

JYVÄSKYLÄN YLIOPISTON KAUPPAKORKEAKOULU

**Euroopan keskuspankin rahapolitiikan
arviointi Taylorin säännön avulla**

Samu Kärkkäinen
Pro gradu
Taloustiede
Elokuu 2015
Ohjaaja: Kari
Heimonen

TIIVISTELMÄ

Tekijä Samu Kärkkäinen	
Työn nimi Euroopan keskuspankin rahapolitiikan arviointi Taylorin säännön avulla	
Oppiaine Taloustiede	Työn laji Pro gradu
Aika Elokuu 2015	Sivumäärä 71
<p>Tässä pro gradu -tutkielmassa tarkastellaan Euroopan keskuspankin rahapolitiikkaa vuosina 1999-2014 Taylorin säännön avulla. Taylorin sääntö on yksinkertainen rahapolitiikkasääntö, joka kuvaa, kuinka keskuspankin tulisi reagoida muutoksiin inflaatiossa ja tuotantokuilussa. Tässä tutkimuksessa perusmuotoisen Taylorin säännön lisäksi tarkastellaan sääntöä, joka huomioi Euroopan keskuspankin odotukset tulevasta inflaatiokehityksestä. Lisäksi tutkitaan, onko EKP:n pääjohtajien vaihdoksilla sekä euroalueen pienten talouksien suhteellisen painon kasvulla euroalueessa ollut vaikutusta Taylorin säännön kertoimiin. Sääntöjä estimoidaan sekä jälkikäteen korjatusta että reaaliaikaisesta aineistosta. Tulosten mukaan EKP reagoi aggressiivisemmin muutoksiin odotetussa inflaatiossa, mikä indikoi rahapolitiikan eteenpäin katsovaa luonnetta. Tutkimuksessa saadaan myös viitteitä siitä, että EKP:n reagointi inflaatioon ja tuotantokuiluun on vaihdellut eri pääjohtajien aikakausina. Tätä tulosta ei kuitenkaan voida suoraan linkittää pääjohtajien eriäviin preferensseihin inflaation ja tuotantokuilun suhteen, sillä on muistettava, että EKP on joutunut harjoittamaan epätavanomaisia rahapolitiikkatoimia Euroopan velkakriisin seurauksena. Tämä tutkimus ei anna merkittäviä viitteitä siitä, että pienten maiden suhteellisen vaikuttavuuden kasvu olisi vaikuttanut rahapoliittiseen päätöksentekoon. Tässä tutkimuksessa saadut tulokset vahvistavat aiemmassa empiirisessä kirjallisuudessa havaitun eron reaaliaikaisella ja jälkikäteen korjatulla aineistolla estimoiduissa Taylorin säännöissä.</p>	
Asiasanat Euroopan keskuspankki, rahapolitiikka, rahapolitiikkasäännöt, Taylorin sääntö	
Säilytyspaikka Jyväskylän yliopiston kauppakorkeakoulu	

Tekijä Samu Kärkkäinen
Jyväskylän yliopiston kauppakorkeakoulu (JSBE)
samukarkkaine@gmail.com

Ohjaaja Prof. Kari Heimonen
Taloustieteen laitos
Jyväskylän yliopiston kauppakorkeakoulu (JSBE)

Tarkastajat Prof. Kari Heimonen (JSBE)
Prof. Juha Junntila (JSBE)

KUVIOT

KUVA 1 Lyhyt korko euroalueella.....	41
KUVA 2 Inflaatio euroalueella.....	42
KUVA 3 Estimoitu tuotantokuilu euroalueella.....	42
KUVA 4 SPF-inflaatioennuste (12 kuukautta).....	43
KUVA 5 Suhteellisen vaikuttavuuden indeksi.....	52

TAULUKOT

TAULUKKO 1 Yksikköjuuritestien tulokset	45
TAULUKKO 2 Taylorin säännöt ex post -aineistolla.....	55
TAULUKKO 3 Taylorin säännöt reaaliaikaisella aineistolla.....	57
TAULUKKO 4 Pääjohtajien vaihtumisen huomioiva Taylorin sääntö	60
TAULUKKO 5 Interaktiotermeillä laajennetun mallin implikoimat reaktiofunktiot, ex post -aineisto	61
TAULUKKO 6 Interaktiotermeillä laajennetun mallin implikoimat reaktiofunktiot, reaaliaikainen aineisto.....	61
TAULUKKO 7 Pienten maiden vaikuttavuusindeksillä laajennettujen Taylorin sääntöjen tulokset.....	62

LIITTEET

LIITE 1 Kuvailevia tunnuslukuja aineiston muuttujista	71
---	----

SISÄLLYS

TIIVISTELMÄ

KUVAT, TAULUKOT JA LIITTEET

SISÄLLYS

1	JOHDANTO	9
2	EUROOPAN KESKUSPANKIN RAHAPOLITIIKKA.....	11
	2.1 Rahapolitiikan tavoitteet ja välineet.....	11
	2.2 Rahapolitiikan välittymismekanismi	14
	2.3 EKP:n rahapoliittinen päätöksenteko	15
3	RAHAPOLITIIKKASÄÄNTÖJEN TAUSTAA JA TEORIAA	18
	3.1 Rahapolitiikkasäännöt.....	18
	3.1.1 Instrumenttisäännöt	20
	3.1.2 Tavoitesäännöt	21
	3.2 Taylorin sääntö.....	22
	3.3 Taylorin säännön laajennuksia	25
	3.3.1 Korkoinertian huomioiminen.....	25
	3.3.2 Eteenpäin katsova Taylorin sääntö	27
4	KATSAUS EMPIIRISEEN KIRJALLISUUTEEN	29
	4.1 Kansainvälinen tutkimus	29
	4.2 Taylorin sääntö euroalueella.....	32
5	EKP:N RAHAPOLITIIKKA VUOSINA 1999-2014	36
	5.1 Tutkimusaineisto	36
	5.1.1 Kysymykset aineistoon liittyen	36
	5.1.2 Käytettävä aineisto.....	38
	5.1.3 Aineiston graafista kuvailua.....	40
	5.1.4 Muuttujien stationaarisuus.....	43
	5.2 GMM-estimointi.....	45
	5.3 Taylorin säännön estimointi	47
	5.3.1 Kontemporaarisen Taylorin säännön estimointi	47
	5.3.2 Eteenpäin katsovan Taylorin säännön estimointi.....	48
	5.3.3 Lisämuuttujilla laajennetut Taylorin säännöt	50
6	TULOKSET	54
	6.1 Kontemporaariset ja eteenpäin katsovat säännöt	54
	6.2 Laajennetut säännöt.....	59
7	JOHTOPÄÄTÖKSET	64
	LÄHTEET	68

LITTEET	71
---------------	----

1 JOHDANTO

Rahapolitiikkasäännöllä tarkoitetaan jotakin ennalta määrättyä, systemaattista ohjenuoraa, jonka mukaan keskuspankki tekee rahapoliittiset päätöksensä. Rahapolitiikkasääntöjä koskeva taloustieteellinen kirjallisuus on kasvanut vauhdilla sen jälkeen, kun amerikkalainen taloustieteilijä John Taylor (1993) ehdotti yksinkertaista rahapolitiikkasääntöä kuvaukseksi Yhdysvaltain keskuspankki Federal Reserven rahapolitiikasta. Sääntö kuvasi Federal Reserven rahapolitiikkainstrumentin, lyhyen korkotason, asettamisen inflaation ja tuotantokuilun lineaarisena funktiona. Sääntö osoittautui varsin tarkaksi kuvaukseksi Federal Reserven harjoittamasta rahapolitiikasta vuosina 1987 - 1992. Tämän jälkeen tätä niin kutsuttua Taylorin sääntöä on tarkasteltu niin teoreettisessa kuin empiirisessäkin kirjallisuudessa, ja sitä on sovellettu Federal Reseven lisäksi myös muiden keskuspankkien rahapolitiikan arvioimiseen.

Tässä pro gradu -työssä tutkitaan, kuinka Taylorin sääntö on kuvannut Euroopan keskuspankin harjoittamaa rahapolitiikkaa vuosina 1999 - 2014. Mielenkiinto on erityisesti Taylorin rahapolitiikkasäännölle estimoiduissa inflaation ja tuotantokuilun painokertoimissa. Kertoimista nähdään, kuinka aggressiivisesti keskuspankki reagoi poikkeamiin inflaation ja tuotantokuilun tavoitetasoista. Niin kutsuttu Taylorin periaate sanoo, että inflaation painokertoimen tulisi olla suurempi kuin yksi, jotta keskuspankki reagoisi muutoksiin inflaatiossa nostamalla nimelliskorkotasoa tarpeeksi, jotta myös reaalin korkotaso nousisi. Tässä työssä tarkastellaan lisäksi, ovatko säännön parametrit, toisin sanoen inflaation ja tuotantokuilun painotuskertoimet, vaihdelleet eri EKP:n eri pääjohtajien aikakausilla, ja onko pienten talouksien suhteellisen painoarvon kasvu euroalueella vaikuttanut kertoimiin.

Eräs Taylorin sääntöä koskevassa kirjallisuudessa esiin nostettu seikka on käytettävän aineiston vaikutus säännön estimointiin. Orphanides (2001) esitti kritiikkiä jälkikäteen korjatun, eli ns. ex post -aineiston käyttämisestä Taylorin säännön estimoinnissa. Hänen mukaansa tämä antaa harhaisen kuvan historiallisesta rahapolitiikasta, sillä jälkikäteen korjattu aineisto ei kuvaa informaatiota, joka keskuspankilla on käytössään kun se tekee rahapolitiikkainstrumentin asettamiseen liittyviä päätöksiä. Orphanidesin

mukaan Taylorin sääntöjä estimoitaessa tulisikin käyttää reaaliaikaista aineistoa, eli aineistoa, joka kuvaa jokaisena ajanhetkenä senhetkistä informaatiota makrotaloudellisista muuttujista, Taylorin säännön tapauksessa inflaatiosta ja tuotantokuilusta. Tässä pro gradu -työssä vertaillaan jälkikäteen korjatulla sekä reaaliaikaisella aineistolla estimoituja Taylorin sääntöjä. Useat Euroopan keskuspankille Taylorin sääntöä estimoivat tutkimukset on toteutettu 2000-luvun alkupuoliskolla, jolloin Euroopan keskuspankki oli ollut toiminnassa vain suhteellisen lyhyen ajanjakson. Tästä johtuen näissä tutkimuksissa käytettävä aineisto on usein kooltaan pieni. Tämän tutkimuksen etuna on, että käytettävä aineisto kattaa yli 15 vuotta Euroopan keskuspankin harjoittamaa rahapolitiikkaa euroalueella. Eräs tämän tutkimuksen tavoitteista onkin tuottaa aiempien tutkimusten kanssa vertailukelpoisia tutkimustuloksia hieman pidemmän ajanjakson kattavalla aineistolla toteutettuna.

Tässä työssä tarkastellaan lisäksi laajennettua Taylorin sääntöä, joka huomioi Euroopan keskuspankin pääjohtajien vaihdokset. Tämän laajennetun mallin avulla voidaan tarkastella, onko keskuspankki reagoinut eri lailla inflaation ja tuotantokuilun vaihteluihin eri pääjohtajien aikakausilla.

Toisena laajenuksena Taylorin sääntöön otetaan mukaan indeksi, joka mittaa euroalueen pienten talouksien suhteellista vaikuttavuutta euroalueessa. Vuodesta 2007 eteenpäin euroalueeseen liittyvät maat ovat olleet taloussektoreiltaan pieniä koko euroalueen talouteen suhteutettuna. Vuoteen 2015 asti voimassa ollut ”yksi jäsen, yksi ääni” -periaate on kuitenkin taannut näille maille tasavertaiset vaikutusmahdollisuudet rahapolitiikasta päättävässä neuvostossa, jonka seurauksena pienten maiden poliittinen paino euroalueessa on ollut niiden taloudellista painoa suurempi. Vaikka muodollisesti EKP:n neuvoston jäsenet tekevät äänestyspäätöksensä euroalueen yhteisen edun pohjalta, on mahdollista, että myös oman maan etu vaikuttaa äänestyspäätöksiin. Tämä voi olla todennäköinen skenaario etenkin kun mietitään euroalueen suurten ja pienten talouksien heterogeenisuutta ja mahdollisesti poikkeavia preferenssejä rahapolitiikan suhteen. Tässä tutkimuksessa kehitetään niin sanottu suhteellinen vaikuttavuusindeksi, joka mittaa niiden maiden suhteellista osuutta, joiden neuvostopaino ylittää taloudellisen painon. Lisäämällä estimoitavaan Taylorin sääntöön vaikuttavuusindeksin ja inflaation sekä tuotantokuilun väliset interaktiotermit voidaan tutkia, onko pienempien talouksien suhteellisen painon kasvu euroalueessa vaikuttanut inflaation ja tuotantokuilun painotuksiin.

Työn rakenne on seuraava: Luvussa 2 käydään lyhyesti läpi Euroopan keskuspankin rahapolitiikan keskeisiä periaatteita. Luvussa 3 keskustellaan rahapolitiikkasääntöihin liittyvästä kirjallisuudesta, sekä esitellään työn empiirisessä osiossa sovellettava Taylorin rahapolitiikkasääntö. Luvussa 4 tehdään katsaus aiempiin Taylorin sääntöä soveltaviin empiirisiin tutkimuksiin ja niiden tuloksiin. Luvussa 5 esitellään tässä tutkimuksessa käytettävä aineisto, sekä empiiriset menetelmät. Luvussa 6 raportoidaan tutkimustulokset. Luku 7 tiivistää tutkimuksen ja esittelee johtopäätökset.

2 EUROOPAN KESKUSPANKIN RAHAPOLITIikka

Euroopan keskuspankki perustettiin kesäkuussa 1998, ja yhteistä rahapolitiikkaa se alkoi harjoittaa euroalueella tammikuussa 1999, kun Euroopan talous- ja rahaliitto EMU:n kolmas vaihe alkoi. Talous- ja rahaliiton kolmannen vaiheen käynnistyminen merkitsi yhteisvaluutta euroon siirtymistä euroalueeseen osallistuvissa maissa. Tämän jälkeen euroalue on ollut useaan otteeseen muutosten kohteena. Euroopan unioniin kuuluvien maiden odotetaan liittyvän euroalueeseen, kunhan ne tyydyttävät vuonna 1992 solmitun Maastrichtin sopimuksen mukaiset tietyt lähentymiskriteerit. Poikkeuksina ovat Tanska ja Iso-Britannia, joiden ei tarvitse liittyä yhteisvaluuttaan, mutta voivat halutessaan niin tehdä (EKP 2011, 13). Tammikuussa 1999 EKP:n aloittaessa yhteisen rahapolitiikan harjoittamisen kuului euroalueeseen 11 maata. Vuonna 2015 Liettuan liittyessä euroon kasvoi euroalueeseen kuuluvien maiden määrä jo 19:ään.

Yleisesti rahapolitiikalla tarkoitetaan toimia, jolla keskuspankki säätelee rahan määrää taloudessa, ja pyrkii tätä kautta saavuttamaan makrotaloudelliset tavoitteensa, kuten hintavakauden, täystyöllisyyden ja vakaan taloudellisen kasvun. Tässä luvussa käydään läpi Euroopan keskuspankin rahapoliittisia tavoitteita, rahapolitiikan välineitä sekä rahapolitiikan välittymismekanismeja. Lähteenä on tässä luvussa toiminut pääsääntöisesti Euroopan keskuspankin rahapolitiikka -kirjan suomenkielinen painos vuodelta 2011.

2.1 Rahapolitiikan tavoitteet ja välineet

Euroopan keskuspankki aloitti toimintansa vuonna 1998, ja yhteisvaluutta euron käyttöönoton myötä vuonna 1999 se alkoi harjoittaa yhteistä rahapolitiikkaa euroalueella. Euroopan unionin artiklan 127 mukaan Euroopan keskuspankin rahapolitiikan ensisijainen tavoite on hintavakauden ylläpitäminen euroalueella.

EKP on määritellyt hintavakauden "euroalueen yhdenmukaistetun kuluttajahintaindeksin alle kahden prosentin vuotuiseksi nousuksi keskipitkällä aikavälillä" (EKP 2011, 9). Toisin sanoen EKP pyrkii pitämään euroalueen vuotuisen inflaatiiovauhdin alle kahdessa prosentissa, mutta kuitenkin lähellä kahta prosenttia keskipitkällä aikavälillä. Deflaatio, eli yleisen hintatason lasku ei myöskään ole sopusoinnussa hintavakauden tavoitteen kanssa. Varmistamalla pysyvän hintavakauden EKP edistää euroalueen talouskehitystä pitkällä aikavälillä, kannustaa pääomanmuodostukseen ja vaikuttaa siten epäsuorasti tulojen kasvuun (EKP 2011, 57).

EKP:n toiminnan keskeisenä periaatteena on riippumattomuus poliittisista instituutioista. Käytännössä tämä tarkoittaa sitä, että sen toimintaan eivät vaikuta mahdolliset poliittiset paineet. Riippumattomuutensa vastineeksi EKP:n on oltava toiminnastaan tilivelvollinen suurelle yleisölle. Hintavakaudelle määritelty numeerinen viitearvo mahdollistaa muun muassa sen, että suuri yleisö voi arvioida EKP:n harjoittaman yhteisen rahapolitiikan onnistumista.

Hintavakauden tavoitteella pyritään välttämään sekä pitkittynyt inflaatio että deflaatio. Tällä on talouden kannalta monenlaisia etuja. Yksi näistä on resurssien tehokkaampi kohdentuminen. Hintavakauden vallitessa kuluttajat ja tuottajat osaavat paremmin erottaa suhteellisten hintojen muutokset yleisen hintatason muutoksista ja tietävät, että useimmiten hinnanmuutosten taustalla ovat muutokset kyseisten hyödykkeiden kysynnässä ja tarjonnassa. Näin ollen markkinat pystyvät ohjaamaan resursseja kaikkein tuottavimpiin kohteisiin, mikä lisää kotitalouksien hyvinvointia ja talouden tuotantopotentiaalia (EKP 2011, 56).

Hintavakaus edistää myös luottomarkkinoiden toimintaa. Se pienentää korkojen inflaatoriskipreemiota, mikä tehostaa resurssien kohdentumista pääomamarkkinoilla ja kannustaa investoimaan. Uskottava hintavakauden ylläpitäminen vähentää myös todennäköisyyttä, että yksityishenkilöt ja yritykset siirtäisivät resursseja pois tuottavista kohteista suojautuakseen inflaatiolta. Nopean inflaation oloissa tyypillistä on sijoittaa reaaliomaisuuteen, kuten kiinteistöihin ja raaka-aineisiin, sillä nämä säilyttävät arvonsa rahaa paremmin. Reaaliomaisuuden kerryttäminen ei kuitenkaan ole tehokasta investoimista, ja jarruttaa näin talouskasvua. (EKP 2011, 56)

Ylläpitämällä hintavakautta ehkäistään myös varallisuuden ja tulojen uudelleenjakautumista, joka liittyy hintakehityksen arvaamattomiin muutoksiin inflatorisen ja deflatorisen kehityksen yhteydessä. Hintavakaus edistää sosiaalista yhteenkuuluvuutta ja vakautta. Nopeasta inflaatiosta tai deflaatiosta saattaa seurata esimerkiksi poliittisia epävakauksia. (EKP 2011, 57)

EKP on ottanut käyttöön ja julkistanut rahapolitiikan strategian, jolla varmistetaan, että hintavakauden ylläpitämiseen tähtäävät päätökset tehdään johdonmukaisella tavalla (EKP 2011, 63). Rahapolitiikan strategia nojaa kahteen analyysiin, joita vertailemalla EKP arvioi hintavakautta uhkaavia riskejä. Nämä analyysit ovat taloudellinen analyysi ja rahatalouden analyysi. Taloudellisessa analyysissä tarkastellaan suurta joukkoa reaalitalouden ja

rahoitusmarkkinoiden muuttujia, ja arvioidaan niiden pohjalta reaalityalouden kehitystä ja hintavakauteen kohdistuvia riskejä. Tarkasteltavia muuttujia ovat muun muassa kokonaistuotannon kehitys, kokonaisuuskysyntä ja sen erät, finanssipolitiikka, pääoma- ja työmarkkinat, valuuttakurssit sekä rahoitusmarkkinat. (EKP 2011, 70)

Rahatalouden analyysissä tarkastellaan rahataloudellisia muuttujia ja niiden antamaa informaatiota hintavakauteen kohdistuvista riskeistä. Tarkasteltavia rahataloudellisia muuttujia ovat muun muassa yleisön hallussa olevan rahan määrän ja rahalaitosten luotonannon kokonaismäärä. Esimerkiksi raha-aggregaatin M3 kasvu on tärkeä indikaattori rahatalouden analyysissä. Rahatalouden analyysi on merkittävässä asemassa EKP:n rahapolitiikan strategiassa, sillä rahan määrän kasvu ja inflaatio ovat pitkällä aikavälillä tiiviissä suhteessa toisiinsa. Siinä missä taloudellinen analyysi tarjoaa tietoa niistä häiriöistä, jotka vaikuttavat hintavakauteen lyhyellä ja keskipitkällä aikavälillä, on rahatalouden analyysin tavoitteena antaa tietoa hintavakauteen kohdistuvista riskeistä keskipitkällä ja pitkällä aikavälillä. Rahan määrän kasvun tarkastelu on tärkeä osa rahatalouden analyysiä.

Kahta analyysiä vertailemalla Euroopan keskuspankki varmistaa, että rahapolitiikassa ei sivuuteta mitään tulevan hintakehityksen kannalta olennaisia tietoja. Kaksi analyysiä tukee toisiaan taloudellisen analyysin antaessa tietoa lyhyen aikavälin hintakehitykseen liittyvistä seikoista ja rahatalouden analyysin puolestaan signaloidessa pitemmän aikavälin kehityksestä. Kaikki kahden analyysin olennaiset tiedot hyödynnetään johdonmukaisesti, ja näin pyritään minimoimaan virheellisten rahapolitiikkapäätösten riski epävarmassa taloudellisessa ympäristössä. (EKP 2011, 80)

Eurojärjestelmällä on käytössään useita rahapolitiikan välineitä ja menettelyjä, joilla se pyrkii pitämään yllä ensisijaista tavoitettaan eli hintavakautta euroalueella. Nämä välineet ja menettelyt muodostavat rahapolitiikan ohjausjärjestelmän, jota käytetään rahapoliittisten päätösten toimeenpanossa. Rahapolitiikan toteuttamisessa tärkeässä roolissa ovat niin rahapolitiikan ohjausjärjestelmä kuin rahapoliittinen strategiakin. Rahapoliittisella strategialla pyritään määrittämään sopiva korkotaso hintavakauden ylläpitämiseksi keskipitkällä aikavälillä. Ohjausjärjestelmän avulla puolestaan pyritään saavuttamaan kyseinen korkotaso rahapolitiikan välineitä ja menettelyjä apuna käyttäen.

Euroopan keskuspankin keskeisimmät rahapolitiikan välineet ovat avomarkkinaoperaatiot. Niiden avulla pyritään ohjaamaan korkoja, viestimään rahapolitiikan mitoituksista ja kontrolloimaan euroalueen pankkisektorin likviditeettiä. Tärkeimpiä avomarkkinaoperaatioita ovat perusrahoitusoperaatiot. Niissä eurojärjestelmä lainaa varoja vastapuolilleen. (EKP:n rahapolitiikka -kirja 2011, 100-103) Toisin sanoen euroalueen kansalliset keskuspankit myöntävät luottoa asiakkailleen EKP:n vahvistamalla korolla vakuuksia vastaan (Suomen Pankin verkkosivut, Rahapolitiikka). Muita Euroopan keskuspankin avomarkkinaoperaatioita ovat pitempiäaikaiset

rahoitusoperaatiot, hienosääntöoperaatiot sekä rakenteelliset operaatiot. Tavallisesti avomarkkinaoperaatiot toteutetaan ns. käänteisoperaatioina, eli keskuspankki ostaa arvopapereita takaisinostosopimuksin tai myöntää lainaa vakuuskelpoisia avopapereita vastaan. Käänteisoperaatioissa vastapuolet saavat siis varoja ennalta mitoitetuksi ajaksi.

2.2 Rahapolitiikan välittymismekanismi

Rahapolitiikan välittyminen on mutkikas prosessi, ja sen eri vaiheissa on mukana useita talouden eri toimijoita ja mekanismeja. Tämän vuoksi rahapoliittiset päätökset vaikuttavat hintatasoon usein verrattain hitaasti. Vaikutusten laajuuden arvioiminen saattaa myös olla hankalaa, sillä hintatasoon vaikuttavat myös muut rahapolitiikan ulkopuoliset shokit. Keskuspankin joutuvatkin yleensä rahapolitiikkaa harjoittaessaan varautumaan pitkiin ja vaihteleviin viiveisiin, joita ei voida tarkasti ennakoita. (EKP 2011, 58)

Markkinaoperaatioissa käytettävää ohjauskorkoa muuttaessaan keskuspankki käynnistää pitkän vaikutusketjun, jonka kautta rahapoliittiset päätökset vaikuttavat hintatasoon. Ohjauskoron muutos vaikuttaa suoraan rahamarkkinakorkoihin, ja rahamarkkinoiden muutokset puolestaan vaikuttavat hiljalleen muihin korkoihin, kuten asuntolainojen ja talletusten korkoihin. Rahapolitiikan välittymisessä tärkeässä roolissa ovat myös odotukset. Ohjauskorkojen muutokset vaikuttavat myös pitkiin markkinakorkoihin, sillä ne kuvastavat odotuksia lyhyiden korkojen tulevasta kehityksestä. Ohjauskorkojen muutos vaikuttaa myös markkinoiden odotuksiin pitkän aikavälin talouskehityksestä, mikä puolestaan näkyy hyvin pitkien korkojen (esimerkiksi valtion 10 vuoden obligaatioiden) muutoksissa. Korkojen muutokset vaikuttavat myös kotitalouksien ja yritysten kulutus- ja investointipäätöksiin, mikä puolestaan vaikuttaa kokonaiskysyntään ja sitä kautta hintoihin. Korkojen lasku esimerkiksi lisää kotitalouksien halukkuutta ottaa lainaa kulutukseen ja investointeihin, mikä todennäköisesti johtaa hintojen nousupaineisiin.

