenteellisen alijäämän laskenta koostuu yleisesti kolmesta osasta. Ensin on estimoitava talouden potentiaalisen tuotannon taso. Kun potentiaalista tuotantoa verrataan toteutuneeseen tai ennustettuun tuotannon tasoon, saadaan arvio talouden tuotantokuilusta, joka toimii indikaattorina talouden suhdannetilanteesta. Toiseksi on arvioitava, kuinka suhdannevaihtelut vaikuttavat julkisen sektorin tuloihin ja menoihin esimerkiksi vähentyneiden verotuottojen ja kasvaneiden työttömyyskorvausten muodossa. Syntynyttä arviota kutsutaan budjetin suhdanneherkkyydeksi. Lopulta suhdannekorjattu alijäämä muodostetaan vähentämällä nimellisestä alijäämästä meno- ja tuloerien osuudet, jotka ovat kasvaneet tai vähentyneet suhdannetilanteesta riippuen. Tarvittaessa estimaattia korjataan sisällyttämällä tarkasteluun myös muita tuloihin ja menoihin vaikuttavia tilapäisiä eriä tai rakenteellisia tekijöitä.

Rakenteellisella alijäämällä on makrotaloustieteessä ollut historiallisesti useita muitakin käyttötarkoituksia kuin finanssipoliittisen valvonnan ohjaaminen (Blanchard, 1990). Rakenteellista alijäämää voidaan hyödyntää ns. automaattisten vakauttimien arvioinnissa (ks. esim. van den Noord, 2000). Tulkinta perustuu siihen, että nimelliseen alijäämään tehdyt suhdannekorjaukset edustavat automaattisia vakauttimia. Laskennan kääntöpuolena on toisaalta hyödyntää rakenteellista alijäämää päätösperäisen finanssipolitiikan mittarina. Tällöin oletetaan, että kaikki muutokset rakenteellisessa alijäämässä edustavat todellisia poliittisia päätöksiä tai rea-

[1] Finanssipolitiikkaa on sidottu vastaavankaltaisin rajoittein lakimääräisesti aikaisemmin esimerkiksi Latinalaisessa Amerikassa (Dos Reis et al., 2007). Rakenteelliseen alijäämään perustuvien säännösten vaikutuksia ja kokemuksia on arvioitu aikaisemmin mm. Chilen kohdalla, jossa aiemmin säädettiin rakenteellisen *ylijäämän* sääntö (Rodríguez C., et al., 2007).

[2] Barnes ym. (2012) tekevät kattavan katsauksen euroalueen uusiin finanssipoliittisiin sääntöihin ja toteavat, että uskottavat keskipitkän aikavälin ja rakenteellisen alijäämän rajoitteet tulevat jatkossa olemaan jäsenmaiden finanssipolitiikan sitovimpia sääntöjä. Finanssikriisin myötä toteutunut valtion velkaosuuksien kasvu kuitenkin tarkoittaa, että keskipitkällä aikavälillä ensisijaisesti liiallisten velkojen purkamissääntö (1/20/ylityksestä/vuosi) sitoo velkaantuneimpien valtioiden finanssipolitiikkaa.

liteetteja joihin politiikalla olisi voitu vastata finanssipoliittisin toimin. Kolmas käyttötarkoitus on ollut pitää rakenteellista alijäämää indikaattorina julkisen talouden kestävyydelle: suhdannesyklin ylittävässä tarkastelussa (pitkällä aikavälillä) tulojen ja menojen tulisi olla tasapainossa.

Blanchard (1990) kuitenkin kritisoi monimutkaisen ja epäluotettavan indikaattorin laveaa käyttöä ja liiallisia tulkintoja tarkoituksiin, joita varten voitaisiin muodostaa omat erilliset indikaattorinsa.[3] Jo kaksi vuosikymmentä takaperin esitettyyn kritiikkiin on osittain vastattu laskentamenetelmiä uudistamalla, mutta yhä edelleen laskennan monimutkaisuus ja herkkyys ovat osa indikaattorin perusluonnetta, mikä on ymmärrettävä tulkintoja tehtäessä. Lisäksi on syytä suhtautua varauksella rakenteellisen tai suhdannekorjatun alijäämän hyödyntämiseen mittarina esimerkiksi finanssipolitiikan tiukentumiselle tai päätösperäisille toimille. Muutos näissä estimaateissa voi olla seurausta politiikasta tai rakenteellisesta muutoksesta, jota ei ole korjattu estimoinnissa.

Rakenteellinen alijäämä ja potentiaalisen tuotannon taso voidaan arvioida usealla eri tapaa. Eri instituutiot kuten IMF, OECD, EKP ja Euroopan komissio ovat kaikki omaksuneet toisistaan jossain määrin poikkeavat estimointimenetelmät. Näiden indikaattoreiden konseptuaalinen ongelma onkin ollut yhteisen ja yleisesti hyväksytyn laskentamenetelmän puute. Eroavaisuudet ovat osaltaan perua eri instituutioiden tarkoitusperistä, jotka vaihtelevat yksittäisen maan julkisen talouden tarkastelusta maidenväliseen vertailuun ja esimerkiksi rahapolitiikan ja finanssipoliittisen makrovalvonnan erilaisiin tarpeisiin. Lisäksi indikaattorille on ollut luonteenomaista laskennan jatkuva uudelleenarviointi ja päivittäminen sitä mukaan, kun uutta kokemusta ja tutkimustietoa menetelmistä on karttunut.[4] Rakenteellisen alijäämän noustua asteittain suurempaan rooliin finanssipoliittisessa valvonnassa on entistä tärkeämpää ymmärtää kuinka se todellisuudessa muodostetaan ja miksi eri instituutioiden laskelmat eroavat toisistaan.

Tämän raportin tarkoituksena on yhdistää rakenteellisen alijäämän laskentamenetelmän eri osaset toisiinsa ja auttaa hahmottamaan estimointiin liittyvä kokonaisuus, haasteet ja tulevaisuuden näkymät. Tavoitteena on muodostaa lisäksi kuva siitä, missä määrin edellä esitetyt rakenteellisen alijäämän käyttötarkoitukset ovat perusteltuja ja kuinka nämä ovat sidoksissa eri menetelmillä tehtyihin laskelmiin. Johtopäätöksiä on tässä suhteessa syytä päivittää sitä mukaan, kun komission laskentamenetelmää muotoillaan uudelleen tulevina vuosina.

Raportti rakentuu seuraavasti. Toinen luku esittelee *suhdannekorjatun* alijäämän, joka on historiallisena ja konseptuaalisena perustana eri instituutioiden rakenteellisen alijäämän laskelmille. Laskentamenetelmä perustuu keskeisesti tuotantokuilun ja valtion tulojen ja menojen joustojen arviointiin – molemmille osille on omistettu omat alalukunsa. Kolmas luku esittelee, kuinka suhdannekorjatun alijäämän käsitettä täytyy täydentää, kun halutaan tarkastella budjetin *rakenteellista* alijäämää. Neljäs luku käsittelee rakenteellisen alijäämän mahdollisuuksia ja haasteita reaaliaikaisena finanssipolitiikan ohjenuorana.

---

[3] Erityisesti Blanchard (1990) kirjoittaa seuraavaa rakenteellisen alijäämän indikaattorin käytöstä finanssipolitiikan sääntönä: "*The only rationale for maintaining a constant CAB[cyclically-adjusted balance] is that it is a simple hands-off rule, and is probably better than keeping, say, the actual balance constat.*"

[4] Mm. Euroopan komission laskentamenetelmästä ei ole toistaiseksi julkaistu yhtä kaiken kattavaa esitystä, mikä johtunee keskeisesti siitä, että menetelmä on ollut koko historiansa ajan jatkuvan muutoksen kohteena.

2 Suhdannekorjattu alijäämä

Suhdannekorjattu alijäämä viittaa siihen julkisen talouden rahoitusalijäämään, jossa oltaisiin jos suhdannekehityksestä riippuvaiset meno- ja tuloerien osuudet vähennettäisiin toteutuneesta budjettitasapainosta.[5] Suhdannekorjauksen tekoon tarvitaan ensinnäkin arvio suhdannetilanteesta ja toisaalta suhdannetilanteen vaikutuksesta julkisen talouden tasapainoon. Korjauksen tekoon käytetyt menetelmät voidaan jakaa yleisesti ns. aggregoituun ja disaggregoituun lähestymistapaan.

Aggregoidussa lähestymistavassa (Euroopan komissio, OECD, IMF) suhdanneindikaattorina toimii koko kansantalouden taloudellisen toiminnan kattava tuotantokuilu, joka lasketaan toteutuneen tuotannon ja potentiaalisen tuotannon erotuksena ja prosentteina potentiaalisesta tuotannosta

$$Y_{gap} = \frac{Y - Y_{pot}}{Y_{pot}}, \tag{1}$$

missä potentiaalinen tuotanto Y_{pot} perustuu yleisesti ns. inflaationeutraaliin tuotannon tasoon, jossa talouden tuotannontekijöiden potentiaali on hyödynnetty tasapainoisella tasollaan.[6] Positiivinen tuotantokuilu $Y_{gap} > 0$ indikoi noususuhdannetta ja inflaatiopaineita. Budjetin suhdanneherkkyys arvioidaan tarkastelemalla kuinka verotulot ja menot muuttuvat suhteessa tuotantokuilulla mitattuun suhdannetilanteeseen. Suhdannekorjattu tasapaino CAB_A (Cyclically-Adjusted Balance) muodostetaan vähentämällä budjettitasapainosta suhdanteista riippuva osuus seuraavasti

$$CAB_A = BB - \varepsilon Y_{gap}, \tag{2}$$

missä εY_{gap} on budjetin suhdanneherkkä osuus.

Tuotantokuilu on kuitenkin vain yksi vaihtoehtoisista suhdanneindikaattoreista.[7]

Disaggregoidussa lähestymistavassa (EKP) suhdanneindikaattoreina toimivat useat erilliset makrotalouden indikaattorit, jotka mittaavat mm. työmarkkinoiden (ansiotaso, työllisyys), yksityisen kulutuksen ja yritysten voittojen tasapainoa. Verotulojen ja menojen kehitystä tarkastellaan suoraan suhteessa yksittäisten indikaattoreiden vaihteluihin tai poikkeamiin tasapaino/trenditasoiltaan. Disaggregoitu suhdannekorjaus muodostetaan vähentämällä budjettialijäämästä erillisistä sykleistä riippuvat osaset seuraavasti

$$CAB_D = BB - \sum_{i}^{n} \varepsilon_i X_{gap}^i, \tag{3}$$

missä ε_i on budjetin herkkyys suhteessa indikaattorin $X_{gap}{}^i$ poikkeamaan tasapainoiselta tasoltaan.

---

5 Tässä raportissa suhdanneriippuvaisilla tulo- ja menoerillä viitataan eriin, jotka talouden suhdannekehityksestä johtuen poikkeavat tasapainoiselta tasoltaan.

6 Tasapainotasojen määrittelyyn palataan seuraavassa luvussa.

7 Blanchardin (1990) kritiikki tuotantokuilun estimointia kohtaan perustuu ajatukseen, että suhdanteista olisi järkevämpää muodostaa kuva jonkin yksinkertaisemman, suoraan havaittavissa olevan indikaattorin kautta.

Molemmissa menetelmissä joudutaan määrittelemään joko potentiaalisen tuotannon taso tai yksittäisten veropohjien tasapainoinen taso. Disaggregoidun menetelmän etuna on sen joustavuus suhteessa tuotannon rakenteellisiin muutoksiin ja heterogeenisiin taloudellisiin shokkeihin: rakenteellisten muutosten vaikutus johtuu erilaisten toimialojen ja tuotantorakenteiden erilaisesta verotuksesta. Tämä on ollut perusteluna sille, että disaggregoidut menetelmät ovat pohjana esimerkiksi EKP:n suhdannekorjauslaskelmille.[8] Koko taloudellisen toiminnan kattava tuotantokuilu on kuitenkin laaja-alaisempi ja kuvaa talouden kokonaiskysyntää ja -tarjontaa tavalla, jonka katsotaan vastaavan paremmin rakenteellisen alijäämän tarpeita. Lisäksi potentiaalisen tuotannon tasapainotasoa varten on olemassa enemmän perinteistä teoriaa kuin yksittäisten veropohjien tarkastelua varten. Disaggregoidussa lähestymistavassa joudutaankin turvautumaan usein puhtaasti tilastollisiin menetelmiin trenditasojen arvioinnissa. Näin ollen aggregoitu lähestymistapa on perustana useimmille suhdannekorjatun ja rakenteellisen alijäämän mittareille (OECD, IMF ja Euroopan komissio).[9] Seuraavissa kahdessa alaluvussa keskitytään aggregoitujen menetelmien keskeisiin osasiin, potentiaaliseen tuotantoon ja suhdanneherkkyyslaskelmiin ja niiden estimointiin.

2.1 Potentiaalinen tuotanto

Potentiaalisen tuotannon käsitteellinen heikkous on, ettei sitä voida havaita eikä sen laskentatavasta ole yhteisesti sovittua menetelmää. Kirjallisuudessa tiedostetaan estimoinnin haasteellisuus ja herkkyys mallinvalinnalle.[10] Tätä varten on kehittynyt erilaisia tapoja estimoida potentiaalinen tuotanto talouden havaittavista ja mitattavista suureista. Menetelmillä pyritään vastaamaan erilaisten käyttötarkoitusten, kuten finanssipolitiikan ja rahapolitiikan tarpeiden erilaisiin vaatimuksiin. Käytössä olevat potentiaalisen tuotannon estimointimenetelmät jaetaan karkeasti kahteen luokkaan:

1) Tuotannon *trendikehitys* voidaan laskea mekaanisesti suoraan yksiulotteisia tilastollisia menetelmiä käyttäen. Yleisimmin käytetty menetelmä on Hodrick-Prescott (HP)-suodin (Hodrick & Prescott, 1981), jonka avulla tuotannon trendi sovitetaan toteutuneen tuotannon arvoihin painotettujen liikkuvien keskiarvojen menetelmällä. Yksiulotteisissa malleissa kaikki informaatio potentiaalisesta tuotannosta perustuu vain aktuaaliseen tuotantoon.[11]

---

[8] EKP erottaa mallissaan yksittäisten vero- ja menopohjien kuilut (ks. EKP:n suhdannekorjatun alijäämän malli, Bouthevillain ym., 2001). Tällöin tavoitteena ei ole tehdä arviota talouden kokonaissyklistä, vaan arvioida eri indikaattoreiden avulla suhdannekehityksen vaikutuksia suoraan julkisen talouden rahoitustilanteeseen. Braconier ja Forsfält (2004) tutkivat ja ehdottavat vastaavankaltaista laskentaa Ruotsin tapauksessa.

[9] OECD:n menetelmään viitataan joskus disaggregoituna suhdannekorjausmenetelmänä johtuen siitä, että budjetin meno- ja tulojoustot (suhteessa tuotantokuiluun) lasketaan erikseen kaikille tulo- ja menoerille Tämä on kuitenkin jokseenkin harhaanjohtavaa, sillä menetelmässä suhdanneindikaattorina yli ajan toimii tuotantokuilu: yksittäiset joustot lasketaan suhteessa aggregaattiin tuotantokuiluun.

[10] Koska potentiaalinen tuotanto on perusta tuotantokuilulle jota käytetään suhdanneindikaattorina, laskentatapa määrittää myös suhdanteet ja niiden ajoituksen. Ks. vertailu erilaisille menetelmille (HP, havaitsemattomien komponenttien mallit, Blanchard-Quah -menetelmä) mm. Ruotsin aineistolla (Cerra & Chaman Saxena, 2000).

[11] Muita vaihtoehtoisia yksiulotteisia tilastollisia menetelmiä ovat mm. Beveridge-Nelson -menetelmä (Beveridge ja Nelson, 1981) ja Baxter-King -suodin (Baxter ja King, 1995), mutta näiden suosio suhdannekorjauksen teossa on ollut vähäistä. Komission ja OECD:n uudemmissa laskelmissa huomiota saanut tilastollinen menetelmä on kaksiulotteinen havaitsemattomien komponenttien malli, jossa hyödynnetään havaittavien muuttujien, kuten inflaation tai kapasiteetin käyttöasteen yhteyttä havaitsemattoman potentiaaliseen tuotannon tai joidenkin tuotannontekijöiden potentiaalisen tasoon.

