

# Korkojen aikarakenne ja suhdannevaihtelut

Kansantaloustiede  
Pro gradu -tutkielma  
Johtamiskorkeakoulu  
Tampereen yliopisto  
Toukokuu 2012  
Antti Mustonen

## TIIVISTELMÄ

Tampereen yliopisto

Johtamiskorkeakoulu

MUSTONEN, ANTTI: Korkojen aikarakenne ja suhdannevaihtelut

Pro gradu -tutkielma: 80 sivua, 4 liitesivua

Kansantaloustiede

Toukokuu 2012

Avainsanat: korkojen aikarakenne, suhdannevaihtelut, korkoero, puhdas odotusteoria, markkinasegmenttiteoria, likviditeetti-preemioteoria, Euroopan keskuspankki, rahapolitiikka, ohjauskorko

---

Euroopan taloudessa on viimeisten vuosien aikana koettu mittava suhdannemuutos ja huoli talouden tulevaisuudesta on ilmentynyt epävarmuutena rahoitusmarkkinoilla. Vuoden 2005 syksyllä alkanut korkojen kohoaminen päättyi vuoden 2008 syksyllä, minkä jälkeen korot romahtivat lyhyessä ajassa. Vuoden 2009 loppuun mennessä lyhyet markkinakorot olivat menettäneet arvostaan jopa 87 prosenttia ja Suomen sekä monen muun maan talous oli ajautunut taantumaa.

Tässä tutkielmassa pyritään selvittämään, onko olemassa sellaista yksinkertaista indikaattoria, jolla kyettäisiin ennustamaan talouden tuotannossa tapahtuvia muutoksia. Kirjallisuudessa tällaiseksi indikaattoriksi on esitetty korkoero-muuttujaa, joka muodostuu valtion kymmenen vuoden viitelainan koron ja kolmen kuukauden markkinakoron erotuksesta. Aiempien tutkimusten mukaan korkoeron muuttuessa negatiiviseksi, talouden ennakoitaan olevan taantumassa tietyllä viiveellä. Mielenkiintoa kyseisen indikaattorin tarkasteluun lisää myös se, että korkoeron on väitetty menettäneen merkitystään suhdannevaihteluiden ennustamisessa 1980-luvulta lähtien. Tässä tutkielmassa on tarkoitus empiirisesti kokeilla, kyetäänkö korkoeron avulla ennustamaan talouden muutoksia Suomen vuosien 1992–2009 aineistoa hyväksikäyttäen ja onko eurojärjestelmään liittymisellä ollut vaikutusta ennustekykyyneen. Tutkielmassa perehdytään myös rahapolitiikan ja korkoeron väliseen suhteeseen eli siihen, kuinka Euroopan keskuspankin neuvoston määrittämässä ohjauskorossa tapahtuvat muutokset vaikuttavat korkoeroon.

Suomen aineistosta saatujen tulosten perusteella, korkoero kykenee ennustamaan reaalisessa bruttokansantuotteessa tapahtuvia muutoksia analysoitaessa koko havaintoperiodia. Jaettaessa aineisto osaperiodeihin, bruttokansantuotteen muutos reagoi korkoerossa tapahtuvaan muutokseen nopeammin ennen eurojärjestelmään liittymistä, kuin koko periodilla tehtävässä tarkastelussa. Eurojärjestelmään liittymisen jälkeen, viiveen havaitaan pidentyneen huomattavasti suhteessa koko periodilla tehtyyn estimointiin ja tätä viivettä ei voida enää pitää talouden reagoinnin kannalta relevanttina. Viivepituuksien näkökulmasta eurojärjestelmään siirtyminen ei ole nopeuttanut talouden reagointia korkoerossa tapahtuvaan muutokseen, vaan päinvastoin, se on Suomen aineistolla mitattuna huomattavasti hitaampaa kuin aikana, jolloin Suomi päätti itsenäisesti rahapolitiikastaan. Ohjauskoron ja korkoeron välisen suhteen osalta tutkimustulokset osoittavat, että ohjauskoron muutokset kanavoituvat korkoeroon pääsääntöisesti kolmen kuukauden markkinakoron kautta ja vastaavasti kymmenen vuoden valtion viitelaina reagoi lyhyissä markkinakoroissa tapahtuviin muutoksiin korkojen aikarakenne-teorioiden mukaisesti. Yksittäisten jäsenvaltioiden näkökulmasta tämä tarkoittaa, että rahapoliittisen päätöksenteon keskittäminen keskuspankkien muodostamalle eurojärjestelmälle on kaventanut jäsenvaltioiden mahdollisuutta reagoida suhdannevaihteluihin, sillä kansantaloudellisesti tärkeät investointi- ja säästämissä päätökset perustuvat loppujen lopuksi annettuihin lyhyisiin markkinakorkoihin.

# Sisällysluettelo

<b>1. Johdanto .....</b>	<b>3</b>
<b>2. Korkojen aikarakenne .....</b>	<b>6</b>
2.1 Koroista yleisesti .....	6
2.2 Korkojen aikarakenne käsitteenä .....	8
2.3 Korkojen aikarakenneteoriat .....	9
2.3.1 Puhdas odotusteoria.....	11
2.3.2 Markkinasegmenttiteoria .....	14
2.3.3 Likviditeettipreemioteoria .....	16
2.4 Tuottokäyrä .....	19
2.4.1 Tuottokäyrän muoto .....	20
2.4.2 Tuottokäyrä ja talouden ennustaminen.....	22
2.4.3 Tuottokäyrä ja rahapolitiikka .....	24
<b>3. Suhdannevaihtelut.....</b>	<b>27</b>
3.1 Suhdannevaihtelut yleisesti.....	27
3.2 Euroopan keskuspankki .....	28
3.2.1 Euroopan keskuspankin tehtävät.....	29
3.2.2 Rahapolitiikan välineet .....	29
<b>4. Tutkimusmenetelmät .....</b>	<b>33</b>
4.1 Aikasarjan määritelmä .....	33
4.2 Stationaarisuus.....	35
4.3 Yksikköjuuren testaaminen .....	36
4.3.1 Yksikköjuuri käsitteenä .....	36
4.3.2 Dickey-Fuller-yksikköjuuritestit.....	37
4.4 Vektoriautoregressiivinen malli .....	41
4.5 Yhteisintegraation testaaminen .....	44
4.5.1 Yhteisintegraatio käsitteenä.....	44
4.5.2 Englen ja Grangerin menetelmä.....	45
4.6 Granger-kausalisuus.....	48
4.7 Impulssivastefunktio .....	49
<b>5. Empiirinen tarkastelu .....</b>	<b>52</b>
5.1 Estimoitavan aineiston esittely .....	52
5.2 Ohjauskoron vaikutus korkoeroon.....	55
5.3 Bruttokansantuotteen ennustaminen korkoeron avulla.....	58
5.4 Yksikköjuuren testaaminen .....	62
5.5 Yhteisintegraatiotesti .....	64
5.6 Kausalisuustesti .....	66
5.7 Impulssivastefunktion tulkinta .....	67

5.7.1 Impulssivastefunktio periodille 1/1992 – 4/2009.....	68
5.7.2 Impulssivastefunktio osaperiodille 1/1992 – 4/1998 .....	69
5.7.3 Impulssivastefunktio osaperiodille 1/1999 – 4/2009 .....	70

<b>6. Johtopäätökset.....</b>	<b>72</b>
-------------------------------	-----------

<b>LÄHTEET .....</b>	<b>76</b>
----------------------	-----------

<b>LIITTEET .....</b>	<b>81</b>
-----------------------	-----------

LIITE 1. Yksikköjuuritestissä käytettävän yhtälön määrittely.....	81
LIITE 2. $\tau$ :n kumulatiivinen jakauma.....	82
LIITE 3. Yhteisintegraatiotestin kriittiset arvot. ....	83
LIITE 4. Korkoeron ja bruttokansantuotteen muutoksen kuvaajat. ....	84

# 1. Johdanto

Taloudessa on viimeisten vuosien aikana koettu erilaisia käännteitä niin Suomen, Euroopan kuin koko maailmankin osalta. Epävarmuus tulevasta talouskehityksestä on lisääntynyt kuluttajien keskuudessa ja samalla luottamus rahapolitiikkaa harjoittavia toimijoita kohtaan on heikentynyt. Vuoden 2005 syksystä alkanut korkojen kohoaminen päättyi vuoden 2008 syksyllä, jonka jälkeen korot romahtivat lyhyessä ajassa. Markkinakoroista kolmen kuukauden euribor oli menettänyt arvostaan noin 87 prosenttia vuoden 2009 loppuun mennessä. Suomi oli muiden maiden mukana ajautunut taantumaan.

Tässä tutkielmassa on tarkoitus selvittää, onko taloudessa olemassa yksinkertaisia indikaattoreita, joiden avulla kyettäisiin ennustamaan mahdollinen taantuma. Suhdannevaihteluista on olemassa runsaasti aiempia tutkimuksia ja valtaosa niistä käsittelee Yhdysvaltojen taloutta. Siitä huolimatta, että eräs tärkeimmistä suhdannevaihteluihin vaikuttavista tekijöistä on talouden harjoittama rahapolitiikka, asettaa talouden, tai oikeammin talousalueen koko tietynlaiset rajoitteet suhdannevaihteluiden tasaamiselle.

Aiempien tutkimusten mukaan yksinkertainen ja tehokas tapa ennustaa talouden mahdollista taantumaa, on tutkia tuottokäyrän muotoa. Tuottokäyrällä kuvataan korkojen aikarakennetta eli tietyn hetken tuottovaadetta eri maturiteetin sijoituskohteille, kuten valtioiden joukkovelkakirjalainoille. Tuottokäyrän kuvaaja vaihtelee päivittäin, mutta siitä on silti havaittavissa kolme erilaista muotoa. Yksinkertaistetusti tuottokäyrä on joko nouseva, laskeva tai tasainen.

Tuottokäyrän kuvaajasta nostetaan esiin kaksi muuttujaa, joiden muodostaman indikaattorin avulla pyritään ennustamaan talouskasvua yli tietyn ajan. Useiden eri tutkimusten mukaan, ennustuskyvyltään tehokkaimmaksi indikaattoriksi on muodostunut korkoero-muuttuja, joka saadaan valtion kymmenen vuoden viitelainan koron ja kolmen kuukauden markkinakoron erotuksena. Yhdysvalloissa tehdyissä tutkimuksissa on havaittu, että korkoeron saadessa negatiivisen arvon, tätä seuraa bruttokansantuotteen lasku tietyllä viiveellä. Tässä tutkielmassa keskeisenä tavoitteena on selvittää, onko tällä indikaattorilla ennustevoimaa käsiteltäessä Suomen aineistoa. Mielenkiintoisen lisän tutkimukseen tuo se, että Suomi on osa eurojärjestelmää eikä näin ollen kykene vaikuttamaan itsenäisesti maassa harjoitettavaan rahapolitiikkaan.

Joidenkin tutkimusten mukaan korkoeron käyttö suhdannevaihteluita kuvaavana indikaattorina ei ole enää 1980-luvun jälkeen ollut relevantti. Tämä näkemys antaa mielenkiintoisen lähestymiskulman tutkittaessa talouden ennustamista Suomen aineistoa hyväksikäyttäen, sillä viitelainajärjestelmän kehityksestä johtuen viitelainojen korkoja on saatavilla vasta vuodesta 1992 lähtien. Näin ollen, empiirinen tutkimus tullaan suorittamaan monien mielestä vanhentuneella indikaattorilla.

Tässä tutkielmassa analysoidaan erilaisin empiirisin menetelmin edellä mainittua Suomen korkoaineistoa vuosien 1992 – 2009 välillä. Kyseiseen ajanjaksoon sisältyy Suomen liittyminen osaksi eurojärjestelmää, joten rahapolitiikan vaikutuksen selvittämiseksi, aineistoa tullaan tarkastelemaan sekä koko periodilta että osaperiodeilta ennen ja jälkeen eurojärjestelmään liittymisen. Tutkielmassa pääasiassa käytettävät menetelmät perustuvat Estrellan ja Mishkinin (1997) laatimaan tutkimukseen, jossa he vertailivat korkojen aikarakenteen ja suhdannevaihteluiden yhteyttä Yhdysvaltojen sekä suurimpien Euroopan maiden osalta. Tämän lisäksi käytettävät menetelmät kohdistuvat aikasarjojen käyttäytymiseen liittyvien lainalaisuuksien tutkimiseen. Tarkasteltavan aineiston osalta tutkitaan kolmen kuukauden euriborin ja valtion kymmenen vuoden viitelainan samansuuntaista muuttumista sekä korkoeron ja bruttokansantuotteen kausaalisuutta. Tarkasteluun otetaan mukaan myös impulssivastefunktion tulkinta koko periodin sekä kummankin osaperiodin osalta. Impulssivastefunktiolla tutkitaan, kuinka korkosprediin tullut yhden keskihajonnan suuruinen sokki vaikuttaa bruttokansantuotteen muutokseen.

Tutkielmasta käy ilmi, että Suomen aineistosta saadut tulokset ovat samansuuntaisia Estrellan ja Mishkinin (1997) tulosten kanssa, vaikka tarkasteluajankohdat eroavat toisistaan. Suomen osalta korkoerossa tapahtuvan muutoksen nähdään parhaiten ennakoivan bruttokansantuotteessa tapahtuvaa muutosta koko tarkasteluperiodilla noin neljä vuosineljännestä eli yhden vuoden aiemmin. Osaperiodeittain tapahtuvassa tarkastelussa hajontaa on enemmän, mutta tutkimuksen kannalta realististen tulosten voidaan nähdä myötäilevän koko periodia koskevien tulosten kanssa.