Rahapoliittiset päätökset näkyvät myös rahoitusmarkkinoilla esimerkiksi osakkeiden hintojen ja valuuttakurssien muutoksissa. Valuuttakurssimuutokset saattavat vaikuttaa inflaatioon suoraan tuontitavaroiden hintojen muutoksen kautta. Suoraan kulutukseen menevien tavaroiden hintojen muutoksilla on välitön vaikutus inflaatioon. Myös tuotantopanoksina käytettävien tuontihyödykkeiden hintojen muutokset saattavat ajan myötä välittyä lopputuotteiden hintoihin. Valuuttakurssimuutokset voivat vaikuttaa inflaatioon myös parantamalla tai heikentämällä kotimaassa tuotettujen hyödykkeiden kilpailukykyä ulkomaanmarkkinoilla. (EKP 2011, 59-60)

Rahapolitiikka vaikuttaa talouteen myös niin sanottujen luottokanavan ja riskinottokanavan kautta. Luottokanavassa ohjauskorkojen muutokset vaikuttavat luottojen tarjontaan. Koronnosto lisää riskiä, että velalliset eivät pysty maksamaan lainojaan takaisin, mikä vähentää pankkien lainanantoa

kotitalouksille ja yrityksille. Tästä seuraa investointi- ja kulutussuunnitelmien lykkääntyminen tulevaisuuteen. Riskinottoکانava vaikuttaa pankkien halukkuuteen kantaa lainanantoon liittyviä riskejä. Esimerkiksi alhaiset korot saattavat johtaa pankkien luotonantokriteerien lieventymiseen, mikä voi johtaa lainanannon liialliseen kasvuun. (EKP 2011, 60)

Odotuskanavan merkitys rahapolitiikan harjoittamisessa on viime vuosikymmenten aikana kasvanut erityisen suureksi. Sen takia onkin tärkeää, että keskuspankki pystyy viestimään päätöksistään uskottavasti, ja tämä puolestaan perustuu ensisijaisesti vankkaan rahapolitiikkaan. Keskuspankin toteuttaessa tehtäväänsä uskottavasti pystytään rahapolitiikalla vaikuttamaan suoraan talouden toimijoiden inflaatio-odotuksiin, ja sitä kautta talouden hinta- ja palkkakehitykseen. Jos talouden toimijat luottavat keskuspankin kykyyn ja aikomukseen ylläpitää hintavakautta, pysyvät inflaatio-odotukset hintavakauden määritelmän mukaisina. Hintavakauden vallitessa inflaation kiihtymiseen ei tarvitse varautua palkan- ja hinnankorotuksilla. Uskottavuus siis helpottaa rahapolitiikan tehtävän täyttämistä. (EKP 2011, 61)

Rahapolitiikan välittymismekanismien ymmärtäminen on tärkeä osa rahapolitiikan harjoittamista, ja siihen liittyen onkin tehty useita empiirisiä tutkimuksia. Tästä huolimatta tutkimustulokset ovat valaisseet monimutkaista prosessia vain osittain. Merkittävin tulos lienee se, että rahapolitiikka vaikuttaa talouteen normaaliaikoina pääasiassa korkokanavan kautta. (EKP 2011, 61)

2.3 EKP:n rahapoliittinen päätöksenteko

Euroopan keskuspankilla on kolme päätöksentekuelintä: johtokunta, neuvosto ja yleisneuvosto. Näistä johtokunta ja neuvosto vastaavat yhteisen rahapolitiikan valmistelusta, harjoittamisesta ja täytäntöönpanosta. Euroopan keskuspankin näkyvin yksittäinen henkilö on pääjohtaja, joka on sekä EKP:n että Eurojärjestelmän korkein valtuutettu, sekä johtokunnan, neuvoston ja yleisneuvoston puheenjohtaja. Vuoteen 2015 mennessä EKP:lla on ollut kolme pääjohtajaa: hollantilainen Wim Duisenberg (1998–2003), ranskalainen Jean-Claude Trichet (2003–2011) sekä italialainen Mario Draghi. Pääjohtajan hallintokausi kestää kahdeksan vuotta; tähän mennessä poikkeuksena on ollut ensimmäinen pääjohtaja Duisenberg, joka jäi eläkkeelle oltuaan virassa viisi vuotta.

Euroopan keskuspankin johtokunta koostuu pääjohtajasta, varapääjohtajasta sekä neljästä muusta jäsenestä. Lissabonin sopimuksen (2007) mukaan jäsenet nimittää määräenemmistöllä Eurooppa-neuvosto EU:n neuvoston suosituksesta. Johtokunnan tehtäviin kuuluu muun muassa EKP:n neuvoston kokousten valmistelu, EKP:n neuvoston juoksevien asioiden hoitaminen, sekä rahapolitiikan toteuttaminen euroalueella neuvoston antamien suuntaviivojen ja päätösten mukaisesti. Johtokunta voi myös käyttää EKP:n neuvoston sille tietyissä asioissa siirtämää toimivaltaa, myös silloin kun on kyse säädösvallasta. (EKP 2011, 19)

EKP:n neuvoston muodostavat johtokunta sekä euroalueen kansallisten keskuspankkien pääjohtajat. Neuvoston tehtäviä ovat eurojärjestelmälle uskottuihin tehtäviin liittyvien päätösten ja suuntaviivojen laatiminen, sekä euroalueen rahapolitiikan määrittäminen. Rahapolitiikan määrittelyyn kuuluvat muun muassa päätökset rahapolitiikan välitavoitteista, ohjauskoroista ja rahoituksen tarjonnasta. Kokouksissa sekä neuvoston että johtokunnan puheenjohtajana toimii EKP:n pääjohtaja, ja hänen poissa ollessaan varapääjohtaja. (EKP 2011, 18-19)

Euroopan keskuspankin yleisneuvosto koostuu pääjohtajasta, varapääjohtajasta, sekä kaikkien EU-maiden kansallisten keskuspankkien pääjohtajista. Yleisneuvosto ei vastaa euroalueen rahapoliittisesta päätöksenteosta. Sen sijaan yleisneuvostolle kuuluvat sellaiset Euroopan rahapoliittiselta instituutilta (EKP:n edeltäjä) periytyvät tehtävät, jotka on edelleen hoidettava, koska kaikki jäsenvaltiot eivät ole ottaneet euroa käyttöön. (EKP 2011, 19)

Tammikuusta 2015 eteenpäin Liettuan euroalueeseen liittymisen myötä EKP:n neuvoston kansainvälisten keskuspankkien johtajien määrä kasvoi 19:ään, mikä tarkoitti uuteen äänestysmenettelyyn siirtymistä vuonna 2002 tehdyn päätöksen nojalla. EKP:n neuvosto on tammikuusta 2015 noudattanut päätöksenteossaan ns. kiertävää äänestysmallia. Tätä ennen jokaiselle neuvoston jäsenelle oli jaettu yksi ääni rahapolitiikasta päätöksiä tehtäessä. Uudessa äänestysmenettelyssä neuvoston jäsenet, eli euroalueen kansallisten keskuspankkien pääjohtajat, on jaettu kahteen eri ryhmään perustuen edustamiensa maiden talouden ja rahoitussektorin kokoon. Kumpaakin ryhmää kohti on jaettu tietty määrä ääniä, ja äänioikeudet kiertävät kuukausittain ryhmien sisällä. Ensimmäiseen ryhmään kuuluvat Saksa, Ranska, Italia, Espanja ja Hollanti. Tälle ryhmälle on jaettu yhteensä neljä ääntä; äänioikeuden kiertävät kuukausittain, mikä tarkoittaa, että joka kuukausi yhdellä näiden maiden kansallisen keskuspankin johtajista ei ole äänestysoikeutta EKP:n neuvoston kokouksissa. (Bundesbank)

Toiseen ääniryhmään kuuluvat loput euromaista. Tälle ryhmälle on jaettu yhteensä 11 ääntä. Tämä tarkoittaa, että tällä hetkellä joka kuukausi neljällä ryhmään kuuluvista kansallisten keskuspankkien johtajista ei ole äänioikeutta neuvoston kokouksissa. Kiertävästä äänioikeudesta huolimatta jokainen neuvoston jäsen on oikeutettu osallistumaan kokouksiin ja niissä käytäviin keskusteluihin, sekä esittämään oman näkemyksensä esimerkiksi korkotason asettamista koskeissa päätöksissä. EKP:n johtokunnan kuudella jäsenellä on pysyvä äänioikeus, eli he saavat äänestää joka kuukausi neuvoston kokouksissa. (Bundesbank)

Kun euroalueen jäsenmaiden määrä kasvaa yli 21:een, muutetaan äänestysmenettelyä siten, että ryhmiä joihin äänioikeudet allokoidaan, on kolme. Ensimmäiseen ryhmään kuuluvat edelleen euroalueen viisi euroalueen taloudeltaan ja rahoitussektoriltaan suurinta maata, ja näiden maiden keskuspankkien pääjohtajat jakavat keskenään neljä ääntä. Toiseen ryhmään kuuluvat keskisuuret maat, ja niiden edustajille on allokoitu kahdeksan ääntä.

Kolmannessa ryhmässä ovat pienimmät maat, joiden edustajille on jaettu kolme ääntä. (Bundesbank)

Kiertävää äänestysmenettelyä on perusteltu muun muassa sillä, että Euroopan keskuspankin neuvoston on kyettävä tekemään päätöksiä riittävän tehokkaasti ja nopeasti myös euroalueen laajennuttua (EKP 2011, 19). Kuten ennen kiertävän äänestysmallin käyttöönottoa, perustuu EKP:n päätöksenteko yksinkertaiseen äänenemmistöön. Äänten mennessä tasan pääjohtajan ääni ratkaisee (EKP 2011, 19).

3 RAHAPOLITIIKKASÄÄNTÖJEN TAUSTAA JA TEORIAA

3.1 Rahapolitiikkasäännöt

Kysymys, joka on pitkään askarruttanut niin akateemikkoja kuin politiikasta päättäviä tahojakin, on se, kuinka keskuspankin olisi parasta harjoittaa rahapolitiikkaansa saavuttaakseen sille asetetut tavoitteet. Yhtäältä keskuspankki voi noudattaa niin kutsuttua harkinnanvaraista politiikkaa päätöksiä tehdessään. Tämä tarkoittaa sitä, että keskuspankki tekee rahapoliittiset muutokset tapauskohtaisesti, reagoiden kullakin ajanhetkellä vallitseviin olosuhteisiin ja saatavilla olevaan informaatioon. Toisaalta vaihtoehtona harkinnanvaraiselle politiikalle on jokin ennalta määrätty sääntö, johon perustuen keskuspankki tekee systemaattisesti päätöksen rahapolitiikkainstrumenttinsa, kuten lyhyen korkotason, asettamisesta. Tällaisia sääntöjä kutsutaan rahapolitiikkasäännöiksi.

Yleensä rahapolitiikkasäännöllä tarkoitetaan jotakin ennalta määrättyä ohjenuoraa, jota noudattaen keskuspankki pyrkii systemaattisesti reagoimaan muutoksiin talouden tilassa säätelämällä rahapolitiikkainstrumenttiaan, kuten lyhyen aikavälin korkotasoa. Rahapolitiikkasääntöjä noudattamalla pyritään täyttämään rahapolitiikalle asetetut tavoitteet, kuten hintavakaus ja tasainen kokonaistuotannon kasvu. Vaikka usein kansantaloustieteellisessä kirjallisuudessa rahapolitiikkasäännöt esitetään matemaattisen yhtälönä, voidaan Taylorin (1993) tulkinnan mukaan rahapolitiikkasääntö esittää yleisesti tiettyä systemaattisena suunnitelmana, joka tunnistaa makrotaloudelliset riippuvuudet.

Eräänä klassisena esimerkkinä yksinkertaisesta rahapolitiikkasäännöstä voidaan pitää Milton Friedmanin (1960) esittämää niin kutsuttua " k :n prosentin sääntöä". Tämän säännön mukaan keskuspankin tulisi joka vuosi kasvattaa rahan tarjontaa vakiolla vauhdilla k . Tällaisen politiikkasäännön tavoitteena on pitää rahan tarjonnan kasvunopeus vakiona suhteessa tuotannon kasvuun. Friedmanin edustaman monetaristisen koulukunnan mukaan inflaatio seuraa

rahan ylitarjonnasta. Friedmanin mukaan pitämällä rahan tarjonta vakiona inflaatiovauhti voitaisiin pitää vakaana.

Taloustieteellisessä kirjallisuudessa on käyty varsin laajaa debattia siitä, olisiko keskuspankin parempi harjoittaa rahapolitiikkaa johonkin ennalta määritellyyn sääntöön perustuen, vai tulisiko rahapoliittisia päätöksiä tehdessä ennemminkin käyttää talouden olosuhteet kunakin ajanhetkenä huomioon ottavaa ja kaavamaisista sääntöä joustavampaa harkinnanvaraista politiikkaa. Englanninkielisessä kirjallisuudessa tästä kiistanalaisesta aiheesta käytetään nimitystä *rules versus discretion*. Harkinnanvaraisen politiikan (*discretionary policy*) puolestapuhujat ovat kritisoineet sääntöihin perustuvaa politiikkaa muun muassa siitä, että säännöt tekevät rahapolitiikasta automatisoitua ja eliminoivat keskuspankin oman arvostelukyvyn roolin politiikkapäätöksissä. Lisäksi muuttuvat taloudelliset olosuhteet edellyttävät politiikkapäätäjiltä joustavuutta, mikä osaltaan puhuu keskuspankin harkintaan perustuvan politiikan puolesta. (Van Lear 2000, 32-34)

Sääntöihin perustuvaa politiikkaa kohtaan esitetystä kritiikistä huolimatta konsensus on akateemisessa kirjallisuudessa jo suhteellisen pitkän aikaa ollut, että säännöt ovat harkinnanvaraista politiikka parempi ratkaisu. Kydland ja Prescott (1977) osoittavat myöhemmin Nobel-palkintoon johtaneessa työssään, että harkintaan perustuva talouspolitiikka kärsii niin sanotusta aikaepäjohtonmukaisuusongelmasta. Kydland ja Prescott näyttävät, että vaikka rationaaliset odotukset olettavassa makrotaloudellisessa mallissa ns. yhteiskunnallinen tavoitefunktio olisi hyvin määritelty ja yleisesti hyväksytty, ei harkinnanvarainen politiikka, eli kullakin parhaan mahdollisen ratkaisun tekeminen, johda tavoitefunktion maksimoitumiseen tulevaisuudessa (Kydland ja Prescott 1977, 473).

Kydlandin ja Prescottin (1977) mukaan tämä jossain määrin paradoksaalinen tulos johtuu siitä, että talouden toimijat ovat eteenpäin katsovia ja ottavat tulevaisuuden huomioon sen sijaan, että perustaisivat päätöksensä ainoastaan senhetkiseen ja menneeseen informaatioon. Jos politiikasta päättävät taho ilmoittaa nykyhetkellä pyrkivänsä johonkin tiettyyn taloudelliseen tavoitteeseen tulevaisuudessa, muodostavat talouden toimijat odotuksensa tämän mukaan, mikä vaikuttaa nykyhetken taloudellisiin olosuhteisiin. Tulevaisuudessa politiikkapäätäjän saattaa kuitenkin olla optimaalista poiketa annetusta tavoitteesta. Rationaaliset toimijat ottavat tämän huomioon, eivätkä näin ollen usko politiikkapäätäjän pitäytyvän asetetussa tavoitteessa. Tämä tekee harkinnanvaraisesta talouspolitiikasta tehotonta ja epäoptimaalista.

Barro ja Gordon (1983) tutkivat aikaepäjohtonmukaisuusongelmaa nimenomaisesti rahapoliittisen päätöksenteon kehikossa. He tarkastelevat tilannetta, jossa keskuspankin tehdessään tulevaisuuden rahapolitiikkapäätöstä sen on otettava huomioon myös yksityisen sektorin odotukset. Lyhyellä aikavälillä inflaation ja työttömyyden välillä vallitsee niin sanottu trade-off -tilanne: inflaatiovauhtia lisäämällä keskuspankki voi vaikuttaa alentavasti työttömyyteen. Keskuspankki saattaa sitoutua tiettyyn tulevan aikaperiodin

inflaatiotavoitteeseen, jonka yksityisen sektorin päätöksentekijät huomioivat odotuksissaan ja neuvotellessaan tulevista palkoista. Tulevaisuudessa keskuspankilla saattaa kuitenkin olla kannustin "huijata" ja luoda tavoitettava korkeampi inflaatio. Tämä johtaa matalampaan työttömyyteen. Koska yksityisen sektorin odotukset odotetaan rationaalisiksi, osaavat toimijat odottaa tätä. Tämä vuoksi keskuspankin "odottamattomalla" inflaation lisäyksellä ei saavuteta toivottua tulosta, ja keskuspankin on kannattavampaa sitoutua uskottavasti noudattamaan tiettyä säännönvaraista politiikkaa. (Barro ja Gordon 1983a; Barro ja Gordon 1983b)

Näiden tuloksien valossa paras tulos saavutetaan siis ennalta määrättyllä, "mekaanisella" politiikkasäännöllä, jonka noudattamiseen politiikasta päättävä taho sitoutuu. Toisaalta harkinnanvaraisen politiikan puolesta puhuu politiikkasääntöjen joskus kompleksinen luonne, ja vaikeudet makromuuttujien mittaamisessa varsinkin lyhyellä aikavälillä. Svensson (1999) jakaa rahapolitiikkasäännöt karkeasti kahteen eri kategoriaan: instrumenttisääntöihin (*instrument rules*, usein käytetään myös nimitystä *feedback rules*) ja tavoitesääntöihin (*targeting rules*). Näitä kahta kategoriaa käsitellään seuraavassa.

3.1.1 Instrumenttisäännöt

Kirjallisuudessa rahapolitiikkasäännöistä puhuttaessa viitataan useimmiten niin sanottuihin instrumenttisääntöihin (Svensson 1999, 5). Instrumenttisäännöillä tarkoitetaan ennalta määrättyä, usein matemaattisen kaavan muodossa ilmaistavaa ohjetta, joka määrää kuinka keskuspankki asettaa rahapolitiikkainstrumenttinsa (esimerkiksi lyhyen korkotason) erilaisten makrotaloudellisten muuttujien funktiona. Instrumenttisäännöt ovat responsiivisia, eli sen sijaan että ne määräisivät rahapolitiikkainstrumentin pidettäväksi jollakin kiinteällä tasolla, määrittävät ne kuinka keskuspankin korkoinstrumentin tulisi reagoida muutoksiin makrotaloudellisissa muuttujissa.

Näiden muuttujien arvot voivat olla rahapolitiikkainstrumentin asettamishetkellä määriteltyjä, jolloin puhutaan Svenssonin (1999) terminologiaa käyttäen niin sanotusta *eksplisiittisestä* instrumenttisäännöstä; toisaalta muuttujat voivat olla niin sanotusti eteenpäin katsovia, eli niiden arvoja ei suoraan havaita rahapolitiikkainstrumentin asettamishetkellä, vaan vasta tulevaisuudessa. Tällöin puhutaan *implisiittisestä* instrumenttisäännöstä. Svensson (1999) erittelee vielä *yksinkertaisen instrumenttisäännön* sellaiseksi instrumenttisäännöksi, joka ilmaisee keskuspankin rahapolitiikkainstrumentille asetettavan tason ainoastaan muutaman muuttujan funktiona. (Svensson 1999, 5-6)

Tunnetuin instrumenttisääntö lienee Taylorin sääntö, joka on nimetty amerikkalaisen taloustieteilijä John B. Taylorin (1993) mukaan. Svenssonin (1999) määritelmää käyttäen Taylorin sääntö on ns. yksinkertainen eksplisiittinen instrumenttisääntö: alkuperäisessä muodossaan Taylorin sääntö kuvaa, kuinka keskuspankki asettaa rahapolitiikkainstrumenttinsa, lyhyen

korkotason, sen hetkisen inflaation ja tuotantokuilun lineaarisena funktiona. Taylorin alkuperäisessä muotoilussa rahapolitiikkainstrumenttina toimi Yhdysvaltain keskuspankin ohjauskorko, *federal funds rate*. Sittemmin kirjallisuudessa on esitetty lukuisia erilaisia laajennuksia Taylorin säännölle, lisäämällä yhtälöön esimerkiksi muita makromuuttujia, ja ottamalla huomioon keskuspankin odotukset tulevasta talouskehityksestä käsittelemällä korkotason asettamista selittäviä muuttujia eteenpäin katsovina, jolloin sääntö on Svenssonin (1999) määritelmää käyttäen implisiittinen. Taylorin säännöstä kerrotaan tarkemmin alaluvussa 3.2.

3.1.2 Tavoitesäännöt

Siinä missä rahapolitiikan instrumenttisäännöt voidaan tavallisesti ilmaista kaavamaisessa muodossa, ovat tavoitesäännöt jossain määrin laajemmin määriteltävissä oleva rahapolitiikkasääntöjen luokka. Toisin kuin instrumenttisäännöt, yleensä tavoitesäännöt eivät oleta, että keskuspankilla olisi suoraa kontrollia tavoitemuuttujista. Tarkkaan ottaen tavoitesäännöistä ei tulisikaan puhua rahapolitiikkasääntöinä, vaan pikemminkin rahapolitiikan kehikkona (Van Lear, 33). Tavoitesääntö määrittelee ehdot, joita noudattamalla keskuspankki pyrkii saavuttamaan rahapoliittisen tavoitteensa. Svenssonin (1999) mukaan tavoitesääntö voi olla joko *yleinen* tai *spesifi*. Yleinen tavoitesääntö määrittelee keskuspankin tavoitteet listaamalla kohdemuuttujat, niiden tavoitellut tasot, sekä määrittelemällä jonkin tietyn *tappiofunktion*, jota keskuspankki pyrkii minimoimaan asettaessaan kohdemuuttujien tasoja. Spesifi tavoitesääntö puolestaan määrittelee tietyt ehdot tavoitemuuttujille, joita keskuspankki pyrkii noudattamaan (Svensson 1999, 4-5). Esimerkki tällaisesta spesifistä tavoitesäännöstä on inflaatiotargetointi (*inflation targeting*, katso esim. Svensson (1999) ja Rudebusch ja Svensson (1998)). Inflaatiotargetoinnilla tarkoitetaan rahapolitiikan kehikkoa, jossa keskuspankki asettaa inflaatiolle jonkin tietyn julkisen tavoitteen, ja pyrkii rahapolitiikan työkaluja käyttäen tyydyttämään tämän tavoitteen.

Svensson (2002) luettelee kolme inflaatiotargetoinnille luonteenomaista piirrettä: Ensimmäinen piirre on jo mainittu tietyn numeerisen inflaatiotavoitteen julkinen ilmoittaminen. Tavoite voi olla jokin tarkka arvo, tai laajemman vaihtelun salliva väli, jonka sisällä keskuspankki pyrkii inflaation pitämään. Tähän määriteltyyn inflaatiotavoitteeseen pääsy on rahapolitiikan ensisijainen päämäärä.

Toinen luonteenomainen piirre liittyy tapaan, jolla inflaatiotargetointia harjoittava keskuspankki toteuttaa rahapolitiikkaa. Rahapolitiikkainstrumenttia asettaessa keskuspankki vertaa instrumentin tason suhteen ehdollistettua inflaatioennustetta inflaatiotavoitteeseen. Näiden kahden tulee olla yhdenmukaiset. Kolmas tyypillinen ominaisuus on rahapolitiikan läpinäkyvyys ja keskuspankin tilivelvollisuus. Keskuspankki on vastuussa inflaatiotavoitteeseen pääsemisestä, ja on velvollinen tiedottamaan selkeästi suurelle yleisölle tavoitteen täyttämiseksi tehtävistä toimista.

Inflaatiotargetointia harjoittava keskuspankki julkaisee säännöllisin väliajoin rahapolitiikkaa koskevia raportteja, joissa kerrotaan muun muassa inflaatioennusteista, ja perustellaan rahapolitiikkainstrumentin asettamista koskevia päätöksiä. (Svensson 2002, 1-2)

Inflaatiotargetointi otettiin käyttöön keskuspankeissa ensimmäistä kertaa 1990-luvulla. Ensimmäisenä sitä alkoi harjoittaa Uuden-Seelannin keskuspankki vuonna 1990, ja tämä jälkeen on useat muutkin keskuspankit ottivat kyseisen politiikkaregiimin käyttöönsä. Uuden-Seelannin keskuspankin lisäksi muun muassa Kanadan, Yhdistyneen kuningaskunnan, Ruotsin sekä usean Latinalaisen Amerikan maan keskuspankit harjoittavat inflaatiotargetointia. Myös Suomen pankissa inflaatiotargetointi oli käytössä 1990-luvulla ennen Suomen liittymistä euroalueeseen. Euroopan keskuspankki on sekin asettanut rahapolitiikan tavoitteeksi alle kahden prosentin vuotuisen inflaatiovauhdin, mutta sen tapauksessa ei voida kuitenkaan puhua aivan täysverisestä inflaatiotargetoinnista, sillä tarkkaa numeerista inflaatiotavoitetta se ei ole asettanut. (IMF:n verkkosivut)

Inflaatiotargetointi voi olla niin sanotusti joustavaa, eli vaikka keskuspankin pääasiallinen tavoite onkin inflaatiotavoitteen saavuttaminen, voi se tappiofunktiossaan huomioida myös muiden talouden muuttujien, kuten tuotannon tai työttömyyden, poikkeamat niille asetetuista optimaalisista tasoista. Inflaatiotargetointia voidaan mallintaa myös instrumenttisääntöjen kehikossa, mutta Svenssonin (2002, 6) mukaan inflaatiotargetointia on parempi mallintaa tavoitesääntönä.

3.2 Taylorin sääntö

Taylorin sääntö on amerikkalaisen taloustieteilijän John Taylorin (1993) mukaan nimetty rahapolitiikkasääntö, joka alkuperäisessä muodossaan määrittelee kuinka keskuspankin tulisi reagoida muutoksiin yleisessä hintatasossa ja tuotantokuilussa, eli tuotannon poikkeamassa potentiaalisesta tasostaan. Taylorin sääntö on instrumenttisääntö, eli se olettaa keskuspankin kontrolloivan rahapolitiikkainstrumenttia, jota säätelämällä se reagoi muutoksiin taloudellisissa olosuhteissa. Taylorin säännössä keskuspankin rahapolitiikkainstrumentti on lyhyen aikavälin nimellinen korkotas. Alkuperäinen Taylorin sääntö kuvasi korkotason määräytymisen ainoastaan senhetkisen inflaation ja tuotantokuilun funktiona, mutta myöhemmin säännöstä on kirjallisuudessa esitelty lukuisia yleistyksiä, jotka huomioivat muun muassa muitakin keskeisiä makrotaloudellisia muuttujia, sekä keskuspankin odotukset tulevaisuuden talouskehityksestä.

Alkuperäinen Taylorin sääntö olettaa, että keskuspankin niin sanottu reaktiofunktio on seuraavanlainen:

$$(1) \quad i_t^* = r^* + \pi_t + \alpha_\pi(\pi_t - \pi^*) + \alpha_y(y_t - y_t^*),$$

missä i_t^* on tavoiteltava nimellinen korkotasoa, jonka keskuspankki asettaa jokaisella aikaperiodilla reagoiden talouden tilaan. r^* on pitkän aikavälin reaalin tasapainokorkotasoa, eli vallitseva reaalin korkotasoa silloin kun inflaatio on tavoitetasollaan ja tuotanto potentiaalisella tasollaan. π_t on inflaatio, y_t on reaalin tuotannon taso, π^* on inflaation tavoiteaste, ja y_t^* on potentiaalinen tuotanto eli sellainen tuotannontaso jolla työttömyys on luonnollisella tasollaan. Alaindeksi t viittaa ajanhetkeen. Yhtälössä parametrit α_π ja α_y kuvaavat sitä, kuinka voimakkaasti keskuspankki reagoi poikkeamiin inflaatiotavoitteesta ja potentiaalisesta tuotannon tasosta, vastaavassa järjestyksessä.