2) *Potentiaalinen tuotanto* voidaan estimoida talousteoriaan perustuvan tuotantofunktion avulla. Tuotantofunktiomenetelmässä hyödynnetään useita tuotannontekijöiden aikasarjoja ja näiden välisiä riippuvuussuhteita, jotka sisältävät teoriaa ja taloudellista informaatiota. Tuotannontekijät ja niiden potentiaaliset tasot on kuitenkin edelleen estimoitava tilastollisia menetelmiä käyttäen. Useimmat instituutiot (OECD, IMF, Euroopan komissio) perustavat potentiaalisen tuotannon estimaattinsa tuotantofunktiomenetelmään.[12]

Molemmissa lähestymistavoissa on omat hyötynsä ja haittansa, kun arvioidaan niiden käytettävyyttä suhdannekorjauksen tekoon. Tilastolliset menetelmät ovat suhteellisen yksinkertaisia, nopeasti laskettavissa, läpinäkyviä ja edellyttävät vähän subjektiivista arviota talouden riippuvuussuhteista. Esimerkiksi HP-suotimella lasketut tuotannon trendipoikkeamat (ns. suhdannevaihtelut) ovat määritelmällisesti symmetrisiä suhdannekierron aikana ja siten pitkällä aikavälillä keskiarvoisesti kumoavat toisensa. Rakenteellisia muutoksia ei voida tästä johtuen sisällyttää suhdannevaihteluiden arviointiin (ks. Brunila ym., 1999 katsauksena Suomen lamanaikaisiin ongelmiin rakenteellisten tekijöiden arvioinnista). Suuret rakenteelliset muutokset tai epäsymmetrinen suhdannekehitys siten vesittävät joidenkin tilastollisten menetelmien käyttömahdollisuudet.

Toinen erityisesti HP-suotimeen liittyvä määritelmällinen ongelma on kirjallisuuden hyvin tiedostama ns. loppupisteharha (”end-point bias” tai ”end of sample problem”, ks. esim. Orphanides & van Norden, 2002). Tällä tarkoitetaan havaintojen epäsymmetriasta kumpuavaa harhaa, jossa aikasarjan alussa ja lopussa trendi seuraa tarkemmin aktuaalisia havaintoja kuin aikasarjan keskellä. Virhettä voidaan korjata täydentämällä aikasarjaa tulevien periodien ennusteilla ennen trendin laskemista. Ennusteet ovat kuitenkin niin ikään alttiita huomattavalle virheelle suhdanteiden käännekohdissa.

Kaiken kaikkiaan puhtaasti mekaanisen estimoinnin suurin heikkous piilee siinä, ettei taloudellista informaatiota tuotannontekijöistä tai muista taloudellisista muuttujista hyödynnetä. Asiantuntijatieto voisi epäilemättä parantaa mekaanisia, yhteen aikasarjaan perustuvia estimaatteja.

Talousteoriaan perustuvalla tuotantofunktiolla voidaan sitä vastoin arvioida mitkä taloudelliset tekijät selittävät tai ohjaavat potentiaalisen tuotannon muutoksia.[13] Näin voidaan potentiaalisesti muodostaa yhteys rakennemuutosten, politiikkatoimenpiteiden ja niiden taloudellisten vaikutusten välille.[14] Mallilla voidaan paremmin ennustaa ja tehdä tulevaisuuden skenaarioita erilaisten taloudellisten tapahtumien toteutumisesta, kun tiedetään tai ennakoidaan kuinka demografiset, institutionaaliset tai teknologiset trendit muuttuvat ajan myötä. Edellä mainitut seikat tekevät menetelmästä houkuttelevamman useiden eri instituutioiden ja tutki-

[12] Suomen potentiaalista tuotantoa/tuotantokuilua ja eri laskentamenetelmiä (HP-suodin, tuotantofunktio, havaitsemattomien komponenttien mallit ja DSGE -mallit) ovat käsitelleet Haavio (2008), Melolinna (2010) sekä Newby ja Orjasniemi (2012). Katsaukset ovat hyvä läpileikkaus kriisinaikaiseen potentiaalisen tuotannon estimointiin. Ne osoittavat, että vuoden 2008 tuotantokuilun estimaatti eroaa huomattavasti, riippuen siitä, onko se vuoden 2008 vai vuoden 2012 estimointitulos. Artikkelit toimivat myös katsauksena Suomea koskevista erityishuomioista potentiaalisen tuotannon arvioinnissa.

[13] Myös talousteoriaan pohjautuvat mallit sisältävät itsessään tilastollisia menetelmiä, jotka ovat alttiita niiden ominaisille yksinkertaistuksille. Menetelmiä ei tulisi sinänsä erottaa toisistaan, vaan hyväksyä niiden menetelmällinen päällekkäisyys. Toinen tapa jakaa menetelmät olisikin puhua yksiulotteisista, moniulotteisista ja rakenteellisista malleista.

[14] Suomen (Brunila ym., 1999) ja Ruotsin (Cerra ja Saxena, 2000) lamanaikaiset esimerkit osoittavat, että rakenteellisen työttömyyden estimointi voi suurten rakenteellisten muutosten ja suhdannevaihteluiden aikana olla erityisen haasteellista.

muslaitosten kannalta. Tuotantofunktiolähestymistavan vahvuutena pidetään usein myös potentiaalisen tuotannon ja tasapainotyöttömyyden konseptuaalista yhteyttä.

Teoreettisessa lähestymistavassa joudutaan kuitenkin hyväksymään mallinvalintaan liittyvät ongelmat, kuten tuotantofunktion muodon, tuotannontekijöiden ja niiden välisen riippuvuussuhteen valinta. Yksinkertaisimmillaankin tuotannontekijöistä on arvioitava potentiaalinen kokonaistuottavuus, tasapainotyöttömyys ja tuotantokykyisen pääoman määrä. Tuotannontekijöiden estimoinnissa kertyvät ennustevirheet kumuloituvat lopulta potentiaalisen tuotannon estimaattiin. Laskentaan tarvitaan huomattavasti enemmän informaatiota (puuttuva tai vaillinainen aineisto, mittausvirheet, aineiston tarkentuminen), useita oletuksia taloudellisista riippuvuussuhteista (tuotantofunktiomuodon valinta) ja huomattavasti enemmän aikaa (hidas reagointi äkillisiin muutoksiin ja akateemisen kritiikin puute menetelmien muuttuessa yli ajan), jolloin menetetään osa tilastollisten menetelmien neutraaliudesta ja käytettävyydestä. (Näihin syvennytään edelleen vielä teknisemmästä lähtökohdasta luvun seuraavissa osissa.)

Kaikkiin käytössä oleviin menetelmiin liittyy olennaisena osana herkkyys estimaattien muutoksille yli ajan (ks. esim. Orphanides & van Norden, 2002 ja liittyvä kirjallisuus). Estimoinnissa käytetyt suotimet ovat herkkiä ja niiden avulla lasketut trendit muuttuvat, kun saadaan uusia havaintoja tai kun aikaisempien vuosien arviot toteutuneista luvuista (mm. bruttokansantuotteesta) tarkentuvat. Koska menetelmät ovat symmetrisiä ja vaativat informaatiota sekä tulevilta että menneiltä periodeilta, estimointia on tuettava ennusteilla tulevien periodien kehityksestä. Tästä johtuen, esimerkiksi tulevien vuosien ennusteet bruttokansantuotteesta vaikuttavat nykyiseen potentiaaliseen tuotantoon ja siten tuotantokuiluun ja suhdannekorjatun alijäämän suuruuteen. Ongelmalliseksi muodostuu myös se, että tuotantofunktiomenetelmässä tarvittaisiin ennusteita sellaistakin osatekijöistä joille ei ole suoraa teoriaan pohjautuvaa tasapainomallia trendin arvioimiseksi. Reaaliaikaisten estimaattien arviointiin palataan raportissa jäljempänä (luku 4).

Euroopan komission kannalta potentiaalisen tuotannon estimointiin liittyy myös poliittisia haasteita johtuen siitä, että laskelmilla on suoria vaikutuksia jäsenmaiden politiikkaan finanssipoliittisen valvonnan kautta. Näihin ei suoraan puututa tässä raportissa, mutta ne vaikuttanevat myös tulevaisuudessa mallinvalintaan arvioitaessa mallin laajentamista. Monimutkaisempi ja maakohtaisesti järjestetty mallintaminen saattaisi parantaa estimaatteja, mutta samalla hankaloittaa jäsenmaiden keskinäistä vertailua. Komissio on näistä tekijöistä johtuen pyrkinyt painottamaan mallissa yksinkertaisuutta, läpinäkyvyyttä, yhdenvertaisuutta ja maltillisuutta. Etenkin viimeksi mainittuun on haluttu kiinnittää huomiota niin kaksituhattaluvun alun kuin viimeaikaisen kriisinkin kokemusten perusteella (D'Auria ym., 2010). Tämä tarkoittaa, että potentiaalisen tuotannon estimaatin vaihtelua on haluttu vähentää, minkä voidaan teoriassa olettaa vahvistavan suhdannekorjauksen merkitystä. Menetelmien vauhdittunut päivittyminen ja hienojakoistuminen talouskriisin aikana ovat kuitenkin osoittaneet, että yksinkertaisuudesta ollaan oltu valmiita luopumaan parempien estimaattien toivossa.

Tuotantofunktiomenetelmä on Euroopan komission virallinen referenssimenetelmä euroalueen vakaus- ja konvergenssiohjelmien arvioinnissa ja politiikkavälineenä. Nykyisen menetelmän perusta ehdotettiin vuoden 2002 paperissa (Denis ym., 2002), jonka jälkeen menetelmää on tarkennettu vuosina 2004, 2006 ja 2010 ECFINin ja tuotantokuilutyöryhmän (Output Gap Working Group, OGWG) tapaamisten pohjalta. Aiemmin rakenteellisen alijäämän laskemisen

perustana ollut HP-suodin (ns. trendituotanto) -menetelmä täydentää ja on käytössä ns. ensisijaisena estimointimenetelmänä joillekin uudemmille jäsenmaille, joille tuotantofunktiomenetelmään vaadittava aineisto on yhä puutteellinen. Seuraavassa esitellään lyhyesti komission malli sellaisena kuin se vuoden 2010 paperissa on esitetty (D'Auria ym. 2010).[15]

2.1.1 Tuotantofunktio

Euroopan komission potentiaalisen tuotannon laskentamenetelmä perustuu Cobb-Douglas muotoiseen tuotantofunktioon, jossa huomioidaan tuotannontekijöiden käyttöasteet U_K ja U_L ja tehokkuusasteet E_K ja E_L.[16] Tuotantofunktio on täten muotoa

$$Y = (U_L L E_L)^{\propto}(U_K K E_K)^{1-\propto} = TFP * L^{\propto} K^{1-\propto}, \tag{4}$$

missä, L on tehtyjen työtuntien määrä, K on pääoman määrä ja TFP on tuotannontekijöiden kokonaistuottavuus (Total Factor Productivity), joka vastaa perinteistä Solowin residuaalia.

Mallissa oletetaan vakioiset skaalatuotot ja tuotannontekijöiden yksikköinen hintajousto (factor price elasticity equal to one). Tuotannon työ- ja pääomajoustot α ja $(1-\alpha)$ arvioidaan tuotannontekijöiden keskiarvoisista tulo-osuuksista ja oletetaan vakioisiksi yli ajan.[17] Potentiaalisen tuotannon estimointi koostuu kolmesta osatekijästä: potentiaalisesta pääomasta, potentiaalisesta työn määrästä ja potentiaalisesta kokonaistuottavuudesta. Potentiaalinen tuotanto voidaan kirjoittaa tuotantofunktio-notaatioiden avulla muotoon

$$Y_p = TFP_p L_p^{\propto} K_p^{1-\propto}. \tag{5}$$

Seuraavaksi käydään läpi kuinka kunkin tuotannontekijän potentiaalinen taso määritellään ja siten lasketaan komission metodologiassa. Tavoitteena on luoda pohja aineiston käytölle ja potentiaalisen tuotannon muodostamiselle. Tarkastelua täydentävät AMECON tietokannan avulla muodostetut arviot tuotannontekijöiden potentiaalisille/trenditasoille. Näitä laskelmia on hyödynnetty jäljempänä myös suhdannekorjatun alijäämän laskennassa.

2.1.2 Pääoma

Pääoman todellinen määrä taloudessa (capital stock) on vakiintunut jokseenkin luonnolliseksi indikaattoriksi talouden potentiaalisesta pääomakannasta ja pääoman tuotantokyvystä. Vaikka pääoman määrä oletetaan suhdanteista riippumattomaksi, pääoman *kontribuutio* tuotantoon on suhdanneriippuvainen johtuen siitä, ettei kaikkea olemassa olevaa pääomaa todel-

---

[15] Komissio ylläpitää potentiaalisen tuotannon laskentamallia varten CIRCA-nettisivustoa (http://circa.europa.eu/Public/irc/ecfin/outgaps/library), johon päivitetään laskentamenetelmän muutokset, laskennassa tarvittava aineisto ja GAP-ohjelma, jolla voidaan toistaa identtisesti komission tulokset ja saada tarkempi kuva mallin diagnostiikasta. Ohjelmalla voidaan myös laskea potentiaalinen tuotanto hyödyntäen omaa aineistoa tai ennusteita Excel Interfacen tai RATS-ohjelman avulla. Vastaavankaltaista tietoa sisältää IMF:n ylläpitämä sivusto (http://www.imf.org/external/np/fad/strfiscbal/index.htm), jossa on niin ikään tarjolla Excel-pohja rakenteellisten alijäämien laskentaan ja viitteitä keskeiseen kirjallisuuteen.

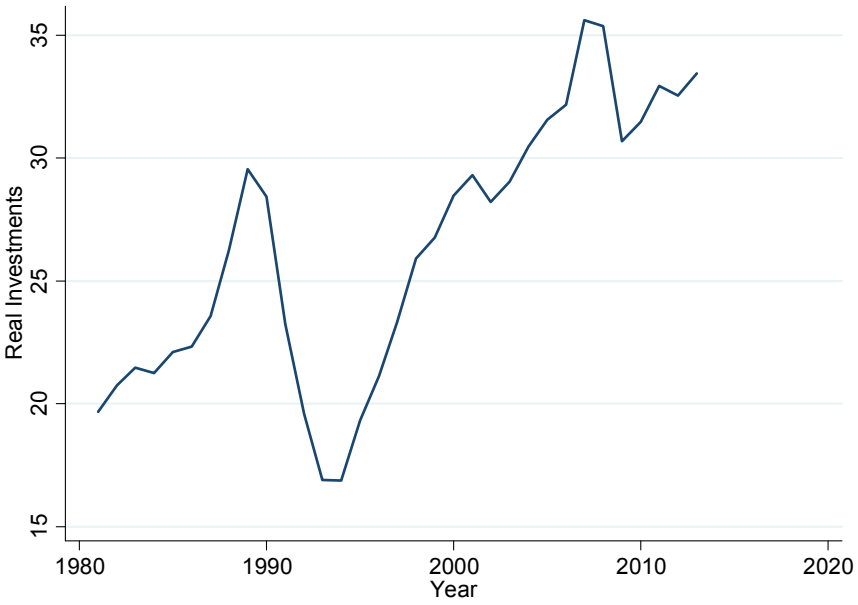
[16] OECD:n tuotantofunktiomenetelmä perustuu samankaltaiseen tuotantofunktioon sillä erotuksella, että tekninen kehitys nähdään työvoimaa tukevana tuotannontekijänä eli ns. Harrod neutral labour augmenting technical progress (ks. OECD:n menetelmäpaperi Beffy et al., 2006, ja katsaus Bouis et al., 2012).