Tutkielman rakenne etenee luvuittain siten, että toisessa luvussa käsitellään korkojen aikarakennetta. Tässä luvussa käydään läpi eri korkotyypit ja korkojen käsitteelliset erot. Tämän lisäksi luvussa esitellään korkojen aikarakenneteoriat eli puhdas odotusteoria, markkinasegmenttiteoria sekä likviditeettipreemioteoria. Luvun lopussa perehdytään tuottokäyrään sen muodon, kyvyn ennustaa talouden muutoksia ja rahapoliittisen kytkeytymisen osalta.

Kolmannessa luvussa tarkastellaan suhdannevaihteluita eli talouden kokonaistuotannon kasvuvauhdissa tapahtuvia vaihteluita. Koska rahapolitiikalla on keskeinen rooli suhdannevaihteluiden tasaamisessa, on luonnollista ottaa mukaan Suomen aineistolla tehtävään tarkasteluun myös Euroopan keskuspankki. Tutkielman osalta mielenkiinto kohdistuu Euroopan keskuspankin käytössä oleviin rahapolitiikan välineisiin eli avomarkkinaoperaatioihin sekä maksuvalmiusjärjestelmään.

Neljännessä luvussa esitetään tutkielmassa käytettävät tutkimusmenetelmät suhteellisen teoreettisesti, jotta viidennessä luvussa empiirisen tarkastelun yhteydessä voidaan keskittyä ainoastaan tulosten tulkintaan. Viides luku pitää sisällään estimoitavan aineiston esittelyn sekä saadut tutkimustulokset. Viimeisessä eli kuudennessa luvussa tarkastellaan käytettyjen menetelmien soveltuvuutta tutkimusongelmien ratkaisuisissa ja tuodaan aihetta nykypäivään sekä tehdään johtopäätökset tutkielman osalta.

## 2. Korkojen aikarakenne

### 2.1 Koroista yleisesti

Suomen rahoitusmarkkinoilla noteerattavat korot voidaan karkeasti jakaa lyhyisiin, keskipitkiin ja pitkiin markkinakorkoihin. Lyhyistä markkinakoroista tunnetuin on euriborkorko, joka on yhteinen koko euroalueella ja jota Euroopan keskuspankki säätelee omalla ohjauskorollaan. Keskipitkiä ja pitkiä markkinakoroista voidaan mainita esimerkkinä Suomen valtion viitelainojen korot.

Euriborkorot noteerataan yhden viikon – 12 kuukauden pituisille jaksoille. Euribor on korko, jolla hyvän luottokelpoisuuden omaava pankki tarjoaa euromääräisiä pankkien välisiä talletuksia toiselle hyvän luottokelpoisuuden omaavalle pankille. Tällä hetkellä mukana on noin 40 pankkia ja niiden pitää olla euroramarkkinoilla aktiivisesti kauppaa käyviä pankeja. Tarjouksista jätetään pois alimmat ja korkeimmat 15 prosenttia ja jäljelle jääneistä lasketaan keskiarvo. Pankkien välisten talletusten noteeraus perustuu 360-korkopäiväkäytäntöön, sillä Euroopan keskuspankki on valinnut sen omaksi korkopäiväkäyttökseen. 360-korkopäiväkäytäntö tarkoittaa todellisten päivien jakamista 360:llä. (Suomen Pankki 2011.)

Viitelainalla tarkoitetaan lainaa, jonka korkonoteeraukset auttavat hinnoittelemaan muiden liikkeellelaskijoiden lainoja. Yleisimmät viitelainat ovat Suomen valtion sarjalainat, joita lasketaan liikkeeseen useassa erässä ja jotka erääntyvät takaisin maksettavaksi samalla hetkellä. Viitelainoilla käydään aktiivisesti kauppaa, jolloin niille syntyy tuottovaatimus ja markkina-arvo. Aktiivisen kaupankäynnin edellytyksenä on, että lainaa tulee olla liikkeessä runsaasti eli se on likvidi, jolloin liikkeeseenlaskijat voivat käyttää sen tuottamaa korkoa viitekorkona omissa lainoissaan. Näitä liikkeeseenlaskijoita ovat valtion valitsemat päämarkkinatakaajapankit, jotka ovat sitoutuneet pitämään yllä aktiivista kaupankäyntiä jälkimarkkinoiden likviditeetin tukemiseksi. (Valtiokonttori 2010.)

Koroista puhuttaessa käytetään yleisesti kahta eri käsitettä riippuen siitä, mitä korolla halutaan kuvata. Pankkien ja tavanomaisten joukkovelkakirjojen maksamaa korkoa kutsutaan nimelliskoroksi ja sijoituksen tuottamaa ostovoiman lisäystä reaalikoroksi. Reaalikoron määritelmä kirjoitetaan muodossa



$$r = i - \pi^e, \quad (2.1)$$

missä  $r$  on reaalikorko,  $i$  on nimelliskorko ja  $\pi^e$  on odotettu inflaatio. Reaalikorko on siis nimelliskoron ja inflaation erotus. Todellisuudessa yllä oleva reaalikoron kaava on approksimaatio kaavasta

$$1 + r = \frac{1 + i}{1 + \pi^e}, \quad (2.2)$$

mutta sitä voidaan pitää kohtuullisen tarkkana silloin, kun muuttujat  $r$ ,  $i$  ja  $\pi^e$  ovat suhteellisen pieniä. (Mankiw 2002, 89.)

Järjestettäessä yhtälö uudelleen nähdään, että nimelliskorko on reaalikoron ja odotetun inflaation summa,

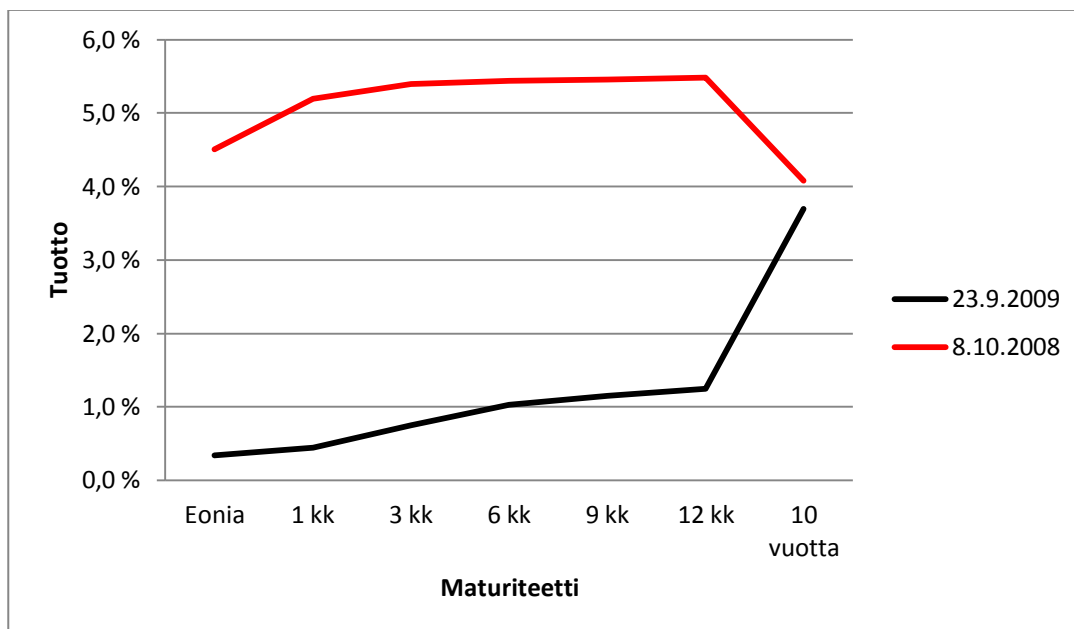
$$i = r + \pi^e. \quad (2.3)$$

Tässä muodossa esitettyä yhtälöä kutsutaan Fisher-yhtälöksi taloustieteilijä Irving Fisherin (1867 – 1947) mukaan. Yhtälö osoittaa sen, että nimelliskorko voi muuttua kahdesta syystä: joko siksi, että reaalikorko muuttuu, tai siksi, että odotettu inflaatio muuttuu. Yhtälössä oletetaan, että kun reaalikorko tunnetaan, niin nimelliskorko muuttuu samansuuntaisesti kuin inflaatio. Tätä nimelliskoron ja inflaation yksi-yhteen suhdetta kutsutaan Fisher-vaikutukseksi. Reaalikoron ollessa vakio, yhden prosentin kasvu inflaatiossa siis johtaa yhden prosentin kasvuun nimelliskorossa. (Gerdesmeier, 2007.)

On syytä huomata, että sijoituspäätöksiä tehtäessä inflaation osalta pystytään ottamaan huomioon vain inflaatio-odotus eli  $\pi^e$ . Tällöin on reaalikoron yhteydessä käytettävä käsitettä *ex ante* - reaalikorko, jolla tarkoitetaan siis odotettua ostovoiman muutosta. Yllä olevissa yhtälöissä reaalikorko on määritelty juuri *ex ante* -muodossa. Jälkikäteen, kun toteutunut inflaatio eli  $\pi$  on tiedossa, voidaan puhua *ex post* -reaalikorosta, joka kertoo toteutuneen ostovoiman muutoksen.

## 2.2 Korkojen aikarakenne käsitteenä

Korkojen aikarakenteella tarkoitetaan markkinakorkojen riippuvuutta maturiteetista eli niiden juoksuaikasta (Ross, Westerfield & Jaffe 2005, 907). Juoksuaika kuvastaa sijoituksen ajallista kestoa eli sijoitettaessa esimerkiksi 12 kuukauden määräaikaiseen talletukseen, kyseisen talletuksen juoksuaika on 12 kuukautta. Tässä työssä markkinakoroilla tarkoitetaan kaikkia markkinoilla noteerattavia korkoja eli niin helibor- ja euriborkorkoja kuin valtion viitelainojenkin korkoja. Korkojen aikarakennetta kuvataan yleisesti tuottokäyrällä, jonka muoto vaihtelee päivittäin. Joukkovelkakirjoilla, joiden riski, likviditeetti ja verotuskohtelu ovat samanlaiset, saattaa olla kuitenkin toisistaan eroava korkotuotto, sillä niiden maturiteetit eroavat toisistaan. Tuottokäyrä muodostuu juuri näistä maturiteetiltaan eroavien joukkovelkakirjojen tuotoista ja se kuvaa korkojen aikarakennetta tietyn tyyppisille sijoituskohteille, kuten valtioiden joukkovelkakirjalainoille. Haubrich ja Dombrosky (1996, 29) korostavat korkojen aikarakenteella tarkoitettavan tietyn hetken tuottokäyrää ja heidän mukaansa korkojen aikarakenteen perusteella pystytään vastaamaan kysymykseen, kuinka paljon yhdestä dollarista pitää maksaa, kun se kuljetetaan kymmenen vuoden päähän nykyhetkestä.



KUVIO 1. Tuottokäyrä kahtena eri ajankohtana (Suomen Pankki 2011).

Mishkinin (2007, 134) mukaan tuottokäyrät on luokiteltu kolmeen eri luokkaan niiden muodon mukaan. Ne voivat olla nousevia, tasaisia tai laskevia. Tuottokäyrän ollessa nouseva, kuten

kuviossa 1 ajanhetken 23.9.2009 tuottokäyrä, pitkät korot ovat korkeammat kuin lyhyet korot. Tässä tutkielmassa pitkistä koroista puhuttaessa tarkoitetaan maturiteetiltaan yli 12 kuukauden korkoja ja vastaavasti lyhyillä koroilla tarkoitetaan 12 kuukauden ja sitä lyhyemmän maturiteetin korkoja. Tasaisten tuottokäyrien tapauksessa sekä lyhyet että pitkät korot ovat samalla tasolla ja laskevien tuottokäyrien tapauksessa taas pitkien korkojen taso on alempana kuin lyhyiden korkojen. Laskevaa tuottokäyrää voidaan myös kutsua käänteiseksi tuottokäyräksi. Tuottokäyrillä saattaa olla muitakin muotoja, jolloin ne ovat esimerkiksi u-kirjaimen muotoisia eli lyhyet ja pitkät korot ovat keskipitkien korkojen alapuolella. Haubrichin (2006, 1) mukaan yleisimmin tavattava tuottokäyrän muoto on nouseva, mikä johtuu siitä, että sijoittajat vaativat korkeampaa tuottoa pidemmän maturiteetin sijoituksista niiden suuremman riskin vuoksi. Kuviossa 1 nähdään, kuinka alle vuoden ajanjaksolla tuottokäyrien tasot ja muodot ovat muuttuneet. Ajanhetken 8.10.2008 tuottokäyrä on kääntyneen u-kirjaimen muotoinen ja siinä on jossain määrin laskeva trendi, kun taas 23.9.2009 tuottokäyrällä on nouseva kulmakerroin. Huomionarvoista on, että lyhyiden korkojen tasot ovat muuttuneet huomattavasti, mutta kymmenen vuoden tuotot ovat pysyneet noin neljän prosentin tuntumassa.