Taylorin (1993) alkuperäisessä tutkimuspaperissa yllä kuvattu yhtälö kuvasi Yhdysvaltojen keskuspankin Federal Reserve Systemin reagointia inflaatio- ja tuotantokuilun muutoksiin. Taylor ehdotti, että yhtälön parametrien tulisi saada arvot $\alpha_\pi = 0.5$ ja $\alpha_y = 0.5$. Inflaatiotavoite puolestaan oli $\pi^* = 2$, ja pitkän aikavälin tasapainokorkotasoa $r^* = 2$. Kun kyseiset arvot sijoitetaan yhtälöön (1), saadaan

$$i_t^* = 1 + 1.5\pi_t + 0.5(y_t - y_t^*).$$

Huomataan, että jos hetkellä t tuotanto on potentiaalisella tasollaan, ja inflaatio hetkellä t on tavoitetasollaan eli kahdessa prosentissa, on Taylorin säännön mukainen keskuspankin asettama korkotasoa (Taylorin alkuperäisessä esimerkissä Yhdysvaltojen keskuspankin ohjauskorkoa Federal Funds Rate) nyt 4 %. Taylor huomasi, että edellä luetelluilla parametrien arvoilla määritelty yhtälö kuvasi erittäin hyvin Federal Funds Raten asettumista vuosina 1987 – 1992. Taylor käytti inflaation määrittelyssä BKT-deflaattorin vuosimuutosta, ja potentiaalista tuotantoa hän approksimoi reaalin bruttokansantuotteen log-lineaarisella trendillä. Taylorin käyttämä aineisto oli neljännesvuosittaista.

Taylorin (1993) mukaan yhtälön (1) kuvaama sääntö voidaan tulkita kahdella eri tavalla. Niin sanottu kapea tulkinta on edellä esitetty parametrisointi keskuspankin koronasettamispäätöksestä, ja sitä voidaan pitää keskuspankin ”ohjenuorana”. Jos sääntö toimii hyvänä kuvauksena keskuspankin viimeaikaisesta käyttäytymisestä ja keskuspankki uskoo, että tulokset ovat olleet hyviä ja samanlaista käytöstä tulisi toteuttaa myös jatkossa jopa mahdollisesti erilaisten olosuhteiden vallitessa, saattaisi sääntö toimia hyvänä ohjeena tulevaisuuden päätöksissä (Taylor 1993, 208).

Taylorin säännön ns. laajan tulkinnan mukaan säännön ei tarvitse olla pelkkä mekaaninen kaava, vaan keskuspankki voi käyttää myös omaa harkintaansa rahapoliittisia päätöksiä tehdessään. Taylorin (1993) mukaan pelkkään mekaaniseen kaavaan nojaava rahapoliittinen päätöksenteko ei ole käytännöllistä. Tämä johtuu siitä, että yksinkertainen rahapoliittikasääntö ei millään voi huomioida kaikkia seikkoja, jotka keskuspankin tulisi ottaa huomioon päätöksenteossa.

Edellä kuvailusta rahapolitiikkasäännöstä on tullut suosittu tutkimuskohde akateemisessa kirjallisuudessa, sillä sen on huomattu yksinkertaisuudestaan huolimatta olevan suhteellisen hyvä kuvaus usean keskuspankin korkoinstrumentin asettamisesta. Taylorin säännön kaltainen keskuspankin reaktiofunktio on esimerkiksi toiminut varsin hyvänä kuvauksena Yhdysvaltain keskuspankin rahapolitiikasta jo varsin pitkällä ajanjaksolla (ks. esim. Clarida, Gali ja Gertler 2000). Vaikka Taylor (1993) muistutti itsekin, että sääntöä tulisi tulkita enneminkin ohjenuorana kuin orjallisesti noudatettavana mekaanisena kaavana, on sääntö tästä huolimatta osoittautunut varsin hyväksi benchmark-välineeksi keskuspankkien rahapolitiikan arvioimiseen. Toinen syy suuren suosioon lienee juurikin säännön yksinkertaisuus, sekä säännön parametrien havainnollinen tulkinta. Parametrit voidaan tulkita painoina, jotka keskuspankki asettaa inflaatiopoikkeamalle ja tuotantokuiluille. Jos esimerkiksi inflaatiopoikkeaman kerroinparametri on tuotantokuilun vastaavaa suurempi, voidaan tämä tulkita siten, että keskuspankki painottaa päätöksenteossaan enemmän inflaatiota kuin tuotantokuilua. Lisäksi mitä suuremmat kerroinparametrien arvot ovat, sitä aggressiivisemmin keskuspankin voidaan katsoa reagoivan poikkeamiin inflaation tavoitetasosta tai tuotannon potentiaalisesta tasosta. Näin ollen esimerkiksi keskuspankin, jonka reaktiofunktiossa inflaatiopoikkeaman kerroinparametri on korkea, voidaan katsoa harjoittavan vahvasti anti-inflationaarista rahapolitiikkaa. Vaikka esimerkiksi Euroopan keskuspankin rahapolitiikan ensisijainen tavoite on hintavakauden ylläpitäminen, on myös tuotantokuilulla perusteltu paikka reaktiofunktiossa, sillä se on yksi merkittävällä tavalla inflaatioasteeseen vaikuttava tekijä. Lisäksi Taylorin säännön kaltaisen keskuspankin reaktiofunktion on huomattu myös teoreettiselta kannalta olevan suhteellisen robusti siinä mielessä, että se on tuottanut hyviä tuloksia erilaisissa makromalleissa (Svensson 2003, 2). Näiden tulosten perusteella sitä voidaan siis pitää hyvänä valintana rahapolitiikan ohjenuoraksi silloinkin, kun vallitsee epävarmuus siitä, mikä malli parhaiten kuvaa todellisuutta.

Yhtälöstä (1) voidaan johtaa niin sanottu *Taylorin periaate*, joka on keskeisessä osassa rahapolitiikan toimivuuden arvioinnin kannalta. Taylorin periaatteen mukaan inflaatiokertoimen α_π tulisi olla suurempi kuin nolla, jotta keskuspankin rahapolitiikka olisi stabiloivaa. Jos ehto $\alpha_\pi > 0$ toteutuu, nostaa keskuspankki nimellistä korkotasoa tarpeeksi, jotta myös reaalin korkotaso nousisi. Mikäli $\alpha_\pi < 0$, ei keskuspankki nosta nimellistä korkotasoa tarpeeksi, jotta myös reaalin korkotaso nousisi. Tämä voi johtaa tulevaisuudessa entistä suurempiin inflaatiopaineisiin. Usein kirjallisuudessa yhtälö (1) kirjoitetaan estimoitavassa muodossa

$$(2) \quad i_t^* = \alpha + \beta \pi_t + \gamma \bar{y}_t \quad ,$$

missä $\alpha \equiv r^* - \alpha_\pi \pi^*$, $\beta \equiv 1 + \alpha_\pi$, $\gamma \equiv \alpha_y$ ja $\bar{y}_t \equiv y_t - y_t^*$. Jotta Taylorin periaate nyt toteutuisi, tulee olla $\beta > 1$. Käytännössä keskuspankin tulee siis muuttaa

nimellistä korkotasoa enemmän kuin yksi yhteen inflaation suhteen, jotta rahapolitiikka olisi vakauttavaa. Kirjallisuudessa on analysoitu Taylorin säännön kaltaisia instrumenttisääntöjä erilaisten makromallien kehikossa, ja tultu tulokseen, että jotta malleissa tasapainotilat olisivat hyvin määriteltä, on edellä mainitun ehdon toteuduttava (Svensson 2003, 427).

Suosioistaan huolimalla Taylorin sääntöä kohtaan on esitetty myös kritiikkiä. Svensson (2002, 5) argumentoi Tayloriin (1993) viitaten, että säännön yksinkertaisuudesta johtuen – se siis ottaa huomioon vain pienen osan keskuspankin käytettävissä olevasta informaatiosta rahapolitiikkainstrumenttia asetettaessa – keskuspankki joutuu aika ajoin poikkeamaan säännöstä ja harjoittamaan harkinnanvaraista rahapolitiikkaa. Tämä kuitenkin tekee Svenssonin mukaan säännöstä puutteellisen, sillä säännöstä poikkeamiselle ei itsessään aseteta selkeitä rajoja.

3.3 Taylorin säännön laajennuksia

Taylorin (1993) yksinkertaisen rahapolitiikkasäännön ympärille on kehittynyt laaja kirjallisuus, ja sitä on sovellettu muidenkin kuin Yhdysvaltojen keskuspankin rahapolitiikkaan. Lisäksi säännön perusmuotoa on useissa tutkimuksissa laajennettu ja modifioitu. Keskuspankin reaktiofunktioon on esimerkiksi sisällytetty inflaatiopoikkeaman ja tuotantokuilun lisäksi muitakin makromuuttujia. Esimerkiksi Clarida et al (1998) tarkastelevat rahapolitiikkaa usean eri maan tapauksessa estimoivat reaktiofunktioita joihin on lisätty reaalista muun muassa valuuttakurssia, ulkomaan korkotasoa ja rahan tarjontaa mittaavia muuttujia. Junttila (2013) tutkii osake- ja valuuttamarkkinoiden roolia Taylorin säännössä OECD-maissa, ja lisää estimoitavaan malliin osinkotuottoja ja reaalista valuuttakurssia mittaavat muuttujat. Tällaisten laajennettujen Taylorin sääntöjen tapauksessa keskuspankin informaatiojoukko on laajempi, ja rahapoliittinen päätöksenteko riippuu muistakin makrotaloudellisista muuttujista kuin inflaatiosta ja tuotantokuilusta.

3.3.1 Korkoinertian huomioiminen

Eräs tavanomainen lisäys standardimuotoiseen Taylorin sääntöön on sisällyttää malliin parametri, joka huomioi keskuspankin niin sanotun korkoinertian. Tällä tarkoitetaan sitä, että keskuspankki ei yleensä makrotaloudellisiin muutoksiin reagoidessaan säädä lyhyen aikavälin korkotasoa äkkinäisesti, vaan sopeuttaa koron tavoitetasoon asteittain. Tämä ilmiö luo malliin autokorrelaation, sillä nykyhetken korkotaso riippuu myös menneestä korkotasosta. Kun autokorrelaation kontrolloimiseksi malliin lisätään ”korontasoitusparametri” (*interest rate smoothing parameter*), voidaan koron asteittainen sopeutuminen kuvata seuraavanlaisena mekanismina:

$$(3) \quad i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho) i_t^* + \varepsilon_t$$

Yhtälössä (3) nykyhetken nimelliskorkotaso määräytyy edellisen aikaperiodin toteutuneen nimelliskorkotason, nykyhetken tavoitekorkotason sekä parametrin ρ funktiona. Parametri $\rho \in [0,1]$ kuvaa keskuspankin korkotasoituksen astetta: jos $\rho = 1$, vaikuttaa keskuspankin koronasettamispäätökseen ainoastaan edellisellä periodilla asetettu korkotaso. Jos $\rho = 0$, ei edellisen periodin korolla ole vaikutusta nykyperiodilla asetettavaan korkotasoon, vaan tavoitekorkotason määräävät muut mallin muuttujat. Yhtälössä i_{t-1} on toteutunut korkotaso edellisellä aikaperiodilla, ja i_t^* kuvaa keskuspankin reaktiofunktion implikoimaa tavoitekorkotasoa hetkellä t . $\{\varepsilon_t\}$ on sarja eksogeenisiä satunnaissokkeja, jotka oletetaan samoin jakautuneiksi ja riippumattomiksi. Kun kaavat (2) ja (3) yhdistetään, saadaan kirjallisuudessa yleisesti käsitelty korkotasoituksen huomioiva keskuspankin reaktiofunktio:

$$(4) \quad i_t = \rho i_{t-1} + (1 - \rho)(\alpha + \beta \pi_t + \gamma \bar{y}_t) + \varepsilon_t.$$

Kirjallisuudessa ei ole päästy täyteen yksimielisyyteen siitä, miksi keskuspankit näyttävät säätävän korkotasoa asteittain. Erilaisia selityksiä on kuitenkin kirjallisuudessa tarjottu. Sack ja Wieland (2000) tarjoavat kolmea pääasiallista selitystä. Ensimmäinen selitys on markkinaosapuolten eteenpäin katsovat odotukset. Jos rahapolitiikkaa karakterisoi korkea korkotasoituksen aste, eteenpäin katsovat markkinaosapuolet olettavat pienestä korkotason muutoksesta seuraavan lisää samansuuntaisia muutoksia, mikä kasvattaa rahapolitiikan vaikutusta nykyhetkiseen inflaatioon ja tuotantoon ilman, että suuria korkomuutoksia tarvitaan (Sack ja Wieland 2000, 209-10).

Toinen selitys on käytettävissä olevaan dataan liittyvä epävarmuus. Usein mallipohjaisissa rahapolitiikkasääntöjen arvioinneissa oletetaan, että keskuspankki havaitsee olennaiset makromuuttujat tarkasti, tai toisin sanoen niihin ei liity mittausrvirheitä. Todellisuudessa näin kuitenkin harvoin on, sillä esimerkiksi tuotantoa ja inflaatiota mittaaville muuttujille on varsin tyypillistä, että niitä korjailaan jälkikäteen. Näin ollen keskuspankin tulisi olla maltillinen päätöksenteossaan silloin, kun havaitussa aineistossa on mahdollisia mittausrvirheitä, mikä puoltaa korkotason asteittaista asettamista (Sack ja Wieland 2000, 209-10).

Kolmas selitys on epävarmuus liittyen talouden parametreihin. Päätöksentekijät ovat epävarmoja paitsi talouden eksaktista tilasta, myös talouden rakenteisiin liittyvistä parametreista, jotka vaikuttavat rahapolitiikan välittymiseen. Epävarmuuden vallitessa aggressiivisilla rahapolitiikkasäädöksillä saattaa olla arvaamattomia vaikutuksia inflaatiovauhtiin ja tuotannon tasoon. Sen sijaan epävarmassa tilanteessa korkotason asteittainen sopeuttaminen tavoitetasolle saattaa olla parempi vaihtoehto (Sack ja Wieland 2000, 209-10).

Muitakin selityksiä on kirjallisuudessa tarjottu. Eräitä mahdollisia selityksiä ovat muun muassa pelko liian äkkinäisistä korkotason muutoksista seuraavasta keskuspankin rahapoliittisen toiminnan uskottavuuden menetyksestä, sekä finanssisektorin vakauden ylläpitäminen. Käytännössä empiirisissä tutkimuksissa korontasoisparametrin on huomattu olevan lähellä ykköstä, mikä kertoo korkotason hitaasta sopeutumisesta tavoitetasoon. Neljännesvuosiaineistolla toteutetuissa tutkimuksissa parametri on tavallisesti vaihdellut arvon 0.8 ympärillä (Rudebusch 2002, 1) ja kuukausittaisella aineistolla Taylorin sääntöä testaavissa empiirisissä tutkimuksissa parametri on vaihdellut haarukassa 0.7 – 0.9 (ks. esim. Sauer & Sturm 2007, 381).

Rudebusch (2002) on kritisoinut korkoinertian mallintamista edellä esitetyllä tavalla. Hän argumentoi, että jos rahapolitiikkainertialla on todella niin suuri rooli korkotason määräytymisessä kuin empiiriset tutkimukset antavat ymmärtää, tulisi tulevien korkotason muutosten olla paremmin ennustettavissa kuin mitä empiiriset tulokset korkojen aikarakenteesta (*term structure of interest rates*) implikoivat. Rudebusch ehdottaa sen sijaan, että havaittu viipyyvyys Federal Funds Raten tasossa saattaa sen sijaan johtua mallista puuttuvista autokorreloituneista muuttujista.

3.3.2 Eteenpäin katsova Taylorin sääntö

Toinen yleinen Taylorin sääntöön sovellettava laajennus on tehdä säännöstä ns. eteenpäin katsova. Tällöin mallissa otetaan huomioon se, että keskuspankki ei rahapoliittisia päätöksiä tehdessään reagoi ainoastaan senhetkiseen tai menneeseen informaatioon, vaan ottaa huomioon myös esimerkiksi ennusteet inflaation ja tuotannon kehityksestä. Kirjallisuudessa eteenpäin katsovan reaktiofunktion käyttöä on perusteltu sillä, että koska rahapolitiikka vaikuttaa talouteen viipeellä, on keskuspankin rahapolitiikka tehotonta jos se reagoi korkoa asettaessaan ainoastaan senhetkiseen inflaation ja tuotantokuilun tasoon. On myös mahdollista ja järkeväkin olettaa, että keskuspankilla ei päätöksentekohetkellä ole suoraa tietoa senhetkisestä hintatasosta tai tuotannon tasosta. Nämä seikat voidaan ottaa huomioon mallintamalla inflaatio ja tuotannon taso ex-ante -odotuksina. Tällainen eteenpäin katsova Taylorin sääntö voidaan esittää Claridaa et al (1998) mukailten seuraavasti:

$$(5) \quad i_t^* = \tilde{i} + \alpha_\pi (E\{\pi_{t+k}|\Omega_t\} - \pi^*) + \alpha_y (E\{\bar{y}_{t+q}|\Omega_t\}),$$

missä \tilde{i} on pitkän aikavälin nimellinen tasapainokorko, π_{t+k} on inflaatio aikaperiodilla $t+k$, ja \bar{y}_t on tuotantokuilu aikaperiodilla $t+q$. $E(\cdot|\cdot)$ on ehdollinen odotusarvo-operaattori ja Ω_t kuvaa informaatiojoukkoa, joka keskuspankilla on käytettävissään aikaperiodilla t . Kun merkitään säännön implikoimaa ex-ante -reaalikorkoa $r_t = i_t - E\{\pi_{t+k}|\Omega_t\}$, voidaan yhtälö (5) kirjoittaa muodossa

$$(6) \quad r_t^* = \tilde{r} + (\alpha_\pi - 1)(E\{\pi_{t+k}|\Omega_t\} - \pi^*) + \alpha_y(E\{\bar{y}_{t+q}|\Omega_t\}),$$

missä \tilde{r} on pitkän aikavälin reaalin tasapainokorko. Yhtälön (6) mukaan keskuspankin reaalisen tavoitekorkotason määräävät odotetun inflaation poikkeama inflaatiotavoitteesta, ja odotettu tuotantokuilu hetkellä t . Yhtälöstä (6) voidaan johtaa keskuspankin rahapolitiikan arvioinnin kannalta tärkeä tulos: Jos $\alpha_\pi > 1$, tarkoittaa tämä sitä, että keskuspankki säätää korkotasoa inflaation vakauttamiseksi. Tällöin Taylorin periaate toteutuu. Jos toisaalta $\alpha_\pi < 1$, on keskuspankin rahapolitiikka epävakauttavaa; vaikka keskuspankki reagoi nousuun odotetussa inflaatioissa nostamalla nimellistä korkotasoa, ei se nosta sitä tarpeeksi estääkseen reaalista korkotasoa laskemasta. Tällainen menettely saattaa johtaa itseään ruokkiviin nousuihin inflaatiovahdissa. (Clarida et al 1998, 1036-37)

Empiirisessä kirjallisuudessa on estimoitu keskuspankin reaktiofunktioita erilaisilla ennustehorisonteilla, eli yhtälössä (5) k ja q ovat vaihdelleet. Jos $q > 0$, niin keskuspankki reagoi tulevaisuuden odotetun inflaation lisäksi myös odotettuun tuotantokuiluun. Clarida et al. (2000) estimoivat erilaisia eteenpäin katsovia reaktiofunktioita käyttäen esimerkiksi ennustehorisontteja $k = q = 1$ sekä $k = 4, q = 2$ neljännesvuosittaisella aineistolla. Tämän tutkimuksen empiirisessä osuudessa Taylorin sääntöjä estimoidaan kuukausittaisella aineistolla, ja tullaan keskittymään sääntöihin, joissa keskuspankki reagoi senhetkiseen tuotantokuiluun ja kahdentoista kuukauden inflaatioennusteeseen, eli toisin sanoen $k = 12$ ja $q = 0$.

Paitsi että on järkeenkäypää ajatella, että keskuspankki ottaa rahapolitiikkaa harjoittaessaan huomioon odotukset tulevaisuudesta, on yhtälön (5) kaltaisten reaktiofunktioiden käyttöä empiirisissä tutkimuksissa perusteltu myös teoreettiselta pohjalta. Clarida et al (1999) tarkastelevat rahapolitiikkaa uuskeynesiläisten markomallien kehikossa. Uuskeynesiläisissä malleissa, joissa nimellisuuret, kuten palkat ja hinnat oletetaan lyhyellä aikavälillä joustamattomiksi, rahapolitiikka näyttäytyy keskeisenä tekijänä reaalitaloudellisen aktiviteetin määräytymisessä. Nämä mallit eroavat perinteisestä keynesiläisestä lähestymistavasta siinä, että ne pyrkivät johtamaan talouden aggregaattisuureiden määräytymisen mikrotasolta kuluttajien ja yritysten optimaalisesta käyttäytymisestä. Claridan et al (1999) mukaan tällaisissa malleissa yhtälön (5) kaltaisilla politiikkasäännöillä on teoreettisesti miellyttävät ominaisuudet, sillä approksimatiiviset muodot ko. säännöistä ovat optimaalisia keskuspankille, jolla on kvadraattinen tappiofunktio (*loss function*) inflaatio- ja tuotantopoikkeamien suhteen.

4 KATSAUS EMPIIRISEEN KIRJALLISUUTEEN

4.1 Kansainvälinen tutkimus

Taylorin sääntöjä käsittelevä empiirinen kirjallisuus on varsin laaja. Taylorin alkuperäinen tutkimus vuodelta 1993 käsitteli Yhdysvaltain keskuspankin Federal Reserven rahapolitiikkaa suhteellisen lyhyellä, vuodet 1987–1992 käsittävällä ajanjaksolla. Myöhempi kirjallisuus on soveltanut sääntöä muidenkin keskuspankkien rahapolitiikkaan, ja tarkastellut sen toimivuutta pidemmällä aikavälillä. Useissa tutkimuksissa on lisäksi luovuttu Taylorin alkuperäisestä oletuksesta, että keskuspankin inflaation ja tuotantokuilun painokertoimet olisivat 1.5 ja 0.5, vastaavassa järjestyksessä, ja sen sijaan estimoitu keskuspankeille painokertoimet aineistosta.

Judd ja Rudebusch (1998) huomauttavat, että vaikka Taylorin alkuperäinen sääntö kuvaa hyvin Yhdysvaltain keskuspankin rahapolitiikkaa pääjohtaja Alan Greenspanin hallintokaudella, sopii sääntö heikommin aineistoon kahden aikaisemman keskuspankin pääjohtajan, Paul Volckerin ja Arthur Burns'n aikakausilla. Judd ja Rudebusch estimoivat Taylorin alkuperäisen säännön kaltaisen reaktiofunktion erikseen näille kolmelle Yhdysvaltain keskuspankin eri pääjohtajalle. He estimoivat reaktiofunktion dynaamisena virheenkorjausmallina, jossa korkotaso sopeutuu osittain Taylorin säännön määrittämään tavoitetasoon. Estimoinnissa he käyttivät pienimmän neliösumman menetelmää. Tulokset osoittavat, että Alan Greenspanin aikakaudelle estimoidun reaktiofunktion inflaation painokerroin on hyvin lähellä Taylorin alkuperäistä ehdotusta, mutta tuotantokuilulle estimoitu paino on huomattavasti korkeampi, 0.99. Lisäksi korkotaso näyttää sopeutuvan asteittain tavoitetasoonsa. Paul Volckerin kaudelle estimoitu reaktiofunktio osoittaa, että Federal reserve reagoi enemmänkin muutoksiin tuotantokuilussa kuin sen tasoon. Inflaatiolle estimoitu kerroin on lähellä Taylorin alkuperäistä arvoa 0.5. Estimaatit eivät kuitenkaan ole yhtä

tarkkoja, kuin Greenspanin kauden aineistoon sovitetussa yhtälössä. Burnsian aikakaudelle estimoidussa reaktiofunktiossa inflaation kerroin ei ole lainkaan tilastollisesti merkitsevä.

Clarida et al (2000) estimoivat Taylorin säännön kaltaisen eteenpäin katsovan reaktiofunktion Federal Reservelle aikavälillä 1960–1996 käyttäen neljännesvuosittaista aineistoa. He jakavat aineiston kahteen jaksoon, ja estimoivat säännöt molemmille erikseen käyttäen GMM-menetelmää (*Generalized Method of Moments*). Ensimmäinen ajanjakso käsittää vuodet 1960 - 1979, ja toinen ajanjakso on tästä eteenpäin vuoteen 1996. Ensimmäiselle ajanjaksolle estimoitu inflaation painokerroin jää alle ykkösen se ollessa 0.83 ja tuotantokuilun 0.27; Taylorin periaate ei siis näytä toteutuvan. Sen sijaan myöhemmälle ajanjaksolle estimoidut kertoimet ovat 2.15 inflaatiolle ja 0.93 tuotantokuilulle, ja Taylorin periaate toteutuu. Tutkijat estimoivat säännöt molemmille ajanjaksoille vielä käyttäen erilaisia tuotantokuilun ja inflaation mittareita sekä eripituisia ennustehorisontteja, mutta tulokset eivät merkittävästi muutu. Näin ollen he toteavat, että Federal Reserven rahapolitiikka näyttäisi olleen epävakauttavaa ennen vuotta 1979 siinä mielessä, että se ei reagoinut vaihteluihin odotetussa inflaatiossa muuttamalla nimellistä korkotasoa tarpeeksi paljon, jotta reaalin korkotaso olisi noussut. Vastaavasti vuodesta 1979 eteenpäin ajanjaksolla, jota leimasi inflaatiovauhdin varsin maltillinen kehitys, oli rahapolitiikka tarpeeksi herkkää inflaatiovaihteluille.

Clarida et al (2000) vertailevat vielä estimoituja reaktiofunktioita simuloimalla yksinkertaista makromallia, ja toteavat, että ajanjaksolle 1960 - 1979 estimoitu sääntö on saattanut olla jopa itsessään makrotaloudellisen epävakauden lähde, sillä riittämätön reagointi odotetun inflaation nousuun johtaa reaalikoron laskemiseen, mikä puolestaan johtaa inflaation nousuun, ja ennuste ikään kuin toteuttaa itse itsensä (Clarida et al 2000, 171; 177-78).