[17] Tämä on kirjallisuuden usein käyttämä estimointimenetelmä työn ja pääoman osuuksille, joka nojaa vakioisiin skaalatuottoihin ja täydelliseen kilpailuun. Komissio päivittää lukua vuosittain, mutta työvoiman osuus näyttää jokseenkin vakiintuneen 63 %:iin jäsenmaissa. Estimaatti on yhteinen kaikille jäsenmaille. Oletus vakioisista tulo-osuuksista on Cobb-Douglas tuotantofunktion perinteinen kritiikinaihe. Ongelmaa kuvastaa myös tulo-osuuksien selvä muutos Suomessa 60-luvulta (n. 0,65) 2000-luvulle (n. 0,55) (lähde: AMECO, "Compensation of employees").

lisuudessa aina hyödynnetä. Todellisen ja potentiaalisen pääomankäytön välille luodaan ero sisällyttämällä kokonaistuottavuuteen (pääoman) kapasiteetin käyttöaste, joka vaihtelee suhdannekehityksen mukaisesti (ks. 2.1.3). Tästä johtuen potentiaalinen pääoma perustuu useiden instituutioiden laskennassa todelliseen pääoman määrään taloudessa – laskenta on suoraviivaista eikä vaadi itsessään erillistä estimointia tai taloudellista teoriaa. Pääoman määrä taloudessa riippuu investointien määrästä ja pääoman kulumisesta. Arviointi on konseptuaalisesti suoraviivaista, mutta edellyttää hyvää tietokantaa.[18]

Historiallisesti pääoman määrä on kehittynyt vakaasti, ja tästä syystä komissiossa on katsottu, ettei aikasarjaa tarvitse tasoittaa tilastollisin menetelmin tai ettei erillistä tasapainotasoa ole tarvinnut määritellä. Vaikka investointien määrä on vaihdellut huomattavasti suhdanteissa, kokonaispääoman akkumuloituneeseen määrään verrattuna uusien investointien vaikutus on ollut pieni, mikä on aiheuttanut vain vähäisiä muutoksia potentiaaliseen tuotantoon. Viimeaikainen taantuma on ollut tässä suhteessa kuitenkin poikkeus myös euroalueella. Investointien raju vähentyminen on vaikuttanut selvästi pääoman määrään ja siten potentiaaliseen tuotantoon. Tämä on havaittu myös komissiossa. Ilmiö ei kuitenkaan ole uusi, sillä samoihin havaintoihin on päädytty jo aiemmin esimerkiksi Suomen 90-luvun laman aikana, kun on pyritty tarkastelemaan pääoman potentiaalista tasoa (ks. Brunila ym., 1999). Suomessa viimeaikaisen taantuman vaikutus on ollut huomattavasti vaatimattomampi kuin 90-luvulla (ks. kuviot 1a ja 1b).

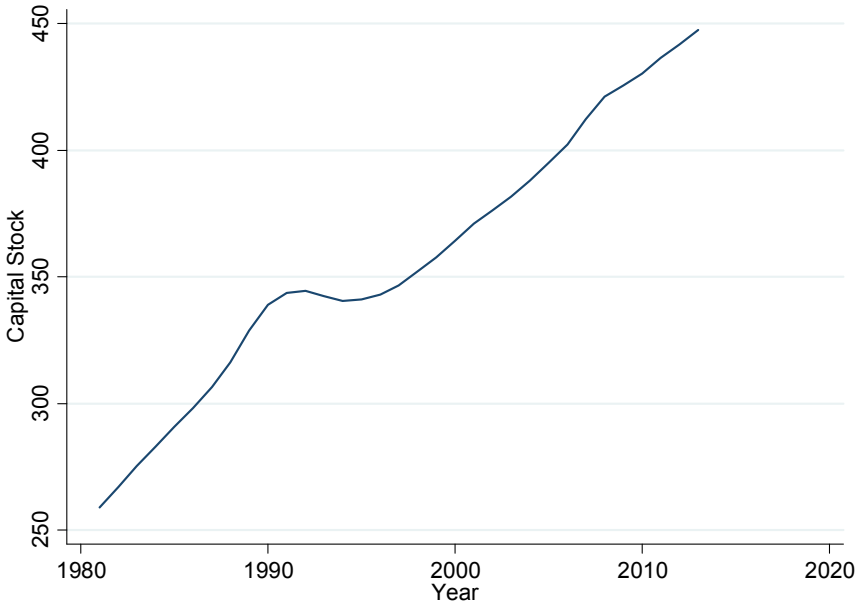
Kuvio 1a Investoinnit Suomessa (1980–2013*)



Lähde: AMECO, * = ennuste (2012–2013).

[18] Tämä lienee pikemminkin tilastollisiin aineistoihin, ei talousteoriaan liittyvä ongelma. Komission käyttämä capital stockin estimaatti lasketaan julkisen ja yksityisen sektorin rakennus- ja tarvikemenoina (spending on structure and equipment) ja käyttäen PIM-laskentaa (Perpetual Inventory Method). Beffy et al. (2006) huomauttavat, että pääoman laskentatavat ja tietokannat poikkeavat toisistaan huomattavasti, mikä voi vaikuttaa tehtyihin johtopäätöksiin tuotannon potentiaalisesta tasosta.

Kuvio 1b Pääomakanta Suomessa (1980–2013*)



Lähde: AMECO, * = ennuste (2012–2013).

Edellä kuvattuja havaintoja on kuitenkin seurannut mielenkiinto huomioida entistä tarkemmin pääoman syklisyys ja kehittyminen yli ajan. Tämänhetkiseen pääoman määrän tarkasteluun liittyvää problematiikkaa voidaan havainnollistaa seuraavasti (ks. katsaus D'auria ym., 2010).

Ensinnäkin, koska laskelmissa pääoman määrän oletetaan olevan suhdanteista riippumaton, myös tilapäisesti lisääntyvät (vähentyvät) investoinnit kasvattavat (vähentävät) pääoman määrää ja potentiaalisen tuotannon tasoa. On teoreettinen kysymys tehdä päätelmiä siitä, onko tällöin kyse todella potentiaalisen tuotannon muutoksista vai pikemminkin suhdannevaihtelusta. Toisaalta, koska pääoma mitataan yhtenä suurena aggregaattina, kaikkien investointikohteiden (asuinkiinteistöt, liikekiinteistöt, infrastruktuuri, koneet) tuottavuus on mallissa oletusarvoisesti yhtä suuri. Jos investoinnit kuitenkin painottuvat eri aikoina erilaisiin pääoman muotoihin, joilla voi itsessään olla erilainen tuottavuus, komposiittivaikutus potentiaalisen tuotannon mittarissa voi olla merkittävä pitkällä aikavälillä. Näin arvioidaan käyneen talouskriisiä edeltäneenä aikana Espanjassa ja joukossa muita maita, joissa investoinnit asuinkiinteistöihin kasvoivat voimakkaasti asuntobuumin aikana. Ongelma on, että uudet investoinnit vaikuttavat potentiaaliseen tuotantoon samalla tavalla, riippumatta niiden käyttökohteesta. Suurissa tai pitkäkestoisissa rakennemuutoksissa keskiarvoinen estimoitu pääoman tuottavuus voi osoittautua harhaiseksi.

Komissio on tehnyt alustavia arvioita siitä, kuinka pääomakannan jakaminen asuinkiinteistöihin ja muuhun pääomaan voisi parantaa potentiaalisen tuotannon estimaatteja.[19] D'Auria ym.

[19] Tuotantofunktionotaatioin pääoman jakaminen kahteen elementtiin voidaan tehdä seuraavasti: $K = (K_p + \gamma K_h)$, missä K_p on n. tuottava pääomakanta, K_h asuinkiinteistöistä muodostuva pääomakanta ja parametrilla γ kontrolloidaan näiden erilaista tuottavuutta tuotantofunktiossa.

(2010) toteavat, että asuinkiinteistöjen tuottavuus on ollut matalampi ja toisaalta kuluminen muuta pääomaa hitaampaa. Alustavien tulosten perusteella modifioitu malli näyttää vakauttavan kokonaistuottavuuden estimointia (pääoman käyttöasteen kautta, ks. jäljempänä) ja parantavan pääoman kontribuution realistisuutta, joskin esimerkiksi muutokset lopullisissa potentiaalisen tuotannon estimaateissa jäivät mm. Espanjan kohdalla odotettua pienemmiksi. Virallisen menetelmän uusiminen tulee jatkossa vaatimaan uutta aineistoa mm. asuinkiinteistöjen osuudesta kokonaispääomakannassa, vuokrista ja kulumisesta. Eri pääoman muotojen estimointia hankaloittaa muun muassa omistusasumisen hinnoittelu.

2.1.3 Työn määrä

Potentiaalisen työn määrän L_p tuntimääräinen estimaatti koostuu neljästä aikasarjamuotoisesta osasta seuraavasti

$$L_p = POP_t^W PART_t^T (1 - NAWRU_t)(HOURS_t^T), \tag{6}$$

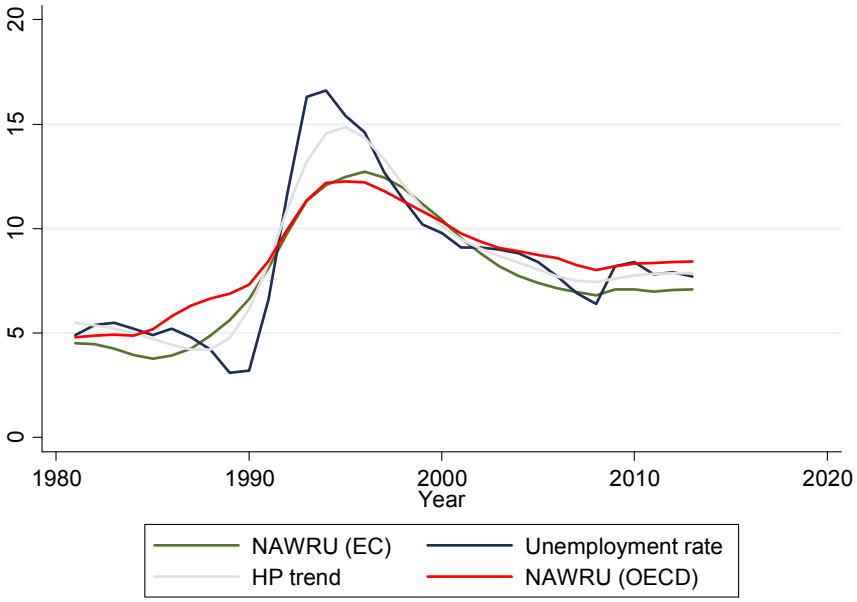
missä yhtälön oikealla puolella on työikäinen väestö (POP_t^W), suhdannetasoitettu osallistumisaste ($PART_t^T$), inflaationeutraali työllisyysaste ($1-NAWRU_t$) ja suhdannetasoitettu työntekijäkohtainen työtuntien määrä ($HOURS_t^T$). Osallistumisasteen ja työtuntien kausitasoitus perustuu tilastolliseen HP-suotimeen eikä trendien arviointiin näin ollen sisällytetä erillistä taloudellista teoriaa. Työikäistä väestöä mitataan todellisella työikäisten määrällä.[20] Tasapainotyöttömyys (NAWRU) estimoidaan käyttäen kaksiulotteista havaitsemattomien komponenttien mallia (ks. esim. Harvey, 1989) ja Kalmanin suodin -tekniikkaa, jossa hyödynnetään palkkakehityksen ja inflaation välistä (Phillips-käyrän) yhteyttä.[21] Komission menetelmä on Kuttnerin (1994) mallin sovellus, jossa inflaatiota hyödynnetään potentiaalisen tuotannon estimointiin.

Kuviosta 2 nähdään kuinka Suomen NAWRU on kehittynyt suhteessa toteutuneeseen työttömyyteen viimeisten kolmenkymmenen vuoden aikana. Kolme esitettyä tasapainotyöttömyyden estimaattia ovat Komission ja OECD:n tuoreimmat (kevät 2012) estimaatit ja työttömyysaikasarjaan perustuva HP-trendi, joka on laskettu hyödyntäen AMECON aineistoa. Havaitaan, että kaikilla menetelmillä saadaan varsin erilainen kuva tasapainotyöttömyyden kehityksestä. Estimaatista riippumatta havaitaan kuitenkin kolmen erikokoisen suhdannesyklin (1990-luvun lama, 2000-luvun alun IT-kupla ja 2007 jälkeinen kriisi) aikaiset työttömyyskuilut. Viimeaikainen kriisi on katkaissut tasapainotyöttömyyden trendinomaisen laskun, mutta lamavuosia vastaavaa nousua ei ole estimaateissa havaittavissa, ottaen huomioon myös estimointimenetelmän virhemarginaalin ja estimointimenetelmille ominaisen loppupisteharhan. OECD:n arvion mukaan vuonna 2010 Suomessa työttömyys on ollut tasapainotasollaan.

[20] Maahanmuutto voi tuoda työikäisen väestön määrään suhdannevaihteluita, mutta marginaalisen vaikutuksen ja toisaalta heikkojen EU-laajuisten tilastojen vuoksi tämä arviointi on ohitettu ja estimoinnissa käytetään todellista työikäisten määrää.

[21] Konventionaalinen viisaus taloustieteessä sanoo, että joustavien hintojen vallitessa inflaation ja työttömyyden välillä ei voi olla yhteyttä pitkällä aikavälillä. Tästä johtuen hintojen ja palkkojen tulee olla pitkällä aikavälillä riippuvaisia vain ja ainoastaan hinta- ja palkkainflaatiosta. Näillä ehdoilla työttömyysaste palaa aina tasapainoarvoonsa pitkän aikavälin inflaatiosta riippumatta. Näin saadaan määriteltyä työttömyysaste, joka ei kiihdytä inflaatiota (non-accelerating wage (inflation) rate of unemployment, NAWRU (NAIRU)).

Kuvio 2 Työttömyys ja tasapainotyöttömyyden (NAWRU) estimaatteja Suomessa (1980–2013*)



Lähde: Komissio, kevät 2012, OECD, omat laskelmat, * = ennuste (2012–2013).

2.1.4 Tuotannontekijöiden kokonaistuottavuus

Tuotannontekijöiden kokonaistuottavuus *TFP* lasketaan Solowin residuaalina tuotantofunktiosta hyödyntäen työvoiman *L*, pääoman määrän *K* ja tuotannon *Y* havaittuja (toteutuneita tai ennustettuja) arvoja:

(7) $$TFP = Y - K^{a} - L^{1-a},$$

tai vaihtoehtoisesti logaritmimuotoisena

(8) $$tfp = y - ak - (1 - a)l.$$

Kun kokonaistuottavuudelle on saatu näin laskettua oma aikasarjansa, on kyettävä määrittelemään sen potentiaalinen taso. Yksinkertaisimmillaan potentiaalinen taso saadaan laskemalla aikasarjalle trendi jollakin tilastollisella menetelmällä, kuten HP-suotimella (ks. komission aikaisempi menetelmä ja OECD:n nykyinen menetelmä, Dennis ym., 2002 ja Giorno ym., 1995). Trendin estimointi jättää kuitenkin huomiotta kokonaistuottavuuden mahdolliset rakenteelliset tekijät ja altistaa estimoinnin HP-menetelmän tunnetuille ongelmille (ks. yllä). Lisäksi viimeaikainen kirjallisuus on havainnut, että tuotantokuilun estimaateissa epävarmuutta on aiheuttanut erityisesti kokonaistuottavuuden potentiaalisen tason arviointi (Planas ym., 2010).

Kokonaistuottavuus voidaan hajottaa osiin seuraavasti (ks. (4))

(9) $$TFP = (E_L^{\propto} E_K^{1-\propto}) * (U_L^{\propto} U_K^{1-\propto}) = P * C,$$

tai logaritmimuotoisena

$$(10) \qquad tfp = p + c,$$

missä α on työn osuus tuloista, *P* kokonaistuottavuuden trendi-osuus ja *C* kokonaistuottavuuden suhdanneosuus. Oletuksena on, että tuotannontekijöiden tehokkuus (E_L ja E_K) kasvaa teknologian kehityksen trendin mukana ja käyttöaste (U_L ja U_K) suhdanteiden mukaisesti. Teknologian kehittyminen on havaitsematon (tai mittaamaton) suure, joten sille ei anneta mallissa empiiristä vastinetta.