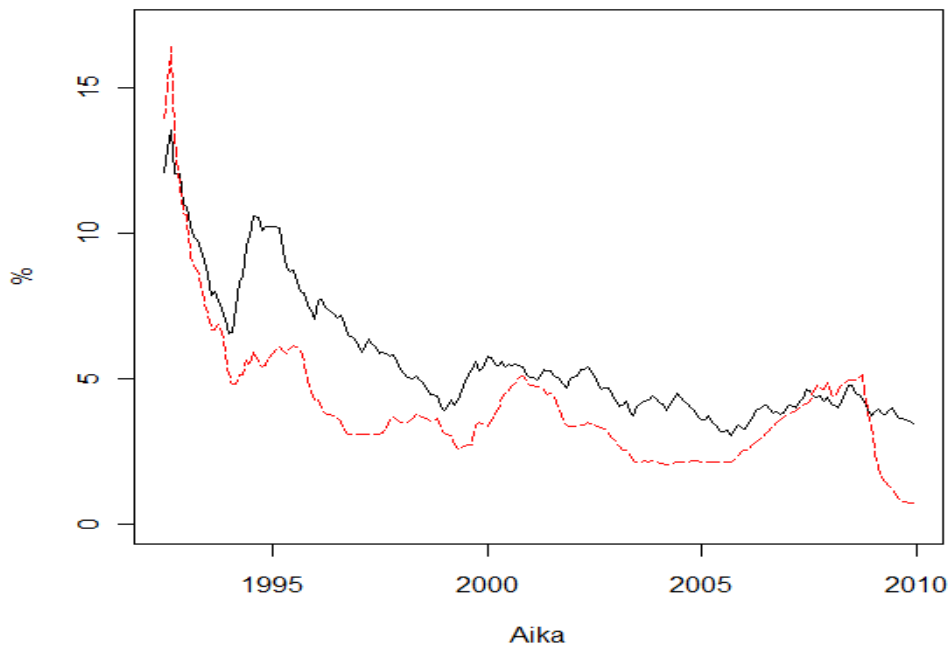
Estrella ja Mishkin (1997, 1376) toteavat, että korkojen aikarakenne mainitaan nykyään yhä useammin rahapolitiikan yhteydessä, erityisesti mainittaessa markkinoiden odotusindikaattorit. Korkojen aikarakenteen uskotaan sisältävän informaatiota, josta on hyötyä sekä markkinaosapuolille että rahapolitiikasta päättävälle viranomaisille. Tuottokäyrän uskotaan ennakoivan rahapoliittista tilannetta ja sen avulla pyritään ennustamaan tulevaa inflaatiota sekä taloudellista kasvua. Estrellan ja Mishkinin (1997, 1377) mukaan keskuspankki voi vaikuttaa toiminnallaan korkojen aikarakenteeseen, mutta sen ei kuitenkaan ole mahdollista kontrolloida sitä.

## **2.3 Korkojen aikarakenneteoriat**

Cox, Ingersoll & Ross (1985, 385–386) ovat artikkelissaan sitä mieltä, että korkojen aikarakennetta, eli eripituisten velkakirjojen tuottojen riippuvuutta maturiteetista selittämään käytetään yleisesti kolmea erilaista teoriaa, jotka ovat puhdas odotusteoria, likviditeettipreemioteoria ja markkinasegmenttiteoria. Mishkin (2007, 135) on teorioiden osalta samoilla linjoilla Coxin ym. (1985) kanssa, ja nostaa esiin kolme tärkeää empiiristä seikkaa, joita korkojen aikarakennetta selittävien teorioiden tulisi pystyä selittämään. Näiden seikkojen perusteella:

1. Eripituiset eli eri maturiteetin omaavat korot muuttuvat yhdessä yli ajan.

2. Kun lyhyet korot ovat alhaalla, tuottokäyrällä on nouseva kulmakerroin; kun lyhyet korot ovat korkealla, tuottokäyrä on alaspäin kääntynyt ja se on laskeva.
3. Tuottokäyrä on lähes aina nouseva.



**KUVIO 2. Kymmenen vuoden viitekoron ja kolmen kuukauden markkinakoron tuottokäyrät (Suomen Pankki 2011).**

Kuviossa 2 esitetään kohdan yksi mukainen tilanne, jossa eri maturiteetin omaavat korot muuttuvat yhdessä yli ajan. Kuvassa katkoviivalla esitetty käyrä kuvaa kolmen kuukauden markkinakoron muutosta ja yhtenäisellä viivalla esitetty vastaavasti kymmenen vuoden viitekoron muutosta. Kuviossa 2 voidaan havaita, että kyseiset korot muuttuvat jokseenkin samansuuntaisesti.

Selitysteorioista puhtaan odotusteorian odotetaan selittävän edellä esitetyistä empiirisistä seikoista kaksi ensimmäistä kohtaa, mutta ei kolmatta. Markkinasegmenttiteoria kykenee selittämään kolmannen kohdan, mutta ei kahta ensimmäistä, mitkä taas odotusteoria selittää. Luonnollinen keino on siis yhdistää näiden kahden teorian ominaispiirteet, joiden seurauksena aikaan saadaan likviditeetti-premioteoria, joka kykenee selittämään kaikki kolme kohtaa. Kahden ensimmäisen teorian läpikäynti on kuitenkin tärkeää, jotta pystytään saamaan tietoa korkojen aikarakenteesta. (Mishkin 2007, 135.)

### 2.3.1 Puhdas odotusteoria

Musti ja D'Ecclesia (2006, 1597) ovat todenneet, että odotusteorian mukaan pitkien korkojen ja samalta ajalta muodostettavien odotettujen lyhyiden korkojen keskiarvon on oltava yhtä suuret. Esimerkiksi, jos sijoittajat odottavat lyhyiden korkojen olevan keskimäärin 10 prosenttia viiden vuoden ajanjaksolla, niin odotusteorian mukaan tänään tehtävän viiden vuoden sijoituksen tulisi myös antaa tuotoksi 10 prosenttia. Tämän viisivuotiskauden jälkeen lyhyiden korkojen oletetaan nousevan korkeammiksi, esimerkiksi siten, että tulevien 20 vuoden ajan lyhyiden korkojen keskiarvo olisi 12 prosenttia. Tällöin maturiteetiltaan 20 vuoden joukkovelkakirjan korko olisi 12 prosenttia ja näin ollen korkeampi kuin viiden vuoden joukkovelkakirjan korko.

Tämän teorian keskeinen ajatus on, että joukkovelkakirjojen ostajat eivät preferoi tietyn maturiteetin joukkovelkakirjoja yli muiden, joten he eivät pidä mitään määrää joukkovelkakirjoja, jos niiden odotettu tuotto on vähemmän kuin muiden joukkovelkakirjojen eripituisella maturiteetilla. Joukkovelkakirjojen, joilla on tämä ominaisuus, on sanottu olevan täydellisiä substituutteja. Tämä tarkoittaa käytännössä sitä, että jos joukkovelkakirjat, joilla on eri maturiteetti, ovat täydellisiä substituutteja, niin näiden joukkovelkakirjojen odotettujen tuottojen tulee olla yhtä suuret. Jotta nähtäisiin, kuinka olettamus siitä, että eri maturiteetin omaavat joukkovelkakirjat ovat toistensa täydellisiä substituutteja johtaa odotusteoriaan, oletetaan seuraavaa:

1. Hankitaan yhden vuoden joukkovelkakirja, jonka eräännyttyä hankitaan uusi, yhden vuoden joukkovelkakirja.
2. Hankitaan yksi kaksivuotinen joukkovelkakirja ja pidetään se erääntymiseen saakka. (Mishkin 2007, 136–137.)

Koska puhtaan odotusteorian mukaan molemmilla strategioilla tulee olla sama odotettu tuotto, niin kahden vuoden joukkovelkakirjan tuotto tulee olla yksivuotisten joukkovelkakirjojen tuottojen keskiarvo. Jos tämän hetkinen yhden vuoden joukkovelkakirjan tuotto on 9 % ja seuraavan vuoden tuoton vastaavalle yhden vuoden joukkovelkakirjalle odotetaan olevan 11 %, niin odotettu tuotto kahden vuoden joukkovelkakirjalle on 10 %. Yllä esitetyn Mishkinin (2007, 136) strategian mukaan tämä päätelmä voidaan yleistää siten, että suoritetaan yhden euron investointi kahden periodin ajaksi, missä vaihtoehtoina ovat hankkia yksi kahden periodin joukkovelkakirja tai vaihtoehtoisesti kaksi perättäistä yhden periodin joukkovelkakirjaa. Merkitään muuttujia seuraavasti:

$i_t$  = tämän päivän (ajanhetki  $t$ ) korko yhden periodin joukkovelkakirjalle,

$i_{t+1}^e$  = yhden periodin tuotto-odotus seuraavalle periodille ( $t+1$ ) ja

$i_{2t}$  = tämän päivän tuotto kahden periodin joukkovelkakirjalle.

Odotettu tuotto yli kahden periodin investoitaessa yksi euro ja pidettäessä se nämä kaksi periodia on

$$(1 + i_{2t})(1 + i_{2t}) - 1 = 1 + 2i_{2t} + (i_{2t})^2 - 1 = 2i_{2t} + (i_{2t})^2. \quad (2.4)$$

Koska  $(i_{2t})^2$  on erityisen pieni, voidaan odotettu tuotto kahden periodin sijoituksesta kuvata arvolla

$$2i_{2t}. \quad (2.5)$$

Toisella strategialla kahden periodin tuotto on

$$(1 + i_t)(1 + i_{t+1}^e) - 1 = 1 + i_t + i_{t+1}^e + i_t(i_{t+1}^e) - 1 = i_t + i_{t+1}^e + i_t(i_{t+1}^e). \quad (2.6)$$

Koska yhtälössä (2.6)  $i_t(i_{t+1}^e)$  on äärimmäisen pieni, niin yksinkertaistetaan kaava muotoon

$$i_t + i_{t+1}^e. \quad (2.7)$$

Koska odotettujen tuottojen tuli olla yhtä suuret, niin yhtälöiden (2.5) ja (2.7) mukaan

$$2i_{2t} = i_t + i_{t+1}^e, \quad (2.8)$$

josta ratkaisemalla  $i_{2t}$  saadaan

$$i_{2t} = \frac{(i_t + i_{t+1}^e)}{2}. \quad (2.9)$$

Yhtälön (2.9) mukaan kahden periodin tuoton tulee olla yhtä suuri kuin kahden yhden periodin tuottojen keskiarvo. Yllä olevaa kaavaa mukaillen, samankaltainen laskelma voidaan toteuttaa pidemmän maturiteetin omaaville joukkovelkakirjoille kaavan

$$i_{nt} = \frac{(i_t + i_{t+1}^e + i_{t+2}^e + i_{t+3}^e + \dots + i_{t+(n-1)}^e)}{n} \quad (2.10)$$

mukaisesti, mistä saadaan siis tuottovaade maturiteetin  $n$  pituiselle joukkovelkakirjalle. (Mishkin 2007, 137–138.)

Odotusteoria on teoria, joka selittää miksi korkojen aikarakenne muuttuu eri ajankohtina. Kun tuottokäyrä on nouseva, niin odotusteorian mukaan lyhyiden korkojen odotetaan nousevan tulevaisuudessa. Tässä tapauksessa, missä pitkät korot ovat nykyhetkessä korkeammalla tasolla kuin lyhyet, tulevien lyhyiden korkojen keskiarvon oletetaan olevan korkeampi kuin nykyinen lyhyiden korkojen taso. Tämä toteutuu vain, jos lyhyiden korkojen odotetaan nousevan. Tuottokäyrän ollessa laskeva, tulevien lyhyiden korkojen keskiarvon odotetaan olevan matalampi kuin nykyinen lyhyiden korkojen taso. Tämä tarkoittaa sitä, että lyhyiden korkojen odotetaan laskevan tulevaisuudessa. Vain kun tuottokäyrä on tasainen, niin odotusteorian mukaan lyhyen ajan korkojen ei odoteta muuttuvan tulevaisuudessa. (Mishkin 2007, 138.)

Campbell (1995, 8) toteaa, että puhtaan odotusteorian mukaan pitkien korkojen ylittäessä lyhyiden korkojen tason, lyhyillä koroilla on tapana nousta vastaamaan tuottoja pitkien korkojen juoksuajalta. Toisin sanoen, tietyn ajanjakson lyhyiden korkojen keskimääräisen tuoton tulee olla yhtä suuri, kuin vastaavan ajanjakson pitkien korkojen tuotto on nykyhetkellä. Campbellin (1995, 8) mukaan pitkien korkojen ollessa epätavallisen korkealla tasolla suhteessa lyhyisiin korkoihin, pitkät korot eivät laske palautuakseen normaalille tuottotasolle ja kaventaakseen tuottoeroa. Tässä tapauksessa pitkien korkojen tasossa tapahtuu yhä nousua ja tuottoero pienenee vain siitä syystä, että lyhyiden korkojen nousu on vielä pitkienkin korkojen nousua voimakkaampaa.

Odotusteoria selittää Mishkinin (2007, 135) esittämän kohdan yksi, minkä mukaan eri maturiteetin omaavat joukkovelkakirjalainat muuttuvat yhdessä yli ajan. Historiallisesti lyhyiden korkojen luonteenomainen piirre on ollut, että jos ne nousevat tänään, niiden on tapana olla korkeammalla tasolla tulevaisuudessa. Näin ollen nousu lyhyissä koroissa kasvattaa ihmisten odotuksia tulevaisuuden lyhyiden korkojen tasosta. Koska pitkät korot ovat odotettujen lyhyiden korkojen keskiarvoja, niin nousu lyhyissä koroissa nostaa myös pitkiä korkoja aiheuttaen sen, että lyhyet ja pitkät korot muuttuvat yhdessä. (Mishkin 2007, 139.)

Odotusteoria selittää myös kohdan kaksi, eli tuottokäyrällä on tapana olla nouseva kun lyhyet korot ovat matalalla ja laskeva, kun lyhyet korot ovat korkealla. Lyhyiden korkojen ollessa matalalla, ihmiset yleisesti odottavat niiden nousevan tulevaisuudessa normaalille tasolle ja tulevaisuuden lyhyiden korkojen keskiarvon olevan suhteessa korkeammalla nykyiseen lyhyiden korkojen tasoon nähden. Siitä syystä pitkät korot ovat olennaisesti korkeammat kuin nykyiset lyhyet korot ja tuottokäyrällä on täten nouseva muoto. Vastaavasti, mikäli lyhyet korot ovat korkealla, ihmiset uskovat niiden tulevan takaisin alas. Pitkät korot laskisivat tällöin lyhyiden korkojen alapuolelle, sillä tulevaisuuden odotettujen lyhyiden korkojen keskiarvo olisi matalampi kuin nykyinen lyhyiden korkojen taso ja tuottokäyrä laskisi alaspäin. (Mishkin 2007, 139.)