Toisessa, kansainvälistä vertailua rahapolitiikkasäännöistä tekevässä tutkimuksessa Clarida et al (1998) estimoivat aikavälillä 1979 - 1994 Taylor-tyyppisiä reaktiofunktioita kahdelle eri maaryhmälle: G3-maille (Saksa, Japani ja Yhdysvallat) sekä E3-maille (Yhdistynyt kuningaskunta, Ranska ja Italia). He estimoivat eteenpäin katsovia Taylorin sääntöjä, ja lisäävät estimoitaviin reaktiofunktioihin inflaation ja tuotantokuilun lisäksi reaalista valuuttakurssia ja rahan tarjontaa mittaavan muuttujat, sekä inflaatiomuuttujan viipeellisiä arvon. Eteenpäin katsovissa säännöissä estimointimenetelmänä on jälleen GMM. G3-maiden tapauksessa inflaatioviive ei ole tilastollisesti merkitsevä minkään keskuspankin tapauksessa, eli pankkien voidaan katsoa harjoittaneen enemmänkin eteenpäin katsovaa kuin taaksepäin katsovaa rahapolitiikkaa otosajanjaksolla. Saksan Bundesbankin ja Japanin keskuspankin tapauksessa estimoitaviin reaktiofunktioihin lisätyt Federal Reserven ohjauskorko federal funds rate sekä valuuttojen vaihtokurssit ovat tilastollisesti merkitseviä, mutta niiden vaikutus korkotasoon on vähäinen. Federal Reserven tapauksessa raha-aggregaatilla vaikuttaisi olevan jonkin verran vaikutusta korkotasoon (kertoimeksi saadaan 0.53). Kaikkien G3-maiden tapauksessa odotetun inflaation reaktiokerroin ylittää ykkösen. E3-maiden tapauksessa Bundesbankin

rahapolitiikalla oli merkittävä vaikutus keskuspankkien harjoittamaan rahapolitiikkaan: erityisesti Ranskan keskuspankin tapauksessa Bundesbankin ohjauskorolla on merkittävä vaikutus reaktiofunktiossa, ja kertoimeksi saadaan 1.14. E3-maissa ei rahapolitiikka vaikuta olleen yhtä aggressiivista ennakoidun inflaation suhteen kuin G3-maissa, ja jää alle ykkösen Italian ja Englannin keskuspankkien tapauksessa. Sekä G3- että E3-maiden tapauksessa korkoinertiaa kuvaava parametri on arvoltaan noin 0.90, mikä kertoo korkotason hitaasta sopeutumisesta tavoitetasoonsa. Tutkijat esittävät, että E3-maiden verrattain tehottomampaa rahapolitiikkaa voi osaltaan selittää se, että ne ovat kaikki ainakin jossakin vaiheessa tarkasteluajanjaksoa kuuluneet Euroopan valuuttakurssijärjestelmään (*ERM, European Exchange Rate Mechanism*), joka on tietyllä tapaa vaikeuttanut rahapolitiikan harjoittamista maihin kohdistuvien ulkoisten rajoitteiden takia.

Eräs haaste rahapoliittisen päätöksenteon arvioimisessa Taylorin säännön kaltaisten keskuspankin reaktiofunktioiden kehikossa on käytössä olevaan aineistoon liittyvä epävarmuus. Tuotantoa ja inflaatiota mittaaviin aikasarjoihin tehdään tyypillisesti korjauksia jälkikäteen, ja nämä korjaukset voivat olla suuruudeltaan huomattaviakin. Taylor (1993) käytti jälkikäteen korjattua (*ex post*-) aineistoa alkuperäisessä analyysissään Yhdysvaltain keskuspankin rahapolitiikasta. Orphanides (2001) kuitenkin kritisoi jälkepäin korjatun aineiston käyttöä rahapolitiikkasääntöjä arvioitaessa, sillä hänen mukaansa se johtaa harhaiseen kuvaukseen historiallisesta rahapolitiikasta, koska keskuspankki ei tiedä tulevaisuudessa ilmenevien korjausten suuruutta tai suuntaa, vaan päätökset on tehtävä reaaliaikaiseen informaatioon perustuen. Orphanides osoittaa, että reaaliaikaiseen aineistoon perustuva Taylorin sääntö kuvaa huomattavasti heikommin Federal Reserven rahapolitiikkaa vuosina 1987–1992, kuin Taylorin alkuperäisessä paperissa jälkikäteen korjattuun aineistoon perustuva ja samalle ajanjaksolle sovitettu sääntö. Lisäksi hän estimoi Taylorin alkuperäisen säännön kaltaisen reaktiofunktioita käyttäen sekä korjattua että reaaliaikaista aineistoa, ja toteaa, että reaaliaikaisesta aineistosta estimoidun säännön tapauksessa Taylorin periaate ei toteudu, ja inflaation kerroin jää alle ykkösen. Sen sijaan eteenpäin katsovassa mallissa, jossa keskuspankki reagoi senhetkisen inflaation sijasta tulevaisuuden odotettuun inflaation, Taylorin periaate toteutuu. Tämä tukee hypoteesia Federal Reserven eteenpäin katsovasta päätöksenteosta korkoinstrumenttia säädettäessä.

Sittemmin niin kutsuttua *nowcasting*-tekniikkaa on Taylorin säännön arvioinnissa soveltanut Branch (2014). Nowcasting tarkoittaa taloustieteellisessä kontekstissa erilaisten muuttujien arvojen ennustamista nykyhetkessä, lähimenneisyydessä sekä lähitulevaisuudessa. Nowcasting on taloustieteessä relevanttia erityisesti sen takia, että useista poliittisen päätöksenteon kannalta tärkeistä muuttujista on tyypillisesti saatava tietoa viiveellä, ja muuttujien arvoja saatetaan korjailta pitkällekin tulevaisuuteen.

Branch testaa tutkimuksessaan kontemporaarista Taylorin sääntöä Yhdysvaltain keskuspankille käyttämällä inflaatiolle ja tuotantokuilulle nowcasting-ennusteita, jotka on koostettu erinäisten talousennustajien

subjektiivisista ennusteista. Branch huomioi nowcast-ennusteissa myös keskuspankin mahdollisen inflaatio- ja tuotantokuiluennusteisiin liittyvän epävarmuuden sisältämällä estimoitavaan Taylorin sääntöön ennusteiden hajontaa kuvaavat termit. Empiiriset tulokset kertovat, että nowcasting-ennusteilla estimoidun Taylorin säännön kertoimet ovat melko lähellä Taylorin alkuperäisiä kertoimia, joskin hieman korkeammat (inflaation kerroin 1.73 ja tuotantokuilun kerroin 0.85). Ennusteiden epävarmuutta kuvaaville termeille estimoidut kertoimet ovat negatiivisia niin inflaation kuin tuotantokuilunkin tapauksessa. Branchin mukaan negatiiviset kertoimet ovat tulkittavissa siten, että Federal Reserve kokee inflaation yliarvioimisen haitallisemmaksi kuin aliarvioinnin. Branchin mukaan tämä selittää ajanjaksoja, jolloin Federal Reserve on asettanut korkotason systemaattisesti alemmaksi kuin Taylorin perusmuotoinen sääntö implikoi; tämä on johtunut suuremmasta epävarmuudesta liittyen inflaatioennusteeseen, ja keskuspankki on ollut varovainen asettaessaan korkotasoa.

4.2 Taylorin sääntö euroalueella

Euroopan keskuspankin aloitettua euroalueen yhteisen rahapolitiikan harjoittamisen on mielenkiinnon aiheena ollut, kuinka Taylorin säännön kaltainen keskuspankin reaktiofunktio selittää EKP:n rahapoliittisia päätöksiä, tai tulisiko EKP:n mahdollisesti noudattaa Taylorin sääntöä päätöksenteossaan. Taylor (1999) tutkii erilaisten rahapolitiikkasääntöjen toimivuutta Euroopan keskuspankin tapauksessa simuloimalla eri sääntöjä monta maata käsittävässä makromallissa. Tulosten mukaan Taylorin (1993) alkuperäisen säännön kaltainen, yksinkertainen rahapolitiikkasääntö on suhteellisen tehokas ja robusti simuloituissa malleissa. Taylor toteaaakin, että tällainen yksinkertainen sääntö toimisi mahdollisesti hyvänä ohjenuorana myös Euroopan keskuspankin rahapolitiikalle. Taylor kuitenkin lisää myös, että koska tällaisen yksinkertaisen rahapolitiikkasäännön parametrien arvojen valintaan liittyy epävarmuutta, olisi keskuspankilla hyvä olla käytössään erilaisia rahapolitiikkasääntöjä, joita voisi tarpeen tullen käyttää täydennyksenä yksinkertaiselle säännölle. (Taylor 1999, 676-677)

Koska Euroopan keskuspankki on harjoittanut euroalueen yhteistä rahapolitiikka vielä suhteellisen lyhyen ajanjakson verran, on suurin osa 2000-luvun alkupuolella tehdyistä empiirisistä tutkimuksista estimoinut Taylorin säännön kaltaisia reaktiofunktioita joko Saksan Bundesbankille tai ns. hypoteettiselle Euroopan keskuspankille, ja verrannut sitten mallin ennustamia korkotasoa toteutuneisiin korkotasoisiin. Faust et al. (2001) estimoivat eteenpäin katsovan Taylor-tyyppisen reaktiofunktion Bundesbankille käyttäen saksalaista aineistoa, ja vertaavat tämän reaktiofunktion implikoimia korkotasoa EKP:n asettamiin tosiasiallisiin korkoihin käyttämällä euroalueen aineistoa. Heidän tulostensa mukaan Bundesbankin reaktiofunktion ennustama korkotaso on miltei järjestään korkeampi kuin EKP:n asettama tosiasiallinen

korkotaso. Kirjoittajien mukaan mahdollisia selityksiä tähän ovat mm. eroavaisuudet raportoidussa inflaatiossa ja ns. ydininflaatiossa, mittausvirheet tuotantokuilussa, ex-post -inflaation käyttäminen estimoinnissa inflaatioennusteen sijaan, ja eri euromaiden taloudellisten olosuhteiden epätasapainoinen painotus rahapoliittisia päätöksiä tehtäessä (Faust et al. 2001, 10-11). Mikään näistä selityksistä ei kuitenkaan kykene täysin selittämään suurta eroavaisuutta tosiasiallisen ja Taylorin säännön implikoiman korkotason välillä.

Yhteenvedonä Faust et al. (2001) toteavat, että EKP näyttäisi painottavan tuotantokuilua liian paljon suhteessa inflaatioon. Samantapaiseen johtopäätökseen päätyvät myös esimerkiksi Hayo ja Hoffman (2006). He estimoivat Taylorin säännön Bundesbankille ja EKP:lle erikseen, ja huomaavat, että Bundesbankin ja EKP:n reaktiofunktioissa inflaatiokuilun painokerroin saa verrattain samansuuruisen arvon, mutta tuotantokuilun painokerroin on merkittävästi suurempi EKP:n tapauksessa. Tämän tuloksen mukaan EKP painottaa tuotantokuilua rahapoliittisessa päätöksenteossaan enemmän kuin Bundesbank teki, silloin kun se vielä harjoitti itsenäistä rahapolitiikkaa.

Gerlach ja Schnabel (2000) arvioivat Taylorin säännön mukaista rahapolitiikkaa EMU-maista (Euroopan talous- ja rahaliitto) koostuvalla "kuvitteellisella" euroalueella. He estimoivat sekä senhetkisen että eteenpäin katsovan reaktiofunktion käyttämällä muuttujina bruttokansantuotteilla painotettuja keskiarvoja yksittäisten EMU-maiden koroista, inflaatioista ja tuotantokuiluista. Heidän tulostensa mukaan EMU-alueen reaktiofunktion estimoidut kertoimet ovat hyvin lähellä Taylorin alkuperäistä ehdotusta (inflaation kerroin 1.5, tuotantokuilun kerroin 0.5) sekä senhetkisen että eteenpäin katsovan mallin tapauksessa, lukuun ottamatta vuosien 1992-1993 turbulenssia Euroopan valuuttamarkkinoilla. Tästä he päättävät, että jos EKP toteuttaisi rahapolitiikkaansa Taylorin säännön mukaan, ei euroalueen korko juuri poikkeaisi EMU-maille lasketusta painotetusta keskiarvosta.

Orphanidesin (2001) rahapolitiikan arvioimista jälkikäteen korjatulla aineistolla koskevan kritiikin myötä on Taylorin sääntöjä estimoitu reaaliaikaista aineistoa käyttäen myös Euroopan keskuspankille. Gerdesmeier ja Roffia (2004) käyttävät EKP:lle Taylorin sääntöä estimoidessaan ex-post -aineiston lisäksi myös reaaliaikaista aineistoa. Heidän tutkimuksensa tarkasteluajanjakso ulottuu tammikuusta 1999 kesäkuuhun 2003. Reaaliaikaisten muuttujien tiedot on kerätty EKP:n Kuukausikatsauksesta, ja reaaliaikaisen eteenpäin katsovan säännön estimoinnissa käytettävä reaaliaikainen inflaatioennuste perustuu asiantuntijoiden mielipiteisiin perustuvan Survey of Professional Forecasters - kyselytutkimuksen tietoihin.

Gerdesmeier ja Roffia (2004) käyttävät tutkimuksessaan GMM-menetelmää Taylorin sääntöjen estimoinnissa. Kontemporarisen säännön inflaatioparametri on Gerdesmeierin ja Roffian tutkimuksessa ykköstä suurempi (1.08) mallissa, joka huomioi yhtälön (3) mukaisen korkotason asteittaisen asettamisen, kun käytetään ex-post -aineistoa; kun taas sama malli sovitetaan reaaliaikaiseen aineistoon, jää kerroin selvästi ykköstä pienempi

(0.39), eikä Taylorin periaate toteudu. Eteenpäin katsovan Taylorin säännön tapauksessa reaaliaikainen aineisto puolestaan antaa inflaatiolle selvästi ykköstä suuremman kertoimen. Myös tuotantokuilun kerroin vaihtelee suuresti riippuen käytettävästä aineistosta ja Tulokset vahvistavat näin ollen Orphanidesin (2001) esille tuoman eri aineistojen voimakkaan merkityksen myös Euroopan keskuspankin tapauksessa.

Myös Sauer ja Sturm (2007) ottavat kantaa aineiston vaikutukseen Taylorin sääntöä Euroopan keskuspankille estimoitaessa. Kuten Gerdesmeierin ja Roffian (2004) tutkimuksessa, käytetään myös Sauerin ja Sturmin tutkimuksessa reaaliaikaisena aineistona EKP:n kuukausikatsauksesta kerättyjä tietoja. Reaaliaikaisella aineistolla estimoitavissa eteenpäin katsovissa säännöissä käytetään lisäksi inflaatioennusteina *The Economist* -lehden julkaisemia aineistoja. Lisäksi tarkasteluajanjakso on lähes sama kuin Gerdesmeierin ja Roffian (2004) tutkimuksessa, kattaen EKP:n ensimmäisen pääjohtajan, Wim Duisenbergin, hallintokauden.

Sauer ja Sturm (2007) havaitsivat melko merkittävää vaihtelua Taylorin säännön parametreissa riippuen mallinnetaanko sääntöä kontemporaarisena vai eteenpäin katsovana. Kontemporaaristen sääntöjen tapauksessa inflaation kerroin jää alle yhden niin ex post- kuin reaaliaikaisenkin aineiston tapauksessa; sen sijaan eteenpäin katsovat säännöt antavat inflaatiolle ykköstä suuremman kertoimen, molempien aineistojen tapauksessa. Aineistolla ei tässä tutkimuksessa siis näyttäisi olevan yhtä merkittävää vaikutusta johtopäätöksiin kuin esimerkiksi Gerdesmeierin & Roffian (2004) tutkimuksessa. Huomattavaa on myös, että korkotasausparametrin lisääminen estimoitavaan malliin saattaa muuttaa inflaatiolle ja tuotantokuilulle estimoituja kertoimia merkittävästikin. Lähes kaikissa korkotason asteittaisen asettumisen huomioivissa malleissa korontasausparametri on hyvin lähellä ykköstä, mikä viittaa suureen EKP:n suureen korkoinertiaan. Sauerin ja Sturmin (2007, 393) mukaan reaaliaikaisella aineistolla estimoidut eteenpäin katsovat mallit ovat selitysasteeltaan parhaita.

Adema (2004) estimoii Taylorin säännön euroalueelle aikavälille 1994-2000. Tutkimuksessa hän perustaa säännön parametrien estimaatit ns. kvasi-reaaliaikaiseen aineistoon, sillä tutkimuksen tekohetkellä bruttokansantuotteesta ei ollut saatavilla reaaliaikaista aineistoa. Tämä kvasi-reaaliaikainen aineisto on muodostettu siten, että historiallisesti korjatusta aineistosta on rekursiivisesti estimoitu tuotantokuilu erikseen jokaiselle vuosineljännekselle. Tämän jälkeen estimoidut tuotantokuilun arvot on vielä viivästetty reaaliaikaiselle aineistolle tyypillisen julkaisuviiveen huomioimiseksi. Adema kutsuu aineistoa kvasi-reaaliaikaiseksi, sillä se perustuu historiallisesti korjattuun aineistoon, eikä siis aidosti kuvaa sitä aineistoa, joka keskuspankilla on hallussaan päätöksentekohetkellä (Adema 2003, 15-17).

Ademan (2004) tulosten mukaan kvasi-reaaliaikaiseen aineistoon perustuvassa senhetkisessä Taylorin säännössä inflaatiopoikkeaman kerroin saa arvon 2.06 ja 1.89, riippuen käytetäänkö tuotantokuilun mittarina tuotantofunktioon perustuvaa mittaria vai Hodrick-Prescott -suotimella

estimoitua tuotantokuilua. Tuotantokuilun kerroin on molemmissa tapauksissa positiivinen. Eteenpäin katsovassa Taylorin säännössä inflaation kerroin on 2.09 ja tuotantokuilun kerroin 1.25. Tässä tutkimuksessa sekä eteenpäin katsova että kontemporaarinen reaktiofunktio siis toteuttavat Taylorin periaatteen.

Gorter et al. (2008) estimoivat erilaisia Taylorin säännön kaltaisia reaktiofunktioita euroalueelle käyttäen Consensus Economics -yhtiön ennusteisiin perustuvaa reaaliaikaista aineistoa euroalueen odotetusta inflaatiosta ja tuotantokuilun muutoksesta. He vertailevat saatuja tuloksia myös ex post -aineistolla suoritettujen estimointien tuloksiin. Ex post -aineistolla estimoiduissa säännöissä inflaation kertoimet eivät ole tilastollisesti merkitseviä, mutta tilanne muuttuu reaaliaikaista ennusteaineistoa käytettäessä; inflaation kertoimet nousevat yli yhden ja ovat tilastollisesti merkitseviä, toteuttaen Taylorin periaatteen. Gorter et al. (2008) päättelevät näin olen EKP:n olevan eteenpäin katsova korkotasoa säättäessään.

Myös Belke ja Klose (2011) ottavat kantaa aineiston merkitykseen Taylorin sääntöä estimoitaessa. He vertailevat tutkimuksessaan sekä ex-post- että reaaliaikaisella aineistolla saatuja Taylorin säännön parametrien estimaatteja käyttäen sekä nykyhetkisiä että eteenpäin katsovia malleja. Heidän tulostensa mukaan nykyhetkiset mallit antavat lähes järjestään ykköstä pienempiä kertoimia inflaatiolle, oli kyseessä sitten reaaliaikainen tai ex post -aineisto. Tuotantokuilun estimaatit vaihtelevat nykyhetkisissä spesifikaatioissa melko suuresti riippuen käytetystä potentiaalisen tuotannon estimointimenetelmästä. Myös eteenpäin katsovat, reaaliaikaisella aineistolla estimoidut mallit tuottavat inflaatiolle ykköstä pienempiä kertoimia. Tutkijoiden mukaan reaaliaikaisen aineiston käyttö kuitenkin selittää EKP:n rahapolitiikkaa paremmin (Belke & Klose 2011, 168).

Suurin osa aikaisemmista tutkimuksista on oletanut keskuspankin reaktiofunktion lineaariseksi. Esimerkiksi Castro (2011) sekä Kulikauskas (2014) tutkivat mahdollisuutta, että Euroopan keskuspankki seuraisi epälineaarista Taylorin sääntöä. Epälineaarinen Taylorin sääntö sallii keskuspankin asymmetrisen reagoinnin inflaatioon ja tuotantokuiluun riippuen siitä, ovatko näiden arvot positiivisia vai negatiivisia (Castro 2011, 229). Castro löytää viitteitä siitä, että EKP olisi vuosina 1999-2007 seurannut epälineaarista sääntöä. Castron estimoima EKP:n tavoitetaso inflaatiolle noin 2.5 prosenttia, mikä on jonkin verran korkeampi kuin EKP:n ilmoitettava hieman alle kahden prosentin inflaatiotavoite. Epälineaarisen säännön estimointitulokset kertoivat, että EKP reagoi odotettuun inflaatioon, kun inflaatio ylittää 2.5 prosentin rajan, ja vastaavasti tuotantokuiluun silloin, kun inflaatio on huomattavasti alle kyseisen rajan. Myös Kulikauskas (2014) huomaa, että epälineaarinen sääntö vaikuttaisi sopivan aineistoon lineaarista sääntöä paremmin.

5 EUROOPAN KESKUSPANKIN RAHAPOLITIIKKA VUOSINA 1999-2014

Tämän tutkimuksen empiirisessä osuudessa estimoidaan kontemporaarisia sekä eteenpäin katsovia Taylorin sääntöjä Euroopan keskuspankille ajanjaksolla 1/1999 – 9/2014. Taylorin säännöt estimoidaan käyttäen sekä reaaliaikaista että jälkikäteen korjattua, ts. ex post -aineistoa. Luvussa 5.1 käydään läpi käytettävä aineisto ja siihen liittyvät kysymykset. Luvussa 5.2 selitetään eteenpäin katsovan Taylorin säännön estimoinnissa sovellettavan yleistetyn momenttimenetelmän (*GMM, generalized method of moments*) peruseriaatteet. Luvussa 5.3 käydään läpi erilaisten Taylorin sääntöjen estimointiproseduurit.

5.1 Tutkimusaineisto

Aikaisempi tutkimuskirjallisuus on ottanut laajasti kantaa Taylorin säännön empiirisessä estimoinnissa käytettävään aineistoon. Empiiriset tutkimukset ovat osoittaneet, että saadut tulokset voivat vaihdella suurestikin riippuen siitä, minkälaista aineistoa tutkimuksissa on käytetty. Orphanides (2001) painottaa, että jälkikäteen korjatun ex-post -aineiston käyttö keskuspankkien reaktiofunktioita arvioitaessa on kyseenalaista, sillä se aliarvioi epävarmuutta, jonka rahapolitiikan päätöksentekijät kohtaavat päätöksentekohetkellä. Orphanides väittää, että ex-post -aineistosta estimoidut reaktiofunktiot johtavat harhaiseen kuvaukseen historiallisesta rahapolitiikasta. Tämän vuoksi empiirisessä analyysissä tulisi käyttää ns. reaaliaikaista aineistoa, joka kuvaa mahdollisimman hyvin informaatiota taloudellisista olosuhteista päätöksentekohetkellä.

5.1.1 Kysymykset aineistoon liittyen

Kuten edellä todettiin, on tässä tutkimuksessa tarkoitus käyttää sekä reaaliaikaista että historiallisesti korjattua (ex-post) dataa Taylorin sääntöä

estimoitaessa. Reaaliaikaisessa aineistossa etuna historiallisesti korjatun aineiston käyttöön verrattuna on se, että reaaliaikainen aineisto kuvastaa paremmin sitä taloudellista epävarmuutta, minkä keskuspankki kohtaa rahapolitiikkapäätöksiä tehdessään. Aiempi kirjallisuus on osoittanut, että ex-post- ja reaaliaikaisen aineiston käyttö saattaa tuottaa hyvinkin erilaisia estimaatteja. Huomattavaa tämä on etenkin tuotantokuilun estimoinnissa, sillä tuotantotason arvoja tavallisesti korjailaan paljon jälkeinpäin.

Lisäksi potentiaalisen tuotannon estimoitu taso riippuu merkittävästi siitä, käytetäänkö potentiaalisen tuotannon tason arvioinnissa esimerkiksi Hodrick-Prescott -suodinta vai jotain muuta menetelmää, kuten lineaarista tai kvadraattista trendiä (ks. esim. Belke ja Klose, 2011). Hodrick-Prescott -suotimella on mahdollista hajottaa tarkastelun kohteena oleva aikasarja $\{y_t\}$ kahteen komponenttiin: trendikomponenttiin $\{\mu_t\}$ ja sykliseen komponenttiin $y_t - \mu_t$. Trendikomponentilla estimoidaan potentiaalista tuotannon tasoa. Hodrick-Prescott -hajotelma saadaan kaavasta

$$(9) \quad \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (y_t - \mu_t)^2 + \frac{\lambda}{T} \sum_{t=2}^{T-1} [(\mu_{t+1} - \mu_t) - (\mu_t - \mu_{t-1})]^2 \quad ,$$

missä T on havaintojen määrä ja λ on vakio. Tavoitteena on valita trendisarja $\{\mu_t\}$ siten, että neliösumma (9) minimoituu. Parametrin λ arvo määrittelee, kuinka paljon alkuperäisen sarjan heilahtelusta trendin ympärillä "sakotetaan". Sen arvo on valittavissa mielivaltaisesti; mitä suurempi arvo parametrille asetetaan, sitä tasaisempi trendistä tulee. Tavallisesti kuukausittaista aineistoa käsiteltäessä asetetaan $\lambda = 14400$ ja neljännesvuosiaineistoa käsiteltäessä $\lambda = 1600$. (Enders 2004, 223-24)

Hodrick-Prescott -suodin on yleinen työkalu ekonometrisessä analyysissä, mutta täysin ongelmaton se ei ole. Mise et al. (2005) mukaan suodin on epäoptimaalinen viimeisimpien havaintojen kohdalla, mikä saattaa tehdä siihen perustuvasta politiikka-analyysistä epäluotettavaa. Tässä tutkimuksessa ei tähän mahdolliseen puutteeseen kuitenkaan oteta kantaa, sillä tärkeäksi katsotaan vertailtavuuden säilyttäminen aikaisempiin tutkimuksiin, joissa Hodrick-Prescott -suodinta on varsin yleisesti käytetty potentiaalisen tuotannon estimoinnissa.

Ex-post -aineiston tapauksessa tuotantokuilun estimointi Hodrick-Prescott -suotimella on suhteellisen yksinkertaista. Tuotantokuilu hetkellä t saadaan kaavasta:

$$\bar{y}_t = 100[\log(y_t) - \log(y_t^*)] \quad ,$$

missä y_t^* on Hodrick-Prescott-suotimella estimoitu trendi hetkellä t . Reaaliaikaisen aineiston tapauksessa tuotantokuilun estimointi on hieman hankalampaa, sillä siinä potentiaalinen tuotanto on laskettava aineistosta, joka keskuspankilla on kullakin hetkellä käytävissä. Tämän takia potentiaalista tuotantoa ei voi sellaisenaan estimoida koko otosajanjakson käsittävästä reaaliaikaisesta tuotantoaikasarjasta, sillä koko otoksesta laskettu trendi ottaa

huomioon kaikki otoksen havainnot: myös ne tulevaisuuden havainnot, joita keskuspankki ei vielä hetkellä t havaitse.