Komissio arvioi potentiaalisen tuotannontekijöiden kokonaistuottavuuden työmarkkinamallin tapaan havaitsemattomien komponenttien mallilla ja hyödyntäen edellä esitettyä jakoa trendi- ja syklikomponentteihin. Menetelmässä kokonaistuottavuuden havaitun aikasarjan oheen liitetään toinen aikasarja, jonka yhteyttä havaitsemattomaan potentiaaliseen kokonaistuottavuuteen voidaan hyödyntää lisäämään mallin informaatiota.[22] Tässä tapauksessa tämä tarkoittaa parempaa informaatiota kokonaistuottavuuden suhdanneriippuvaisesta osasta.

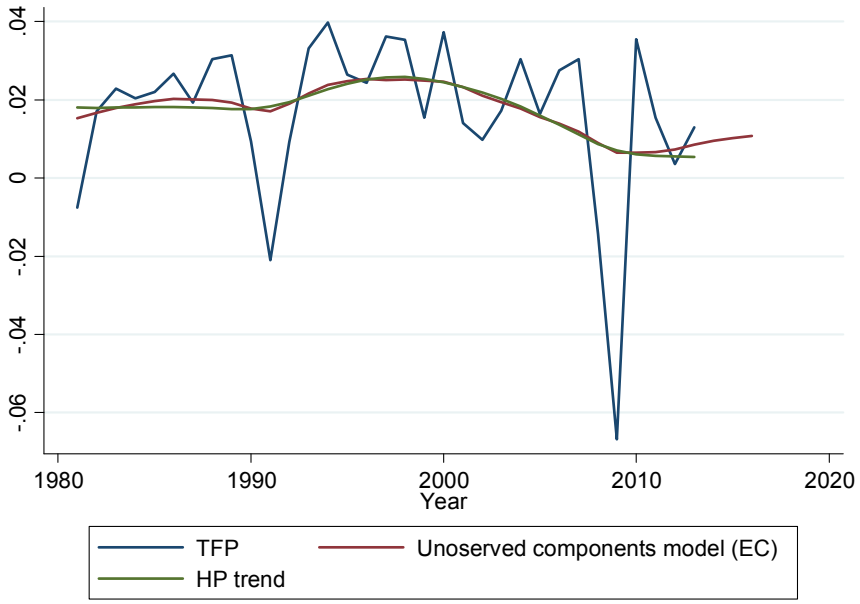
Jotta kaksiulotteisesta tarkastelusta olisi mahdollisimman paljon hyötyä, mallia täydentävän muuttujan tulee olla tarkasti mitattavissa ja sisältää itsessään mahdollisimman vähän korjaustarvetta. Toisekseen indikaattorin tulee olla vahvasti korreloitunut kokonaistuottavuuden havaitsemattomien syklisen osan c_t kanssa. Täydentävä ja syklin kanssa korreloiva muuttuja auttaa arvioitavan muuttujan estimoinnissa havaintojen loppupäässä ja vähentää estimoinnin revisiointitarvetta. Tällaiseksi täydentäväksi muuttujaksi komissio on valinnut kapasiteetin käyttöasteen aikaisemman kirjallisuuden ehdotusten johdattelemana (ks. esim Rünstler, 2002). Kapasiteetin käyttöasteen etuna on aineiston harvakseltaan tapahtuva ja vähäinen korjaustarve, sillä se perustuu kyselyaineistoon (Koske & Pain, 2008). 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. Lisäksi mitattu kapasiteetin käyttöaste ei välttämättä ole edustava otos koko taloudesta, sillä tiedot kerätään vain tietyiltä (usein teollisuuden) tuotannonaloilta. Kapasiteetin käyttöaste ei kuitenkaan ole ainut vaihtoehto ”täydentäväksi” aikasarjaksi ja sen käytettävyys voi osittain olla maakohtaista.[23] Vastaavana indikaattorina on käytetty myös mm. tilausten määrää edelliseen neljännekseen verrattuna (Newby ja Orjasniemi, 2012).

Kuvio 3 kuvaa kuinka kokonaistuottavuus ja eri menetelmin laskettu potentiaalinen kokonaistuottavuus (TFP) on kasvanut Suomessa vuodesta 1980. Kuviosta nähdään kaksi selvää kokonaistuottavuuden laskua, jotka on havaittu 90-luvun laman ja viimeaikaisen finanssikriisin aikana. Trendi on ollut jokseenkin vakaa, joskin näyttää siltä, että kasvu on hidastunut vuosituhannen vaihteen jälkeen. Komission kapasiteetin käyttöasteella täydennetty malli ja yksinkertainen trendausmenetelmä näyttävät antavan jokseenkin identtisen kuvan taustalla olevasta trendistä. Poikkeuksena on kahden estimaatin selvä ero viimeisten vuosien (2012 ja 2013 ennusteet) kohdalla. On huomioitava, että komission laskennassa on hyödynnetty keskipitkän

[22] Planas ym. (2010) esittelevät erillisessä paperissa komission uuden mallin kokonaistuottavuuden estimoinniksi käyttäen hyödyksi kapasiteetin käyttöasteen ja kokonaistuottavuuden yhteyttä. Paperissa esitellään tarkemmin myös maakohtaiset arviot mallin vaikutuksista aikavälillä 2000–2009 jolloin estimaattoria on voitu arvioida kahden eri suhdannepiikin aikana. Suomi ei ole alkuperäisessä paperissa mukana.

[23] Alkuperäisissä laskelmissa Suomea ei sisällytetty, koska kapasiteetin käyttöasteesta ei ollut muiden maiden kanssa vertailukelpoista tietoa tarpeeksi pitkältä aikaväliltä (Planas ym., 2010).

Kuvio 3 Kokonaistuottavuuden muutos Suomessa (1980–2013*)



Lähde: AMECO, omat laskelmat, * = ennuste (2012–2013).

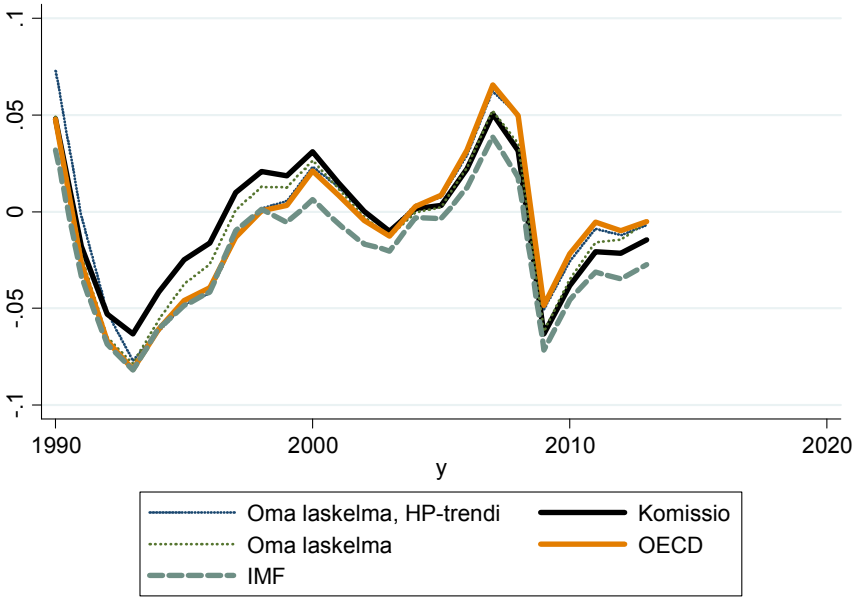
aikavälin laajennusta ja ennusteita kokonaistuottavuuden tulevasta kehityksestä. HP-trendi perustuu vain 2013 asti laskettuihin ennusteisiin (huom. laskettu resiaduaalina). Historiallisesti katsottuna, ero näiden kahden estimaatin välillä näyttää jäävän mitättömäksi Suomen tapauksessa, mutta HP-trendauksen käyttöön reaaliaikaisessa arvioinnissa tulee suhtautua varauksella.

2.1.5 Potentiaalinen tuotanto ja tuotantokuilu

Yhdistämällä edellisissä kappaleissa kuvatut tuotannontekijöiden potentiaaliset tasot voidaan muodostaa estimaatti potentiaaliselle tuotannolle ja tuotantokuilulle (Kuvio 4). Omat laskelmat perustuvat komission tasapainotyöttömyyden (NAWRU) arvioon ja kokonaistuottavuuden HP-trendiin, mikä vastaa käytännössä komission aiemmin käytössä ollutta menetelmää.

Vertailemalla eri menetelmin ja eri instituutioiden ennusteita tuotantokuiluista havaitaan, että tuotantokuilun arviot poikkeavat selvästi toisistaan. Esimerkiksi vuonna 2009 IMF:n arvio Suomen tuotantokuilusta oli n. 7 %, kun OECD:n menetelmällä laskettuna vastaava tuotantokuilu oli 5 %. 1990-luvulla toisaalta instituutioiden estimaatit olivat eri suuruusjärjestyksessä. Vaikka tuotantokuilujen tasoissa onkin huomattavia eroja, on kaikilla menetelmillä laskettuna tuotantokuilun muutoksen suunta yleisesti samansuuntaista periodilta toiselle. Poikkeuksena tähän kuitenkin on mm. vuoden 1999 arviot, jossa IMF:n ja komission menetelmät implikoivat suhdannekehityksen heikentyneen vuodesta 1998, mutta OECD:n indikaattori ja HP-trendi viittaavat suhdannetilanteen paranemiseen. HP-trendi ja OECD:n tuotantokuiluarvio näyttävät liikkuvan tarkasteluajankohtana tiukasti samalla uralla. Omiin laskelmiin (komission NAWRU ja kokonaistuottavuuden HP-trendi estimaatteihin) perustuva tuotantokuilu näyttää pääosin seuraavan komission tuotantokuiluarviota. Kuitenkin, johtuen selvästi ko-

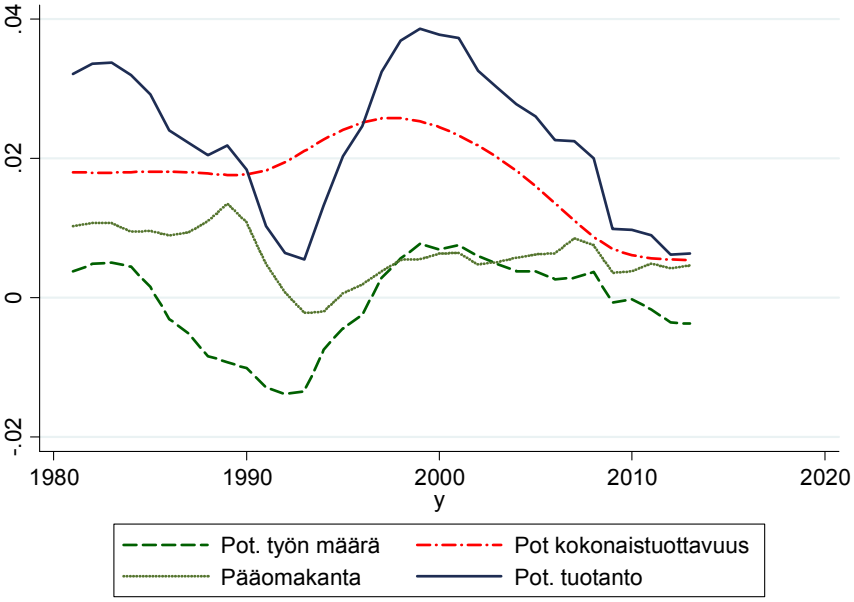
Kuvio 4 Tuotantokuilu Suomessa (1980–2013*)



Lähde: IMF (WEO), OECD (EO), AMECO, omat laskelmat, * = ennuste (2012–2013).

konaistuottavuuden laskentatavasta, vuosien 2012 ja 2013 tuotantokuiluestimaatti konvergoi kohti puhtaasti HP-menetelmällä laskettua tuotantokuiluestimaattia. Tämä viittaa siihen, että omaan arvioon perustuva tuotantokuilu on altis loppupisteharhalle ja että kokonaistuottavuuden mallintaminen vaikuttaa tähän merkitsevästi.

Kuvio 5 Potentiaalisen tuotannon kasvun osatekijät Suomessa (1980–2013*)



Lähde: AMECO, omat laskelmat, * = ennuste (2012–2013).

Kuviosta 5 nähdään kuinka eri tuotannontekijät ovat vaikuttaneet potentiaalisen tuotannon kasvuun vuodesta 1980 (perustana edellä laskettu tuotantokuilun estimaatti, hajotelma on samansuuntainen kuin komission kevään 2012 arvioissa). Huomattavaa on ollut aikaisemmin merkittävän kokonaistuottavuuden kontribuution lasku kaksituhattaluvun aikana. 90-luvun laman ja viimeaikaisen kriisin selvänä erona on ollut kokonaistuottavuuden erilainen kehityskulku. 90-luvun lamassa potentiaalisen tuotannon kasvua rajoittivat investointien ja työn määrän raju lasku. Viimeaikaisessa kriisissä kokonaistuottavuus on laskenut, mutta työn määrä on reagoinut vähemmän. Intuitiivisesti tämä viittaa siihen, että viimeaikaiseen taantumaan on reagoitu työmarkkinatoimilla, joissa työttömyyden kasvua on hidastettu, mutta tuotannon vähentyessä henkeä kohti laskettu tuotanto laskenut. Toinen tekijä kokonaistuottavuuden laskussa on pääoman käyttöasteen lasku taantuman aikana.

2.2 Budjetin suhdanneherkkyys

Olettaen, että suhdannetilanteesta on tuotantokuilun estimaatin avulla muodostettu realistinen kuva, mielenkiinto kohdistuu seuraavaksi siihen, kuinka valtion budjetti reagoi kulloiseenkin suhdannetilanteeseen. Valtion verotulot ovat riippuvaisia suhdannevaihteluista, koska kotitalouksien ansiot ja kulutus, yritysten voitot ja esimerkiksi työttömyys, jotka muodostavat verotulojen ja menojen pohjan, vaihtelevat suhdanteiden aikana. Korjausta varten on estimoitava verotulojen ja menojen joustot suhteessa suhdanteisiin. Käytännössä estimointi edellyttää ainakin osittain subjektiivista arviota siitä, mitkä finanssipoliittiset välineet oletetaan suhdanneriippuvaisiksi, millaisiin suhdanneindikaattoreihin nämä liitetään ja millaisia suhdanteista riippumattomia tekijöitä joustoissa huomioidaan.

2.2.1 Tulojen ja menojen joustojen estimointimenetelmät

Kaikkein aggregoiduimpia päätelmiä joustoista yleensä tukee peukalosääntöihin tukeutuminen. Perinteisen konsensuksen mukaan tuloerien joustot ovat yksikköisiä, kun taas menojen jousto on nolla (Bornhorst ym., 2011). Näiden meno- ja tuloerien osuuksien painotetun keskiarvon avulla siten saadaan karkea kuva budjetin kokonaisherkkyydestä. Peukalosäännöt ovat perinteisesti olleet jokseenkin sopusoinnussa hienojakoisemman estimoinnin kanssa. Ongelmana kuitenkin on ollut peukalosääntöjen huomattavan karkeuden lisäksi maiden välisten erojen ja mm. työttömyyskorvausten syklisyyden huomiotta jättäminen.

Yksinkertaisin tapa estimoida joustot empiirisesti on arvioida kuinka aggregaatit menot ja tulot muuttuvat suhteessa tuotantokuiluun. Käytännössä tulojen *R* ja menojen *G* joustot suhteessa tuotantokuiluun voidaan estimoida regressioanalyysillä esimerkiksi yhtälöistä

$$\log\left(\frac{R}{Y_p}\right) = a + \varepsilon_{\mathrm{R,Y}}\log\left(\frac{Y}{Y_p}\right) + u, \tag{11}$$

ja

$$\log\left(\frac{G}{Y_p}\right) = a + \varepsilon_{\mathrm{G,Y}}\log\left(\frac{Y}{Y_p}\right) + u, \tag{12}$$

jossa $\varepsilon_{R,Y}$ on verotulojen ja $\varepsilon_{G,Y}$ menojen suhdannejousto tuotantokuilulla mitattuna (Bornhorst ym., 2011).[24] Tarvittaessa regressiossa voidaan huomioida esimerkiksi rakenteelliset muutokset ja verouudistukset yksityiskohtaisesti, mikäli tällaisista muuttujista on saatavilla tarkkaa tietoa (ks. esimerkiksi Bouthevillain & Quinet, 1999; Morris & Schuknecht, 2007). Usein ongelmaksi kuitenkin muodostuu aineiston puute ja heikko vertailukelpoisuus. Laskettuja joustoestimaatteja voitaisiin pyrkiä päivittämään myös yli ajan. Mahdolliset virheet väärin spesifioiduissa kontrollimuuttujissa voivat kuitenkin kostautua juostuestimaattien luotettavuuden heikkenemisenä (van den Noord, 2000). Spesifioidumpi lähestymistapa olisikin realistinen lähinnä maakohtaisissa joustojen estimoinneissa, joissa voitaisiin keskittyä esimerkiksi yksittäisten verouudistusten rakenteellisiin vaikutuksiin.