Odotusteoria on mielenkiintoinen teoria, sillä se tarjoaa yksinkertaisen selityksen korkojen aikarakenteen käyttäytymiselle, mutta valitettavasti sillä on myös merkittävät puutteensa. Se ei kykene selittämään kohtaa kolme, jonka mukaan tuottokäyrä on yleensä nouseva. Tyypillinen nouseva tuottokäyrä tarkoittaa, että lyhyiden korkojen odotetaan nousevan tulevaisuudessa. Käytännössä, lyhyet korot laskevat siinä missä ne nousevat, joten odotusteorian mukaan tyypillisen tuottokäyrän tulisi olla tasainen nousevan sijaan. (Mishkin 2007, 139.)

### **2.3.2 Markkinasegmenttiteoria**

Korkojen aikarakennetta pyritään selittämään myös segmentoitujen eli jakautuneiden markkinoiden teorian avulla. Siinä eri maturiteetin omaavien joukkovelkakirjojen markkinat nähdään erillisinä ja jakautuneina. Lyhyiden, keskipitkien ja pitkien markkinakorkojen välillä ei siis tarvitse olla riippuvuussuhdetta. Kunkin eri maturiteetin joukkovelkakirjan korko määräytyy kyseisen joukkovelkakirjan kysynnän ja tarjonnan mukaan, missä ei oteta huomioon muiden, eri maturiteetin omaavien joukkovelkakirjojen odotettuja tuottoja. (Hull 2008, 87.)

Keskeinen ajatus segmentoitujen markkinoiden teoriassa on, että eri maturiteetin omaavat joukkovelkakirjat eivät ole substituutteja toisiinsa nähden, joten odotettu tuotto tietyn maturiteetin joukkovelkakirjan hallussapidosta ei vaikuta toisen maturiteetin omaavan joukkovelkakirjan kysyntään. Tämä teoria on siis päinvastainen odotusteoriaan nähden, joka oletti eri maturiteetin joukkovelkakirjojen olevan täydellisiä substituutteja toisiinsa nähden. (Mishkin 2007, 139.)



Syy siihen, miksi segmentoitujen markkinoiden teorian mukaisesti eri maturiteetin joukkovelkakirjat eivät ole substituutteja on, että sijoittajilla on vahvat preferenssit tietyn maturiteetin joukkovelkakirjoihin, mutta ei muihin. Tällöin he ovat huolissaan odotetuista tuotoista vain niiden joukkovelkakirjojen osalta, joita he preferoivat. Tämä saattaa johtua siitä, että sijoittajilla on tietty sijoitusperiodi mielessään ja mikäli he pystyvät hankkimaan juuri kyseistä sijoitusperiodia vastaavan joukkovelkakirjan, he saavat tietyn tuoton ilman riskiä. Yksinkertaistetusti siis sijoittajat, joilla on lyhyt sijoitusperiodi, preferoivat lyhytaikaisia joukkovelkakirjoja. Vastaavasti sijoittajat, joiden sijoitusperiodi on pitkä, preferoivat pidempiä joukkovelkakirjoja. (Hull 2008, 87.)

Segmentoitujen markkinoiden teoriassa tuottokäyrä muodostuu eri maturiteetin omaavien joukkovelkakirjojen kysyntöjen ja tarjontojen määräämänä. Mikäli sijoittajilla on halua lyhyisiin sijoitusperiodeihin ja näin ollen preferoivat lyhyemmän maturiteetin joukkovelkakirjoja joilla on vähemmän korkoriskiä, niin segmentoitujen markkinoiden teoria selittää Mishkinin (2007, 135) esittämän kohdan kolme, jonka mukaan tuottokäyrä on tyypillisesti nouseva. Koska sijoittajat preferoivat lyhyempiä joukkovelkakirjoja, tämän seurauksena pidempien joukkovelkakirjojen kysyntä on suhteessa vähäisempää. Tällöin pidempien joukkovelkakirjojen hinnat ovat matalammat ja siten niiden tuotot ovat korkeammat. Tästä syystä tuottokäyrä on tyypillisesti nouseva. (Mishkin 2007, 140.)

Siitä huolimatta, että segmentoitujen markkinoiden teoria kykenee selittämään nousevan tuottokäyrän, se ei kuitenkaan kykene selittämään Mishkinin (2007, 135) esittämiä kohtia yksi ja kaksi. Ensinnäkin, koska kyseinen teoria selittää eri maturiteetin joukkovelkakirjojen muodostamat markkinat täysin segmentoituneiksi, sen mukaan yhden maturiteetin omaavan joukkovelkakirjan koron nousulla ei ole mitään vaikutusta toisen maturiteetin joukkovelkakirjan korkoon. Siitä syystä kyseinen teoria ei kykene selittämään kohdan yksi tilannetta, jossa eri maturiteetin joukkovelkakirjojen korot muuttuvat samansuuntaisesti ja samanaikaisesti. Toiseksi, koska ei ole selvää, kuinka lyhyiden ja pitkien joukkovelkakirjojen kysyntä ja tarjonta muuttuvat lyhyen koron tason muuttuessa, teoria ei kykene selittämään tuottokäyrän nousevaa muotoa lyhyiden korkojen ollessa matalalla eikä myöskään tuottokäyrän laskevaa muotoa lyhyiden korkojen ollessa korkealla. (Mishkin 2007, 140.)

### 2.3.3 Likviditeettipreemioteoria

Likviditeettipreemioteorian mukaan, pitkän maturiteetin omaavan joukkovelkakirjan tuotto on yhtä suuri kuin lyhyiden joukkovelkakirjojen keskimääräinen odotettu tuotto samalta juoksuajalta lisättyä likviditeettipreemiolla, joka vastaa joukkovelkakirjan kysynnän ja tarjonnan ehtoihin. Erityisesti pidemmän aikavälin likviditeettipreemio heijastaa talouteen liittyvää epävarmuutta, joka liittyy tulevaisuuden tuloihin, työllisyyteen ja korkotasoon. (Haubrich & Dombrosky 1996, 28.)

Likviditeettipreemioteorian perusajatukseen kuuluu, että eri maturiteetin omaavat joukkovelkakirjalainat ovat substituutteja eli yhden joukkovelkakirjan odotettu tuotto vaikuttaa toisen, eri maturiteetin omaavan joukkovelkakirjan tuottoon, mutta se sallii sijoittajan preferoida tietyn maturiteetin joukkovelkakirjaa yli muiden. Toisin sanoen, eri maturiteetin omaavien joukkovelkakirjalainojen oletetaan olevan substituutteja, mutta ei täydellisiä substituutteja. Sijoittajien nähdään olevan riskinkarttajia, sillä heillä on tapana preferoida lyhyempiä joukkovelkakirjoja pienemmän korkoriskin takia. Tästä syystä sijoittajille pitää tarjota positiivista likviditeettipreemiota, jotta sijoittajat saataisiin kiinnostumaan pidemmän maturiteetin joukkovelkakirjoista. Tämä päätelmä muuttaa odotusteoriaa lisäämällä pitkien ja lyhyiden korkojen välistä riippuvuutta kuvaavaan yhtälöön positiivisen likviditeettipreemiotermin. Likviditeettipreemioteoria voidaan siis kirjoittaa muotoon

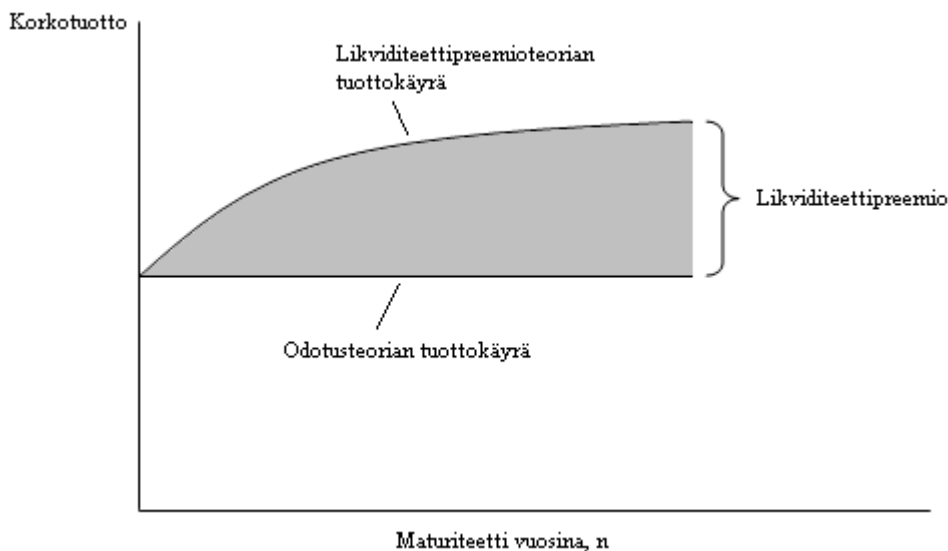
$$i_{nt} = \frac{(i_t + i_{t+1}^e + i_{t+2}^e + i_{t+3}^e + \dots + i_{t+(n-1)}^e)}{n} + l_{nt}, \quad (2.11)$$

missä  $l_{nt}$  on likviditeettipreemio  $n$ :n periodin joukkovelkakirjalle ajanhetkellä  $t$ . Tämä likviditeettipreemio on aina positiivinen ja se kasvaa juoksuajan termin  $n$  kasvaessa. (Mishkin 2007, 140–141; Hull 2008, 87.)

Likviditeettipreemioteoriaan liittyy läheisesti preferoitujen tapojen teoria (*preferred habitat theory*), joka hieman muuttaa odotusteoriaa päätyen kuitenkin samaan loppuratkaisuun. Se olettaa, että sijoittajilla on preferenssi johonkin tietyn maturiteetin omaavaan joukkovelkakirjaan, joka on ylitse muiden, ja johon he haluavat investoida. Haubrichin ja Dombroskyn (1996, 28) mukaan tämä näkyy esimerkiksi ihmisten säästämisessä eläkkeelle siirtymistä silmällä pitäen, sillä ihmiset preferoivat tulojen varmuutta pidemmällä aikavälillä. Koska nämä sijoittajat arvostavat tietyn maturiteetin joukkovelkakirjoja ylitse muiden, niin he hankkivat muun maturiteetin omaavia joukkovelkakirjoja

vain, jos niiden odotettu tuotto on korkeampi kuin niiden, joita sijoittajat preferoivat. Jos siis sijoittajat preferoivat lyhyitä joukkovelkakirjoja pitkien sijaan, he ovat valmiita pitämään pitkiä joukkovelkakirjoja vain, jos niiden odotettu tuotto on korkeampi. Tämä johtaa samaan päätelmään yllä olevan yhtälön kanssa, missä preemio kasvaa maturiteetin kasvaessa. (Modigliani & Sutch 1967, 569–570.)

Odotusteorian ja likviditeettipreemioteorian sekä preferoitujen tapojen teorian välinen suhde on esitetty alla olevassa kuviossa 3. Siitä nähdään, että likviditeettipreemion ollessa aina positiivinen ja sen lisääntyessä maturiteetin kasvaessa, likviditeettipreemioteorian kuvaama tuottokäyrä on aina odotusteorian kuvaaman tuottokäyrän yläpuolella. Yleisesti ottaen, likviditeettipreemion kuvaamalla tuottokäyrällä on myös jyrkempi kulmakerroin.



**KUVIO 3. Likviditeettipreemion ja odotusteorian välinen suhde (Mishkin 2007, 141).**

Kuten jo aiemmin on todettu, likviditeettipreemiot ovat ajassa muuttuvia sekä tyypillisesti maturiteetin mukaan kasvavia. Wrightin (2006, 2) mukaan eksogeenisen muutoksen laskiessa likviditeettipreemiota muiden tekijöiden pysyessä muuttumattomina, taloudelliset olosuhteet mukautuvat ja piristävät talouden kasvua tasoittamalla tuottokäyrää. Tällöin on todennäköisempää, että tuottokäyrä tasoittuu pitkien korkojen laskun seurauksena, jolloin investoinnit tulevat kannattavimmiksi, sillä investoinnit riippuvat pitkien korkojen tasosta.

Seuraavaksi tarkastellaan, selittääkö viimeiseksi esiteltyt teoriat kaikki kolme aiemmin mainittua kohtaa. Voidaan todeta, että ne selittävät ainakin kohdan yksi eli eri maturiteetin omaavien joukkovelkakirjojen korot muuttuvat samansuuntaisesti ja samanaikaisesti. Nousu lyhyissä koroissa viittaa siihen, että lyhyet korot tulevat olemaan keskimäärin korkeammalla tasolla tulevaisuudessa ja ensimmäinen termi yhtälössä (2.11) merkitsee, että myös pitkät korot nousevat lyhyiden korkojen nousun mukana. (Mishkin 2007, 142.)

Nämä teoriat selittävät myös sen, miksi tuottokäyrillä on tapana olla erityisen jyrkästi nousevia lyhyiden korkojen ollessa matalalla tasolla ja laskevia, kun lyhyet korot ovat korkealla. Koska sijoittajat yleisesti odottavat lyhyiden korkojen nousevan tietylle, normaalille tasolle niiden ollessa matalalla, tulevaisuuden odotetut keskimääräiset lyhyen ajan korot ovat suhteessa korkealla tasolla verrattuna nykyhetken tilanteeseen. Positiivisen likviditeetti-preemion lisäämisellä pitkän ajan korot tulevat olemaan huomattavasti nykyisiä lyhyitä korkoja korkeammalla tasolla, joten tuottokäyrällä on siten jyrkästi nouseva kulmakerroin. Vastaavasti, jos lyhyet korot ovat korkealla, ihmiset odottavat niiden palautuvan normaalille tasolle. Pitkät korot tippuvat lyhyiden korkojen alapuolelle, sillä odotettujen lyhyiden korkojen keskiarvot tulevat olemaan nykyistä lyhyiden korkojen tasoa alempana positiivisesta likviditeetti-preemiosta huolimatta, joten tuottokäyrän kulmakerroin on laskeva. (Mishkin 2007, 142.)