Reaaliaikaisen tuotantokuilun estimoimiseen on kirjallisuudessa käytetty useampiakin menetelmiä. Tässä tutkimuksessa reaaliaikainen tuotantokuilu konstruoidaan niin sanotulla rullaavalla menetelmällä: jokaiselle ajanhetkelle t estimoidaan potentiaalinen tuotanto Hodrick-Prescott-suotimella pohjautuen otoksen arvoihin $t_0 - t$, missä t_0 on otoksen ensimmäinen havainto. Vaikka tässä tutkimuksessa varsinainen tarkasteluajanjakso alkaa tammikuusta 1999, käytetään reaalian tuotantokuilun estimoinnissa apuna teollisuustuotantoindeksiä¹ alkaen tammikuusta 1991. Tammikuun 1999 reaaliaikainen tuotantokuilu saadaan seuraavasti: estimoidaan Hodrick-Prescott-suotimella trendi reaaliaikaisesta teollisuustuotantoindeksistä jaksolta 1/1991–1/1999. Lasketaan teollisuustuotannon ja trendisarjan logaritmien erotus tammikuussa 1999. Näin saadaan tammikuun 1999 tuotantokuilu. Tällä samalla proseduurilla saadaan estimoitua reaaliaikainen tuotantokuilu myös myöhemmille ajanhetkille; otosta, josta potentiaalinen tuotanto estimoidaan, kasvatetaan aina yhdellä, ja toistetaan sama menettely. Tätä samaa menetelmää reaaliaikaisen tuotantokuilun estimoimiseksi käyttävät muun muassa Orphanides ja van Norden (2002), Sauer ja Sturm (2007) sekä Belke ja Klose (2011)².

Tuotantokuilun estimoinnin lisäksi eräs kysymys on, kuinka mitata odotettua inflaatiota eteenpäin katsovan Taylorin säännön tapauksessa. Ex post -aineistolla toteutetuissa tutkimuksissa (esim. Clarida et al 1998 ja 2000) eteenpäin katsovan säännön inflaatio-odotus yksinkertaisesti korvattu tulevaisuuden toteutuneella inflaatiolla. Näin menetellään myös tässä tutkimuksessa ex post -aineistolla estimoitujen sääntöjen tapauksessa. Reaaliaikaisella aineistolla eteenpäin katsovan säännön estimoinnissa kyseistä menetelmää ei voida käyttää, sillä keskuspankilla ei ole reaaliaikaisessa asetelmassa tietoa tulevaisuuden realisoituneesta inflaatiosta. Siksi reaaliaikaisella aineistolla Taylorin sääntöä estimoivat tutkimukset ovat usein käyttäneet reaaliaikaista inflaatioennustetta tulevaisuuden odotetun inflaation mittarina eteenpäin katsovassa säännössä. Tässä tutkimuksessa käytettävää inflaatioennustetta on kuvattu tarkemmin alaluvussa 5.1.2.

5.1.2 Käytettävä aineisto

Tässä tutkimuksessa käytettävä aineisto on kerätty pääosin EKP:n Statistical Data Warehouse -verkkosivulta³. Ex-post -aineistona on käytetty historiallisia aikasarjoja sellaisenaan kuin ne olivat EKP:n julkaiseman Economic Bulletin -

¹ Tässä tutkimuksessa tuotantoa mittaavana muuttujana käytetään teollisuustuotantoindeksiä (katso alaluku 5.1.2)

² Sauer ja Sturm (2007) huomioivat mahdollisen HP-suotimen päätepiesteongelman lisäämällä hetken t reaaliaikaiseen teollisuustuotantoindeksiin vielä AR(1)-ennusteen kuudelle kuukaudelle eteenpäin. Tämä ei kuitenkaan merkittävästi vaikuttanut heidän tuloksiinsa, joten se jätettiin tässä työssä tekemättä.

³ Verkkosivut osoitteessa <http://sdw.ecb.europa.eu/>.

katsauksen maaliskuun 2015 julkaisussa. Reaaliaikainen aineisto puolestaan on koottu EABCN:n (*Euro Area Business Cycle Network*) kokoamasta Real-Time Database -tietokannasta. Tietokanta perustuu tilastoihin, jotka on kerätty vuosina 1999-2014 kuukausittain julkaistusta EKP:n Kuukausikatsauksesta (*ECB Monthly Bulletin*). Reaaliaikaiset aikasarjat euroalueen makrotaloudellisista muuttujista ovat tietokannassa saatavilla tammikuusta 2001 lähtien⁴. Vuosien 1999-2001 aineisto on kerätty erikseen Kuukausikatsauksen numeroista, jotka ovat saatavilla EKP:n verkkosivuilla. Kuukausikatsaus sisältää laajasti tietoa erilaisista euroaluetta koskevista taloudellisista muuttujista.

Tietokannassa aineistoa on kuukausittaisina, neljännesvuosittaisina ja vuosittaisina frekvensseinä. Tämän tutkimuksen empiirisessä analyysissä käytetään kuukausiaineistoa aikaväliltä 1999:01–2014:09. Kuukausiaineiston käyttö on siinä mielessä mielekästä, että EKP:n neuvosto kokoontuu joka kuukauden alussa tekemään päätöksiä harjoitettavaan rahapolitiikkaan liittyen. EKP:n neuvosto saa Kuukausikatsauksen (vuodesta 2015 eteenpäin *Economic Bulletin*) tilastot käyttöönsä juuri ennen ensimmäistä kuukausittaista kokousta, jossa se kokoontuu päättämään muun muassa rahapolitiikkaa koskevista asioista (Giannone et al 2010, 8). Näin ollen Kuukausikatsauksen tietoja voidaan pitää hyvänä mittarina Euroopan keskuspankin reaaliaikaisesta informaatiosta.

Tässä tutkimuksessa EKP:n korkomuuttujana käytetään Belken ja Klosen (2011) tapaan kolmen kuukauden Euribor-korkoa. Inflaatiomuuttujana toimii euroalueen harmonisoidun kuluttajahintaindeksin vuosimuutos, sillä EKP käyttää tätä indeksiä inflaation määrittelyssä. Reaaliaikaisella aineistolla estimoitavan eteenpäin katsovan Taylorin säännön tapauksessa inflaatioennusteen arviointi on hankalampaa, sillä EKP ei julkaise ennusteita, joihin perustuen neuvosto tekee rahapoliittiset päätöksensä. Yksi vaihtoehto olisi käyttää EKP:n asiantuntijoiden arvioita euroalueen talousnäköymistä (*ECB Staff Projections*), jotka julkaistaan neljästi vuodessa EKP:n Kuukausikatsauksessa. Etuna näiden arvioiden käytössä on, että ne luultavasti kuvastavat hyvin sitä informaatiota, johon perustuen EKP:n neuvosto tekee rahapoliittisia päätöksiä. Ongelmana on, että tätä aineistoa on saatavilla ainoastaan vuodesta 2004 eteenpäin.

Tämän tutkimuksen tapauksessa reaaliaikaista odotettua inflaatiota mittaavana muuttujana käytetään SFP-kyselyaineiston inflaatioennustetta, joka on saatavilla EKP:n reaaliaikaisesta tietokannasta (*Survey of Professional Forecasters*). SFP-aineisto perustuu kyselyihin euroalueen taloutta koskevista näköymistä. Siinä ovat mukana erilaiset Euroopan unionin alueella toimivat rahoitusmarkkina- ja talousinstituutiot. Aineisto on neljännesvuosittaista, mutta on järkevää olettaa, että neljännesvuosittaiset inflaatioennusteet voidaan yleistää koskemaan myös kyseisen vuosineljänneksen sisältäviä kuukausia. Tässä tutkimuksessa EKP:n tulevaisuuden reaaliaikaisia inflaatio-odotuksia

⁴ *Economic Bulletin* korvasi Kuukausikatsauksen vuoden 2015 alussa.

mallinnetaan SFP-aineiston inflaatioennusteilla, joissa ennuste horisontti on 12 kuukautta. Inflaatioennuste on kerätty EKP:n verkkosivulta⁵.

Koska reaalisesta bruttokansantuotteesta ei ole EKP:n reaaliaikaisesta tietokannasta saatavilla kuukausiaineistoa, arvioidaan tuotantoa teollisuustuotantoindeksillä (*Industrial Production Index*). Indeksi on puhdistettu kausi- ja työpäivävaihtelusta. Teollisuustuotantoindeksin käyttöä perustelevat muun muassa Sauer ja Sturm (2007, 379) sillä, että teollisuussektori vaikuttaa vahvasti kokonaistaloudellisiin suhdanteisiin. Potentiaalisen tuotannon estimointiin on käytetty Hodrick-Prescott-suodinta⁶.

Huomionarvoinen ero historiallisesti korjatun ja reaaliaikaisen aineiston välillä on se, että reaaliaikainen aineisto perustuu keskuspankin ”viimeisimpään saatavilla olevaan tietoon”. Reaaliaikaisen aineiston käyttö siis ottaa huomioon julkaisuviiveen Taylorin säännön selittäviä muuttujia koskevissa tiedoissa: Yhdenmukaistetun kuluttajahintaindeksin vuosimuutoksen (eli inflaation) tapauksessa julkaisuviive on tavallisesti yksi kuukausi, ja teollisuustuotantoindeksin tapauksessa kaksi tai kolme kuukautta. Tämä tarkoittaa sitä, että esimerkiksi huhtikuun 2006 inflaatiota koskeva tieto on julkaistu vasta kesäkuun 2006 kuukausikatsauksessa. Siispä reaaliaikaisessa aineistossa inflaatiomuuttujan kesäkuun 2006 havainto vastaa huhtikuun 2006 inflaation arvoa, sellaisena kuin se kesäkuun 2006 Kuukausikatsauksessa julkaistiin. Vastaavasti pätee teollisuustuotantoindeksin tapauksessa, mutta julkaisuviive on hieman pidempi, tyypillisesti kolme kuukautta.

5.1.3 Aineiston graafista kuvailua

Kuvassa 1 on esitetty kolmen kuukauden Euribor-koron kehitys euroalueella tammikuusta 1999 syyskuuhun 2014. Lisäksi samassa kuvassa on esitetty Taylorin alkuperäisen säännön (yhtälössä (1) $\alpha_\pi = 0.5$, $\alpha_y = 0.5$, $\pi^* = 2$, $r^* = 2$) implikoima korkotaso samalla aikavälillä laskettuna sekä ex post- että reaaliaikaisesta aineistosta.

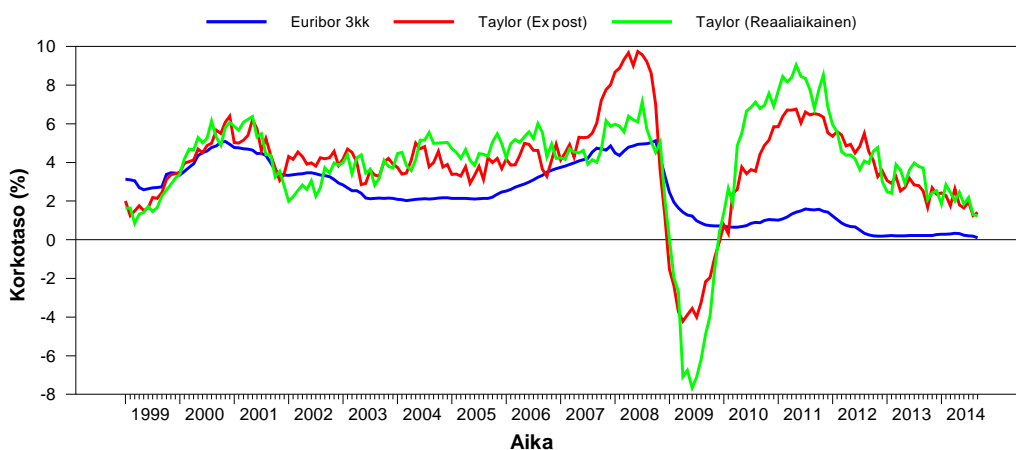
Kuvasta 1 voidaan huomata, että otoksen alkupuolella Taylorin säännön mukainen korkotaso kuvaa suhteellisen hyvin todellista korkotasoa molemmilla aineistoilla laskettuna, mutta noin vuodesta 2007 osuvuus on ollut selkeästi heikompaa. Taylorin alkuperäisessä säännössä inflaation painokerroin on tuotantokuilun vastaavaa suurempi, ja ajanjaksolla 10/2007 - 3/2010 vaihtelu euroalueen inflaatiouvauhdissa oli varsin mittavaa: korkeimmillaan 12 kuukauden inflaatiouvauhti oli 4 % kesä- ja heinäkuussa 2008, kun taas 06/2009 - 10/2009 euroalueella vallitsi jopa deflaatio. Toisaalta, kuten kuvasta 3 voidaan havaita, myös euroalueen estimoidussa tuotantokuilussa voidaan havaita suurta vaihtelua vuosina 2007 - 2010 niin ex post- kuin reaaliaikaisenkin aineiston tapauksessa. Taylorin sääntö ei huomioi sitä, että todellisuudessa nimelliskorkotaso ei voi ainakaan kovin paljon laskea nollan alapuolelle, ja tästä syystä vuosina 2009 - 2010 Taylorin säännön mukainen korkotaso on ollut

⁵ <http://www.ecb.europa.eu/stats/prices/indic/forecast/html/index.en.html>

⁶ Ks. Hodrick ja Prescott (1997, 3-7)

aivan liian matala suhteessa todelliseen korkotasoon, ja etenkin reaaliaikaisen aineiston tapauksessa säännön implikoima korkotaso on ollut jopa noin 10 prosenttiyksikköä todellista korkotasoa alhaisempi. Kuvaa katsomalla voitaisiinkin todeta, että alkuperäinen Taylorin sääntö on toiminut melko hyvänä kuvauksena EKP:n rahapolitiikasta erityisesti ensimmäisen pääjohtajan Wim Duisenbergin hallintokaudella (1/1999 - 10/2003), taloudellisten olosuhteiden ollessa suhteellisen vakaat, mutta vastaavasti säännön osuvuus on ollut selvästi heikompaa etenkin Euroopan velkakriisin ajanjaksolla.

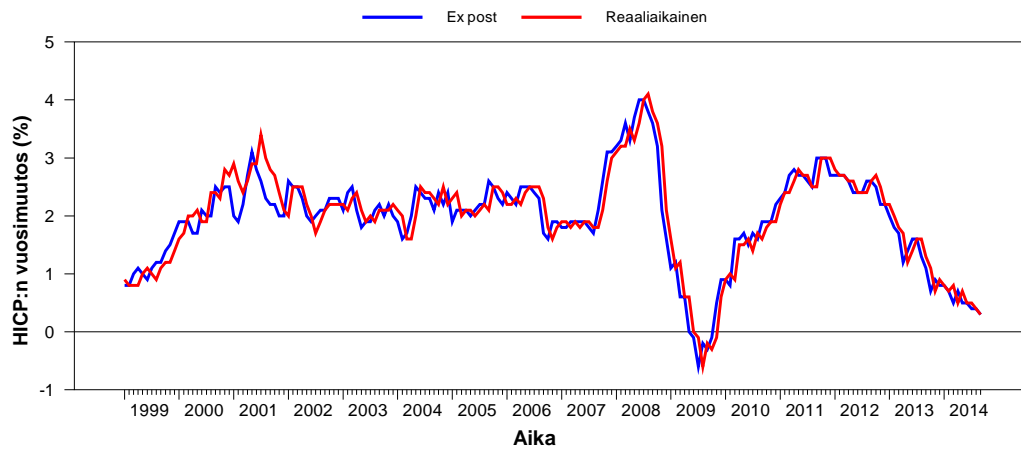
KUVA 1 Lyhyt korko euroalueella



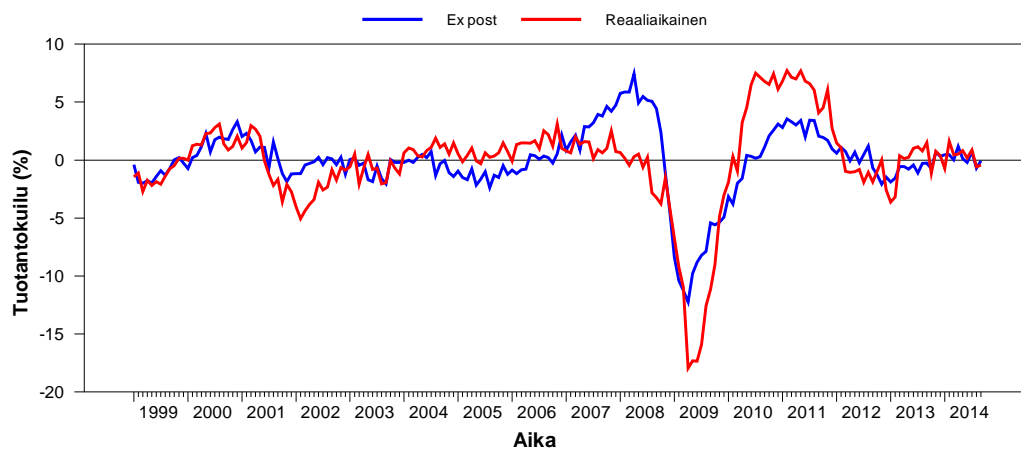
Kuvassa 2 on esitetty kuvaajat reaaliaikaisen ja ex post -inflaation aikasarjoista. Kuten kuvasta käy ilmi, on sarjojen välinen vaihtelu peräisin lähinnä julkaisuviiveestä reaaliaikaisen inflaation kohdalla; jälkikäteen tehtävät korjaukset ovat yleensä suhteellisen pieniä, jos niitä ylipäättään on. Sen sijaan kuvassa 3 esitettyjen ex post- ja reaaliaikaisen tuotantokuiluestimaattien kohdalla tilanne on toinen, ja nämä saattavat erota hyvinkin paljon toisistaan. Teollisuustuotantoindeksiin tehdään tavallisesti useammin korjauksia kuin esimerkiksi inflaationsarjaan, ja korjaukset saattavat olla merkittäviäkin⁷. Lisäksi reaaliaikainen tuotantokuilu on laskettu käyttäen rekursiivista HP-suodinta, kuten alaluvussa 5.1.1 kuvailtiin. Kuvassa 4 on esitetty 12 kuukauden inflaatioennuste.

⁷ ks. esim. Giannone et al. (2010), jossa on esitetty tarkempia tilastoja sarjoihin kohdistuvista korjauksista

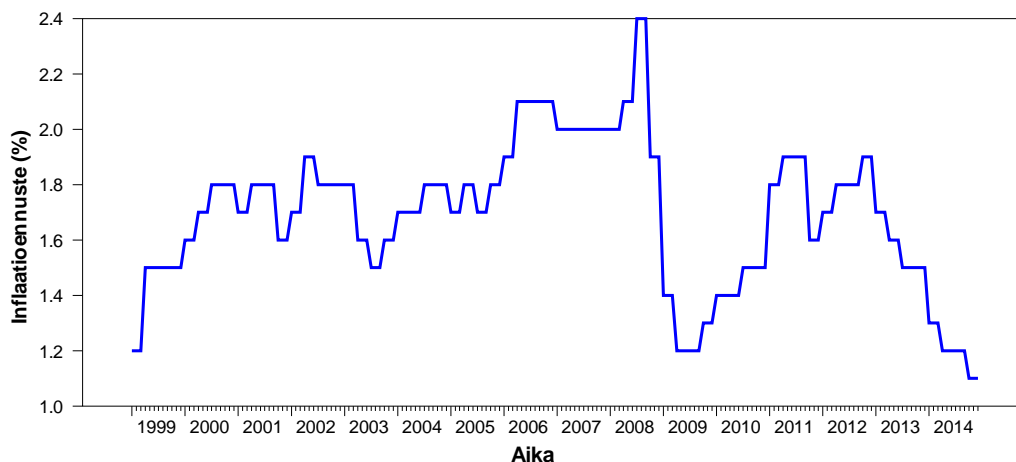
KUVA 2 Inflaatio euroalueella



KUVA 3 Estimoitu tuotantokuilu euroalueella



KUVA 4 SPF-inflaatioennuste (12 kuukautta)



5.1.4 Muuttujien stationaarisuus

Aikasarja-aineistoa tarkasteltaessa eräs tyypillinen esitoimenpide on tarkasteltavan aikasarjan stationaarisuuden testaus. Tässä työssä ei stationaarisen prosessin ominaisuuksia lähdetä tarkemmin määrittelemään, mutta käytännössä aikasarjan sanotaan olevan stationaarinen, jos sen tilastolliset ominaisuudet, kuten keskiarvo ja varianssi, pysyvät vakioina yli ajan (katso esim. Hamilton 1994, 45-46). Aikasarjojen stationaarisuus on tärkeää, jotta voidaan tehdä luotettavaa tilastollista päättelyä niiden ominaisuuksista. Aikasarjojen stationaarisuutta voidaan testata yksikköjuuritesteillä. Jos aikasarjalla on yksikköjuuri, sen sanotaan olevan epästationaarinen. Eräs tavallinen toimenpide epästationaarisen aikasarjan tapauksessa on ottaa sarjasta differenssi, eli vähentää jokaisesta sarjan arvosta edellinen arvo; haittapuolena tässä on, että aikasarjaan liittyvää tilastollista informaatiota menetetään.

Taylorin sääntöjä soveltavassa kirjallisuudessa muuttujien aikasarjaominaisuuksiin on usein kiinnitetty vain vähän huomiota, ja muuttujat on yleensä yksinkertaisesti oletettu stationaariseksi (Gerlach-Kirsten (2003, 6); Carare ja Tchaidze (2005, 11)). Tätä olettamusta ovat perustelleet muun muassa Clarida et al (2000, 154) sillä, että vaikka usein nimellisen korkotason ja inflaation tapauksessa yksikköjuuritestien nollahypoteesia epästationaarisuudesta on vaikea hylätä, on näiden muuttujien stationaarisuuden oletaminen uskottavaa sekä empiiriseltä että teoreettiselta kannalta katsottuna. Gerlach-Kirsten (2003) tutkii mahdollisuutta, että Taylorin sääntöjen muuttujat olisivat yhteisintegroituneita, eli toisin sanoen että jokin epästationaaristen muuttujien lineaarinen kombinaatio olisi stationaarinen⁸. Yhteisintegroituneisuus edellyttää, että kaikki muuttujat ovat integroituneita

⁸ Katso Engle ja Granger (1987).

samalla asteella; tämä tarkoittaa, että kaikki muuttujat täytyy differoitava yhtä monta kertaa, jotta ne saadaan muunnettua stationaarisiksi.

Taulukossa 1 on raportoitu tässä tutkimuksessa käytettävän aineiston muuttujien yksikköjuuritestien tulokset. Muuttujien stationaarisuuden testaamisessa on käytetty kahta eri testiä: laajennettua Dickey-Fuller-testiä (Dickey ja Fuller (1979, 1981) sekä niin sanottua KPSS-testiä (Kwiatkowski et al. (1992)). Laajennetussa Dickey-Fuller-testissä nollahypoteesina on, että testattavalla aikasarjalla on yksikköjuuri, eli se on epästationaarinen. Toisena testinä käytettävässä KPSS-testissä puolestaan nollahypoteesina on aikasarjan stationaarisuus. Vertailemalla rinnakkain kahden testin tuloksia voidaan paremmin varmistua aikasarjojen stationaarisuudesta tai epästationaarisuudesta, sillä esimerkiksi Dickey-Fuller-testin tunnettu ongelma on, että se on heikko erottamaan aidon yksikköjuuriprosessin ja lähes yksikköjuuren omaavan aikasarjan (Kwiatkowski et al. 1992, 160). Jotta aikasarjaa voitaisiin varmasti pitää stationaarisena tai epästationaarisena, pitäisi molempien testien tulosten olla johdonmukaisia toistensa kanssa.

Taulukosta 1 huomataan, että kolmen kuukauden Euriborin, jota tässä tutkimuksessa käytetään Taylorin säännön nimelliskorkomuuttujana, tapauksessa molempien testien johtopäätös on, että aikasarja on epästationaarinen. Ex post- ja reaaliaikaisen inflaation tapauksessa KPSS-testin nollahypoteesia stationaarisuudesta ei voida hylätä, ja ADF-testin nollahypoteesi yksikköjuuresta hylätään 10 % riskitasolla; molemmat inflaatioensarjat vaikuttaisivat siis mahdollisesti olevan stationaarisia otosajanjaksossa. Inflaatioennusteen tapauksessa vastaavaa johtopäätöstä ei voida tehdä, sillä ADF-testin nollahypoteesi yksikköjuuresta jää voimaan, ja KPSS-testi hylkää nollahypoteesin stationaarisuudesta 10 % riskitasolla. Molemmat testit antavat sekä reaaliaikaisen että ex post - tuotantokuilu-aikasarjojen tapauksessa vahvaa näyttöä sarjojen stationaarisuudesta.

Tulosten perusteella aineisto vaikuttaisi siis koostuvan sekä epästationaarisista että stationaarisista muuttujista. Tämä voi olla ongelmallista, sillä epästationaarisuus saattaa aiheuttaa harhaa Taylorin säännön estimointituloksiin. Toisaalta muuttujien ollessa integroitunut eri astetta, ei myöskään muuttujien mahdollista yhteisintegraatiota tarkasteleva lähestymistapa ole mielekäs. Näin ollen tässä tutkimuksessa seurataan valtaosaa aiemmasta empiirisestä kirjallisuudesta, ja estimoidaan Taylorin sääntö käsitellen kaikkia muuttujia stationaarisina, pitäen kuitenkin mielessä tähän liittyvät mahdolliset ongelmat. Yhteisintegraatiolähestymistapa jätetään mahdollisiin jatkotutkimuksiin.

TAULUKKO 1 Yksikköjuuritestien tulokset

Muuttuja	ADF ^a	KPSS ^b
Euribor 3kk	-1.29	1.99***
Inflaatio, ex post	-2.81*	0.24
Tuotantokuilu, ex post	-4.40***	0.06
Inflaatio, reaaliaik.	-2.83*	0.24
Tuotantokuilu, reaaliaik.	-3.64***	0.10
Inflaatioennuste (12 kk)	-2.35	0.38*

^a ADF-testit on toteutettu RATS 8.3 -ohjelmalla käyttäen valmista *uradf*-funktiota, joka laskee testissä käytettävän optimaalisen viiverakenteen käyttäen AIC- ja BIC-informaatiokriteereitä.

^b KPSS-testeissä on käytetty Newey-West -kovarianssimatriisin estimaattorissa neljää viivettä.