Toisaalta joustot voidaan johtaa makrotalouden mallista (ks. esim. Suomen Pankin suhdanneherkkyyslaskelmat, Brunila ym., 1999). Estimointi perustuu erilaisten shokkien simulointiin ja arviointiin siitä, kuinka tuotannon muutos vaikuttaa budjetin eri tulo- ja menoeriin. Menetelmä on joustavampi suhteessa erilaisiin taloudellisiin shokkeihin, koska joustot voidaan laskea erikseen erilaisia taloudellisia skenaarioita varten. Tämä kuitenkin edellyttää kehittyneempää estimointia ja mallin kalibrointia tulojen ja menojen yhtälöille.

Komission rakenteellisen alijäämän laskelma perustuu OECD:n tuottamiin joustoestimaatteihin vuodelta 2005, jossa täydennetään perinteistä ekonometrista regressioanalyysiin perustuvaa estimointia verojärjestelmien ja lainsäädännön tiedoilla (Girouard & André, 2005, ks. aikaisemmat estimaatit Giorno et al., 1995, van den Noord, 2000). Seuraavassa esitellään estimoinnin pääperiaatteet ja komission erityishuomiot lopullisten suhdanneherkkyyksien laskemisessa.

2.2.2 Joustojen laskenta OECD:n menetelmällä

Suhdanneherkkyyslaskelmissa erotetaan neljä eri verotulojen lähdettä, jotka oletetaan suhdanneriippuvaisiksi: 1) henkilökohtainen tulovero, 2) sosiaaliturvamaksut, 3) yritysten tulovero ja 4) välilliset verot. Menojen oletetaan olevan suhdanneriippuvaisia vain työttömyyteen liittyvien menojen kautta (myös mukaan lukien muut tulonsiirrot kuin työttömyysturvamaksut, kuten varhaiseläkkeet). Muut menon- ja tulonlähteet oletetaan seuraavissa laskelmissa suhdanteista riippumattomiksi.[25]

Joustojen estimointi kunkin tulon- ja menonlähteen suhteen jaetaan kahteen osaan[26]

$$\varepsilon_{t_i,y} = \varepsilon_{t_i,t_b}\varepsilon_{t_b,y}, \tag{13}$$

Ensiksi arvioidaan, kuinka verotuotot muuttuvat suhteessa veropohjaan (ansiotulot, voitot, kulutus) (ε_{t_i,t_b}).[27] Vastaavasti arvioidaan, kuinka menot muuttuvat suhteessa työttömyyteen. Käytännössä joustot määrittyvät kunkin maan voimassaolevan verojärjestelmän mukaan. Progressiivisten verojen tuotot kasvavat veropohjaa nopeammin, jolloin jousto on suu-

[24] Estimoinnissa on huomioitava aikasarjojen mahdollinen epästationaarisuus ja esimerkiksi mahdolliset viipeet verotuottojen keräämisessä.

[25] Oletus sulkee pois mm. julkisen sektorin palkkojen syklisyyden.

[26] Jaetaan kahteen osaan, koska suhdanneindikaattorina on potentiaalinen tuotanto. Esimerkiksi ansioverojen tuotot eivät ole suoraan riippuvaisia suhdannetilanteesta vaan ansiotulojen kehityksestä.

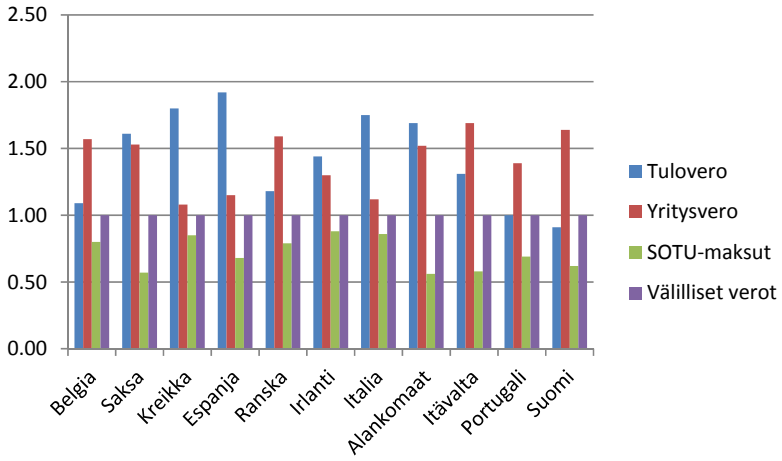
[27] Tämä on ns. suhdanteista riippumaton, verojärjestelmästä riippuvainen jousto.

rempi kuin yksi. Regressiivisille veroille jousto on pienempi kuin yksi ja tasaveroille tasan yksi. Veromuotojen erisuuruiset yhdistelmät jäsenmaiden verojärjestelmissä siten synnyttävät eroja ensimmäisen ryhmän joustoestimaateissa. Käytännön estimaatteja voidaan yksinkertaistaa olettamalla, että pääosin tasaveroina kerättävät välilliset verot tai yritysten tulovero ovat yksikköjoustoisia. Esimerkiksi yritysverojen estimointi on osoittautunut hankalaksi johtuen siitä, että voittojen ”kotouttamiseen” liittyy viivettä tai niitä voidaan jakaa usealle eri vuodelle.[28]

Seuraavaksi arvioidaan, kuinka veropohja ja työttömyys muuttuvat suhteessa suhdanneindikaattoriin eli tuotantokuiluun ($\varepsilon_{t_b,y}$). Tämä on ns. puhtaasti suhdanneriippuvainen osuus joustosta. Jälkimmäistä joustojen ryhmää ja niiden suuruutta on vaikeampi kategorisoida intuitiivisesti tai arvioida teorian perusteella. Tästä johtuen joustojen estimointi nojaa pääsääntöisesti aikasarja-aineistoon.[29] Tarkempi kuvaus joustojen estimoinnista on esitetty liitteessä.

OECD:n estimointitulokset joustoille on esitetty kuviossa 6 sellaisina kuin ne on komission puolesta esitetty. Tuloverojen joustot ovat keskimäärin suurempia kuin yksi, mikä intuitiivisesti heijastaa tuloverojen progressiivisuutta. Yritysverojen estimaatti on niin ikään suurempi kuin yksi, mikä on keskimääräisesti seurausta yritysvoittojen tuotantoa suhteellisesti voimakkaammasta reaktiosta. Sosiaaliturvamaksujen suhteen jousto on sitä vastoin pienempi kuin yksi, mitä puolestaan selitetään veropohjan, eli palkkatulojen suhteellisesta hitaammalla reaktiolla suhteessa tuotantoon. Välillisten verojen yksikköjoustoisuus on oletettu kaikille maille. Menojen suhteen jousto on keskimäärin pieni, mikä johtuu lähinnä työttömyyskorvausten pienestä osuudesta kokonaismenoissa (ks. kuvio 7).

Kuvio 6 Veropohjien joustot suhteessa tuotantokuiluun euroalueella



Lähde: Euroopan komissio (2005).

[28] Teoreettinen perustelu onkin paikoin syrjäyttänyt empiirisen estimoinnin, koska pelätään, että tilapäisten veromuutosten aiheuttama potentiaalinen harha estimaateissa on suurempi menetys kuin estimaattien joustavuus esimerkiksi maasta toiseen (mm. Girouard & André, 2005).

[29] Intuitiivisesti tätä voitaisiin havainnollistaa sillä, kuinka suhdanteet vaikuttavat siihen, kuinka suuri osa tuotosta nostetaan palkkatulojen ja kuinka suuri osa yritysten voittojen kautta. Intuitio tai teoria ei kuitenkaan kerro, mikä vaikutus dominoi.

2.2.3 Budjetin syklinen kokonaisherkkyys – komission menetelmä

Euroopan komission suhdannekorjausmenetelmä poikkeaa yksittäisten joustojen laskennan jälkeen OECD:n omasta menetelmästä (ks. vertailu komission ja OECD:n lähestymistavasta joustoihin in't Veld ym. 2010). Komissio mittaa budjetin suhdanneherkkyyttä tarkastelemalla, kuinka paljon valtion tulot ja menot muuttuvat, kun tuotanto muuttuu marginaalisesti. OECD ja mm. IMF puolestaan mittaavat, kuinka paljon menojen ja tulojen osuus tuotantoon nähden muuttuu, kun tuotanto muuttuu. Jälkimmäinen menetelmä eliminoi tuotannon muutoksesta johtuvan menojen muutoksen: jos menot ja tulot ovat aina samassa suhteessa bruttokansantuotteeseen, mitattu ns. semi-jousto on nolla. Molemmat menetelmät tuottavat käytännössä samansuuruiset joustoestimaatit, mutta vaikutukset tulevat määritelmällisesti eri reittiä pitkin: herkkyysindikaattorilla mitattuna ns. automaattinen vakautus tulee tulojen muutoksen kautta, kun taas semi-joustolla mitattuna muutos tulee menojen muutoksesta.[30]

Käytännössä suhdanneherkkyyslukujen muodostaminen koostuu kolmesta erillisestä vaiheesta (Euroopan komissio, 2005). Aluksi komissio aggregoi OECD:n laskemat yksittäiset tulo- ja menojoustojen estimaatit kokonaisjoustoiksi. Kokonaistulojoustot muodostetaan veropohjien verotulo-osuuksien painokertoimilla seuraavasti

$$\theta_R = \sum \theta_{R,i} \frac{R_i}{R}, \tag{14}$$

missä $\theta_{R,i}$ ovat yksittäisten tuloerien tulojoustot, R_i veropohjan i tuotot ja R kaikkien veropohjien tuotot yhteensä.[31] Vastaavasti kokonaismenojousto saadaan kaavasta

$$\theta_E = \theta_{G,U} \frac{G_U}{G}, \tag{15}$$

missä $\theta_{G,U}$ on menojen jousto suhteessa työttömyyteen, G_U työttömyyteen liittyvät menot ja G kokonaismenot. Näin muodostetut kokonaisjoustot on esitetty kuviossa 7. Seuraavaksi budjetin kokonaisherkkyys lasketaan edellä estimoitujen kokonaisjoustojen avulla, jotka muutetaan herkkyysparametreiksi ilmaisemalla joustot painotettuna näiden BKT-osuuksilla

$$\varepsilon_R = \theta_R \frac{R}{Y} = \left[\left(\frac{dR}{dY}\left(\frac{Y}{R}\right)\right)\left(\frac{R}{Y}\right)\right] = \frac{dR}{dY}, \tag{16}$$

ja

$$\varepsilon_G = \theta_G \frac{G}{Y} = \left[\left(\frac{dG}{dY}\left(\frac{Y}{G}\right)\right)\left(\frac{G}{Y}\right)\right] = \frac{dG}{dY}, \tag{17}$$

missä R/Y on verojen suhde BKT:hen, G/Y on muiden kuin korkomenojen suhde BKT:hen (primary curent expenditure).[32] Lopulta tulojen ja menojen herkkyyksien erotuksena lasketaan budjetin syklinen kokonaisherkkyys

[30] Tämä heijastaa eroja automaattisten vakauttimien tulkinnassa. Tasomuutosten tarkastelussa ajatellaan, että ilman automaattisia vakauttimia menot ja tulot pysyvät vakioisella tasolla. Suhteellisissa muutoksissa oletetaan vastaavasti, että menot ja tulot pysyvät samassa suhteessa tuotantoon. Nämä johtavat erilaisiin tulkintoihin siitä, mitkä tulon- ja menonlähteet huomioidaan osana automaattisia vakauttimia.

[31] Painot perustuvat keskiarvoisiin tulo-osuuksiin vuosilta 1995–2004. AMECO -aineistolla saadaan laskettua osuudet sosiaaliturvamaksuille ja epäsuorille veroille, mutta yritysten ja yksityisten tuloveroja ei ole tilastoissa eritelty.

[32] Painot perustuvat OECD:n aineistoon ja järjestön ulkopuolisten maiden osalta kansallisiin lähteisiin.

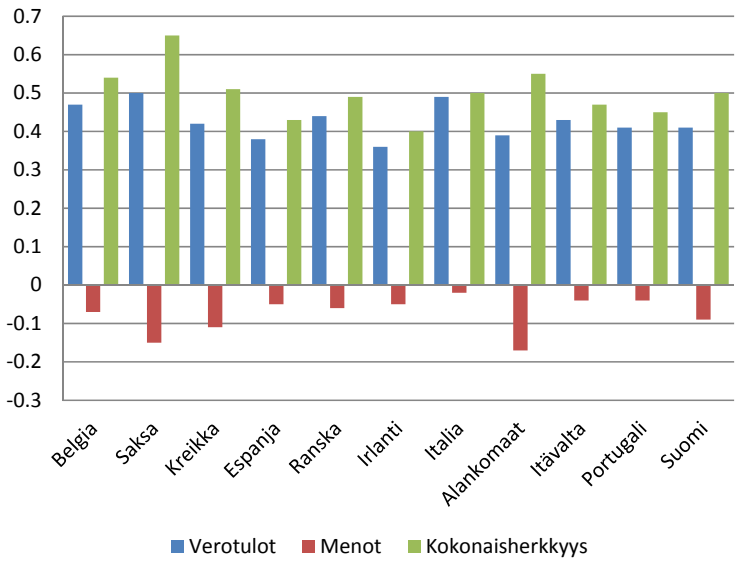
(18) $$\varepsilon = \varepsilon_R - \varepsilon_G,$$

joka vastaa esitettyä suhdanneherkkyysindikaattoria. Suhdanneherkkyysestimaatit on esitetty kuviossa 7.

Voidaan kysyä perustellusti, ovatko nykyiset vuoden 2005 suhdanneherkkyysestimaatit enää ajanmukaisia. Estimaatit perustuvat vanhentuneeseen potentiaalisen tuotannon laskentamenetelmään ja *OECD:n* vuoden 2005 ex-post arvioon kulloisestakin suhdannetilanteesta (ks. reaaliaikainen estimointi jäljempänä). Laskelmien pohjalla ovat lisäksi yli kymmenen vuotta vanhat tiedot mm. tulonjaosta ja verotuksesta. On myös näyttöä siitä, että tulojen ja menojen joustot muuttuvat yli ajan suhdanteiden ja rakenteellisten uudistusten mukaan.[33] Verotuotot vähenevät laskusuhdanteessa BKT:tä nopeammin ja kasvavat nopeammin noususuhdanteessa (Bouthevillain & Quinet, 1999). Vaihtelu voi olla seurausta tuotannon rakennemuutoksista, tulo-osuuksien kehityksestä (työlliset, työttömät), säästöasteen vaihtelusta tai yritysten voittojen kehityksestä. Myös erilaisten taloudellisten shokkien aikana ansiot, kulutus ja työttömyys ja siten verotulot ja menot reagoivat asymmetrisesti. Tätä komposiittivaikutusta (composition effects) ei voida sisällyttää joustoihin nykyisen mallin mukaisessa tarkastelussa (Bezdek ym., 2003). Vakioisista suhdanneherkkyysestimaateista johtuen nykyisissä laskelmissa implisiittisesti oletetaan, että poikkeamat potentiaalisen tuotannon tasosta aiheuttavat yli ajan symmetrisiä vaikutuksia budjettiin.

Edellä käsitellystä johtuen on oletettavaa, että joustoestimaatit tulevat uudistumaan lähitulevaisuudessa tai niistä tullaan tekemään samaan menetelmään pohjautuvat päivitykset, jossa

Kuvio 7 Budjetin suhdanneherkkyys euroalueella



Lähde: Euroopan komissio 2005.