Likviditeetti-premio- ja preferoitujen tapojen teoriat selittävät myös tuottokäyrän tyypillisesti nousevan muodon siten, että joukkovelkakirjan maturiteetin kasvaessa myös likviditeetti-premio kasvaa, sillä sijoittajat preferoivat lyhyemmän maturiteetin joukkovelkakirjoja. Vaikka lyhyiden korkojen odotettaisiin pysyvän muuttumattomina, pitkät korot olisivat lyhyiden korkojen yläpuolella ja tuottokäyrät näin ollen nousevia. Tuottokäyrä voi olla kuitenkin laskeva, vaikka likviditeetti-premio on positiivinen. Kyseinen tilanne on mahdollista silloin, kun lyhyiden korkojen odotetaan tulevaisuudessa laskevan keskimäärin niin paljon, että ne ovat huomattavasti nykyisten lyhyiden korkojen tason alapuolella. Vaikka positiivinen likviditeetti-premio lisätään tähän uuteen lyhyiden korkojen tasoon, tästä aiheutuva pitkän ajan korko on kuitenkin alemmalla tasolla kuin nykyinen lyhyiden korkojen taso. (Mishkin 2007, 142.)

Likviditeetti-premio- ja preferoitujen tapojen teorioiden avulla voidaan ennustaa tuottokäyrän kulmakertoimesta, mihin markkinat ennakoivat lyhyiden korkojen tason asettuvan. Jyrkästi nouseva kulmakerroin ennustaa lyhyiden korkojen nousevan tulevaisuudessa, kun taas maltillisesti nouseva kulmakerroin ennustaa, että lyhyiden korkojen ei odoteta nousevan tai laskevan huomattavasti

tulevaisuudessa. Vaakasuora kulmakerroin taas ennustaa lyhyiden korkojen laskevan kohtuullisesti tulevaisuudessa ja laskeva kulmakerroin ennustaa lyhyiden korkojen laskevan voimakkaasti tulevaisuudessa. (Mishkin 2007, 142–143.)

Kaksi viimeksi esiteltyä teoriaa ovat laajimmin hyväksytyt teoriat korkojen aikarakenteen selittämisessä. Ne yhdistävät sekä odotusteorian että segmentoitujen markkinoiden teorian väittämällä, että pitkät korot ovat likviditeettipreemion ja odotettujen lyhyiden korkojen keskiarvojen summa pitkän koron juoksuajalta. (Mishkin 2007, 144.)

## 2.4 Tuottokäyrä

Haubrichin ja Dombroskyn (1996, 26) mukaan tuottokäyrä, joka kuvaa sijoitusinstrumenttien suhdetta maturiteettiinsa, on yksi tarkimmin seuratuista taloudellisista indikaattoreista. Sitä käytetään laaja-alaisesti hyväksi niin yksittäisten ekonomistien kuin kansallisten keskuspankkienkin toimesta. Estrella ja Mishkin (1996, 5) puoltavat tuottokäyrän avulla tapahtuvaa talouden ennustamista, sillä heidän mielestään tuottokäyrällä on selkeä etu yksinkertaisena ja nopeasti saatavilla olevana indikaattorina. Moneta (2005) toteaa, että viimeisten vuosikymmenten aikana useat empiiriset tutkimukset ovat tarkastelleet tuottokäyrän kulmakertoimen hyväksikäyttöä tulevaisuuden makrotaloudellisten tilojen, erityisesti taantumien ennustamisessa. Yhdysvaltojen aineistoon perustuvissa tutkimuksissa ollaan yleisesti sitä mieltä, että parhaana indikaattorina voidaan pitää kymmenen vuoden viitelainan ja kolmen kuukauden markkinakoron erotusta. Muun muassa Estrella ja Mishkin (1998) ovat tulleet tähän tulokseen omassa empiirisessä kokeessaan ja ovat sitä mieltä, että kyseisten muuttujien korkoero suoriutuu parhaiten Yhdysvaltojen taantumien ennustamisessa verrattuna johtaviin yhdistettyihin indekseihin. Haubrichin (2006, 1) tutkimuksessa, joka tarkasteli pitkien ja lyhyiden korkojen tuottoeroa Yhdysvaltojen markkinoilla vuodesta 1960 vuoteen 2006, tuottoeron havaittiin olleen kääntynyt seitsemän kertaa kyseisellä aikavälillä. Mielenkiintoisen tutkimuksesta tekee se, että kuudessa tapauksessa näistä seitsemästä, tuottokäyrän kääntymistä seurasi taantuma lyhyen ajan sisällä. Kääntyneellä tuottokäyrällä tarkoitetaan aiemmin esitetyn mukaan tilannetta, jossa lyhyet korot ovat korkeammalla tasolla kuin pitkät.

Valtaosa aihetta käsittelevistä artikkeleista perustuu Yhdysvaltojen taloutta koskeviin tutkimuksiin, joten mallia ei välttämättä voida suoraan soveltaa käytettäväksi maasta toiseen. Euroopan osalta tämä herättää mielenkiintoisen näkökulman mallin soveltuvuudesta erityisesti niihin valtioihin,

joiden yhteisenä rahapolitiikan hoitajana toimii Euroopan keskuspankki. Berk and Bergeijk (2000) huomasivat, että vuodesta 1970 vuoteen 1998 sijoittuvalla aikavälillä, korkoero onnistui tuottamaan vain rajoitetun osan informaatiosta, joka ennusti tuotannon kasvumuutosta euroalueella. Kyseinen tutkimus antaa kuitenkin viitteitä siitä, onko korkoerolla sellaisenaan ennustevoimaa Euroopan talousalueella, vaikka Euroopan keskuspankin toiminta alkoi vasta vuoden 1999 alusta. Haubrich ja Dombrosky (1996, 27) nostavat esiin keskuspankkien ja politiikan tekijöiden tarpeen kyetä tulkitsemaan ajanmukaisesti saatavilla olevaa tuottokäyrää, koska ohjauskorot ovat korkoja siinä missä markkinakorotkin. Tällöin keskuspankit kykenevät ymmärtämään paremmin markkinoita, joilla ne toimivat.

Tuottokäyrän ennustuskykyä toisesta maailmansodasta aina 1980-luvulle saakka on eri tutkimuksissa pidetty erinomaisena. Myöhemmillä ajanjaksoilla ennustuskyky on kuitenkin alkanut heiketä, kuten Berk ja Bergeijk (2001) omassa tutkimuksessaan huomasivat. Duarte, Venetis ja Paya (2005, 262) toteavat myös, että tuottokäyrä on alkanut menettää kykyänsä taantumien ja taloudellisen kasvun ennustamisessa 1980-luvun lopulta alkaen. Toisaalta, Haubrich ja Dombrosky (1996, 27) esittävät, että tuottokäyrän tulisi olla nykypäivänä vielä aiempaa parempi ennustin, sillä teknologia mahdollistaa tiedon välittömän hyväksikäytön.

#### **2.4.1 Tuottokäyrän muoto**

Kuten Mishkin (2007, 134) jo aiemmin on kuvannut, tuottokäyrän muoto voi olla nouseva, tasainen tai laskeva. Campbell (1995, 5) lisää edellä mainittuihin muotoihin vielä kumpumaisen, jossa keskipitkät korot ovat lyhyitä ja pitkiä korkoja korkeammalla tasolla sekä u-kirjaimen muotoisen, missä keskipitkät korot ovat lyhyitä ja pitkiä korkoja matalammalla tasolla. Haubrichin (2006, 1) mukaan tuottokäyrän muoto on yleensä nouseva, eli pitkän aikavälin korot ovat korkeampia kuin lyhyen aikavälin korot, sillä ihmisten mielestä pitkän aikavälin sijoituksiin liittyvä suurempi riski tulee näkyä niiden korkeampana tuottovaatimuksena. Tuottoero pitkän ja lyhyen koron välillä on yleensä positiivinen. Lyhyiden korkojen noustessa pitkien korkojen yläpuolelle, tuottokäyrän sanotaan olevan käänteinen ja tuottoero on tällöin negatiivinen. Campbellin (1995, 13) mukaan tutkittaessa korkotuottoja yli ajan, havaitaan lyhyiden korkojen vaihtelevan enemmän kuin pitkien korkojen eli lyhyissä koroissa tapahtuva lisäys näkyy pienempänä lisäyksenä pitkissä koroissa.

Duarte ym. (2005, 261) ovat tuottokäyrän muodon osalta sitä mieltä, että nouseva tuottokäyrä kuvaa talouden tuotannon, inflaation ja lyhyiden korkojen kasvua, kun taas vastaavasti laskeva tuottokäyrä kuvaa näiden edellä mainittujen muuttujien vähenemistä. Haubrichin (2006, 3) mielestä laskevan tuottokäyrän tapauksessa pitkät korot ovat alhaalla sekä matalien inflaatio-odotusten että matalan inflaatoriskin takia. Inflaatoriskillä tarkoitetaan tässä yhteydessä inflaation vaihtelua. Estrella ja Mishkin (1996, 1) toteavat tasoittuvan tuottokäyrän olevan seurausta noususta lyhyissä koroissa, mikä johtaa talouskasvun hidastumiseen lyhyellä aikavälillä. Dotsey (1998, 37) kuvaa artikkelissaan tuottokäyrän muodostumista eri maturiteetin nimelliskoroista, jolloin tuottokäyrä muodostuu reaalikoron tuottoerosta, odotetusta erosta inflaatioissa ja erillisestä premiosta. Kuten yhtälöstä (2.3) nähdään, nimellinen korko on siis reaalikoron ja odotetun inflaation summa. Dotseyn (1998, 37) mukaan vain tilapäiset muutokset edellä mainituissa muuttujissa vaikuttavat korkoeroon ja sitä kautta tuottokäyrään, kun taas pysyvä lisäys joko inflaatioissa tai reaalikorossa saa aikaan samanlaisen vaikutuksen sekä pitkissä että lyhyissä koroissa.

Moneta (2005, 267) on samoilla linjoilla Dotseyn (1998, 37) kanssa kuvatessaan tuottokäyrän kulmakertoimen muodostumista nimellisistä koroista, jotka samalla heijastavat odotuksia tulevasta inflaatiosta. Taantumassa on yleensä havaittavissa matala inflaatiotaso olettaen, että laskevan Phillipsin käyrän oletus pitää. Phillips-käyrän tapauksessa inflaation ja työttömyyden välillä vallitsee käänteinen suhde siten, että inflaation ollessa matala, taloudessa vallitsee korkea työttömyys. Vastaavasti, inflaation ollessa korkea, työttömyys on vähäistä. Monetan (2005, 267) mielestä tämä selittää, miksi taantumassa yleisesti on matalat nimelliset korot, jolloin sen voidaan olettaa johtuvan matalasta inflaatiosta Fisherin yhtälön mukaisesti. Toisaalta, mikäli markkinoilla toimijat ennakoivat talouden noususuhdannetta ja tulevaisuuden korkeampia tuottoja, niin odotetut tulevaisuuden lyhyet korot ylittävät lyhyiden korkojen nykyisen tason, jolloin pitkien korkojen tulisi nousta odotusteorian mukaisesti. Khomo ja Aziakpono (2007, 197) yhtyvät edellä olevaan todeten, että nimelliset korot nousevat talouden kääntyessä nousuun ja laskevat talouden kohdatessa hidastumisen.

Khomo ja Aziakpono (2007, 199) kuvaavat kääntynyttä tuottokäyrää siten, että se on seurausta pääomien siirtymisestä lyhyen ajan sijoitustuotteista pitkän ajan sijoitustuotteisiin. Tämä pääomien siirtyminen on seurausta taantumien ennakoinnista, jossa ihmiset pyrkivät tasaamaan tulotasonsa tulevaisuudessa siten, että pitkien sijoitusten kautta he saavat mahdollisesta taantumasta huolimatta tuottoja. Sijoitustuotteen ollessa joukkovelkakirjalaina ja sijoittajien allokoimissa varojaan pitkiin joukkovelkakirjoihin, niiden hinnat nousevat ja vastaavasti tuotot laskevat, kun taas lyhyiden

joukkovelkakirjojen osalta muutos on päinvastainen (Khomu & Aziakpono 2007, 199). Tämän seurauksena lyhyet korot nousevat ja pitkät laskevat, jolloin tuottokäyrästä muodostuu laskeva eli kääntynyt.

Wu (2003) sekä Diebold ja Li (2005, 341–342) toteavat tuottokäyrien siirtymien selittyvän kolmen eri tekijän avulla, mitkä ovat taso, kulmakerroin ja kaarevuus. Nämä tekijät kuvaavat niitä vaikutuksia, kuinka tuottokäyrä muuttuu muotoaan sokin vaikutuksesta. Tasosokin seurauksena eripituiset korot muuttuvat identtisesti, jolloin tuottokäyrä yksinkertaisesti laskee tai nousee pystysuorassa. Kulmakerroinsokissa lyhyen aikavälin korot nousevat enemmän suhteessa pitkän aikavälin korkoihin, minkä seurauksena tuottokäyrän muodosta tulee loivempi ja sen kulmakerroin eli kaltevuus pienenee. Kaarevuussocki aikaansaa muutoksen keskipitkissä ja pitkissä koroissa aiheuttaen tuottokäyrälle kumpumaisemman muodon.