5.2 GMM-estimointi

Talouden toimintaa kuvaavissa malleissa ollaan yleensä kiinnostuneita parametreista, jotka kuvaavat mallin muuttujien välisiä riippuvuussuhteita. Yleensä parametrien arvoja ei pystytä suoraan havaitsemaan, vaan ne pyritään estimoimaan saatavilla olevasta havaintoaineistosta. Klassisessa tilastotieteessä laajassa käytössä oleva suurimman uskottavuuden menetelmä (*Maximum Likelihood Estimation*) on optimaalinen silloin, kun aineiston havainnot generoiva prosessi tunnetaan, ja on mahdollista muodostaa havaintojen yhteistiheysfunktio. Lisäksi suurimman uskottavuuden estimaattorin optimaalisuus edellyttää, havainnot generoiva prosessi on oikein spesifioitu, eli toisin sanoen aineiston satunnaisvaihtelua kuvaamaan on valittu oikea tilastollinen malli. Kun nämä ja muut tietyt ehdot toteutuvat, on suurimman uskottavuuden estimaattorilla ns. hyvän estimaattorin ominaisuudet, eli se on tarkentuva ja asympotoottisesti tehokas, eli toisin sanoen suurilla otoksilla estimaattorin varianssi on pienin tietyntyyppisten estimaattorien luokassa. Lisäksi suurimman uskottavuuden estimaattori on suurilla otoksilla likimain normaalijakautunut, joka mahdollistaa esimerkiksi parametreja koskevan tilastollisen päättelyn perustamisen normaalijakauman teoriaan.

Talouden ilmiöitä mallinnettaessa usein käy kuitenkin niin, että aineiston havainnot generoivaa prosessia ei pystytä ainakaan kovin tarkasti määrittämään, tai se tiedetään vain osittain. Joissakin tilanteissa voi käydä myös niin, että uskottavuusfunktio pystytään kyllä määrittämään, mutta suurimman uskottavuuden estimaattorin löytäminen on laskennallisesti hankalaa. Tällaisissa tilanteissa on parempi käyttää menetelmää, joka ei tee yhtä vahvoja oletuksia havaintojen taustalla olevasta todennäköisyysjakaumasta. Eräs paljon käytetty menetelmä on Lars Hansenin (1982) kehittämä yleistetty momenttimenetelmä (*Generalized Method of Moments*, tästä eteenpäin lyhennetty *GMM*), jonka käyttö ei edellytä havaintojen jakauman tarkkaa spesifiointia⁹.

⁹ Tässä luvussa esitetty teoria pohjautuu pitkälti Hamiltonin (1994, 410-18) tekstiin.

GMM-estimointi perustuu ns. momenttiehtoihin, jotka johdetaan ekonometrisen mallin taustalla olevasta teoriasta. Momenttiehdot voidaan esittää seuraavasti: Olkoon \mathbf{y}_t ($k \times 1$) vektori, jonka komponentit ovat satunnaismuuttujia jotka havaitaan ajanhetkellä t , olkoon $\boldsymbol{\theta}$ tuntematon ($p \times 1$) parametrivektori, ja olkoon $\mathbf{f}(\mathbf{y}_t, \boldsymbol{\theta})$ vektoriarvoinen kuvaus, $\mathbf{f}: \mathbb{R}^k \times \mathbb{R}^p \rightarrow \mathbb{R}^r$, siten että $r \geq p$. Olkoon $\boldsymbol{\theta}_0$ parametrivektorin $\boldsymbol{\theta}$ todellinen arvo, joka toteuttaa yhtälöt

$$(10) \quad E[\mathbf{f}(\mathbf{y}_t, \boldsymbol{\theta}_0)] = \mathbf{0} \quad .$$

Näitä yhtälöitä kutsutaan usein myös *ortogonaalisuusehdoiksi*. Vastaavat otosmomentit saadaan yksinkertaisesti otoskeskiarvoina:

$$(11) \quad \mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{y}) \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \mathbf{f}(\mathbf{y}_t, \boldsymbol{\theta}) \quad .$$

Karl Pearsonin klassisessa momenttimenetyksessä tavoitteena on löytää sellainen vektorin $\boldsymbol{\theta}$ arvo, jolla ortogonaalisuusehdot toteutuvat, eli otosmomentit saavat arvon nolla. Jos kuitenkin $r > p$, eli momenttiehtoja on enemmän kuin estimoitavia parametreja, sanotaan, että systeemi on yli-identifioitunut, eikä yleisesti ole mahdollista löytää ratkaisua, jolla $\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{y}) = \mathbf{0}$. GMM-estimoinnissa perusideana on sen sijaan etsiä sellainen vektorin $\boldsymbol{\theta}$ arvo, jolla otosmomenttien arvot ovat mahdollisimman lähellä nollaa. GMM-estimaattori $\hat{\boldsymbol{\theta}}_T$ minimoi neliömuodon

$$(12) \quad Q(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{y}) = [\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{y})]' \mathbf{W}_T [\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}; \mathbf{y})] \quad ,$$

missä \mathbf{W}_T on symmetrinen positiivisesti definiitti ($r \times r$) matriisi, joka voi riippua aineistosta \mathbf{y} . Matriisia \mathbf{W}_T kutsutaan ns. painotusmatriisiksi. Nimitys tulee siitä, että se määrittelee kuinka paljon yksittäisiä momenteja painotetaan estimoinnissa: joidenkin momenttien voidaan katsoa antavan enemmän informaatiota parametreista kuin toisten. On esimerkiksi järkevää ajatella, että sellaisia momenteja, joihin liittyy enemmän vaihtelua, painotetaan vähemmän kuin niitä jotka ovat suhteellisen robusteja aineiston vaihtelulle. Näin ollen GMM-estimaattori on riippuvainen matriisin \mathbf{W}_T valinnasta.

Tiettyjen ehtojen ¹⁰ toteutuessa GMM-estimaattorilla on hyvän estimaattorin ominaisuudet, eli se on tarkentuva, asympotoottisesti normaalijakautunut, sekä tehokas, eli sen asympotoottinen varianssi on pienin mahdollinen. GMM-estimaattorin tehokkuus edellyttää optimaalisen painotusmatriisin \mathbf{W}_T valintaa. Voidaan osoittaa, että kun valitaan $\mathbf{W}_T = \mathbf{S}^{-1}$, missä \mathbf{S} on vektorin $\mathbf{g}(\boldsymbol{\theta}_0, \mathbf{y})$ asympotoottinen kovarianssimatriisi, on GMM-estimaattori tehokas. Koska parametrivektoria $\boldsymbol{\theta}_0$ ei tunneta, on matriisin \mathbf{S} estimaattori

¹⁰ Tarkempi keskustelu GMM-estimaattorin ominaisuuksista mm. artikkelissa Hansen (1982).

$$(13) \quad \widehat{\mathbf{S}}_T = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T [\mathbf{f}(\mathbf{y}_t, \widehat{\boldsymbol{\theta}}_T)] [\mathbf{f}(\mathbf{y}_t, \widehat{\boldsymbol{\theta}}_T)]',$$

joka konvergoi kohti oikeaa matriisia \mathbf{S} silloin, kun $\widehat{\boldsymbol{\theta}}_T$ on vektorin $\boldsymbol{\theta}_0$ tarkentuva estimaattori, ja kun oletetaan että $\mathbf{f}(\mathbf{y}_t, \boldsymbol{\theta}_0)$ eivät ole autokorreloituneita. Autokorreloituneiden havaintojen tapauksessa voidaan käyttää kovarianssimatriisille esimerkiksi Newey-Westin heteroskedastisuuden ja autokorrelaation suhteen robustia estimaattoria.

On huomioitava, että ennen kuin parametrivektori $\boldsymbol{\theta}$ voidaan estimoida, tarvitaan estimaatti matriisille \mathbf{S} - ja ennen kuin \mathbf{S} voidaan estimoida, tarvitaan estimaatti parametrivektorille $\boldsymbol{\theta}$. Käytännössä edetään siten, että neliömuoto (12) minimoidaan käyttäen jotakin mielivaltaista painotusmatriisia (esimerkiksi yksikkömatriisia), ja näin saadaan estimaatti $\widehat{\boldsymbol{\theta}}_T^{(0)}$. Tätä saatua estimaattia käytetään vuorostaan $\widehat{\mathbf{S}}_T^{(0)}$:n estimoinnissa. Proseduuria jatketaan iteroimalla niin kauan, kunnes estimaatit $\widehat{\boldsymbol{\theta}}_T^{(j)}$ ja $\widehat{\boldsymbol{\theta}}_T^{(j+1)}$ ovat halutun lähellä toisiaan. (Hamilton 1994, 413).

Kun momenttiehtojen lukumäärä on suurempi kuin estimoitavien parametrien määrä, on malli yli-identifioitunut. Tässä tapauksessa niin kutsutulla J-testillä voidaan testata, ovatko kaikki otosmomentit $\mathbf{g}(\widehat{\boldsymbol{\theta}}_T, \mathbf{y})$ mahdollisimman lähellä nollaa olettaen, että populaatiomomentit $E[\mathbf{f}(\mathbf{y}_t, \boldsymbol{\theta}_0)]$ saavat arvon nolla. Nollahypoteesina testissä on, että yli-identifioituvuusrajoitteet toteutuvat. J-testisuure saadaan kertomalla neliömuoto (12) havaintojen määrällä T . Testisuure noudattaa asympotoottisesti χ^2 -jakaumaa vapausastein $(r - p)$, missä r on momenttiehtojen lukumäärä, ja p on estimoitavien parametrien lukumäärä.

5.3 Taylorin säännön estimointi

Seuraavaksi käydään läpi Taylorin sääntöjen estimointiin liittyvät seikat ja ongelmat. Reaktiofunktiot estimoidaan sekä ex-post- että reaaliaikaisesta aineistosta koko otosajanjaksolle (vuodet 1999-2014).

5.3.1 Kontemporaarisen Taylorin säännön estimointi

Yhtälön (1) mukainen senhetkinen eli kontemporaarinen Taylorin sääntö estimoidaan tässä tutkimuksessa pienimmän neliösumman menetelmällä sekä ex post- että reaaliaikaisen aineiston tapauksessa. Keskivirheiden laskemisessa käytetään Neweyn ja Westin (1987) heteroskedastisuuden ja autokorrelaation suhteen robustia kovarianssimatriisin estimaattoria. Kun oletetaan, että keskuspankin inflaatiotavoite π^* sekä pitkän aikavälin reaalin tasapainokorkotaso r^* pysyvät ajassa vakioina, voidaan merkitä $\alpha \equiv r^* - \alpha_\pi \pi^*$.

Merkitään lisäksi $\beta \equiv 1 + \alpha_\pi$, $\gamma \equiv \alpha_y$ ja $\bar{y}_t \equiv y_t - y_t^*$. Estimoitava yhtälö voidaan nyt kirjoittaa muodossa

$$i_t = \alpha + \beta\pi_t + \gamma\bar{y}_t + \varepsilon_t,$$

missä i_t on kolmen kuukauden Euribor-korko, π_t on harmonisoidun kuluttajahintaindeksin vuosimuutos ja \bar{y}_t on estimoitu tuotantokuilu. Yllä olevassa yhtälössä inflaatio ja tasapainokorko sisältyvät vakiotermiin. Malleissa, joissa otetaan huomioon myös keskuspankin korkoinertia, on estimoitava yhtälö muotoa

$$i_t = (1 - \rho)\alpha + (1 - \rho)\beta\pi_t + (1 - \rho)\gamma\bar{y}_t + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Tässä tutkimuksessa yhtälön parametrit estimoidaan pienimmän neliösumman menetelmää käyttäen redusoidussa muodossa (ks. esim. Juntila (2013, 6)):

$$i_t = b_0 + b_1\pi_t + b_2\bar{y}_t + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t,$$

missä $b_0 \equiv (1 - \rho)\alpha$, $b_1 \equiv (1 - \rho)\beta$ ja $b_2 \equiv (1 - \rho)\gamma$. Kiinnostuksen kohteena oleville parametreille α , β ja γ saadaan näin ollen estimaatit laskemalla $\hat{\alpha} = \hat{b}_0 / (1 - \hat{\rho})$, $\hat{\beta} = \hat{b}_1 / (1 - \hat{\rho})$ ja $\hat{\gamma} = \hat{b}_2 / (1 - \hat{\rho})$. Näiden estimaattien keskivirheitä voidaan approksimoida deltamenetelmällä.¹¹

5.3.2 Eteenpäin katsovan Taylorin säännön estimointi

Käydään seuraavaksi läpi eteenpäin katsovan Taylorin säännön estimointi ex post -aineiston tapauksessa. Estimointi toteutetaan samalla tavalla kuin esimerkiksi tutkimuksissa Clarida et al (1998 ja 2000). Tässä tutkimuksessa oletetaan, että keskuspankin ennustehorisontti inflaation suhteen on 12 kuukautta, ja että keskuspankki reagoi senhetkiseen tuotantokuiluun rahapolitiikkapäätöksiä tehdessään. Oletetaan lisäksi, että korkotasoa määräytyy yhtälön (3) mukaisen asteittaisen sopeutumisen mekanismin mukaan. Kun yhtälöt (2) ja (3) yhdistetään, saadaan

$$(13) \quad i_t = (1 - \rho)\alpha + (1 - \rho)\beta E\{\pi_{t+12} | \Omega_t\} + (1 - \rho)\gamma E\{\bar{y}_t | \Omega_t\} + \rho i_{t-1} + \varepsilon_t,$$

missä $\alpha \equiv \bar{i} - \alpha_\pi \pi^*$, $\beta \equiv \alpha_\pi$, ja $\gamma \equiv \alpha_y$. Tässä siis oletetaan, että nimellinen tasapainokorko ja keskuspankin inflaatiotavoite pysyvät ajassa vakioina, jolloin ne sisältyvät vakiotermiin yhtälöä estimoitaessa. ε_t on korkotasoon kohdistuva satunnaissokki. Jotta yhtälö (13) voidaan kirjoittaa estimoitavassa muodossa,

¹¹ Deltamenetelmää on kuvailtu tarkemmin esimerkiksi teoksessa Greene (2003, 128). Tässä työssä mallien estimointi on toteutettu RATS 8.3 -ohjelmistolla, jossa sisäänrakennettu *summarize*-funktio laskee keskivirheet deltamenetelmään perustuen.

eliminoidaan havaitsemattomat inflaation ja tuotantokuilun ehdolliset odotusarvot korvaamalla ne toteutuneilla arvoilla:

$$(14) \quad i_t = (1 - \rho)\alpha + (1 - \rho)\beta\pi_{t+12} + (1 - \rho)\gamma \bar{y}_t + \rho i_{t-1} + v_t \quad ,$$

missä $v_t \equiv -(1 - \rho)[\beta(\pi_{t+12} - E\{\pi_{t+12}|\Omega_t\}) + \gamma(\bar{y}_t - E\{\bar{y}_t|\Omega_t\})] + \varepsilon_t$. Uusi virhetermi v_t on nyt ennustevirheiden sekä satunnaissokin ε_t lineaarikombinaatio. Huomionarvoista on, että esimerkiksi pienimmän neliösumman estimointimenetelmä ei tässä tapauksessa ole validi, sillä virhetermi korreloi selittävien muuttujien kanssa, mikä johtaa estimaattorin harhaisuuteen. GMM-menetelmää käyttämällä tämä ongelma voidaan kiertää. Idea on käyttää estimoinnissa apuna instrumenttimuuttujia, jotka korreloivat selittävien muuttujien kanssa, mutta eivät virhetermin kanssa.

Jos oletetaan, että keskuspankilla on rationaaliset odotukset, eli toisin sanoen ennustevirheet ovat satunnaisia, seuraa tästä, että keskuspankin ajanhetken t informaatiojoukkoon Ω_t kuuluvien muuttujien ei tulisi antaa niistä mitään informaatiota, eli ennustevirheet ovat riippumattomia informaatiojoukosta Ω_t , ja lisäksi ennustevirheiden odotusarvo ehdolla hetken t informaatio on nolla, ts. $E\{v_t|\Omega_t\} = 0$. Näistä oletuksista voidaan johtaa ortogonaalisuusehdot

$$(15) \quad E\{v_t \mathbf{z}_t\} = \mathbf{0} \quad ,$$

missä \mathbf{z}_t on jokin sarakevektori, jonka komponentit ovat keskuspankin ajanhetken t informaatiojoukkoon kuuluvia satunnaismuuttujia. Nämä ovat instrumenttimuuttujia. Esimerkkejä yleisesti käytetyistä instrumenteista ovat muun muassa tuotannon tason ja inflaation viivästetyt arvot. Kun yhtälöön (15) sijoitetaan aiemmin määritellyn yhtälön (14) mukainen virhetermi v_t , saadaan

$$(16) \quad E\{[i_t - (1 - \rho)\alpha + (1 - \rho)\beta\pi_{t+12} + (1 - \rho)\gamma \bar{y}_t + \rho i_{t-1}] \mathbf{z}_t\} = \mathbf{0} \quad .$$

Nyt parametrivektori $\boldsymbol{\theta} = (\alpha, \beta, \gamma, \rho)$ voidaan estimoida GMM-menetelmällä käyttäen momenttiehtoina yhtälön (16) ehtoja. Jotta momenttiehtojen määrä olisi vähintään yhtä suuri kuin estimoitavien parametrien määrä, tulee vektorin \mathbf{z}_t dimension olla vastaavasti vähintään yhtä suuri kuin estimoitavien parametrien määrä, eli yhtälön (16) tapauksessa siis vähintään 4. Tällöin systeemi on identifioituva tai yli-identifioituva, ja GMM-estimointi onnistuu. Käytännössä sääntö, jossa korkoinerttia ei huomioida, estimoidaan samalla periaatteella, mutta estimoitavassa yhtälössä ei selittävänä muuttujana ole viivästettyä korkoa. Ortogonaalisuusehdot saadaan samaan tapaan oletuksesta, että instrumenttimuuttujat eivät korreloi virhetermin kanssa.

Yhtälön (14) mukaista eteenpäin katsovaa Taylorin sääntöä estimoidaessa instrumentteina käytettävien muuttujien tulisi olla korreloituneita selittävien muuttujien kanssa, mutta toisaalta niiden ei tulisi korreloida virhetermin v_t kanssa. Aikasarja-aineistojen tapauksessa eräitä mahdollisia instrumentteja ovat

selittävien muuttujien, siis tässä tapauksessa inflaation ja tuotantokuilun, viivästetyt arvot. Muita potentiaalisia instrumentteja ovat muuttajat, joita keskuspankki käyttää ennustaessaan inflaatiota ja tuotantokuilua, mutta jotka eivät sinällään vaikuta keskuspankin koronasettamispäätöksen.

Käytettävien instrumenttimuuttujien määrällä saattaa olla vaikutusta parametrien estimaatteihin. Suuri instrumenttien määrä lisää yli-identifioituvuusrajoitteiden määrää ja johtaa asympotoottisesti tarkempiin estimaatteihin, mutta toisaalta jos instrumentit ovat heikkoja, voi tämä aiheuttaa estimaatteihin harhaa etenkin pienissä otoksissa (Gerdesmeier ja Roffia 2003, 20). Clarida et al. (1998) käyttävät malleissaan 49:ää instrumenttimuuttujaa. Euroalueelle toteutetuista tutkimuksista esimerkiksi Gerdesmeier ja Roffia (2003), Sauer ja Sturm (2007) sekä Belke ja Klose käyttävät instrumenttimuuttujina kuutta inflaation, tuotantokuilun ja lyhyen koron viivästettyä arvoa. J-testillä voidaan testata, toteutuvatko mallin niin sanotut yli-identifioituvuusrajoitteet, ja tässä tapauksessa toisin sanoen ovatko instrumenttimuuttajat valideja. Tässä tutkimuksessa käytetään Gerdesmeieria ja Roffiaa (2003), Saueria ja Sturmia (2007) sekä Belkea ja Klosea (2011) mukailten instrumenttimuuttujina vakio termejä sekä inflaation, tuotantokuilun ja lyhyen korkotason kuutta ensimmäistä viivettä.

Reaaliaikaisen aineiston tapauksessa eteenpäin katsova inflaatiomuuttuja korvataan reaaliaikaisella inflaatioennusteella. Reaaliaikaisen 12 kuukauden inflaatioennusteen voidaan olettaa olevan riippumaton virhetermistä hetkellä t , ja näin ollen endogeenisuusongelma häviää eikä instrumenttimuuttujia tarvita. Reaaliaikaiset eteenpäin katsovat säännöt estimoidaan samalla tavalla pienimmän neliösumman menetelmää käyttäen kuin kontemporaaristen sääntöjen tapauksessa.

5.3.3 Lisämuuttujilla laajennetut Taylorin säännöt

Perusmuotoisten ja eteenpäin katsovien Taylorin sääntöjen lisäksi tässä tutkimuksessa estimoidaan myös malli, joka ottaa huomioon Euroopan keskuspankin pääjohtajien vaihtumisen estimoitavalla ajanjaksolla. Näin ollen nähdään, ovatko Taylorin säännön kertoimet vaihdelleet eri pääjohtajien hallintokausilla. Käytännössä tämä tarkastelu tehdään lisäämällä estimoitavaan reaktiofunktioon kunkin pääjohtajan hallintokautta kuvaavat indikaattorimuuttujat, sekä näiden interaktiot inflaatio- ja tuotantokuilumuuttujien kanssa:

$$(17) \quad i_t = \alpha + \beta\pi_t + \gamma\bar{y}_t + \delta_1 trichet_t + \delta_2 draghi_t + \delta_3\pi_t * trichet_t + \delta_4\pi_t * draghi_t + \delta_5\bar{y}_t * trichet_t + \delta_6\bar{y}_t * draghi_t + \varepsilon_t,$$

missä $trichet_t$ on indikaattorimuuttuja, joka saa arvon 1, jos hetkellä t keskuspankin pääjohtajana on Jean-Claude Trichet, ja muuten arvon 0; $draghi_t$ on vastaava indikaattorimuuttuja EKP:n nykyiselle pääjohtajalle Mario Draghille. Täydellisen multikollineaarisuuden välttämiseksi (katso esim. Greene (2008, 59-61; 108)) mallista on jätetty pois EKP:n ensimmäisen

pääjohtajan Wim Duisenbergin hallintokautta kuvaava indikaattorimuuttuja. Yhtälö (17) kuvaa kontemporaarista rahapolitiikkasäntöä, mutta eteenpäin katsova sääntö mallinnetaan jälleen vastaavalla tavalla korvaamalla hetken t inflaatio odotetulla inflaatiolla, odotushorisontin ollessa jälleen 12 kuukautta.

Estimoidusta yhtälöstä (17) voidaan johtaa interaktiotermeillä laajennetun Taylorin säännön implikoimat reaktiofunktiot kunkin pääjohtajan hallintokaudelle. Duisenbergin hallintokauden tapauksessa $trichet_t = draghi_t = 0$, joten estimoitu reaktiofunktio on $i_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}\pi_t + \hat{\gamma}\bar{y}_t$. Trichet'in hallintokaudelle puolestaan pätee $trichet_t = 1, draghi_t = 0$, joten reaktiofunktioiksi saadaan $i_t = (\hat{\alpha} + \hat{\delta}_1) + (\hat{\beta} + \hat{\delta}_3)\pi_t + (\hat{\gamma} + \hat{\delta}_5)\bar{y}_t$. Draghin hallintokaudelle pätee $trichet_t = 0, draghi_t = 1$, joten mallin mukainen reaktiofunktio Draghin hallintokaudelle saadaan kaavasta $i_t = (\hat{\alpha} + \hat{\delta}_2) + (\hat{\beta} + \hat{\delta}_4)\pi_t + (\hat{\gamma} + \hat{\delta}_6)\bar{y}_t$.

Mahdollisten pääjohtajien vaihtumisesta koituvien muutosten lisäksi tässä tutkimuksessa suoritetaan lopuksi vielä pienimuotoinen tarkastelu siitä, onko pienten jäsenmaiden suhteellisen määrän kasvulla euroalueessa ollut vaikutuksia Taylorin säännön parametreihin. Euroalue on vuodesta 1999 asti laajentunut tasaisin väliajoin, kun uudet jäsenmaat ovat ottaneet yhteisvaluutan käyttöönsä. Vuodesta 2007 eteenpäin liittyneet jäsenmaat ovat olleet taloussektoriensa koon puolesta pieniä maita. Koska pienet maat ovat vuoteen 2015 asti saaneet neuvostossa tasavertaisen äänioikeuden suurempien maiden kanssa (yksi ääni neuvoston jäsentä kohti -periaate), on pienten maiden poliittinen paino euroalueessa niiden taloudellista painoa suurempi.

Mielenkiinnon kohteena tässä tarkastelussa on se, onko tämä pienten maiden suhteellisen vaikuttavuuden kasvu euroalueessa vaikuttanut EKP:n korkopäätöksiin. On syytä olettaa, että pienten jäsenmaiden rahapoliittiset preferenssit saattavat poiketa suurempien jäsenmaiden vastaavista. Muodollisesti neuvoston jäsenet edustavat päätöksenteossa euroalueen yhteistä etua, mutta käytännössä myös oman maan etu saattaa vaikuttaa päätöksentekoon.

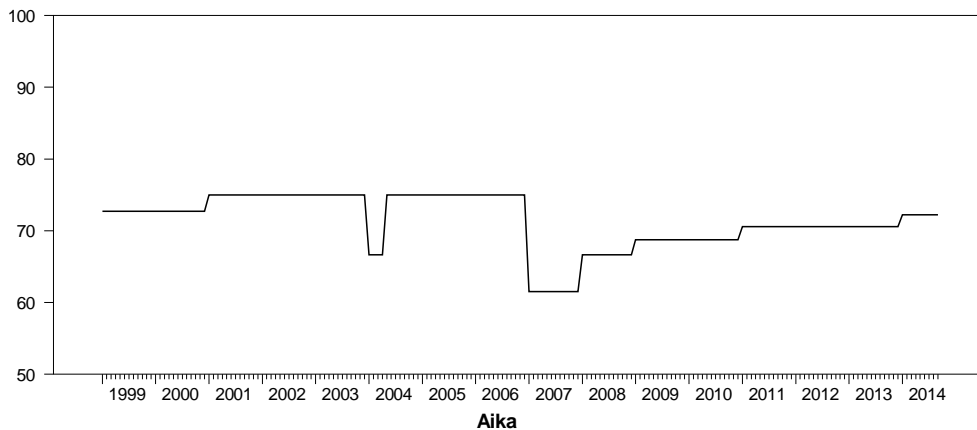
Tarkastelu suoritetaan tässä tutkimuksessa luomalla indeksi, joka mittaa kunakin ajanhetkenä niiden maiden suhteellista osuutta, joiden poliittinen paino on taloudellista painoa suurempi. Nämä maat määritellään tässä tutkimuksissa pieniksi jäsenmaiksi. Taloudellista painoa mitataan maan pääoma-avaimella. EKP:n poliittisen riippumattomuuden takaamiseksi EKP:lla on oma pääoma, jonka maksajia ovat EU:n jäsevaltioiden kansalliset keskuspankit. Pääoma-avaimet ovat yksittäisten jäsenmaiden suhteellisia osuuksia maksetusta pääomasta. Rahapolitiikan toimista syntyneet tulot ja tappiot jaetaan pääoma-avaimen mukaisesti. Pääoma-avaimet lasketaan uudelleen joka viides vuosi. Lisäksi niitä säädetään sitä mukaan kun uusia jäsenmaita liittyy Euroopan keskuspankkijärjestelmään EKPJ:hin. (Bundesbank)

Poliittista painoa mitataan maan kansalaisten suhteellisella osuudella EKP:n neuvossa. Kuten luvussa 2 selitettiin, koostuu EKP:n neuvosto kansallisten keskuspankkien pääjohtajien lisäksi EKP:n johtokunnan kuudesta jäsenestä. Tämän vuoksi jonkin tietyn kansalaisuuden omaavia jäseniä on

neuvostossa enemmän kuin yksi; tavallisesti johtokunnan jäsenet ovat olleet euroalueen suurten maiden kansalaisia. Johtokunnassa yksi paikka on esimerkiksi läpi EKP:n historian ollut saksalaisella jäsenellä, jonka johdosta saksalaisia on neuvostossa ollut aina kaksi. Suurten maiden taloudellinen paino pääoma-avaimella mitattuna on kuitenkin suurempi kuin niiden poliittinen paino EKP:n neuvostossa. Pienillä jäsenmailla on ollut tavallisesti neuvostossa yksi edustaja, toisin sanoen kansallisen keskuspankin pääjohtaja. Tästä huolimatta pienten maiden suhteellinen valta neuvostossa on niiden pääoma-avaimen mukaista taloudellista painoa suurempi¹².