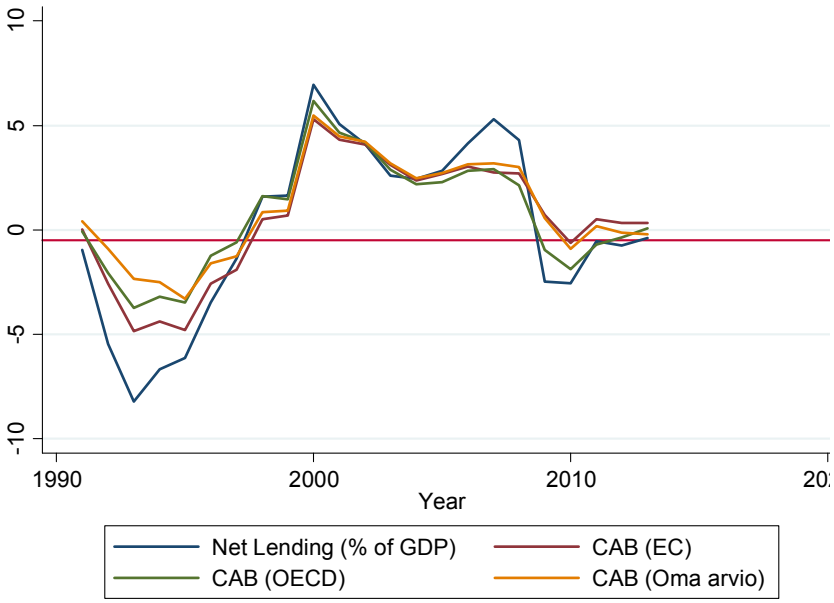
[33] Joustot ovat vaihdelleet mm. Suomessa rakenteellisten muutosten ja 90-luvun laman aikana (Brunila ym., 1999). Wolswijk (2007) arvioi Alankomaiden pitkän ja lyhyen aikavälin verojoustoja ja toteaa, että lyhyen aikavälin verojoustot ovat pienempiä kuin pitkän aikavälin joustot. Ks. myös katsaus euroalueella ja mahdollisista korjausmenetelmistä yli ajan muuttuvien joustojen huomioimiseksi Larch & Tourrini (2010). Joustojen muuttumista yli ajan voidaan tarkastella liikkuvalla regressioanalyysilla (rolling reggression).

huomioidaan uusi lainsäädäntö ja uusiutunut tuotantokuilun laskentamenetelmä. Myös valtiovarainministeriöltä saadun tiedon mukaan joustojen uudelleenlaskenta on käynnissä. Sen lisäksi, että regressiotulokset ovat vanhentuneet, jää kuitenkin epäselväksi, uusitaanko koko estimointimenetelmä siten että se huomioi aiemmat epäkohdat tarkemmin.

2.3 Suhdannekorjatun alijäämän estimaatit

Suhdannekorjattu alijäämä muodostetaan yhdistämällä tuotantokuilun estimaatit (luku 2.1) ja suhdanneherkkyyslaskelmat (luku 2.2). Kuviosta 8 nähdään, että riippumatta vertailuun sisällytetyistä menetelmistä, Suomen suhdannekorjattu alijämä on ylittänyt 0,5 % rakenteellisen alijäämän tavoitteen ainakin hetkellisesti niin 90-luvun laman kuin vuoden 2007 jälkeisen taantumankin seurauksena. Lisäksi havaitaan, että menetelmän yksityiskohdista riippumatta, suhdannekorjattu alijäämä korreloi selvästi nimellisen alijäämän kanssa. OECD:n ja komission arviot Suomen suhdannekorjatusta alijäämästä poikkeavat kuitenkin toisistaan merkittävästi esimerkiksi vuoden 2012 kohdalla. OECD:n mukaan rakenteellinen alijäämä on negatiivinen ja lähellä fiscal compactin rajaa, kun taas komission arvion mukaan Suomen alijäämä on negatiivinen vain suhdanteista johtuen – suhdannekorjattu alijäämä on positiivinen.

Kuvio 8 Julkisen sektorin suhdannekorjattu budjettitasapaino Suomessa (1990–2013*)



Lähde: AMECO, OECD (EO), omat laskelmat, * = ennuste (2012–2013).

3 Rakenteellinen alijäämä

Tuore kirjallisuus viittaa siihen, että tuotantokuiluun pohjaava suhdannekorjattu alijäämä ei ole riittävä indikaattori julkisen talouden tilasta, eikä siten sellaisenaan sovi useisiin niihin tarkoituksiin, joihin sitä on alun perin haluttu soveltaa finanssipoliittisessa valvonnassa (ks. johdanto, Girouard & Price, 2004; Koen & van den Noord, 2005; Price & Dang, 2011 ja Lend-

vai, 2011). Syklisten heilahtelujen lisäksi *rakenteellisessa* alijäämässä on huomioitava myös muita tilapäisiä budjettitasapainon muutoksia, jotka ovat seurausta i) selvästi yksittäisistä meno- ja tuloeristä (”one-offs”), joilla ei ole vaikutusta pitkän aikavälin budjettitasapainoon, ii) suhdannesyklistä irrallisista varallisuus- ja hyödykehintojen heilahteluista/syklisyydestä tai iii) tuotantorakenteen muutoksista tai epäsymmetrisistä taloudellisista shokeista.[34]

Esimerkkejä edellä mainituista ovat UMTS-lisenssien tuotot Euroopassa tai osakkeiden ja asuntojen hintojen nousu, jotka voivat kasvattaa yritysverojen ja kiinteistöverojen tuottoa ja siten parantaa valtion rahoitusasemaa tilapäisesti. Kyseessä voi myös olla tietoinen tavoite välttää velkarajoitteiden rikkoutuminen tilinpidollisella ”kikkailuilla” (Koen & van den Noord, 2005). Erityisesti kehittyvien talouksien kohdalla on korostettu hyödykkeiden maailmanmarkkinahintojen heilahteluja, jotka saattavat huomattavasti tilapäisesti kohentaa tai heikentää joidenkin valtioiden rahoitusasemaa.[35]

Tällaiset suhdanteista riippumattomat muutokset voivat tilapäisesti sumentaa suhdannekorjatun alijäämän antamaa kuvaa julkisen talouden tilasta ja siten vesittää indikaattoriin perustuvan finanssipoliittisen valvonnan mielekkyyden.[36] Euroalueen jäsenmailta vaadittiin liittymisen ehtona tasapainoista budjettia (3 % alijäämä rajoite), mikä johti jäsenmaissa tilastojen kaunisteluun ja aina virheelliseen tilinpitolukujen raportointiin asti. Empiirinen kokemus viittaa siihen, että suhdannekorjatut estimaatit ovat olleet liian optimistisia indikaattoreita julkisen talouden rakenteellisesta alijäämästä, erityisesti ns. hyvinä aikoina. Tilinpidolliset temput tai yksittäiset valtion omaisuuden yksityistämisestä saadut tuloutukset ovat euroalueella vastanneet jopa useaa prosenttiyksikköä BKT:stä (Koen & van den Noord, 2005). Varallisuushintasykleistä ja muista syklisistä kehityksistä riippuvien tulojen vaikutus on puolestaan ollut 0–0.5 % BKT:stä OECD-maissa vuosina 1995–2000 (Girouard & Price, 2004 ja Morris & Shuknecht, 2007). Nämä luvut edustavat virhettä, joka voitaisiin korjata nykyisistä suhdannekorjatuista arvioista riittävillä menetelmillä.

Tilapäisten meno- ja tuloerien korjaaminen on teoriassa suoraviivaista. Suuret yksittäiset erät voidaan yksinkertaisesti jättää huomiotta budjetin alijäämästä. Ongelmaksi muodostuu rajanveto siitä, mitkä erät ovat tilapäisiä tai merkitsevän suuria, jotta ne olisi syytä huomioida tarkastelussa. Menot voidaan esimerkiksi suunnitella tilapäiseksi, mutta ne voivat lopulta osoittautua pysyviksi tai pitkäaikaisiksi. Vaihtoehtoisesti korjaus voidaan sitoa pidempiaikaisiin keskiarvoihin tiedostaen, että tulojen ja menojen vuotuinen riippuvuus BKT:hen voi yksittäisinä vuosina poiketa normaalitasoltaan. Kokemusta tällaisten menetelmien käytöstä ei kuitenkaan toistaiseksi näytä olevan. Joumard yms. (2008) esittävät sen sijaan pääomasiirtoihin pohjaavan menetelmän, jossa budjettialijäämästä korjataan yksittäiset tuotot ja menoerät käyttäen HP-trendi -menetelmää. Kun pääomasiirrot poikkeavat trendiltään, menetelmä aproksimaattisesti korjaa näiden vaikutuksen budjettiin.[37] Menetelmän etuna on, että se on neutraali yksittäistapausten arvioinnille.

---

[34] Luonteeltaan nämä menot ovat samantapaisia kuin perinteiset sykliset muutokset tuotannossa: lyhyellä aikavälillä voidaan kartuttaa enemmän tuloja, vaikka näiden perustana olevat fundamentit eivät olisi muuttuneet.

[35] Esimerkiksi Chilessä kuparin maailmanmarkkinahinta vaikuttaa huomattavasti valtionbudjetin tasapainoon, kun verotuotoista yli kymmenen prosenttia voi koostua tämän teollisuudenalan tuotoista (Rodriguez C. ym., 2007).

[36] Tämä tarkoittaa, että suhdannekorjatun alijäämän muutosten käyttäminen mittarina finanssipolitiikan tiukentumiselle voi osoittautua harhaiseksi, jos esimerkiksi osa tästä havaitusta tiukentumisesta on seurausta politiikantekijöistä riippumattomista tuotoista ns. windfall-tuotoista (vrt. Blanchard, 1990).

[37] Pääomasiirrot ovat siten aproksimaattinen indikaattori yksittäisistä tuloutuksista ja menoista valtion budjetissa.

Suhdanteista riippumattomien (tai vähemmän korreloivien) erillisten syklien vaikutuksen korjaaminen muistuttaa suhdannekorjauksen tekemistä.[38] Price & Dang (2011) ehdottavat suhdannetasoitetun alijäämän laskentatavasta riippumatonta add-on -metodologiaa varallisuushintasyklin korjaukseksi. Menetelmässä arvioidaan, kuinka budjetti reagoi varallisuushintojen sykliin samaan tapaan kuin budjetin suhdannejoustot laskettiin suhdannekorjauksen yhteydessä. Joustojen arvioinnin jälkeen sykliset erät vähennetään alijäämästä. Vaihtoehtoisesti sykliset tekijät voidaan ottaa mukaan jo alkuperäisiin suhdanneherkkyyslaskelmiin, jolloin vältytään mahdollisilta häiriötekijöiltä ja virheiltä suhdanneherkkyyslaskelmissa.[39]

Tuotannon rakenteellisten muutosten korjaaminen vaatii sen sijaan uutta lähestymistapaa rakenteellisen alijäämän laskemiseen, koska aggregaattiin tuotantokuiluun perustuvat laskelmat olettavat, että talouden kasvu ja lasku ovat symmetrisiä ja siten neutraaleja verotuottojen eri lähteiden suhteen. Jos talouskasvu esimerkiksi perustuu ulkoiseen kysyntään (vientiin), on verotuottojen kasvu todennäköisesti vähäisempää kuin kotimaisen kysynnän kasvaessa. Tämä johtuu vientisektorin ja kotimaisen sektorin tuotannon verotasojen eroista – vientiä ei veroteta arvonlisäverolla. Mikäli rakenteelliset muutokset ovat huomattavia, aggregoitu suhdannekorjaus voidaan korvata disaggregoiduilla menetelmillä, joissa tuotantokuilun tarkastelusta siirrytään yksittäisten veropohjien tarkasteluun. Disaggregoitua menetelmää voidaan niinikään täydentää yksittäiset menoerät ja muut sykliset kehitykset huomioivalla tarkastelulla (Kremer ym., 2006 ja Morris & Shuknecht, 2007)

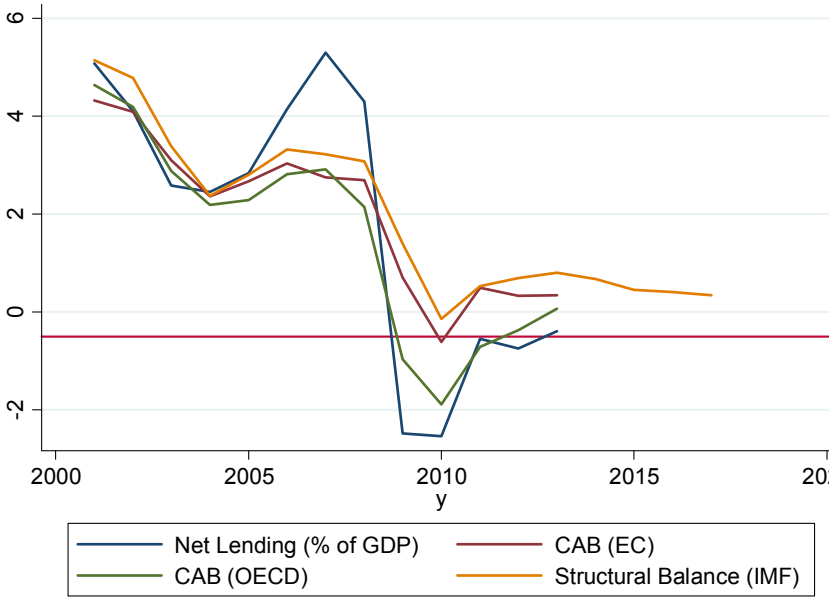
Edellä esitettyjen menetelmien lisäksi viime aikoina on ilmestynyt tutkimuksia, joissa arvioidaan kuinka rakenteellisen alijäämän laskelmissa voitaisiin huomioida vaihtotaseen epätasapaino. Kokemuksen mukaan vaihtotaseen epätasapainon huomiotta jättäminen voi johtaa julkisen talouden tilasta jopa reilun prosenttiyksikön harhaan (Dobrescu & Salman, 2011). Euroopassa taloudellista integraatiota seurannut valtion JVK-korkojen riskipreemioiden lasku on kasvattanut kotimaista kysyntää ja siten välillisten verojen verokertymää huomattavasti, mikä on näennäisesti parantanut joidenkin jäsenmaiden julkisen talouden tilaa (Lendvai et al., 2011). Alijäämäinen vaihtotase on toisaalta paikattava pitkällä aikavälillä vaihtotaseen ylijäämällä tai alijäämän bkt-suhteen laskulla, jolloin vastaavat verotuotot oletettavasti suhteellisesti pienenevät. Menetelmissä tarkoituksena on laskea verokertymien joustot suhteessa kotimaiseen kysyntään. Tämä olisi edelleen yksi mahdollinen kehityssuunta joustojen laskemisessa ja askel kohti rakenteellisen alijäämän mittaria.

Rakenteellisen alijäämän erottaminen suhdannekorjatusta alijäämästä on käytännössä uusi ilmiö. IMF ja OECD ovat pyrkineet korjauksiin vasta viimeisimmissä tilastojulkaisuissaan (ks. kuvio 9). Euroopan komissiolla ei ole toistaiseksi virallista rakenteellisen alijäämän metodologiaa, vaikka jäsenmaiden välisessä sopimuksessa (fiscal compact) nimenomaan viitataan rakenteelliseen alijäämään. Vaikka myös komission menetelmän tulevaisuuden näkymät enteilevät entistä tarkempaa laskentaa (Larch & Tourrini, 2009), on huomioitava, että rakenteellisen alijäämän laskemiseksi tarvittava maakohtainen harkinnanvara voi viivästyttää moniulotteisemman indikaattorin käyttöönottoa. Lisäksi empiirinen näyttö tarkemmista mittareista on niin ikään vähäisempää kuin suhdannekorjatuista indikaattoreista kertynyt kokemus.

[38] Mikäli varallisuushintojen sykli korreloisi täysin suhdannesyklin kanssa, ei tarvetta erilliselle korjaukselle olisi.

[39] Ks. Bornhorst et al. (2011) keskustelulle eri menetelmistä ja käytännön ohjeista korjauksen tekoon.

Kuvio 9 Julkisen sektorin rakenteellinen ja suhdannekorjattu budjettitasapaino Suomessa (2000–2013*)



Lähde: AMECO, OECD (EO), IMF (WEO), * = ennuste (2012–2013).