#### **2.4.2 Tuottokäyrä ja talouden ennustaminen**

Empiiristen kokeiden perusteella voidaan todeta, että tuottokäyrän kulmakertoimen ja reaalisen talouskasvun välillä on positiivinen suhde ja se heijastaa rahoitusmarkkinoiden odotuksia tulevan talouskasvun suhteen. Positiivisella suhteella tarkoitetaan sitä, että korkoero ja taloudellinen toiminta muuttuvat samansuuntaisesti. Korkoeron ollessa positiivinen eli kymmenen vuoden viitelainan koron ollessa korkeampi kuin kolmen kuukauden markkinakorko, on tällä suora yhteys kasvavaan reaaliseseen taloudelliseen toimintaan. Vastaavasti korkoeron ollessa negatiivinen, heijastuu tämä suoraan taloudellisen toiminnan vähentymisenä. (Moneta 2005, 267.)

Talouskasvun indikaattorina käytetään yleisesti bruttokansantuotetta, jonka tilastointi tapahtuu pääsääntöisesti neljännesvuosittain. Kuten yllä mainitaan, on tuottokäyrän kulmakertoimella ja talouskasvulla positiivinen suhde. Tämä suhde ei kuitenkaan todellisuudessa vaikuta ajan suhteen välittömästi, vaan siinä on havaittavissa viiveitä. Muutokset tuottoerossa näkyvät talouskasvussa vasta useamman periodin kuluttua, mikä itse asiassa mahdollistaa talouskasvun ennustamisen juuri tuottoeron perusteella. Haubrichin ja Dombroskyn (1996, 30) mukaan bruttokansantuotteessa havaittu kasvun hidastuminen on seurausta tuottoeron kaventumisesta. Toisin sanoen, kaventuva tuottoero ennakoii yleensä hidastumista bruttokansantuotteen kasvussa. Haubrich ja Dombrosky (1996, 30) toteavat negatiivisen tuottoeron yleensä edeltävän taantumaa, mutta ei kuitenkaan aina.



Tuottokäyrän ja taloudellisen toiminnan suhde on muuttunut aikojen kuluessa. Tähän muutokseen ovat muun muassa vaikuttaneet teknologinen kehittyminen, uudet tuotantoprosessit, markkinoiden toimintaperiaatteiden muuttuminen ja reagointi uuteen informaatioon sekä muutokset keskuspankin rahapolitiikassa. On myös havaittu, että tuottokäyrän ja talouskasvun välinen suhde on muuttunut sekä ajallisesti että määrällisesti. Ajallisella muutoksella tarkoitetaan viivepituuden muuttumista ja määrällisellä muutoksella tuottokäyrän ja talouskasvun välisen korrelaation muuttumista. (Haubrich ja Dombrosky 1996, 32–33.)

Tuottokäyrän ennusteet tulevasta kasvusta voidaan jakaa kahteen eri näkökulmaan. Ensinnäkin, tuottokäyrän voidaan nähdä ennustavan talouden odotettua kasvuastetta jossakin tulevaisuuden ajankohdassa. Toiseksi, tuottokäyrän uskotaan ennustavan taantumien esiintymisen todennäköisyyttä. Näistä ensin esitetty näkökulma käyttää tuottoeroa hyväksi ennustaessaan tulevaa tuotantoa. Tämä ennustaminen tehdään yleisesti kahden, neljän tai kuuden neljänneksen aikajaksolla. Tuottokäyrän kääntymiset eivät kuitenkaan ole ainoat sen antamat signaalit. Negatiivinen tuottoero edeltää negatiivista kasvua ja vastaavasti positiivinen tuottoero edeltää positiivista kasvua. Yleisesti voidaan kuitenkin sanoa, että mitä jyrkempi tuottokäyrä, sitä suurempi talouden odotettu kasvu. Tämän havainnon voidaan todeta pitävän paikkansa yli ajan ja läpi eri valtioiden. (Haubrich 2006, 1.)

Haubrichin (2006, 1) mielestä yksinkertaisin ja tehokkain tapa tutkia tuottokäyrää on käyttää sen kulmakertoimen ja tulevaisuuden talouden kasvun välistä tilastollista suhdetta ja katsoa, minkälaista tilannetta nykyinen tuottokäyrä ennakoii. Pitää kuitenkin muistaa, että tuottokäyrän muodosta tehtävässä tarkastelussa ei ole tavoitteena tuottaa täsmällisiä lukuja tulevasta talouden kehityksestä, vaan tarjota suuntaa antavia arvioita siitä, miten talous kehittyy ja tullaanko taloudessa olemaan taantumassa vai ei. Näitä suuntaa antavia arvioita voidaan tuottaa esimerkiksi tutkimalla, kuinka talouden kasvu sijoittuu suhteessa keskimääräiseen arvoonsa. Keskimääräisen kasvun suhteenkin voidaan toisaalta vain todeta se, kiihtyykö vai supistuuko talouden kasvuvauhti.

Tuottokäyrän ennustevoima on kuitenkin saanut kritiikkiä ja sen on havaittu muuttaneen ennustekykyyään vuosien saatossa, kuten jo aiemmin mainittiin. Haubrich ja Dombrosky (1996, 33–34) esittävät tutkimuksessaan väitteitä tuottokäyrän puolesta ja sitä vastaan. Heidän mukaansa tuottokäyrä tarjoaa yhden parhaimmista talouden ennustusmenetelmistä 1960-luvulta alkaen, mutta 1980-luvun lopulta lähtien, se on ollut vähemmän menestykselinen. Toisaalta, tuottokäyrän nähdään tarjoavan vielä yksinkertainen ja pelkistetty menetelmä monimutkaisten ennustusten tarkistamiseen.

Tuottokäyrällä uskotaan heikkenevästä ennustekyvystä huolimatta olevan kuitenkin uusia sovellusmahdollisuuksia. Tuottokäyrän ennustekyvyyttä liittyvät tutkimukset ovat pääsääntöisesti käsitelleet Yhdysvaltalaisia aineistoja ja muutamien tutkimusten perusteella tuottokäyrän ja talouskasvun välistä suhdetta kyettäisiin tutkimaan myös Euroopassa. Duarte ym. (2005, 274) ovat sitä mieltä, että Euroopan taantumia kyettäisiin selittämään myös Yhdysvaltojen tuottokäyrän avulla. Heidän tarkasteluajanjaksollaan, mikä käsitti ajanjakson 1970-luvulta 2000-luvulle, Yhdysvaltojen tuottoeron havaittiin ennakoivan Euroopan talouden muutosta kolmen neljänneksen päähän. Tämä tarjoaisi mielenkiintoisia näkökohtia siihen, onko Yhdysvaltojen ja Euroopan talouksilla merkittävää vuorovaikutusta toisiinsa nähden ja kumpi talousalueista tosiasiallisesti vaikuttaa toiseen.

Haubrichin (2006, 1) esittämä toinen näkökulma tulevan kasvun ennustamiseen tuottokäyrän avulla mittaa taantumien todennäköisyyttä. Lukuisten empiiristen tutkimusten joukossa muun muassa Estrella ja Mishkin (1996, 2) ovat tutkineet todennäköisyyksiä taantumalle ja saaneet vuonna 1981 ilmenneelle tuottoerolle 86,5 prosentin todennäköisyyden neljä neljänestä eteenpäin eli yhden vuoden kuluttua havaintohetkestä. Todennäköisyyttä mitattaessa laskelma perustuu hyvin yksinkertaistettuun malliin, jossa valitaan etukäteen periodi, jonka päähän tuottoerolla halutaan ennustettavan. Tämän jälkeen lasketaan jo toteutuneesta aineistosta todennäköisyydet ja niitä vastaavat tuottoerot kymmenen vuoden ja kolmen kuukauden koroille. Todennäköisyyksistä puhuttaessa Khomo ja Aziakpono (2007, 205) kuitenkin tiivistävät asian siten, että tuottoeron kaventua taantumien todennäköisyys kasvaa ja vastaavasti tuottoeron kasvaessa taantumien toteutumisen todennäköisyys pienenee.

### **2.4.3 Tuottokäyrä ja rahapolitiikka**

Berk ja Bergeijk (2000, 3) mainitsevat, että eurojärjestelmä on ottanut tuottokäyrän erääksi informaatiomuuttujaksi rahapolitiikassaan. Sillä pyritään tuottamaan tietoa tulevaisuuden muutoksista niin inflaatiossa kuin tuotannon kasvussakin. Duarte ym. (2005, 262) ovat sitä mieltä, että rahapolitiikasta päättävien tahojen antaessa enemmän painoa inflaatiolle, tuottoeron ja taloudellisen tuotannon välinen suhde heikkenee. Toisaalta, he toteavat myös, että tuottoeron ja talouskasvun välinen suhde on vahvempi maissa, joissa rahapolitiikka on itsenäistä ja joiden valuuttaa ei ole sidottu minkään muun maan valuuttaan. Edellä mainitun siis pitäisi tukea ajatusta, että euroalueella tuottoeron avulla kyettäisiin saamaan realistisia tuloksia talouskasvua

ennustettaessa. Tätä vahvistaa väite, että Euroopan keskuspankin toimialueella tuottokäyrän informaatioarvo yksittäisten maiden osalta on erittäin suuri niin yksityisille sijoittajille kuin itse Euroopan keskuspankillekin. Viitteitä tuottokäyrän arvostuksesta nostaa se, että se on otettu osaksi Euroopan keskuspankin rahapoliittisen strategian toista pilaria. Tuottokäyrän perusteella ei kuitenkaan voida tehdä koko euroaluetta koskevia yleistyksiä, vaan jokaista maata tulee silti tarkastella omana, erillisenä toimijanaan. (Duarte 2005, 262–263.)

Moneta (2005, 267) tarjoaa tuottokäyrän kulmakertoimen ja talouskasvun välisen suhteen selittämiseen odotusteorian mukaista selitystä, missä siis pitkien korkojen uskotaan heijastavan odotuksia tulevista lyhyistä koroista ja muodostuvan näin lyhyiden korkojen painotettuna keskiarvona. Taantumien mahdollisuus näkyy tulevaisuuden korkoja koskevien odotusten pienentymisenä, mikä tarkoittaa laskua pitkissä koroissa. Nämä odotetut vähennykset korkotasossa saattavat johtua suhdanteiden mukaisesti muuttuvasta rahapolitiikasta, jolla pyritään vaikuttamaan talouden tilaan. Tämä näkyy esimerkiksi lyhyiden korkojen laskuna taantumien aikana. Haubrich ja Dombrosky (1996) ovat samoilla linjoilla todetessaan, että mikäli matalat korot yleisesti ottaen liittyvät talouden taantumien, niin laskeva tai käänteinen tuottokäyrä ennustaa talouden siirtymistä laskusuhdanteeseen.

Rudebuschin (1995, 270) mukaan tuottokäyrä ilmentää rahoitusmarkkinoiden arviota tulevasta politiikasta, sillä politiikan tekijöiden päätös laskea lyhyiden korkojen tasoa talouden ollessa taantumassa, saa markkinoilla toimijat, jotka odottavat taantumaa, odottamaan myös matalia korkoja. Wu (2003, 1) toteaa, että politiikan tekijöiden tulisi ymmärtää lyhyissä koroissa tapahtuvan muutoksen vaikutus keskipitkiin ja pitkiin markkinakorkoihin, sillä viimeksi mainitut määrittelevät ihmisten ja yritysten rahoituskustannukset ja sitä kautta talouden kokonaiskysynnän tason. Samaa mieltä on myös Estrella (2005, 725), jonka mukaan rahapolitiikasta päättävä taho käyttää vajavaista välinettä, eli tässä tapauksessa lyhyen ajan korkoa, rahapoliittisena välineenä vaikuttaessaan inflaatioon. Kuten yllä jo mainitaan, lyhyiden korkojen muutos vaikuttaa lopulta rahoituskustannuksiin.

Vallitseva rahapolitiikka on keskeisessä asemassa määriteltäessä sitä, mikä vaikuttaa muutokseen sekä tuottokäyrässä että tulevassa tuotannossa. Kiristytvä rahapolitiikka nostaa lyhyitä korkoja, jolloin tuottokäyrä tasoittuu johtaen hitaampaan kasvuun tulevaisuudessa. Vastaavasti löysä rahapolitiikka laskee lyhyitä korkoja, minkä seurauksena tuottokäyrä jyrkkenee ja edesauttaa tulevaa kasvua. Tuottokäyrä ennustaa tulevaa tuotantotasoa, sillä kaikki nämä muutokset johtuvat

yksinkertaisesti rahapolitiikasta. Näiden selitysten mukaan, tuottokäyrä heijastaa tulevaa tuotantotasoa epäsuorasti. Tämä tapahtuu ennustamalla sekä tulevaa korkotasoa että tulevaa rahapolitiikkaa. Tuottokäyrä voi myös heijastaa tulevaa tuotantotasoa suoraan, sillä kymmenen vuoden viitelainan korko riippuu markkinoiden kymmenen vuoden tuotantoarvioista. (Estrella 2005, 722; Haubrich ja Dombrosky 1996, 28.)

Moneta (2005, 268) lisää kiristyvän rahapolitiikan yhteyteen sen, että lyhyiden korkojen ohessa myös pitkät korot nousevat, mutta niiden nousu on maltillisempaa kuin lyhyiden. Tämä johtaa laskevaan tuottokäyrän muotoon. Rahapolitiikan uskottavuus vaikuttaa tuottokäyrän tasoittumiseen ohjauksen nostamisen yhteydessä. Haubrichin (2006, 3) mukaan keskuspankin uskottavuudella on erittäin suuri merkitys inflaation kannalta. Vähemmän uskottavan keskuspankin harjoittaman rahapolitiikan yhteydessä, inflaatiosokki nostaa sekä lyhyiden että pitkien korkojen tasoa. Uskottavan rahapolitiikan yhteydessä taas inflaatiosokki vaikuttaa vain lyhyiden korkojen tasoon nostavasti, mutta pitkien korkojen tasoon sillä ei ole vaikutusta, koska pitkän aikavälin inflaatio-odotukset eivät muutu.