Tämän indeksin voidaan ajatella mittaavan pienten maiden suhteellista poliittista vaikuttavuutta euroalueessa, sillä pienillä mailla suhteellinen osuus neuvostossa on pääoma-avaimen mukaista painoa suurempi. Kuvassa 5 on esitetty kuvaaja suhteellisen vaikuttavuuden indeksistä.

KUVA 5 Suhteellisen vaikuttavuuden indeksi



Kuvasta 5 voidaan nähdä, että indeksi pysyi melko muuttumattomana euron käyttöönotosta vuonna 1999 vuoteen 2007 asti. Ensimmäinen muutos indeksin arvossa tuli vuonna 2001 Kreikan liittyessä euroalueeseen; lyhytaikainen muutos alaspäin vuosina 2003-2004 seurasi muutoksesta EKP:n johtokunnan kokoonpanossa. Vuoden 2007 alussa indeksin arvo putosi, mutta on vuoden 2014 loppuun mennessä hiljalleen kivunnut ylöspäin sitä mukaan kun uusia, pienen talussektorin omaavia maita on liittynyt euroalueeseen.

Jotta voitaisiin tarkastella, onko muutoksilla pienten maiden suhteellisessa vaikuttavuudessa ollut vaikutuksia Taylorin säännön parametreihin, lisätään estimoitavaan sääntöön inflaation ja tuotantokuilun sekä vaikuttavuusindeksin väliset interaktiot:

¹² Tiedot pääoma-avaimista sekä neuvoston koostumuksesta kunakin ajanhetkenä on hankittu Euroopan keskuspankin lehdistötiedotteista osoitteesta <https://www.ecb.europa.eu/press/html/index.en.html>

$$(18) \quad i_t = \alpha + \beta\pi_t + \gamma\bar{y}_t + \lambda_1\pi_t * x_t + \lambda_2\bar{y}_t * x_t,$$

missä x_t kuvaa suhteellisen vaikuttavuuden indeksiä hetkellä t . Muuttuja x_t on keskistetty, eli siitä on vähennetty sen keskiarvo tulkintojen helpottamiseksi. Tässä mallissa parametrit β ja γ siis kuvaavat Euroopan keskuspankin reagoitua inflaation ja tuotantokuilun muutoksiin silloin, kun suhteellisen vaikuttavuuden indeksi on keskiarvoisella tasollaan. Interaktiivien tilastollista merkitsevyyttä ja etumerkkiä tutkailemalla voidaan puolestaan nähdä, vaikuttavatko muutokset indeksissä inflaation ja tuotantokuilun painokertoimiin.

Kuten edellisten mallienkin tapauksessa, myös yhtälön (18) mukainen malli estimoidaan käyttäen ex post- sekä reaaliaikaista aineistoa. Ex post - aineistolla eteenpäin katsova malli estimoidaan GMM-menetelmää käyttäen; muissa malleissa käytetään pienimmän neliösumman menetelmää.

6 TULOKSET

6.1 Kontemporaariset ja eteenpäin katsovat säännöt

Seuraavaksi raportoidaan luvussa 5 läpikäytyjen reaktiofunktioiden estimointitulokset. Tässä tutkimuksessa lähdettiin liikkeelle ex post -aineistoon sovitetuista malleista. Taulukon 2 sarakkeessa 1 on raportoitu Taylorin alkuperäistä sääntöä vastaavalle reaktiofunktiolle estimoidut parametrit. Huomataan, että inflaation kerroin β on tilastollisesti merkitsevä, mutta jää alle ykkösen. Tuotantokuilulle estimoitu kerroin γ ei tilastollisesti merkitsevästi poikkea nolasta, mikä tarkoittaisi sitä, että EKP ei korkotasoa asettaessaan huomioi tuotantokuilua lainkaan.

Belke ja Klose (2011) estimoivat vastaavalle mallille inflaatiokertoimen 0.75, ja tuotantokuilulle kertoimen 0.38. Heidän tutkimuksessaan käytettävä aineisto oli huomattavasti lyhyempi, kattaen ajanjakson 1/1999 - 6/2007. Sauer ja Sturm (2007) estimoivat aikavälillä 1/1999 - 10/2003 vastaavalle perussäännölle ex post -aineistolla inflaation ja tuotantokuilun kertoimet 0.47 ja 0.38. Gerdesmeierin ja Roffian (2005) tutkimuksessa vastaavat kertoimet ovat 0.80 ja 0.72, otosajanjakson ollessa suurin piirtein sama kuin Sauerin ja Sturmin tutkimuksessa, sen kattaessa aikavälin 1/1999 - 6/2003. Gorter et al (2008) estimoivat inflaation kertoimelle jopa negatiivisen arvon, -0.42, ja tuotantokuilulle kertoimen 0.36 käyttäen otosajanjaksona aikaväliä 1/1997 - 12/2006.

Kaikille edellä mainitulle tutkimukselle on tämän tutkimuksen kanssa yhteistä se, että inflaation kerroin jää alle yhden. Taylorin periaate ei näin ollen toteudu, ja perusmallin puitteissa Euroopan keskuspankin rahapolitiikan voidaan katsoa olleen liian varovaista inflaation vaihteluiden suhteen tarkasteltavalla ajanjaksolla. Tässä tutkimuksessa saatu tulos sen sijaan eroaa edellä mainituista tutkimuksista siinä, että tuotantokuilun kerroin ei kontemporaarisessa mallissa saatilastollisesti merkitsevää arvoa. Tämän tuloksen mukaan EKP ei siis huomioisi lainkaan tuotantokuilua korkotasoa asettaessaan.

TAULUKKO 2 Taylorin säännöt ex post -aineistolla

	Kontemporaariset säännöt		Eteenpäin katsovat säännöt	
	(1) ^a	(2)	(3) ^b	(4)
a	1.06* (0.63)	5.97 (5.78)	0.69 (0.86)	-8.62 (7.21)
β	0.69** (0.30)	-2.29 (3.10)	0.95** (0.39)	5.30 (3.32)
γ	0.08 (0.08)	2.12 (1.89)	0.23*** (0.07)	0.58** (0.26)
ρ	- -	0.98*** (0.02)	- -	0.96*** (0.02)
Durbin-Watson	0.03	0.87	0.06	0.55
\bar{R}^2	0.24	0.99	-	-
J-testi	- -	- -	8.32 (0.94)	9.66 (0.79)
Havaintojen määrä	189	189	173	173

^a Sarakkeissa 1 ja 2 PNS-estimointien tulokset. Suluissa heteroskedastisuuden ja autokorrelaation suhteen robustit keskivirheet.

^b Sarakkeissa 3 ja 4 GMM-estimointien tulokset. Estimoinneissa käytetty optimaalisen painotusmatriisin laskemisessa Neweyn ja Westin (1987) heteroskedastisuuden ja autokorrelaation suhteen robustia kovarianssimaattoria. J-testisuureiden alla suluissa niiden merkitsevyystasot.

Myös korkotasoitusta huomioimattoman eteenpäin katsovan reaktiofunktion (sarake 3) tapauksessa inflaation kerroin jää alle ykkösen, vaikkakin vain täpärästi, sen arvo ollessa 0.95. Sen sijaan tuotantokuilun kerroin on nyt suurempi kuin kontemporaarisen mallin tapauksessa, 0.23, sekä tilastollisesti merkitsevä. Sauerin ja Sturmin (2007) tutkimuksessa vastaavan mallin kertoimet ovat hyvin lähellä tässä tutkimuksessa estimoituja, 1.05 inflaatiolle ja 0.22 tuotantokuilulle; tuotantokuilun kerroin ei kuitenkaan ole heidän tutkimuksessaan tilastollisesti merkitsevä. On kuitenkin huomattava, että heidän tutkimuksessaan inflaation ja tuotantokuilun odotushorisontit ovat pituudeltaan erilaisia kuin tämä tutkimuksen tapauksessa; inflaation horisontti on 6 kuukautta, ja tuotantokuilun 3 kuukautta. Tämän tutkimuksen tulosten mukaan EKP siis reagoi odotetun inflaation lisäksi myös sen hetkiseen tuotantokuiluun, vaikkakin suhteellisesti se painottaa enemmän inflaatiota. Mielenkiintoista on etenkin se, että tuotantokuilun kerroin muuttuu tilastollisesti merkitseväksi, kun sääntö huomioi senhetkisen inflaation sijasta odotetun inflaation. Tämä muutos voitaneen tulkita siten, että Euroopan keskuspankki pitää tuotantokuilun muutoksia merkittävänä tekijänä

tulevaisuuden inflaatioasteen määräytymisessä; näin ollen eteenpäin katsovassa säännössä myös senhetkiselletuotantokuilulle asetetaan painoarvoa, vaikka rahapolitiikan ensisijainen tavoite on hintavakauden säilyttäminen.

Taulukon 1 sarakkeissa 2 ja 4 on raportoitu tulokset malleista, joihin on lisätty selittäväksi muuttujaksi myös lyhyen korkotason viipeellinen arvo. Nämä mallit huomioivat keskuspankin niin sanotun rahapolitiikan inertian, eli lyhyen koron asteittaisen asettumisen tavoitetasoon. Huomataan, että viivästetyn korkotason lisääminen malliin muuttaa tuloksia huomattavasti: kontemporaarisen reaktiofunktion tapauksessa inflaation ja tuotantokuilun kertoimet menettävät tilastollisen merkitsevyytensä. Samanlainen efekti on huomattavissa myös Sauerin ja Sturmin (2007) sekä Gorterin et al (2008) tutkimuksissa. Estimoitu inflaatiokerroin on lisäksi tämän tutkimuksen tapauksessa negatiivinen, mille on vaikea löytää taloudellisessa mielessä järkevää perustetta: Tämä tarkoittaisi, että keskuspankki reagoi esimerkiksi inflaation yhden prosenttiyksikön nousuun madaltamalla lyhyttä korkotasoa 2.27 prosenttiyksikköä, mikä ei taloudellisessa mielessä vaikuta järkevältä. Tuotantokuilun kertoimen etumerkki puolestaan pysyy oikean merkkisenä, vaikka onkin huomattavasti suurempi kuin perusmallin tapauksessa. Merkille pantavaa on korkotasoitusta kuvaavan parametrin ρ hyvin lähellä ykköstä oleva arvo, 0.98. Estimaatti on lisäksi tilastollisesti merkitsevä. Tämä kertoo hyvin hitaasta koron asettumisesta tavoitetasoonsa, mikä on linjassa useiden aikaisempien tutkimusten tulosten kanssa.

Myös eteenpäin katsovan säännön tapauksessa viipeellisen korkotason lisääminen malliin muuttaa estimaatteja huomattavasti. Inflaatiolle estimoitu kerroin on erittäin suuri, 5.30, mutta ei tilastollisesti merkitsevä. Tuotantokuilun kerroin puolestaan säilyy tilastollisesti merkitsevä, ja on itse asiassa hyvin lähellä Taylorin (1993) alkuperäisen säännön kerrointa 0.50. Myös eteenpäin katsovan mallin tapauksessa korkotasoitusp parametrin arvo on hyvin korkea ja tilastollisesti merkitsevä.

Hitaasta koron asettumisesta tavoitetasoonsa kertovat tulokset ovat sinällään linjassa aikaisempien tutkimusten kanssa; kuukausittaisella ex post -aineistolla Sauer ja Sturm (2007), Belke ja Klose (2011), Gorter et al (2008) sekä Gerdesmeir ja Roffia (2005) estimoivat tutkimuksissaan lähellä ykköstä olevia ρ :n arvoja niin kontemporaarisille kuin eteenpäin katsovillekin säännöille. Sama vaikuttaisi tapahtuvan myös Belken ja Klosen (2011) tutkimuksen tapauksessa erityisesti reaaliaikaisella aineistolla estimoiduissa malleissa; myös he havaitsivat erittäin korkeita arvoja korkotasoitusp parametrille, joskin arvot vaihtelevat suuresti riippuen esimerkiksi siitä, käytetäänkö kuukausittaista vai neljännesvuosittaista aineistoa, sekä millä menetelmällä tuotantokuilua estimoidaan.

Tämän tutkimuksen tapauksessa muiden muuttujien kertoimien tilastollisen merkitsevyyden katoaminen saattaisi kieliä ongelmasta korkomuuttujan epästationaarisuuden suhteen. Taulukosta 1 voidaan huomata, että malleissa, joissa on huomioitu korkoinertia, ovat Durbin-Watson -testisuureet tästäkin huolimatta hyvin matalia, mikä kertoo edelleen korkeasta

autokorrelaatiosta mallien residuaaleissa. Lisäksi kontemporaarisen mallin selityssaste on erittäin korkea, 0,99, mikä viittaisi korkotason vaihtelun selittyvän pitkälti vaihtelulla sen viivästetyssä arvossa.

TAULUKKO 3 Taylorin säännöt reaaliaikaisella aineistolla

	Kontemporaariset säännöt		Eteenpäin katsovat säännöt	
	(1) ^a	(2)	(3)	(4)
a	0.32 (0.41)	-3.56 (6.76)	-3.91*** (0.92)	-15.37 (20.69)
β	1.06*** (0.20)	3.95 (5.36)	3.71*** (0.54)	9.51 (11.47)
γ	-0.07** (0.035)	-2.2 (3.56)	-0.07*** (0.03)	1.44 (0.26)
ρ	- -	1.01*** (0.01)	- -	0.99*** (0.02)
Durbin-Watson	0.04	0.88	0.08	0.85
\bar{R}^2	0.28	0.99	0.35	0.99
Havaintojen määrä	189	189	189	189

^a Sarakkeissa (1)-(4) raportoitu PNS-estimointien tulokset. Suluissa heteroskedastisuuden ja autokorrelaation suhteen robustit keskivirheet.

Taulukko 3 esittää samat mallit reaaliaikaisella aineistolla estimoituna. Nyt myös eteenpäin katsova malli on estimoitu GMM-menetelmän sijasta käyttäen pienimmän neliösumman menetelmää, sillä odotettua inflaatiota kuvaavana muuttujana on käytetty inflaation tosiasiallisen arvon sijasta reaaliaikaista Survey of Professional Forecasters -kyselyn 12 kuukauden inflaatioennustetta. Sarakkeessa 1 on raportoitu jälleen kontemporaarisen Taylorin säännön estimoidut kertoimet. Huomataan, että kertoimet eroavat hieman ex post -aineistolla saaduista: inflaation kerroin on nyt 1,06, mikä tarkoittaa Taylorin periaatteen toteutumista. On kuitenkin huomioitava, että kertoimelle laskettu 95 prosentin luottamusväli sisältää myös alle ykkösen jääviä arvoja. Gerdesmeier ja Roffia (2005) estimoivat vastaavalle mallille inflaation kertoimeksi 0,25, mikä on selkeästi tämä tutkimuksen vastaavaa matalampi. Sen sijaan tuotantokuilulle estimoitu kerroin on heidän tutkimuksessaan 1,20, mikä kertoo tuotantokuilun vahvasta roolista EKP:n korkopäätöksissä. Tässä tutkimuksessa estimoitu tuotantokuilun kerroin on jopa hieman negatiivinen, -0,07, mikä kertoisi myötäsyklisestä rahapolitiikasta. EKP olisi näin ollen harjoittanut epävakauttavaa rahapolitiikkaa tuotantokuilun suhteen tarkasteluajanjaksolla, joskin vain marginaalisesti, sillä tuotantokuilun kerroin on itseisarvoltaan hyvin pieni.

Hieman paremmin tämän tutkimuksen tulosten kanssa linjassa ovat Sauerin ja Sturmin (2007) ja Belken ja Klosen (2011) tulokset. Sauer ja Sturm

estimoivat reaaliaikaista aineistoa käyttäen kontemporaariselle säännölle inflaation kertoimeksi 0.83, ja tuotantokuilulle 0.19. Belken ja Klosen vastaavat estimaatit ovat 0.96 ja 0.24. Inflaation kerroin on varsinkin Belken ja Klosen tutkimuksessa lähellä tämän tutkimuksen estimaattia; sen sijaan tuotantokuilun kerroin on molempien tutkimusten tapauksessa positiivinen, joskin huomattavasti alhaisempi kuin Gerdesmeierin ja Roffian (2005) tutkimuksessa.

Eteenpäin katsovalle säännölle estimoitu inflaation kerroin on tässä tutkimuksessa erittäin korkea, mikä kuvaa keskuspankin erittäin aggressiivista rahapolitiikkaa odotetun inflaation suhteen reaaliaikaisessa asetelmassa. Myös Sauer ja Sturm (2007) estimoivat suhteellisen korkean kertoimen, 1.95, odotetulle inflaatiolle käyttäen *The Economist* -lehden inflaatioennusteita. Belken ja Klosen (2011) tutkimuksessa odotetun inflaation kerroin vaihtelee huomattavasti riippuen käytettävästä tuotantokuilun estimointimenetelmästä, sekä siitä, käytetäänkö kuukausittaista vai neljännesvuosittaista aineistoa. HP-suotimella tuotantokuilua estimoitaessa odotetun inflaation kerroin ei saa tilastollisesti merkitsevää kerrointa kuukausiaineiston tapauksessa. Gerdesmeier ja Roffia (2005) estimoivat korkoinertian huomioivassa mallissa inflaatiolle kertoimen 1.31 käyttäen 12 kuukauden inflaatioennustetta, ja kertoimen 2.91 käyttäen 24 kuukauden ennustetta.

Tuotantokuilun kerroin ei muutu kontemporaarisesta mallista. Yhtenä selityksenä tuotantokuilun pienelle kertoimelle voitaisiin pitää reaaliaikaisen tuotantokuilun taaksepäin katsovaa luonnetta: Tuotantokuilu on estimoitu reaaliaikaisesta teollisuustuotantoindeksistä, jossa julkaisuviive on tyypillisesti kolme kuukautta. Keskuspankki siis reagoi kullakin hetkellä viimeisimpään tietoon, sillä korkotason asettamishetkellä ei senhetkisestä tuotantokuilusta ole vielä tietoa. Tämä takia keskuspankki reagoi viimeisimpään tietoon tuotantokuilusta varovaisesti johtuen aineistoon liittyvästä epävarmuudesta.

Kun malleihin lisätään korkotason viivästetty arvo, ovat lopputulokset samankaltaisia kuin ex post -aineistonkin tapauksessa. Sekä inflaation että tuotantokuilun kertoimet menettävät tilastollisen merkitsevyytensä. Sama tapahtuu reaaliaikaisella aineistolla Belken ja Klosen (2011) tutkimuksessa. Lisäksi huomionarvoista on, että kontemporaarisen säännön tapauksessa estimoitu korontasoitusparametri on tässä tutkimuksessa jopa lievistä yli ykkösen, arvon ollessa 1.01. Tälle parametrin arvolle on vaikea löytää talusteoreettista tulkintaa, sillä teoreettisesti parametrin arvo on määritelty välille (0,1). Tällainen ykköstä suurempi parametrin arvo saattaisi sekin viitata korkomuuttujan epästationaarisuusongelmaan.

Yhteenvetona ex post- ja reaaliaikaiselle aineistolle estimoiduista Taylorin säännöistä voidaan todeta, että tulokset melko samansuuntaisia useiden aiempien Euroopan keskuspankille toteutettujen tutkimusten kanssa siinä mielessä, että tulokset vaihtelevat huomattavasti riippuen käytettävästä aineistosta, sekä oletetaanko keskuspankki eteenpäin katsovaksi inflaation suhteen. Kun tarkastellaan malleja, jotka eivät ota huomioon korkotason asteittaista tasoittumista, on molempien aineistojen tapauksessa eteenpäin katsovassa mallissa inflaation kerroin kontemporaarisen mallin inflaation

kerrointa suurempi; Euroopan keskuspankki siis pitää odotettua inflaatiota senhetkistä inflaatiota tärkeämpänä rahapolitiikkainstrumenttia asettaessaan. Tämä tulos on linjassa esimerkiksi Sauerin ja Sturmin (2007), Gorterin et al (2008), Belken ja Klosen (2011) havaitsemien tulosten kanssa.

Osaltaan tämän tutkimuksen tulokset vahvistavat sen, mistä jo Orphanides (2001) huomautti Yhdysvaltain keskuspankin tapauksessa: Ex post -ja reaaliaikaisella aineistolla estimoidut Taylorin säännön kerroinparametrit vaihtelevat huomattavasti. Sama tulos on todettu myös useassa Euroopan keskuspankille toteutetussa tutkimuksessa. Erityisesti silmiinpistävää tämän tutkimuksen tapauksessa on, että reaaliaikaista inflaatioennustetta käytettäessä saa odotetun inflaation kerroin erittäin suuren ja tilastollisesti merkitsevän arvon, mikä kertoo keskuspankin aggressiivisesta korkopolitiikasta inflaation suhteen; Taylorin periaate siis toteutuu.

6.2 Laajennetut säännöt

Taulukossa 4 esitetään yhtälön (17) mukaisen pääjohtajien vaihtumisen huomioivan Taylorin säännön estimointitulokset. Estimoinnit on jälleen suoritettu käyttäen sekä jälkikäteen korjattua että reaaliaikaista aineistoa. Edeltävässä analyysissä kävi ilmi, että korkomuuttujan viivästetyn arvon lisääminen malliin teki inflaatiosta ja tuotantokuilusta tilastollisesti merkitsemättömiä, viitaten viivästetyn koron erittäin suureen rooliin korkotason vaihteluita selitettäessä. Tämän takia tässä tarkastelussa viivästetty korkotermi jätettiin pois estimoitavasta mallista, sillä haluttiin keskittyä erityisesti keskuspankin reagointiin inflaation ja tuotantokuilun muutoksissa.

Taulukosta 4 huomataan, että ainoastaan tuotantokuilun ja pääjohtajien väliset interaktiitermien kertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä ex post -aineistolla estimoidussa kontemporaarisessa Taylorin säännössä. Päätelmä tästä on, että kontemporaarisessa säännössä ainoastaan tuotantokuilujen painotukset ovat keskimäärin vaihdelleet Duisenbergin, Trichet'n ja Draghin hallintokausilla. Ex post -aineistolla estimoidussa eteenpäin katsovassa säännössä inflaation ja tuotantokuilun kertoimet eivät ole tilastollisesti merkitseviä, eikä yksikään interaktiitermien kertoimista ole merkitsevää.

Tulokset muuttuvat huomattavasti, kun estimointi suoritetaan reaaliaikaista aineistoa käyttäen. Kontemporaarisessa säännössä inflaation ja tuotantokuilun kertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä, kuten myös interaktiitermien kertoimet. Tosin Draghin hallintokautta kuvaavan dummy-muuttujan ja tuotantokuilun välinen interaktio on merkitsevää ainoastaan 10 % merkitsevyystasolla.

TAULUKKO 4 Pääjohtajien vaihtumisen huomioiva Taylorin sääntö

	Ex post -aineisto		Reaaliaikainen aineisto	
	Kontemporaarine n	Eteenpäin katsova	Kontemporaarine n	Eteenpäin katsova
α	(1) ^a 3.15*** (0.34)	(2) 3.06 (8.79)	(3) 2.36*** (0.28)	(4) 0.19 (1.37)
β	0.18 (0.20)	0.26 (3.27)	0.63*** (0.14)	2.07** (0.83)
γ	0.50*** (0.07)	0.55 (1.17)	0.21*** (0.05)	0.21*** (0.06)
δ_1	-1.97* (1.01)	1.25 (10.61)	-2.45*** (0.46)	-5.91*** (1.52)
δ_2	-3.11*** (0.34)	-4.61 (7.30)	-2.40*** (0.29)	-0.92 (1.43)
δ_3	0.45 (0.45)	-1.53 (3.48)	0.64*** (0.18)	2.56*** (0.92)
δ_4	0.07 (0.21)	1.85 (3.22)	-0.36** (0.15)	-1.34 (0.88)
δ_5	-0.43*** -0.12	-0.43 (1.14)	-0.31*** (0.06)	-0.31*** (0.06)
δ_6	-0.28*** (0.08)	-1.67 (2.59)	-0.09* (0.06)	-0.07 (0.07)
J- testi	- -	1.77 (0.99)	- -	- -
\bar{R}^2	0.69	-	0.74	0.85

^a Sarakkeissa (1), (3) ja (4) raportoitu PNS-estimoinnin tulokset. Sarakkeessa (2) GMM-estimaatit. Suluissa heteroskedastisuuden ja autokorrelaation suhteen robustit keskivirheet.

Myös reaaliaikaisella aineistolla estimoidussa eteenpäin katsovassa säännössä inflaation ja tuotantokuilun kertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä; lisäksi Trichef'n aikakauden ja inflaation sekä tuotantokuilun väliset interaktiot ovat merkitseviä.

Taulukossa 4 raportoiduista estimaateista voidaan laskea keskimääräiset reaktiofunktio kunkin pääjohtajan aikakaudelle. Reaktiofunktioiden ex post -aineistosta lasketut kertoimet on raportoitu taulukossa 5. Vähintään 10 % riskitasolla tilastollisesti merkitsevistä taulukon 4 kertoimista laskettuja kertoimia on merkitty tähdellä. Kontemporaarisen säännön tapauksessa nähdään, että tuotantokuilun kertoimet sekä vakiotermit eroavat tilastollisesti merkitsevästi eri pääjohtajien hallintokausilla. Tuotantokuilun suhteen aggressiivisinta rahapolitiikka näyttäisi olleen Duisenbergin kaudella, kertoimen ollessa sama kuin Taylorin alkuperäisessä säännössä, eli 0.5. Inflaation kerroin ei ole tilastollisesti merkitsevä, eikä Taylorin periaate näin ollen toteudu yhdenkään johtajan hallintokaudella. Tämä tulos poikkeaa huomattavasti mallista, jossa interaktio termejä ei ole mukana. Tuotantokuilun

kerroin on positiivinen myös Trichet'n ja Draghin kausilla, mutta ei aivan yhtä suuri. Inflaation kertoimissa ei ole tilastollisesti merkitseviä eroja. Eteenpäin katsovissa säännöissä yksikään kertoimista ei ole tilastollisesti merkitsevä. Tämä tulos on jokseenkin kyseenalainen, ja saattaa mahdollisesti johtua GMM-estimointiin liittyvistä seikoista.