4 Rakenteellinen alijäämä reaaliaikaisena finanssipolitiikan indikaattorina

Kirjallisuudessa on perinteisesti tunnistettu tuotantokuilun reaaliaikaisen arvioinnin huomattava epävarmuus (ks. mm. Orphanides & van Norden 2002; Runstler, 2002; Planas & Rossi, 2004; Golinelli & Momigliano, 2008; Marcellino & Musso, 2010 ja Bouis ym., 2012). Epävarmuudella tarkoitetaan tässä yhteydessä sitä, että arvio yksittäisen vuoden tuotantokuilusta muuttuu huomattavasti yli ajan. Usein estimaatti vakiintuu vasta muutama vuosi arvioidun vuoden jälkeen – tästä huolimatta eri menetelmien arvio tuotantokuilusta johtaa kuitenkin edelleen eri tuloksiin eikä tuotantokuilun ”todellista” tasoa saada koskaan selville (ks. yllä). Orphanides & van Norden (2002) toteavat, että tuotantokuilun estimaattien korjaus voi olla yhtä suuri kuin itse tuotantokuilun estimaatti. Epävarmuudesta huolimatta tuotantokuilua pidetään hyödyllisenä talouden indikaattorina ja politiikan ohjenuorana (ks. esim. Koske & Pain, 2008). Koska suhdannekorjattu ja rakenteellinen alijäämä vahvasti nojaavat tähän herkkään indikaattorin, on olennaista huomioida myös sen reaaliaikaisen arvioinnin haasteet. Suuri epävarmuus voi pahimmassa tapauksessa romuttaa rakenteellisen alijäämän käytettävyyden finanssipolitiikan reaaliaikaisena ohjenuorana.[40]

[40] Cimadomo (2011) tekee katsauksen ns. reaaliaikaista (ex-ante) aineistoa hyödyntävään kirjallisuuteen, siinä käytettyihin menetelmiin ja saatavilla olevaan aineistoon. Katsaus sisältää kirjallisuuden tilastollisten menetelmien, poliittisten ja institutionaalisten ja finanssipolitiikan reaktioiden osuudesta revisiointeihin. Paloviita ja Kinnunen (2011) tekevät katsauksen reaaliaikaiseen finanssipolitiikan kirjallisuuteen, tarkastevat kriisinaikaisia finanssipoliittisia toimenpiteitä ja käyvät läpi finanssipolitiikan syklisyyden haasteita euroalueella. Huomiota saavat äkillisistä muutoksista seuranneet huomattavat ennustevirheet, joihin politiikan tekijät ovat sittemmin enemmän tai vähemmän pyrkineet reagoimaan erilaisilla päätösperäisillä finanssipoliittisilla toimilla. Finanssipolitiikassa epävarmuutta aiheuttavat ennustevirheet, mutta myös erilaisten poliittisten toimien vaikutuksen epävarmuus. Tuore kirjallisuus (Bernoth ym., 2008 ja Golinelli & Momigliano, 2008) viittaa siihen, että reaaliaikaisen aineiston mukaan ex-post aineistolla myötäsykliseksi arvioitu finanssipolitiikka onkin usein ollut vastasyklistä, jos huomioidaan politiikantekijöiden käytössä ollut ex-ante aineisto.

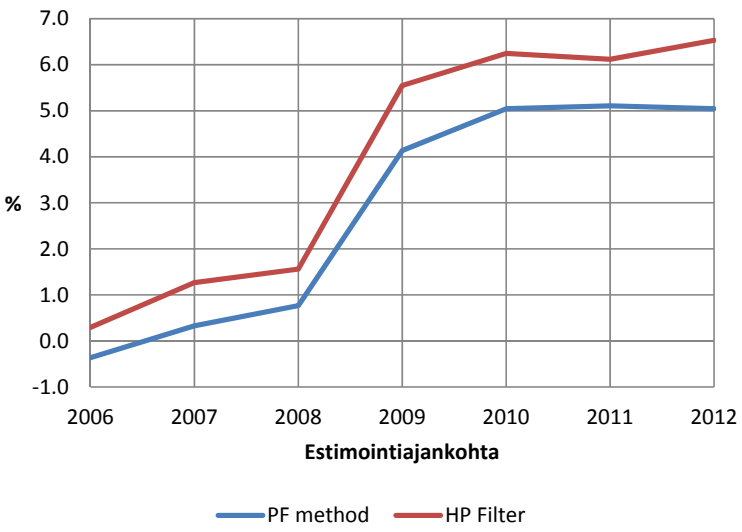
Kirjallisuudessa ei toistaiseksi ole eroteltu rakenteellisen ja suhdannekorjauksen eroja reaaliaikaisessa analyysissä. Yksittäisten menoerien ja etenkin muiden julkisen talouden tasapainoon vaikuttavien syklien arviointiin voidaan kuitenkin olettaa liittyvän vastaavankaltaisia haasteita, johtuen myös niissä hyödynnetyistä tilastollisista suodinmenetelmistä. Suhdannekorjatun alijäämän laskentaan liittyvien ongelmien voidaan siksi olettaa kuvaavan aproksimaattisesti myös laajemman rakenteellisen alijäämän reaaliaikaiseen estimointiin liittyviä ongelmia etenkin siinä määrin, kuin estimaatit nojaavat koko talouden aktiviteettia kuvaavan tuotantokuilun arviointiin.

Hughes Hallet ym. (2012) hyödyntävät suhdannekorjatun alijäämän ex-ante aineistoa ja toteavat, että mittarit ovat osoittautuneet heikoiksi reaaliaikaisiksi finanssipolitiikan indikaattoreiksi ja antaneet korkeintaan yhtä hyvän reaaliaikaisen kuvan finanssipolitiikan tilasta kuin yksinkertaiset finanssipolitiikan indikaattorit. Suhdannekorjatut arviot ovat olleet epäluotettavimpia juuri silloin, kun niille olisi eniten tarvetta – suhdanteiden käännekohdissa. Esitetyt argumentit osuvat kutakuinkin yksiin Blanchardin (1990) kritiikin kanssa, vaikka kritiikki on esitetty kaksi vuosikymmentä aiemmin ja menetelmät kehittyneet. On kuitenkin syytä huomioida vielä tarkemmin, mistä virheet lopulta akkumuloituvat nykyisiin estimaatteihin.

Suhdannekorjatun alijäämän reaaliaikaisessa laskennassa epävarmuus syntyy keskeisesti neljästä eri lähteestä: i) bruttokansantuotteen mittaus/ennustevirheestä, ii) alijäämän arviointivirhestä, iii) tuotantokuilun estimointivirhestä ja iv) suhdanneherkkyysestimaattien virheestä.

Kaksi ensimmäistä mittausvirheen tai epävarmuuden lähdettä ovat tämän raportin tarkastelun ulkopuolella. Koske ja Pain (2008) kuitenkin toteavat, että BKT:n reaaliaikainen estimointivirhe on tosiasiassa suurempi kuin vastaava potentiaalisen tuotannon estimointivirhe. Tuotantokuilun estimaatti on sitä vastoin vähemmän altis revisiointimuutoksille kuin potentiaa-

Kuvio 10 Vuoden 2007 tuotantokuilun revisionti Suomessa



Lähde: Euroopan komissio.

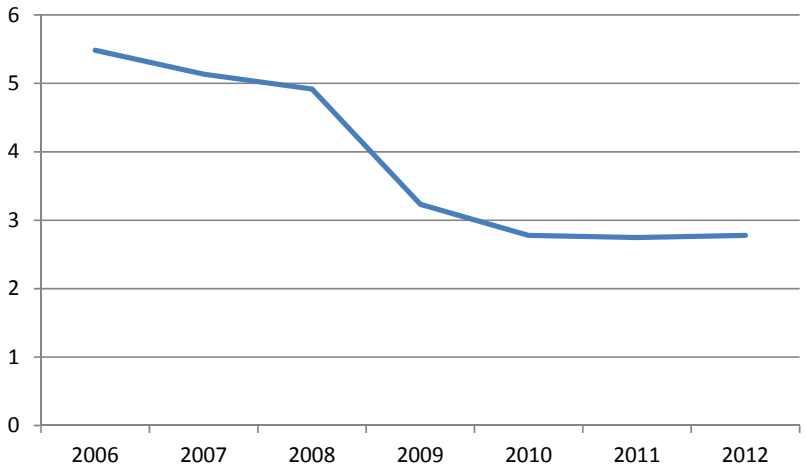
linen tai aktuaalinen tuotanto.[41] Hughes Hallet ym. (2012) toisaalta toteavat, että nimellisen alijäämän mittausvirheet ovat olleet keskimääräisesti samaa luokkaa kuin suhdannekorjauksen epävarmuus.

Tuotantokuilun revisiointi juontuu korjauksista estimoinnissa käytettyyn aineistoon, ennustevirheistä ja parametrimuutoksista, jotka syntyvät kun uusia havaintoja sovitetaan tilastollisiin malleihin tai suodinmenetelmiin sekä estimointi- ja suodinmenetelmien muutoksista. Revisioinnin käytännön mittakaavaa voidaan havainnollistaa tarkastelemalla eri menetelmillä laskettuja tuotantokuilun estimaatteja. Kuviosta 10 nähdään kuinka komission arvio Suomen talouden vuoden 2007 tuotantokuilusta on muuttunut yli ajan. Vielä vuonna 2006 komission estimaatit viittasivat siihen, että tuotantokuilu on ollut lievästi negatiivinen (tuotantofunktiomenetelmä, PF method) tai lievästi positiivinen (HP-suodin). Komission laskelmien perusteella Suomen talouden vuoden 2007 suhdannetilanne arvioitiin kutakuinkin suhdanneneutraaliksi aina vuoden 2008 kevääseen asti. Kuitenkin, vuonna 2009 talouskriisin puhjetessa, vuoden 2007 tuotantokuilun arvioitiin olevan yli neljä prosenttiyksikköä positiivinen – oltiin siis selvästi noususuhdanteessa. Seuraavina vuosina arvio on vielä noussut aina viiteen prosenttiin, mutta näyttää sittemmin vakiintuneen.

Tuotantokuilun arviointimuutokset vaikuttavat suoraan suhdannekorjatun budjettitasapainon estimaatteihin. Kuviosta 11 nähdään, kuinka arvio vuoden 2007 suhdannekorjatusta ylijäämästä muuttuu radikaalisti vuosina 2006–2012, kun se lasketaan edellä esitettyjä suhdanneherkkyysestimaatteja käyttäen.[42]

Todellisuudessa reaaliaikaisen estimoinnin epävarmuuteen vaikuttaa myös suhdanneherkkyyksien reaaliaikainen arviointi. Toistaiseksi komission laskentamenetelmässä kuitenkin oletetaan, että suhdanneherkkyys on vakio yli ajan – joustoestimaatteja päivitetään vain kausit-

Kuvio 11 Julkisen sektorin suhdannekorjattu budjettitasapaino Suomessa vuonna 2007



Lähde: Euroopan komissio, omat laskelmat.

[41] Vähäisempi revisiointi intuitiivisesti viittaa siihen, että potentiaalisen tuotannon ja bruttokansantuotteen ennusteiden ja estimaattien virheet ovat jonkinlaisessa riippuvuussuhteessa toisiinsa. Virheet kumoutuvat tuotantokuilun laskennassa.

[42] Laskelmassa käytetty AMECON vuoden 2012 ex-post aineistoa budjettialijäämästä. Kuvio edustaa siten vain tuotantokuilun kontribuutiota suhdannekorjattuun budjettitasapainoon.

taisesti. Tästä syystä arvioinnissa ei voida havainnoida, missä määrin nykyisin menetelmin laskettu kuva on todellisuudessa harhainen johtuen vakioisista suhdanneherkkyyksistä. Mikäli joustoestimaatteja arvioitaisiin reaaliaikaisesti, olisivat ne niin ikään herkkiä vastaavankaltaisille muutoksille yli ajan, koska myös nykyisellä menetelmällä ne perustuvat revisiointialttiiseen tuotantokuilun suhdanneindikaattoriin.

Vuosi 2007 on luonnollisesti esimerkki äärimmäistapauksesta, sillä kyseessä on vuosi ennen maailmanlaajuista suhdanteiden käännekohtaa. Lisäksi tuotantokuilun estimointimenetelmät ovat edelleen päivittyneet viimeaikaisen kriisin kokemuksien myötä. Tutkimusten erityisenä painopisteenä on ollut reaaliaikaisten estimaattien parantaminen ja revisioinnin vähentäminen (Planas ja Rossi, 2004 ja Planas ym., 2010). Kokemus osoittaa, että inflaation ja kapasiteetin käyttöasteen sisällyttäminen tasapainotyöttömyyden ja tuotannontekijöiden kokonaistuottavuuden laskentaan on vähentänyt, joskaan ei poistanut revisiointimuutoksia. Esimerkki kuitenkin kuvastaa viimeaikaisilla menetelmillä tehtyä reaaliaikaisen suhdannearvion haasteellisuutta. Reaaliaikaisten estimaattien kritiikki ensi sijassa tarkoittaa, että haasteet on tunnistettava estimointivaiheessa ja tulkintoja tehdessä.

5 Yhteenveto

Rakenteellisen (tai suhdannekorjatun) alijäämän laskentamenetelmät tulevat oletettavasti jatkossakin kehittymään sitä mukaan, kun uutta empiiristä kokemusta karttuu ja tarvetta entistä varmemmille (reaaliaikaisille) finanssipolitiikan indikaattoreille ilmenee. Vuoden 2007 jälkeinen talouskriisi ja sitä seurannut tavoite vahvistaa makrotalouden valvontaa tässä raportissa esitettyjen mittareiden avulla toimii luonnollisena katalysaattorina uudelle tutkimukselle ja menetelmien kehittelylle.

Seuraavia uudistuskohteita komission laskentamenetelmissä tulevat olemaan todennäköisesti pääomakannan laskennan tarkistaminen potentiaalisen tuotannon laskemisessa ja budjetin suhdanneherkkyyslaskelmien päivittäminen ja/tai estimointimenetelmien muuntaminen. Lisäksi on oletettavaa ja rakenteellisen alijäämän tulkinnan kannalta olennaisempaa, että suhdannekorjausta pyritään täydentämään menetelmillä, jotka eksplisiittisesti huomioivat julkisen talouden i) tilapäiset tulo- ja menoerät, joilla ei ole pitkän aikavälin vaikutusta budjettitasapainoon, ii) varallisuushintojen tai esimerkiksi vientituotteiden maailmanmarkkinahintojen vaihteluista johtuvat verotulojen heilahtelut ja iii) talouden tuotantorakenteen muutosten vaikutukset verotuottoihin.

Uudistusten toteuttaminen olisi askel kohti todenmukaisempaa rakenteellista alijäämää, johon jäsenmaiden välisessä sopimuksessa (Sopimus vakaudesta, koordinaatiosta ja hallinnosta) viitataan. Muutokset komission menetelmässä vaativat kuitenkin myös hyväksynnän ja poliittisen mandaatin euroalueen jäsenmailta. Rakenteellisen alijäämän laskenta vertailukelpoisin menetelmin euroalueen jäsenmaiden kohdalla saattaa osoittautua suhdannekorjausta haasteellisemmaksi johtuen jäsenmaiden erilaisista tuotantorakenteista. Tästä johtuen on oletettavaa, että tulevaisuudessa itsenäiset kansalliset arviot rakenteellisesta alijäämästä tulevat haastamaan komission rakenteellisen alijäämän arviot.