Khomon ja Aziakponon (2007, 198) mukaan keskuspankit pystyvät toimimaan vain lyhyiden korkojen alueella, joten ne pystyvät vaikuttamaan tuottokäyrän muotoon vain alkupään osalta. Pitkät korot muuttuvat markkinoilla toimijoiden odotusten mukaisesti, kuten aiemmin on esitetty. Koska talouden toiminta, kuten investoinnit, riippuvat pääsääntöisesti pitkistä koroista, niin rahapolitiikalla on lyhyiden korkojen kautta vaikutus tuottokäyrän muotoon pitkien korkojen osalta. Keskuspankin nostaessa lyhyitä korkoja se saa aikaan tuottokäyrän tasoittumisen. Tämän seurauksena taas markkinat odottavat inflaation hidastuvan tulevaisuudessa ja lyhyiden korkojen laskevan takaisin alemmalle tasolle. Keskuspankki kykenee siis vaikuttamaan talouteen kokonaisvaltaisesti, vaikka se pystyy säätelemään vain lyhyiden korkojen tasoa.

Taloudellisen toiminnan ollessa heikkoa, keskuspankki yleensä keventää rahapolitiikkaa saaden aikaan lyhyiden korkojen laskun, jonka seurauksena tuottokäyrä jyrkkenee. Mikäli inflaatio-odotukset nousevat rahapolitiikan keventämisen seurauksena, niin tuottokäyrä jyrkkenee huomattavasti. Kaiken kaikkiaan, kevyemmällä rahapolitiikalla on yleensä taloutta piristävä vaikutus ja nouseva tuottokäyrä kertoo tällöin talouden kasvusta. (Dotsey 1998, 37–38.)

## 3. Suhdannevaihtelut

### 3.1 Suhdannevaihtelut yleisesti

Suhdannevaihteluilla tarkoitetaan lyhytaikaisia, muutaman vuoden pituisia vaihteluita kokonaistuotannon kasvuvauhdissa pitkän ajan keskimääräisen kasvuvauhdin molemmin puolin. Suhdannevaihtelut eivät yleensä ole erityisen säännöllisiä ja niiden taajuus sekä voimakkuus voivat vaihdella suurestikin. Yleisesti voidaan kuitenkin sanoa, että suhdannesyklin pituus on keskimäärin neljästä viiteen vuotta ja suhdannesykli sisältää eri suhdannevaiheita.

Suhdannevaihtelut on mahdollista ryhmittää eri tavoin. Ne voidaan jakaa yksinkertaistetusti nousu- ja laskukauden tai ryhmittelyä voidaan tarkentaa ottamalla mukaan korkea- ja laskusuhdanteen käsitteet. Nousukauden aikana tuotannon kasvuvauhti on pitkän ajan keskimääräistä vauhtia nopeampi ja vastaavasti laskukauden aikana hitaampi. Nousukausi on yleensä myös ajallisesti hieman pidempi kuin laskukausi. Korkeasuhdanteeksi kutsutaan vaihetta, jossa tuotannon taso on korkeimmillaan pitkän ajan keskimääräisen kasvuvauhdin mukaiseen tasoon nähden. Mikäli nousukausi on hyvin raju ja johtaa pahoihin tasapainottomuuksiin, kutsutaan tätä suhdanteiden ylikuumentumiseksi korkeasuhdanteen aikana. Vastaavalla tavalla, laskukautena tuotanto kasvaa keskimääräistä hitaammin ja laskusuhdanteen pohja eli hitaimman kasvun kausi muodostaa matalasuhdanteen. Keskimääräistä syvemmän laskusuhdanteen pohjaa kutsutaan taantumaksi. Yhdysvalloista peräisin olevan määritelmän mukaan taantuma on alkanut, jos bruttokansantuotteen määrä supistuu kahtena perättäisenä vuosineljänneksenä. Kokonaistuotannon määrän vähentyessä erityisen paljon, voidaan puhua lamasta.

Suhdannevaihteluita voidaan lieventää suhdannepolitiikan eri keinoin. Näistä keinoista keskeisimmät ovat finanssipolitiikka eli vaikuttaminen julkisen talouden tuloihin ja menoihin sekä rahapolitiikka, jolla vaikutetaan pankkien lainanantomahdollisuuksiin, kansantalouden rahan määrään ja korkotasoon. Tässä tutkielmassa mielenkiinto kohdistuu rahapolitiikkaan, jota Euroopan keskuspankki harjoittaa ja jonka kansallisena, teknisenä toimeenpanijana Suomen Pankki on. Suomen Pankin rooli rahapolitiikan käyttäjänä lakkasi vuonna 1999 Suomen siirryttyä eurojärjestelmään.

Rahapolitiikka koostuu niistä toimista, joilla keskuspankki säätelee rahan määrää taloudessa. Euroopan keskuspankin rahapolitiikka perustuu lähinnä niin sanottuihin perusrahoitusoperaatioihin, joilla se rahoittaa euroalueen pankkijärjestelmää. Euroopan keskuspankki järjestää viikoittain huutokauppoja, joissa pankeille tarjotaan lyhytaikaista, yhden viikon mittaista luottoa. Euroopan keskuspankin neuvosto määrää näissä huutokaupoissa sovellettavan koron. Tämä perusrahoitusoperaatioiden korko on euroalueen rahapoliittinen ohjauskorko ja sitä muuttamalla Euroopan keskuspankki säätelee pankkien maksuvalmiutta ja liikkeessä olevan rahan määrää. (Suomen Pankki 2012.)

Keskuspankki vaikuttaa päätöksillään, toisin sanoen ohjauskorollaan, lyhyimpien korkojen tasoon. Lyhyiden korkojen muutokset heijastuvat markkinoiden toiminnan johdosta sekä pääomamarkkinoille pidempiin korkoihin että rahoituksen välittäjien soveltamiin korkoihin. Rahapolitiikan vaikutus muuhun talouteen välittyy näillä pidempiaikaisilla koroilla, jotka vaikuttavat kulutus- ja investointipäätöksiin. (Suomen Pankki 2012.)

Pitkiin markkinakorkoihin vaikuttaa myös se, millaiseksi sijoittajat odottavat lyhyiden markkinakorkojen muodostuvan pitkän vaateen koko juoksuaikana. Näin ollen, pitkiin markkinakorkoihin heijastuu lyhyitä markkinakorkoja koskevien odotusten välityksellä myös sijoittajien käsitys tulevasta rahapolitiikasta sekä inflaatiosta. Jos inflaation odotetaan kiihtyvän, tämän arvellaan aikanaan johtavan myös rahapolitiikan kiristämiseen ja lyhyiden korkojen nousuun. Tällöin pitkät markkinakorot kohoavat inflaatio-odotusten vaikutuksesta.

### **3.2 Euroopan keskuspankki**

Suomen rahoitusmarkkinoiden sääntelyssä tapahtui merkittävä muutos vuonna 1999, kun Suomi liittyi eurojärjestelmään. Tällöin lakkasi myös Suomen Pankin rooli rahapolitiikan käyttäjänä ja euroalueen yhteisestä rahapolitiikasta alkoi vastata kesäkuussa 1998 perustettu Euroopan keskuspankki. Eurojärjestelmän muodostavat Euroopan keskuspankki sekä euron käyttöön ottaneiden jäsenvaltioiden kansalliset keskuspankit, joita oli vuoden 2011 lopussa 17 kappaletta. Yhteisen rahapolitiikan oikeudellisen perustan muodostavat Euroopan yhteisön perustamissopimus sekä Euroopan keskuspankkijärjestelmän ja Euroopan keskuspankin perussäännöstö. Euroopan keskuspankkijärjestelmä (EKPJ) eroaa eurojärjestelmästä siinä, että siihen kuuluvat Euroopan keskuspankin lisäksi kaikkien EU-maiden kansalliset keskuspankit riippumatta siitä, ovatko

jäsenvaltiot ottaneet euron käyttöön. Perustamissopimuksessa viitataan eurojärjestelmän sijasta Euroopan keskuspankkijärjestelmään, sillä sopimusta laadittaessa lähtökohtana oli, että kaikki Euroopan Unionin jäsenvaltiot ottavat ajan myötä käyttöön yhteisen valuutan, euron. Siihen saakka tehtävien hoitamisesta vastaa eurojärjestelmä. (Euroopan keskuspankki 2011.)

Eurojärjestelmän ensisijainen tavoite on hintavakauden ylläpitäminen. Tällä hintavakaustavoitteella viitataan talouden yleiseen hintatasoon. Sillä tarkoitetaan myös pitkäaikaisen inflaation sekä deflaation välttämistä. Inflaatio terminä tarkoittaa rahan arvon heikkenemistä eli yleisen hintatason nousua. Vastaavasti deflaatiolla tarkoitetaan rahan arvon nousua eli yleisen hintatason laskua. Euroopan keskuspankin neuvoston tekemän päätöksen mukaan, hintavakauden tavoitteeseen pyrittäessä tähdätään inflaatiovahdin säilyttämiseen kahden (2) prosentin tuntumassa keskipitkällä aikavälillä rahapolitiikan strategian mukaisesti. Tätä hintavakauden tavoitetta seurataan yhdenmukaistetun kuluttajahintaindeksin (YKHI) avulla. (Euroopan keskuspankki 2011.)

### **3.2.1 Euroopan keskuspankin tehtävät**

Euroopan yhteisön perustamissopimuksen artiklan 105 kohdan 2 mukaisesti, Euroopan keskuspankin perustehtäviin kuuluvat unionin rahapolitiikan määrittäminen ja toteuttaminen, valuuttamarkkinatoimien suorittaminen, jäsenvaltioiden virallisten valuuttavarantojen hallussapito ja hoito sekä maksujärjestelmien moitteettoman toiminnan edistäminen. Näiden lisäksi keskuspankin tehtäviin kuuluvat muun muassa setelien liikkeeseenlaskun luvan antaminen euroalueelle, tehtäviensä hoitamiseen tarvittavan tilastotiedon kerääminen, rahoitusjärjestelmien vakauttaminen ja sen valvonta sekä kansainvälinen ja eurooppalainen yhteistyö. Viimeksi mainitulla tarkoitetaan Euroopan keskuspankin yhteistyötä kolmansiiin tahoihin, toimielimiin ja foorumeihin niin Euroopan unionin alueella kuin sen ulkopuolellakin, kun käsiteltävänä on eurojärjestelmälle uskottuja tehtäviä. (Euroopan keskuspankki 2012.)

### **3.2.2 Rahapolitiikan välineet**

Eurojärjestelmä käyttää erilaisia rahapolitiikan välineitä ja menettelytapoja sille asetettujen tavoitteiden saavuttamiseksi. Kyseiset välineet ja menettelytavat muodostavat ohjausjärjestelmän, jonka avulla yhteistä rahapolitiikkaa toteutetaan. Tämä ohjausjärjestelmä perustuu periaatteisiin, jotka on määritelty sopimuksessa Euroopan unionista, missä vaaditaan eurojärjestelmän toimivan

vapaaseen kilpailuun perustuvan avoimen markkinatalouden periaatteiden mukaisesti, mikä suosii voimavarojen tehokasta kohdentamista. (Euroopan keskuspankki 2004.)

Eurojärjestelmän harjoittaessa euroalueen yhteistä rahapolitiikkaa, sen käyttämät rahapoliittiset välineet voidaan jakaa kahteen eri luokkaan. Toisen luokan muodostavat avomarkkinaoperaatiot ja toisen maksuvalmiusjärjestelmä. Näistä kahdesta avomarkkinaoperaatiot ovat tärkeimpiä ja niitä tehdään rahamarkkinoilla keskuspankin toimesta. Rahamarkkinoilla tarkoitetaan markkinoita, missä transaktioiden maturiteetti on alle vuoden. Avomarkkinaoperaatioiden tärkeimpiä tehtäviä ja eurojärjestelmän rahapolitiikan keskeisimpiä välineitä ovat perusrahoitusoperaatiot, joilla eurojärjestelmä lainaa varoja vastapuolilleen vakuuksia vastaan. Näillä vastapuolilla tarkoitetaan euroalueen luottolaitoksia, jotka kuuluvat eurojärjestelmän vähimmäisvarantojärjestelmään ja jotka ovat vakavaraisia. Luotonanto avomarkkinaoperaatioissa tapahtuu yleensä käänteisoperaatioiden kautta, joissa keskuspankki ostaa arvopapereita siten, että kauppaan liittyy takaisinostosopimus. Keskuspankki voi myös myöntää lainan vakuuskelpoisia arvopapereita vastaan. Käänteisoperaatioille on tyypillistä, että ne ovat määräaikaista avomarkkinaoperaatioita, joissa vastapuolet saavat varoja vain rajoitetusti ja ennalta ilmoitetuksi ajaksi. (Euroopan keskuspankki 2004; Euroopan keskuspankki 2011.)

Rahapoliittisten välineiden toisella osalla, maksuvalmiusjärjestelmällä, säädellään rahamarkkinoiden lyhyitä korkoja ja etenkin rajoitetaan niiden heilahteluja. Maksuvalmiusjärjestelmä koostuu kahdesta osasta, maksuvalmiusluotosta ja talletusmahdollisuudesta. Vastapuolet voivat käyttää näitä kahta osaa omasta aloitteestaan. Maksuvalmiusluoton- ja talletuksen osalta sovelletaan yön yli -korkoa, joista luoton korko on yleensä huomattavasti korkeampi ja talletuksen korko yleensä huomattavasti matalampi kuin vastaavat markkinakorot. Luottolaitokset käyttävät maksuvalmiusjärjestelmää yleensä vain, kun muut vaihtoehdot puuttuvat. Koska maksuvalmiusjärjestelmän käyttöä ei ole rajoitettu, niiden korot muodostavat normaalioloissa yön yli -markkinakoron ylä- ja alarajan. (Euroopan keskuspankki 2004.)