TAULUKKO 5 Interaktiotermeillä laajennetun mallin implikoimat reaktiofunktiot, ex post -aineisto

	Kontemporaarinen			Eteenpäin katsova		
	Duisenberg	Trichet	Draghi	Duisenberg	Trichet	Draghi
Vakiotermi	3.15*	1.18*	0.04*	3.06	3.06	0.19
Inflaatio	0.18	0.18	0.18	0.26	0.26	0.26
Tuotantokuilu	0.5*	0.07*	0.22*	0.55	0.55	0.55

Tilastollisesti merkitsevä väh. 10 % riskitasolla = *

Tulokset muuttuvat huomattavasti, kun pääjohtajien vaihdokset huomioiva Taylorin sääntö estimoidaan käyttäen reaaliaikaista aineistoa. Taulukossa 6 on raportoitu eri pääjohtajien aikakausille reaktiofunktiot reaaliaikaisesta aineistosta laskettuna. Kontemporarisessa mallissa inflaation kertoimet eroavat tilastollisesti merkitsevästi eri pääjohtajien aikakausilla; Taylorin periaate toteutuu ainoastaan Trichet'n hallintokaudella kertoimen ollessa 1.26. Sen sijaan eteenpäin katovassa säännössä Taylorin periaate toteutuu kaikkien johtajien hallintokausilla. Erityisen suuren arvon inflaatiokerroin saa Trichet'n kaudelle, kertoimen ollessa 4.63.

TAULUKKO 6 Interaktiotermeillä laajennetun mallin implikoimat reaktiofunktiot, reaaliaikainen aineisto

	Kontemporaarinen			Eteenpäin katsova		
	Duisenberg	Trichet	Draghi	Duisenberg	Trichet	Draghi
Vakiotermi	2.36*	-0.09*	-0.04*	0.19	-5.72*	0.19
Inflaatio	0.63*	1.26*	0.27*	2.07*	4.63*	2.07
Tuotantokuilu	0.21*	-0.10*	0.11*	0.21*	-0.10*	0.21

Tilastollisesti merkitsevä väh. 10 % riskitasolla = *

Mielenkiintoista on, että eteenpäin katsovassa säännössä Draghin hallintokaudelle interaktiotermin kertoimet eivät ole tilastollisesti merkitseviä. Näin ollen Draghin kaudelle lasketut kertoimet eivät poikkea referenssitasosta, eli Duisenbergin hallintokauden kertoimista. Toinen merkillepantava seikka on tuotantokuilun kertoimen negatiivisuus Trichet'n kaudella. Tämä tulos on yhtäpitävä pääjohtajien vaihdoksia huomioimattoman mallin tuloksen kanssa.

Tulokset ovat eittämättä mielenkiintoisia, sillä reaktiofunktiot poikkeavat reaaliaikaisella aineistolla huomattavasti ex post -aineistolla estimoiduista reaktiofunktioista. Selitysasteen valossa parhain malli vaikuttaisi olevan reaaliaikaisella aineistolla estimoitu eteenpäin katsova malli. Osaltaan tämä

tukee esimerkiksi Orphanidesin (2001) esittämää kritiikkiä siitä, että ex post -aineistolla suoritettu analyysi ei anna totuudenmukaista kuvaa keskuspankin rahapolitiikkapäätöksistä.

Taulukossa 7 on raportoitu yhtälön (18) mukaiset Taylorin säännöt, joihin on lisätty inflaation ja tuotantokuilun interaktiot alaluvussa 5.3.4 esitellyn pienten maiden suhteellisen vaikuttavuuden indeksin kanssa. Tämä indeksi mittaa niiden maiden suhteellista osuutta, joiden paino EKP:n neuvostossa on suurempi kuin niiden pääoma-avaimen mukainen osuus EKP:n pääomasta. Sisällyttämällä indeksin ja inflaation sekä tuotantokuilun interaktiot Taylorin sääntöön voidaan tutkia, onko suhteellisen vaikuttavuuden indeksin vaihtelulla ollut vaikutusta Taylorin säännön parametreihin.

Taulukosta 7 nähdään, että interaktiotermit ovat tilastollisesti merkitseviä ainoastaan ex post -aineistolla estimoidun eteenpäin katsovan säännön tapauksessa. Sekä inflaation että tuotantokuilun interaktiot vaikuttavuusindeksin kanssa ovat tilastollisesti merkitseviä, joskin inflaation interaktio vain 10 % merkitsevyystasolla. Inflaation ja vaikuttavuusindeksin interaktiotermin kerroin λ_1 saa arvon 0.10. Tulkinta on, että kun vaikuttavuusindeksi kasvaa yhdellä prosenttiyksiköllä, on muutos inflaation kertoimessa keskimäärin 0.10; siis esimerkiksi 10 prosenttiyksikön nousu vaikuttavuusindeksissä kasvattaisi inflaatiokerrointa keskimäärin yhdellä.

TAULUKKO 7 Pienten maiden vaikuttavuusindeksillä laajennettujen Taylorin sääntöjen tulokset

	Ex post -aineisto		Reaaliaikainen aineisto	
	Kontemporaarinen	Eteenpäin katsova	Kontemporaarinen	Eteenpäin katsova
	n		n	
α	(1)	(2)	(3)	(4)
	1.01*	-0.60	0.35	-3.94***
	(0.62)	(1.20)	(0.41)	(0.87)
β	0.63**	1.15*	1.03***	3.73***
	(0.31)	(0.62)	(0.20)	(0.51)
γ	0.004	-0.44*	-0.09*	-0.10**
	(0.12)	(0.24)	(0.05)	(0.05)
λ_1	0.01	0.10*	-0.01	0.003
	(0.02)	(0.05)	(0.02)	(0.02)
λ_2	-0.03	-0.21**	-0.01	-0.02
	(0.03)	(0.08)	(0.02)	(0.02)
J-testi	-	6.03	-	-
	-	(0.95)	-	-
\bar{R}^2	0.26	-	0.28	0.35

Tuotantokuilun ja vaikuttavuusindeksin välisen interaktion kerroin saa arvon -0.21. Tämä tulkitaan siten, että keskimäärin yhden prosenttiyksikön kasvu vaikuttavuusindeksissä pienentää tuotantokuilun kerrointa lukemalla -0.21;

näin ollen esimerkiksi 10 prosenttiyksikön kasvu vaikuttavuusindeksissä pienentää mallin mukaan tuotantokuilun kerroin keskimäärin 2.1 yksiköllä.

On mielenkiintoista, että ainoastaan ex post -aineistolla estimoidun eteenpäin katsovan mallin tapauksessa interaktiotermit ovat tilastollisesti merkitseviä. Reaaliaikaisesta aineistosta estimoidun eteenpäin katsovan mallin tapauksessa näin ei esimerkiksi ole. Siis ainoastaan ex post -näkökulmasta saadaan tukea hypoteesille, että muutokset pienten maiden suhteellisessa vaikuttavuudessa euroalueella olisivat vaikuttaneet Euroopan keskuspankin rahapolitiikkaan Taylorin säännöllä arvioituna.

7 JOHTOPÄÄTÖKSET

Tässä työssä on käyty läpi amerikkalaisen taloustieteilijä John Taylorin (1993) esittelemää yksinkertaista rahapolitiikkasääntöä, siihen liittyvää empiiristä kirjallisuutta, sekä sen soveltamista Euroopan keskuspankin rahapolitiikkaan. Työn empiirisessä osiossa Euroopan keskuspankin aineistoon sovitettiin Taylorin säännön perusmalli, sekä niin sanottu eteenpäin katsova malli. Tässä tutkimuksessa estimoitu eteenpäin katsova Taylorin sääntö olettaa, että keskuspankki reagoi rahapolitiikkainstrumenttiaan, nimellistä korkotasoa, asettaessa senhetkisen eli kontemporaarisen inflaation sijasta odotettuun tulevaisuuden inflaatioon. Ennustehorisontti on tässä tutkimuksessa 12 kuukautta. Empiirisessä kirjallisuudessa tavanomaisempien Taylorin säännön versioiden lisäksi tässä tutkimuksessa tarkasteltiin myös mallia, joka huomioi Euroopan keskuspankin pääjohtajien vaihtumisen. Näin ollen voitiin tutkia, ovat Taylorin säännön parametrit vaihdelleet eri pääjohtajien hallintokausilla. Lopuksi suoritettiin vielä pienimuotoinen tarkastelu siitä, onko euroalueen laajenemisella, ja etenkin pienempien talouksien poliittisen vaikuttavuuden muutoksilla euroalueessa ollut vaikutusta Euroopan keskuspankin rahapolitiikkaan.

Tämän tutkimuksen tulokset vahvistavat osaltaan sen, mitä useissa aiemmissa Taylorin sääntöä tarkastelevissa empiirissä tutkimuksissa on havaittu niin Euroopan keskuspankille kuin esimerkiksi Yhdysvaltain keskuspankillekin, eli että estimoitujen inflaation ja tuotantokuilun painokerrointen arvot vaihtelevat riippuen siitä, käytetäänkö reaaliaikaista vai niin sanottua ex post- eli jälkikäteen korjattua aineistoa. Tässä tutkimuksessa huomattiin, että ex post -aineistosta estimoitujen sääntöjen tapauksessa niin sanottu Taylorin periaate, eli inflaation ykköstä suurempi kerroin, ei toteudu niin kontemporaarisen säännön kuin eteenpäin katsovankaan säännön tapauksessa. Johtopäätös on, että tarkasteluajanjaksolla 1/1999 – 9/2014 Euroopan keskuspankin rahapolitiikka on ollut epävakauttavaa, eli se ei ole reagoinut inflaation muutoksiin nostamalla nimellistä korkotasoa tarpeeksi, jotta reaalin korkotaso nousisi ja hillitsisi näin

talouden ylikuumenemista. Tulokset kuitenkin muuttuvat, kun estimointi suoritetaan reaaliaikaista aineistoa käyttäen. Tällöin Taylorin periaate toteutuu sekä kontemporaarisen että eteenpäin katsovan säännön tapauksessa. Mielenkiintoinen tulos oli reaaliaikaisen aineiston tapauksessa, että tuotantokuilulle estimointi negatiivinen kerroin molemmissa malleissa.

Orphanidesin (2001) mukaan rahapolitiikka-analyysi tulisi perustaa reaaliaikaiseen dataan, sillä jälkikäteen korjatun aineiston käyttö voi johtaa harhaiseen kuvaan historiallisesta rahapolitiikasta. Tämä seuraa siitä, että jälkikäteen korjattu *ex post* -aineisto ei anna todenmukaista kuvaa informaatiosta, joka keskuspankilla on rahapolitiikkainstrumentin asettamishetkellä. Tässä tutkimuksessa reaaliaikaisella aineistolla estimoidut mallit selittävät hieman paremmin muutoksia lyhyessä korkotasossa, mikä myös osaltaan puhuu reaaliaikaisen aineiston käyttämisen puolesta. Jatkotutkimuksen kannalta olennaista saattaisi olla esimerkiksi nowcast-ennusteiden soveltaminen Taylorin sääntöön. Branch (2014) sovelsi nowcast-ennusteita Yhdysvaltain keskuspankin rahapolitiikan arvioinnissa, ja samanlainen tarkastelu olisi mielenkiintoista toteuttaa myös Euroopan keskuspankille.

Tässä tutkimuksessa mallinnettiin myös Taylorin säännössä aiemmassa empiirisessä kirjallisuudessa vahvaa näyttöä saanutta rahapolitiikkainertiaa, eli korkotason asteittaista asettumista tavoitetasoonsa. Havaittiin, että korkotasoituksen astetta kuvaava parametri sai mallissa erittäin lähellä ykköstä olevia arvoja, mikä kuvaa korkeaa rahapolitiikkainertiaa. Tämä tulos on samansuuntainen kuin valtaosassa aiemmista kuukausiaineistolla toteutetuissa empiirisissä tutkimuksissa. Huomattiin myös, että viipeellisen korkotason lisääminen selittäväksi muuttujaksi muutti muiden muuttujien estimoituja kertoimia huomattavasti; useimpien mallien tapauksessa ne muuttuivat tilastollisesti merkitsemättömiksi. Lisäksi malleissa, joissa korkoinertia huomioitiin, olivat selitysasteen hyvin korkeita. Menneen korkotason voidaan siis tulkita olevan erittäin tärkeä tekijä Taylorin säännön mukaisen tavoitekorkotason määräytymisessä.

Tässä tutkimuksessa, kuten valtaosassa aiemmastakaan empiirisestä Taylorin sääntöön liittyvässä tutkimuskirjallisuudessa, käytettävien aikasarjojen mahdollinen epästationaarisuus sivutettiin ilman toimenpiteitä, olettaen stationaarisuus pidemmällä aikavälillä (esim. Clarida et al (2000)). Yksikköjuuritesteissä ilmeni, että lyhyen korkotason ja inflaation aikasarjat olivat mahdollisesti yksikköjuurellisia. Eräs potentiaalinen jatkotutkimuksen aihe saattaisi olla Taylorin säännön muuttujien yhteisintegroituvuuden tutkiminen. Tämä tosin edellyttäisi muuttujien samanasteista integroituvuutta. Muun muassa Gerlach-Kirsten (2003) sovelsi tätä metodologiaa euroalueelle, mutta samanlainen tutkimus olisi mielenkiintoista toteuttaa myös hieman pidemmällä aineistolla. Eräs toinen aineistoon liittyvä kysymys on tuotantokuilun estimointi. Tässä tutkimuksessa potentiaalista tuotantoa estimointi Hodrick-Prescott-suotimella. Jatkotutkimuksessa olisi kuitenkin

paikallaan testata, muuttuvatko tulokset, jos potentiaalisen tuotannon estimointiin käytetään jotakin muuta menetelmää.

Tämä tutkimus tarkasteli kirjallisuudessa tavanomaisempien Taylorin sääntöjen lisäksi mallia, joka huomioi EKP:n pääjohtajien vaihdokset tarkasteluajanjaksolla. Ex post -aineistolla estimoidussa mallissa ainoastaan pääjohtajadummyjen ja tuotantokuilun väliset interaktiot olivat tilastollisesti merkitseviä. Tulosten mukaan kaikkien kolmen pääjohtajan - Duisenbergin, Trichet'n ja Draghin - aikakausilla tuotantokuilun kerroin oli melko lähellä nollaa, kertoen EKP:n suhteellisen pienestä tuotantokuilulle asettamasta painoarvosta jokaisen pääjohtajan aikakaudella. Tulokset muuttuivat jälleen huomattavasti reaaliaikaisesta aineistosta estimoidun mallin tapauksessa. Nyt myös inflaation kerroin oli tilastollisesti merkitsevä. Erityisesti saatiin näyttöä, että Trichet'n aikakaudella EKP on reagoinut aggressiivisesti inflaatioon - Taylorin periaate toteutui niin kontemporarisessa kuin eteenpäin katsovassakin säännössä. Sen sijaan Duisenbergin ja Draghin aikakausilla Taylorin sääntö toteutui ainoastaan eteenpäin katsovassa mallissa. Vaikka tulokset antavat näyttöä rahapolitiikan vaihtelevista painotuksista eri pääjohtajien aikakausilla, ei niistä sinällään voida tehdä pidemmälle meneviä johtopäätöksiä pääjohtajien eriävistä preferensseistä. On muistettava, että tarkasteluajanjaksolla Eurooppaa koetellut talouskriisi on pakottanut EKP:n rahapoliittisesti epätavanomaisiin toimiin, ja osaltaan tälläkin lienee vaikutusta tuloksiin. EKP:n ohjauskorko on jo pidemmän aikaa ollut hyvin lähellä nollaa, mikä vähentää tavanomaisen rahapolitiikan liikkumavaraa. Tulevaisuudessa olisikin mielenkiintoista tutkia, kuinka esimerkiksi Taylorin sääntö soveltuu keskuspankin rahapolitiikan analysointiin nimelliskorkojen nollarajan olosuhteissa.

Lopuksi tarkasteltiin vielä, onko euroalueen pienten maiden suhteellisen vaikuttavuuden muutoksilla ollut vaikutusta Taylorin säännön kertoimiin. Erityisesti vuodesta 2007 eteenpäin liittyneet uudet jäsenmaat ovat olleet talussektoreidensa koon puolesta pieniä maita, mutta toisaalta niiden poliittinen vaikutusvalta on Euroopan keskuspankin neuvostossa ollut yhtäläinen talouksiltaan suurempien maiden kanssa. Tarkastelu suoritettiin käyttämällä indeksiä, joka mittasi kunakin ajanhetkenä niiden euroalueen maiden, joiden suhteellinen paino EKP:n neuvostossa on edustajissa mitattuna suurempi kuin niiden suhteellinen osuus EKP:n pääomasta, prosentuaalista määrää. Erityisesti tämän katsottiin mittaavan pienten talouksien suhteellista poliittista painoarvoa euroalueessa.

Tavanomaiseen Taylorin sääntöön lisättiin tämä suhteellisen vaikuttavuuden indeksin sekä inflaation ja tuotantokuilun interaktiotermit. Ainoastaan ex post -aineistosta estimoidun eteenpäin katsovan säännön tapauksessa interaktiotermin kertoimet olivat tilastollisesti merkitseviä. Tulkinnat olivat, että pienten maiden suhteellisen painon kasvu on vaikuttanut keskimäärin positiivisesti inflaation kertoimeen, mutta negatiivisesti tuotantokuilun kertoimeen. On muistettava, että tämä tarkastelu oli vain suuntaa-antava, ja jatkotutkimuksessa paikallaan on ehdottomasti soveltaa

teoreettisia lähtökohtia liittyen esimerkiksi eri jäsenmaiden mahdollisiin asymmetrisiin preferensseihin rahapolitiikan suhteen. Esimerkiksi mielenkiintoista olisi tarkastella, millaiset ovat EKP:n neuvoston uuden, vuoden 2015 alussa käyttöön otetun kiertävän äänestysmallin vaikutukset rahapoliittiseen päätöksentekoon, jähka aineistoa on enemmän saatavilla.

LÄHTEET

- Adema, Y. 2004. A Taylor Rule for the Euro Area Based on Quasi-Real Time Data. DNB Staff Reports 2004, No. 114.
- Barro, R. J. & Gordon, D. B. 1983a. A Positive Theory of Monetary Policy in a Natural-Rate Model. *Journal of Political Economy* 91 (4), 589-610.
- Barro, R. J. & Gordon, D. B. 1983b. Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy. *Journal of Monetary Economics* 12 (1), 101-121.
- Belke, A. & Klose, J. 2011. Does the ECB Rely on a Taylor Rule During the Financial Crisis? Comparing Ex-Post and Real Time Data with Real Time Forecasts. *Economic Analysis & Policy* 41 (2), 147-171.
- Branch, W. A. 2014. Nowcasting and the Taylor Rule. *Journal of Money, Credit and Banking* 46 (5), 1035-1055.
- Carare, A. & Tchaidze, R. 2005. The Use and Abuse of Taylor Rules: How Precisely Can We Estimate Them? IMF Working Paper, WP/05/148.
- Castro, V. 2011. Can central banks' monetary policy be described by a linear (augmented) Taylor rule or by a nonlinear rule? *Journal of Financial Stability* 7, 228-246.
- Clarida, R., Gali, J. & Gertler, M. 1998. "Monetary Policy Rules in Practice: Some International Evidence". NBER Working Paper Series. Working Paper 6254.
- Clarida, R., Gali, J. & Gertler, M. 2000. "Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability: Evidence and Some Theory". *Quarterly Journal of Economics* 115 (1), 147-180.
- Clarida, R., Gali, J. & Gertler, M. 1999. The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective. *Journal of Economic Literature* 37 (2), 1661-1707.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association* 74 (366), 427-431.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. 1981. Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With an Unit Root. *Econometrica* 49 (4), 1057-1072.
- Enders, W. 2004. *Applied Econometric Time Series*, 2. painos. Wiley: USA.
- Engle, R. F. & Granger, C. W. J. 1987. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* 55 (2), 251-276.
- Euroopan keskuspankki. 2011. Euroopan keskuspankin rahapolitiikka -kirja, suomenkielinen painos. Saatavana verkosta:
<URL:
<https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/monetarypolicy2011fi.pdf>>
- Faust, J. Rogers, J. H. & Wright, J. H. 2001. An Empirical Comparison of Bundesbank and ECB Monetary Policy Rules. *International Finance*

- Discussion Papers no. 705, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- Friedman, M. 1960. "A Program for Monetary Stability". New York: Fordham University Press.
- Gerdesmeier, D. & Roffia, B. 2003. Empirical Estimates of Reaction Functions for the Euro Area. European Central Bank Working Paper Series, Working Paper No. 206.
- Gerdesmeier, D. & Roffia, B. 2005. "The relevance of real-time data in estimating reaction functions for the euro area". *The North American Journal of Economics and Finance* 16 (3), 293-307.
- Gerlach, S. & Schnabel, G. 2000. "The Taylor rule and interest rates in the EMU area". *Economics Letters* 67 (2), 165-171.
- Gerlach-Kirsten, P. 2003. Interest Rate Reaction Functions and the Taylor Rule in the Euro Area. ECB Working Paper Series, Working Paper No. 258.
- Giannone, D., Henry, J., Lalik, M. & Modugno, M. 2010. An Area-Wide Real Time Database For The Euro Area. ECB Working Paper Series No 1145.
- Gorter, J., Jacobs, J. & De Haan, J. 2008. Taylor Rules for the ECB using Expectations Data. *The Scandinavian Journal of Economics* 110 (3), 473-488.
- Greene, W. 2008. *Econometric Analysis*, 6. painos. Prentice Hall: New Jersey.
- Kydland, F. E. & Prescott, E. C. 1977. "Rules Rather than Discretion: The Inconsistency of Optimal Plans". *Journal of Political Economy* 85 (3), 473-491.
- Hamilton, J. D. 1994. *Time Series Analysis*. Princeton University Press: Princeton, New Jersey.
- Hansen, L. P. (1982). "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators". *Econometrica* 50 (4), 1029-1054.
- Hayo, B. & Hofmann, B. 2006. Comparing Monetary Policy Reaction Functions: ECB versus Bundesbank. *Empirical Economics* 31 (2), 645-662.
- Hodrick, R. J. & Prescott, E. C. 1997. "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation". *Journal of Money, Credit and Banking* 29 (1), 1-16.
- How voting rights rotate on the ECB Governing Council. [Viitattu 1.7.2015] Bundesbank. Saatavana:
<URL: http://www.bundesbank.de/Redaktion/EN/Topics/2014/2014_09_19_rotation_system.html>
- Inflation Targeting: Holding The Line. [Viitattu 13.7.2015] IMF. Saatavana:
<URL: <http://www.imf.org/external/pubs/ft/fandd/basics/target.html>>
- Judd, J. P. & Rudebusch, G. D. 1998. Taylor's Rule and the Fed: 1970-1997. *FRBSF Economic Review*, Number 3.
- Junttila, J. 2013. The Role of Stock and Currency Market Information in the Taylor Rule: Evidence from OECD Countries. Jyväskylä School of Business and Economics, Department of Economics.

- Kulikauskas, D. 2014. Nonlinear Taylor Rule for the European Central Bank. *Economics Bulletin* 34 (3), 1798-1804.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. & Shin, Y. 1992. Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root? *Journal of Econometrics* 54 (1-3), 159-178.
- Mise, E., Kim, T-H. & Newbold, P. 2005. On suboptimality of Hodrick-Prescott filter at time series endpoints. *Journal of Macroeconomics* 27 (1), 53-67.
- Newey, W. K. & West, K. D. 1987. A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica* 55 (3), 703-708.
- Orphanides, A. 2001. Monetary Policy Rules Based on Real-Time Data. *American Economic Review* 91 (4), 964-985 .
- Orphanides, A. & van Norden, S. 2002. The Unreliability of Output Gap Estimates in Real Time. *The Review of Economics and Statistics* 84 (4), 569-583.
- Rahapolitiikan välineet. [Viitattu 13.7.2015] Suomen Pankki. Saatavana: <URL: http://www.suomenpankki.fi/fi/rahapolitiikka/rahapolitiikan_valineet/Pages/default.aspx>
- Rudebusch, G. D. 2002. Term Structure Evidence on Interest Rate Smoothing and Monetary Policy Inertia. *Journal of Monetary Economics* 49 (6), 1161-1187.
- Rudebusch, G. D. & Svensson, L. E. O. 1998. Policy Rules For Inflation Targeting. NBER Working Paper Series, Working Paper No. 6512.
- Sack, B. & Wieland, V. 2000. Interest-Rate Smoothing and Optimal Monetary Policy: A Review of Recent Empirical Evidence. *Journal of Economics and Business* 52 (1-2), 205-228.
- Sauer, S. & Sturm, J-E. 2007. "Using Taylor Rules to Understand European Central Bank Monetary Policy". *German Economic Review* 8 (3), 357-398.
- Svensson, L. E. O. 1998. Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule. NBER Working Paper Series. Working Paper 6790.
- Svensson, L. E. O. 2002. Inflation Targeting: Should It Be Modeled as an Instrument Rule or a Targeting Rule? NBER Working Paper Series. Working Paper 8925.
- Svensson, L. E. O. 2003. What is Wrong With Taylor Rules? Using Judgement in Monetary Policy Through Targeting Rules. *Journal of Economic Literature* 41 (2), 426-477.
- Taylor, J. B. 1993. "Discretion Versus Policy Rules in Practice. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 39.
- Taylor, J. B. 1999. "The robustness and efficiency of monetary policy rules as guidelines for interest rate setting by the European central bank". *Journal of Monetary Economics* 43 (3), 655-679.
- Van Lear, W. 2000. A Review of the Rules Versus Discretion Debate in Monetary Policy. *Eastern Economic Journal* 26 (1), 29-39.

LIITTEET

LIITE 1 Kuvailevia tunnuslukuja aineiston muuttujista

Muuttuja	Keskiarvo	Keskihajonta	Min	Max
Euribor 3 kk	2.41	1.51	0.10	5.11
Inflaatio (ex post)	1.95	0.82	-0.60	4.00
Inflaatio (reaaliaikainen)	1.97	0.83	-0.6	4.1
Tuotantokuilu (ex post)	-0.07	2.94	-12.23	7.43
Tuotantokuilu (reaaliaikainen)	-0.13	4.06	-17.95	7.70
Inflaatioennuste (12 kk)	1.70	0.26	1.20	2.40