Liite

Verotulojen ja menojen joustojen estimointi OECD-menetelmällä

Verotulot ja menot suhteessa veropohjaan

Tuloverot ja sotumaksut

Tuloverojen ja sotu-maksujen joustot ansioiden suhteen arvioidaan lainsäädännön mukaisten veroasteiden ja tulonjaon mukaan (Giorno et al., 1995). Viitevuotena kotitalouksien tuloille ja saamisille on vuoden 2003 verolainsäädäntö ja tulonjakoaineisto vuosilta 1999–2001. Näistä estimoidaan edustavien kotitalouksien marginaali- ja keskiarvoverot eri tuloluokissa, joiden suhteellisesta osuudesta lasketaan per capita määräinen tuloverojousto ja sotu-maksujousto (huom. suhteessa ansioihin/palkkaan)):

$$e_{vpc,w} = \frac{marginaaliverot}{keskiarvoverot}.$$

Yritysverojen, välillisten verojen ja menojen joustot

Yritysverot ja välilliset verot huomioidaan laskennassa tasaveroina ja siten yksikköjoustoisiksi veropohjiensa, voittojen ja kulutuksen suhteen. Vastaavasti julkiset menot, joiden pohjana on työttömyys, oletetaan yksikköjoustoisiksi. Tämä siten tarkoittaa, että jokainen työtön kasvattaa menoja samassa suhteessa. Yritysverojen joustojen kannalta on kuitenkin olennaista ymmärtää näiden arvioimiseen liittyvät hankaluudet johtuen erilaisista poikkeuksista siitä, millaisella aikavälillä esimerkiksi voittoja verotetaan (jaetut ja pidätetyt voitot) (ks. Bouthevillain et al., 2001 s. 18–19). Välillisten verojen tasavero-ominaisuutta ja riippuvuutta sen sijaan kyseenalaistaa kulutuksen rakenne, joka muuttuu kohti luksushyödykkeitä syklisen kehityksen mukaan. Esimerkkinä kirjoittajat mainitsevat Suomen ja Ruotsin korkeat alkoholi- ja moottoriajoneuvoverot. Näiden veropohjien kulutus noususuhdanteessa kasvaa.

Vero- ja menokantojen jousto suhteessa suhdanteisiin

Tuloverot, sotumaksut ja yritysverot

Tuloverojen, sotumaksujen ja yritysverojen veropohjan joustot estimoidaan tarkastelemalla tuotantokuilun ja ansioiden ensimmäisen differenssin välistä yhteyttä yhtälöllä

$$\Delta \log\left(\frac{ANSIOT}{POTENTIAALINEN\ TUOTANTO}\right) = a_0 + a_1 \Delta \log\left(\frac{TUOTANTO}{POTENTIAALINEN\ TUOTANTO}\right),$$

missä a_1 on lyhyen aikavälin ansiotason jousto suhteessa tuotantokuiluun. Yritysverojen joustoa tarkastellaan käänteisellä etumerkillä, jolloin oletetaan, että ansiotulojen osuus on kohtuullinen arvio voittojen käänteisluvusta.

Välilliset verot

Välillisten verojen kannan joustoa suhteessa sykliin on arvioitu tarkastelemalla yksityisen kulutuksen suhdetta tuotantokuiluun. Tulokset osoittautuivat kuitenkin vuoden 2005 laskelmis-

sa hajanaisiksi. Arveltujen endogeenisuus- ja kulutuksen maiden välisten heterogeenisuusongelmien vuoksi laskelmissa on päädytty käyttämään yksikköjoustoa kaikille maille.

Työttömyysturva

Työttömyysturvamaksujen arvioinnissa oletetaan, että näihin liittyvät julkiset menot muuttuvat suoraan suhteessa työttömyyteen. Tässä tapauksessa menojen jousto suhteessa tuotantokuiluun voidaan estimoida yhtälöllä

$$\Delta \log\left(\frac{TYÖTTÖMYYS}{TASAPAINOTYÖTTÖMYYS}\right) = b_0 + b_1 \Delta\log\left(\frac{TUOTANTO}{POTENTIAALINEN\ TUOTANTO}\right),$$

missä b_1 on lyhyen aikavälin työttömyyden jousto suhteessa tuotantokuiluun.

Joustot estimoidaan maittain yleistettyä pienimmän neliösumman menetelmää käyttäen. Residuaaleille sallitaan ensimmäisen asteen autokorrelaatio. Ensimmäisten tulosten jälkeen maat on ryhmitelty taloudellisten ja maantieteellisten kriteerien perusteella alaryhmiin, jonka jälkeen estimointi on suoritettu uudelleen SURE -menetelmää käyttäen (ks. tarkemmin Girouard & André, 2005, s. 13).

Lähteet

Barnes, S., Davidsson D., Rawdanowicz, L. (2012). Europe's New Fiscal Rules. *OECD, Economics Department Working Paper,* No. 972.

Baxter, M., King, R. G. (1995). Measuring Business Cycles – Approximate Band Pass Filters for Economic Time Series. *NBER Working Paper* No. 5022.

Bernoth, K., Hughes Hallet, A., Lewis, J. (2008). Did Fiscal Policy Makers Know What They Were Doing? Reassessing Fiscal Policy With Real Time Data. *CEPR, Discussion Paper,* No. 6758.

Beveridge, S., Nelson, C. (1981). A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics,* Vol. 7 No. 2, pp. 151-174.

Bezdek, V., Dybczak, K., Krejdl, A. (2003). Cyclically Adjusted Fiscal Balance – OECD and ESCB Methods. *Czech Journal of Economics and Finance*, Vol. 53, No. 11–12.

Blanchard, O. J. (1990). Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators. *OECD, Department of Economics and Statistics Working Paper*, No. 79.

Bornhorst, F., Dobrescu, G., Fedelino, A., Gottchalk, J., Nakata, T. (2011). When and How to adjust Beyond the Business Cycle? A Guide to Structural Balances. IMF Fiscal Affairs Department, Technical Notes and Manuals, April 2011.

Bouis, R., Cournède, B., Christensen, A. (2012) Implications of Output Gap Uncertainty in Times of Crisis. OECD, *Economics Department Working Papers,* No. 977.

Bouthevillain, C., Cour-Thimann, P., van den Dool, G., de Cos, P. H., Langeus, G., Mohr, M., Momigliano, S., Tujula, M. (2001). Cyclically Adjusted Budget Balances: An Alternative Approach. *ECB Working Paper*, No. 77.

Bouthevillain, C., Quinet, A. (1999). The Relevance of Cyclically Adjusted Public Balance Indicators – The French Case. Bank of Italy Public Finance Workshop.

Braconier, H., Forsfält, T. (2004). A New Method for Constructing a Cyclically Adjusted Budget Balance: the Case of Sweden. *NIER Working Paper*, No. 90, April 2004.

Brunila, A., Hukkinen, J., Tujula, M. (1999). Indicators of the Cyclically Adjusted Budget Balance: The Bank of Finland's Experience. *Bank of Finland Discussion Papers, 1/99*.

D'Auria, F., Denis, C., Havik, K., Mc Morrow, K., Planas, C., Raciborski, R., Röger, W., Rossi, A. (2010). The Production Function Methodology for Calculating Potential Growth Rates & Output Gaps. *European Economy, Economic Papers, 420.*

Cerra, V., Saxena, S. C. (2000). Alternative Methods of Estimating Potential Output and The Output Gap: An Application to Sweden. *IMF Working Paper,* WP/00/59.

Denis, C., Mc Morrow, K., Röger, W. (2002). Production Function Approach to Calculating Potential Growth and Output Gaps – Estimates for the EU Member States and the US. *European Economy, Economic Papers, 176*.

Denis, C., Grenuoilleau, D., Mc Morrow, K., Röger, W. (2006). Calculating Potential Growth and Output Gaps – A Revised Production Function Approach. *European Economy, Economic Papers, 247*.

Dobrescu G., Salman, F. (2011). Fiscal Policy During Absorption Cycles. *IMF Working Paper, WP/11/41*.

European Commission (2005). New and Updated Budgetary Sensitivities for the EU Budgetary Surveillance, Directorate General, Economic and Financial Affairs.

European Commission (2011). Constructing the Combined Capacity Utilization Business Survey (CUBS) indicators. Directorate General, Economic and Financial Affairs, ECFIN/A3/RR, Huhtikuu, 2011.

Fedelini, A., Ivanova, A., Horton, M. (2009). Computing Cyclically Adjusted Balances and Automatic Stabilizers. *IMF, Fiscal Affairs Department, Technical Notes and Manuals, November 2009*.

Giorno, C., Richardson, P., Roseveare, D., van den Noord, P. (1995). Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances. *OECD Economic Studies, No. 24*.

Girouard, N., André, C. (2005). Measuring Cyclically-adjusted Budget Balances for OECD Countries. *Economics Department Working Paper No. 434*, OECD.

Girouard, N., Price, R. (2004). Asset Price Cycles, "One-off" Factors and Structural Budget Balances. Economics Department Working Papers, No. 391, OECD.

Golinelli, R., Momigliano, 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, No. 654.

Haavio, M. (2008). Tuotantokuilu Suomessa. BoF Online, No. 4, Suomen Pankki.

Hodrick, R., Prescott, E. (1981). Post-War U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation. *Northwestern University Discussion Papers No. 451*.

Hughes Hallet, A., Kattai, R., Lewis, J. (2012). How Reliable Are Cyclically Adjusted Budget Balances in Real Time? *Contemporary Economic Policy, Vol. 30, No. 1, pp. 75–92.*

in't Veld, J., Larch, M., Vandeweyer, M. (2010). Automatic Fiscal Stabilisers: What they are and what they do. *European Economy, Economic Papers, 420.*

Joumard, I., Minegishi, M., André, C., Nicq, C., Price, R. (2008). Accounting For One-off Operations When Assessing Fiscal Positions. *Economics Department Working Papers, No. 642, OECD.*

Knedlik, T., von Schweinitz, G. (2011). Marcoeconomic Imbalances as Indicators for Dept Crises in Europe. *IWH Discussion Paper 12/2011*.

Koen, V., van den Noord, P. (2005). Fiscal Gimmickry in Europe: One-off Measures and Creative Accounting, OECD, *Economics Department Working Paper, No. 417*

Koske, I., Pain, N. (2008). The Usefulness of Output Gaps for Policy Analysis. *OECD, Economics Department Working Paper No. 621*.

Kremer, J., Braz, C. R., Brosens, T., Langeus, G., Momigliano, S., Spolander, M. (2006). A Disaggregated Framework for the Analysis of Structural Developments in Public Finances. *ECB Working Paper*, No. 579.

Kurri, S. (2012). Euroalueen talouspoliittinen koordinaatio: mitä on tehty ja miksi? *Euro & Talous 1/2012*

Kuttner, K. (1994). Estimating Potential Output as a Latent Variable. *Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 12, No. 3*.

Larch, M., Turrini, A. (2009). The cyclically-adjusted budget balance in EU fiscal policy making: A love at first sight turned into mature relationship. *European Economy, Economic Papers, 374.*

Lendvai, J., Moulin, L., Turrini, A. (2011). From CAB to CAAB? Correcting Indicators of Structural Fiscal Positions for Current Account Imbalances. *European Economy, Economic Papers, 442.*

Marcellino, M., Musso, A. (2010). Real Time Estimates of the Euro Area Output Gap – Reliability and Forecasting Performance. *ECB Working Papers, No. 1157, February, 2010.*

Mathieu, C., Sterdyniak, H. (2012). Do We Need Fiscal Rules? *Document de travail, 2012-8, OFCE*.

Melolinna, M. (2010). Euroalueen ja Suomen tuotantokuilu. BoF Online, No. 4, Suomen Pankki.

Mise, E., Kim, T.-H., Newbold, P. (2005), On suboptimality of the Hodrick-Prescott filter at time series endpoints. *Journal of Macroeconomics, Vol. 27, pp. 53–67*.

Morris, R., Schuknecht, L. (2007). Stuctural Balances and Revenue Windfalls – The Role of Asset Prices Revisited. *ECB Working Paper Series No. 737*.

Newby, E., Orjasniemi, S. (2012). Potentiaalisen tuotannon arviointimenetelmiä. *BoF Online, 9/2012*. Suomen Pankki.

Orlandi, F. (2012). Structural unemployment and its determinants in the EU countries. *European Economy, Economic Papers, 455*.

Orphanides, A., van Norden, S. (2002). The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time. *The Review of Economics and Statistics, Vol. 84, No. 4, pp. 569–583*.

Paloviita, M., Kinnunen, H. (2011). Real time analysis of euro area fiscal policies: adjustment to crisis. *Bank of Finland, Discussion Papers, 21/2011*.

Planas, C., Roeger, W., Rossi, A. (2010). Does capacity utilization help estimating the TFP cycle? *European Economy, Economic Papers, 410*.

Planas, C., Rossi, A. (2004). Can Inflation Data Improve Real-Time Reliability of the Output Gap? *Journal of Journal of Applied Econometrics, Vol. 19, No. 1, pp. 121–133*.

Planas, C., Rossi, A., Fiorentini, G. (2008). Bayesian Analysis of the Output Gap. *Journal of Business & Economic Statistics, Vol. 26, No. 1, pp. 18–32*.

Price, R., Dang, T.-T. (2011). Adjusting Fiscal Balances for Asset Price Cycles. *Economics Department Working Papers, No. 868, OECD*.

Ravn, M. O., Uhlig, H. (2002). On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations. *The Review of Economics and Statistics, Vol. 84, No. 2, pp. 317–376*.

Reis, L. D., Manasse, P., Panizza, U. (2007). Targeting the Structural Balance. Inter-American Development Bank, Working Paper No. 598.

Rodríguez C. J., Tokman R. C., Vega C. A. (2007). Stuctural Balance Policy in Chile. *OECD Journal on Budgeting, Vol. 7, No. 2, OECD 2007*.

Rünstler, G. (2002). The Information Content of Real-Time Ouput Gap Estimates: An Application to the Euro Area. *ECB Working Paper, No. 182*.

van den Noord, P. (2000). The Size and Role of Automatic Fiscal Stabilizers in the 1990s and Beyond. *OECD, Economics Department Working Paper, No. 230*.

Aikaisemmin ilmestynyt ETLA Raportit-sarjassa (ennen ETLA Keskusteluaiheita)

Previously published in the ETLA Reports series (formerly ETLA Discussion Papers)

No 1 *Nuutti Nikula – Markku Kotilainen*, Determinants for Foreign Direct Investment in the Baltic Sea Region. 6.11.2012. 30 p.

No 2 *Olavi Rantala*, EU:n ilmastopolitiikan talousvaikutukset vuoteen 2020. 26.11.2012. 44 s.

No 3 *Jukka Lassila – Tarmo Valkonen*, Julkisen talouden rahoituksellinen kestävyys. 21.1.2013. 26 s.

No 4 *Jukka Lassila – Niku Määttänen – Tarmo Valkonen*, Kuntaeläkkeiden rahoitus ja kunnalliset palvelut. 30.1.2013. 30 s.

No 5 *Niku Määttänen – Tarmo Valkonen*, Asunnot eläkkeiksi? 18.2.2013. 26 s.

No 6 *Ville Kaitila – John McQuinn – Iulia Siedschlag – Xiaoheng Zhang*, International Investment and Firm Performance: Empirical Evidence from Small Open Economies. 1.3.2013. 40 p.

No 7 *Paavo Suni – Vesa Vihriälä*, Euro – How Big a Difference: Finland and Sweden in Search of Macro Stability. 4.3.2013. 14 p.

No 8 *Ville Kaitila – Markku Kotilainen*, EU:n ja Yhdysvaltojen mahdollisen kauppa- ja investointikumppanuussopimuksen vaikutuksia suomalaiselle elinkeinoelämälle ja yhteiskunnalle. 5.3.2013. 57 s.

No 9 *Mika Maliranta – Vesa Vihriälä*, Suomen kilpailukykyongelman luonne. 11.4.2013. 21 s.

No 10 *Mika Pajarinen – Petri Rouvinen*, Nokia's Labor Inflows and Outflows in Finland – Observations from 1989 to 2010. 3.5.2013. 20 p.

Sarjan julkaisut ovat raportteja tutkimustuloksista ja väliraportteja tekeillä olevista tutkimuksista.

Julkaisut ovat ladattavissa pdf-muodossa osoitteessa: www.etla.fi » julkaisut » raportit

Papers in this series are reports on research results and on studies in progress.

Publications in pdf can be downloaded at www.etla.fi » publications » reports

ETLA
Elinkeinoelämän tutkimuslaitos
The Research Institute of the Finnish Economy
Lönnrotinkatu 4 B
00120 Helsinki

Puh. 09-609 900
Fax 09-601 753
www.etla.fi
etunimi.sukunimi@etla.fi

ISSN-L 2323-2447, ISSN 2323-2447, ISSN 2323-2455 (Pdf)