Euroopan keskuspankin neuvosto siis määrittelee maksuvalmiusjärjestelmän korkojen asetannalla vaihteluvälin yön yli -korkojen heilahteluille. Yön yli -korko, jota kutsutaan myös nimellä eoniakorko (*Euro OverNight Index Average*), on yleensä ollut lähellä perusrahoitusoperaatioiden korkoa eli ohjauskorkoa. Tämä kuvaa perusrahoitusoperaatioiden merkitystä tärkeimpänä eurojärjestelmän rahapolitiikan välineenä. (Euroopan keskuspankki 2004.)



Luottolaitokset ovat Euroopan keskuspankin toimesta velvoitettuja pitämään kansallisissa keskuspankeissa pakollisia talletuksia, joita kutsutaan vähimmäisvarannoiksi. Näiden vähimmäisvarantojen suuruus määräytyy erillisen velvoiteprosentin mukaisesti luottolaitosten taseeristä. Vähimmäisvarannoille maksetaan pitoajanjaksolta perusrahoitusoperaatioiden mukaista korkoa, jotta kyseinen vähimmäisvarantojärjestelmä ei rasittaisi euroalueen pankkijärjestelmää. (Euroopan keskuspankki 2004.)

Vähimmäisvarantojärjestelmän keskeisenä tehtävänä on vakauttaa rahamarkkinakorkoja sekä lisätä pankkijärjestelmän rakenteellisen keskuspankkirahoituksen tarvetta. Rahamarkkinakorkojen vakauttaminen tapahtuu siten, että luottolaitokset voivat tasoittaa likviditeetin päivittäisiä vaihteluja keskiarvoistamalla. Keskiarvoistamisessa luottolaitokset voivat hyötyä luotonannosta markkinoilla pitämällä varantovajetta, kun lyhyimmät rahamarkkinakorot ovat korkeammat kuin korot, joiden odotetaan vallitsevan pitoajan lopussa. Vastaavasti korkojen ollessa alhaisemmat, luottolaitokset voivat lainata markkinoilta ja kerätä varantoylijäämää. Teoriassa tämän niin sanotun yli ajan - arbitraasin pitäisi taata, että lyhyimpien rahamarkkinakorkojen taso olisi sama koko pitoajanjakson. Toisen tehtävän eli keskuspankkirahoituksen tarpeen lisäämisen tarkoituksena on kansallisiin keskuspankkeihin tehtävien vähimmäisvarantojen myötä kasvattaa luottolaitosten keskuspankkirahoituksen kysyntää. Tämä auttaa Euroopan keskuspankkia ohjaamaan rahamarkkinakorkoja säännöllisillä likviditeettiä lisäävillä operaatioilla. (Euroopan keskuspankki 2004; Euroopan keskuspankki 2011.)

Avomarkkinaoperaatiot, joita eurojärjestelmässä toteutetaan, voidaan jakaa tavoitteensa, säännöllisyytensä ja toteutustapansa mukaan neljään ryhmään: perusrahoitusoperaatioihin, pitempiaikaisiin rahoitusoperaatioihin, hienosäätöoperaatioihin ja rakenteellisiin operaatioihin. Perusrahoitusoperaatiot ovat eurojärjestelmän kaikkein tärkeimpiä avomarkkinaoperaatioita, sillä niillä on keskeinen merkitys korkojen ohjaamisessa, likviditeettitilanteen hallinnassa sekä viestittäessä rahapolitiikan mitoituksesta. Perusrahoitusoperaatioiden toteutuksesta vastaavat kansalliset keskuspankit. Perusrahoitusoperaatiot ovat likviditeettiä lisääviä operaatioita, joita toteutetaan viikoittain. Ne toteutetaan huutokauppoina ennalta määrätyn aikataulun mukaisesti ja niihin saavat osallistua kaikki kelpoisuusvaatimukset täyttävät vastapuolet. (Euroopan keskuspankki 2004.)

Muiden avomarkkinaoperaatioiden osalta pitempiaikaisissa rahoitusoperaatioissa on kyse siitä, että eurojärjestelmän toimesta lisätään pankkijärjestelmän pitempiaikaista likviditeettiä eli tässä tapauksessa kolmen kuukauden likviditeettiä. Tällä operaatiolla pyritään pitempiaikaiseen keskuspankkirahoitukseen, jotta välttyttäisiin viikoittaiselta likviditeetin uudelleen jakamiselta. Hienosäätöoperaatioiden tarkoituksena on hallita markkinoiden likviditeettiä, ohjata rahamarkkinakorkoja ja lieventää rahamarkkinoiden likviditeetin odottamattomien heilahtelujen vaikutuksia korkoihin. Hienosäätöoperaatioita toteutetaan hyvin harvoin ja niiden tarkoitus on tukea markkinoiden normaalia toimintaa ja tarjota likviditeettiä erittäin poikkeuksellisissa tilanteissa. Hienosäätöoperaatiot voidaan toteuttaa käänteisoperaatioina, suorina kauppoina, valuuttaswappeina tai keräämällä määräaikaistalletuksia. Suorissa kaupoissa eurojärjestelmä ostaa tai myy vakuuskelpoisia arvopapereita suoraan markkinoilla. Valuuttaswappeissa euroja ostetaan tai myydään samanaikaisin avista- tai termiinkaupoin ulkomaan valuuttaa vastaan. Määräaikaistalletusten keräämisessä vastapuolille tarjotaan mahdollisuutta tehdä korollisia määräaikaistalletuksia toisten vastapuolten sijoittautumisjäsenvaltioiden kansallisiin keskuspankkeihin. (Euroopan keskuspankki 2004.)

Rakenteellisten operaatioiden tarkoituksena on säädellä eurojärjestelmän rakenteellista likviditeettiasemaa pankkijärjestelmään nähden eli vaikuttaa keskuspankkirahoituksen kysyntään markkinoilla pitkällä aikavälillä. Operaatioiden toteuttamistapoina voivat olla käänteisoperaatiot, suorat kaupat tai velkasitoumusten liikkeeseenlaskut, joilla tarkoitetaan Euroopan keskuspankin velkasitoumusten liikkeeseenlaskun seurauksena aiheutuvaa likviditeettivajeen luomista tai sen lisäämistä. (Euroopan keskuspankki 2004.)

Rahapolitiikan ohjausjärjestelmä siis käsittää välineet ja menetelmät, joilla keskuspankki ohjaa korkoja, hallitsee rahamarkkinoiden likviditeettiä ja viestii rahapoliittisista aikomuksistaan Euroopan keskuspankin neuvoston asettamien ohjaukskorkojen välityksellä. Euroalueen pankkijärjestelmä on riippuvainen eurojärjestelmän rahoituksesta, sillä setelirahantarpeen ja vähimmäisvarantovelvoitteen täyttämisen vuoksi sillä on likviditeettivaje. Eurojärjestelmä siis toimii likviditeetin tarjoajana ja kykenee näin ohjaamaan rahamarkkinakorkoja. (Euroopan keskuspankki 2004.)

## 4. Tutkimusmenetelmät

### 4.1 Aikasarjan määritelmä

Satunnaismuuttuja  $\tilde{y}_t$  ja sen toteutuneet arvot  $y_t$ ,  $t = 1, 2, \dots, T$ , muodostavat aikasarjan  $\{y_t\}$ . Aikasarjassa muuttujan havaitut arvot ovat aikaindeksin  $t$  mukaisessa nousevassa järjestyksessä. Aikasarja on havaintojen jono, jossa muuttuja ymmärretään yhteisjakautuneiden satunnaismuuttujien realisaatioksi. Tämä merkitsee sitä, että toteutuneilla havainnoilla  $y_1, \dots, y_T$  on jokin yhteisjakauma  $f_1, \dots, f_T(y_1, \dots, y_T) = f(y)$ . Aikaindeksien  $1, \dots, T$  käyttö viittaa siihen, että parametrit tai jopa todennäköisyysjakauman muoto saattavat riippua ajankohdasta  $t$ . Jos todennäköisyysjakauma  $f(y)$  on tiedossa, niin voimme tehdä arvioita satunnaismuuttujan todennäköisistä tulevista arvoista. Tällaista ilmiötä kutsutaan stokastiseksi prosessiksi, sillä havaintojono käyttäytyy ajan kuluessa jonkin todennäköisyysjakauman implikoiman lainalaisuuden mukaisesti. (Lütkepohl & Krätzig 2004, 10–11.)

Aikasarja  $\{y_t\}$  on jonkin stokastisen prosessin eli satunnaisprosessin  $\{\tilde{y}_t\}$  generoima. Niin sanottu satunnaiskulun (*random walk*) malli on esimerkki stokastisesta prosessista ja tämä malli sopii erinomaisesti esimerkiksi pörssikurssin perusmalliksi. Mallissa muuttujan perättäiset differenssit eli muutokset ovat toisistaan riippumattomia satunnaismuuttujia, joiden odotusarvo on nolla. Tällöin satunnaismuuttujan kehitystä ajan kuluessa voidaan kuvata seuraavan mallin avulla:

$$y_t - y_{t-1} = \epsilon_t$$

eli

$$y_t = y_{t-1} + \epsilon_t, \tag{4.1}$$

jossa  $\epsilon_t$  on satunnaismuuttuja, jonka odotusarvo on nolla ja satunnaismuuttujan  $\epsilon_t$  arvot on saatu jokaisella periodilla  $t$  riippumattomasti aikaisempien periodien  $t - i$  arvoista  $\epsilon_{t-1}$ . Tällöin muuttujan  $y_t$  käyttäytyminen on täysin satunnaista. Satunnaismuuttuja  $\epsilon_t$  on usein peräisin normaalijakaumasta  $N$ , jolloin merkitään  $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ . Satunnaismuuttujan tapauksessa voidaan myös usein käyttää merkintää  $\epsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$ , jonka mukaan satunnaismuuttuja on identtisesti ja riippumattomasti jakautunut (*identically and independently distributed*). Identtisesti jakautumisella tarkoitetaan sitä, että kaikki satunnaismuuttujan arvot ovat peräisin samasta

todennäköisyysjakaumasta, jonka ei välttämättä tarvitse olla normaalijakauma. (Enders 1995, 3–4; Enders 1995, 166.)

Sarjan  $\epsilon_t$  käyttäytymisestä voidaan mainita esimerkkinä kolikonheitto, joissa sekä kruunan että klaavan todennäköisyys on  $\frac{1}{2}$ . Kolikonheitossa heittojen välillä ei ole mitään riippuvuutta ja edellisen heiton tuloksella ei ole mitään vaikutusta seuraavan heiton tulokseen. Useiden taloudellisten aikasarjojen ominaisuudet kuitenkin riippuvat ajankohdasta  $t$ , jolloin sarjaa kutsutaan epästationaariseksi. Tyypillisiä esimerkkejä ovat seuraavat kaksi mallia:

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.2)$$

ja

$$y_t = \mu + \alpha t + \epsilon_t, \quad (4.3)$$

joissa  $\mu$  on aikasarjan vakiotermi ja  $t$  on aikaindeksi. Ensimmäinen sarja on differenssistationaarinen ja se saadaan stationaariseksi differoimalla eli siirtymällä muutoksiin. Stationaariseksi saattamisella tarkoitetaan tässä siis sitä, että sarjan ominaisuudet tulevat aikariippumattomiksi ajankohdasta  $t$ . Jälkimmäinen sarja on trendistationaarinen, joka saadaan stationaariseksi poistamalla aikasarjasta deterministinen aikatrendi. (Enders 1995, 166–176.)

Yleisemminkin epästationaariset sarjat muuttuvat stationaarisiksi differoimalla ne riittävän monta kertaa. Tähän perustuu aikasarjan integroituvuuden asteen määritelmä, jonka mukaan epästationaarinen aikasarja muuttuu stationaariseksi differoimalla se  $d$ -kertaa, jolloin sanotaan sen olevan integroitunut astetta  $d$  ja se merkitään  $I(d)$ . Jos alkuperäinen aikasarja on stationaarinen, niin se on integroitunut astetta 0 eli  $I(0)$ . Jos aikasarja muuttuu stationaariseksi differoimalla se kerran, se on integroitunut astetta 1 eli  $I(1)$ . (Enders 1995, 176–178.)

Ennen stationaarisuuden käsitteen läpikäyntiä, esitetään valkoisen kohinan (*white noise*) prosessi, missä virhetermi  $\{\epsilon_t\}$  on valkoista kohinaa, jos se toteuttaa seuraavat ehdot:

1.  $E[\epsilon_t] = 0$
2.  $E[\epsilon_t^2] = \sigma_\epsilon^2$
3.  $Cov[\epsilon_t, \epsilon_s] = 0 \forall s \neq t$ .

Sanallisesti:

1. Virhetermisarjan odotusarvo eli teoreettinen keskiarvo on nolla.
2. Sarjan varianssi on ajasta riippumaton vakio.
3. Sarjan virhetermit eivät korreloi keskenään.

Virhetermisarjasta tehdään usein seuraava jakaumaa koskeva oletus:  $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$ , eli virhetermit ovat täysin satunnaisia. (Enders 1995, 66.)

## 4.2 Stationaarisuus

Stationaarisuuden kaksi muotoa ovat heikko ja vahva stationaarisuus. Stokastinen prosessi  $y_t$  on kovarianssistationaarinen eli heikosti stationaarinen, jos se toteuttaa seuraavat ehdot:

1.  $E[y_t] = E[y_{t-s}] = \mu$
2.  $E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-s} - \mu)^2] = \sigma_y^2 < \infty$
3.  $E[(y_t - \mu)(y_{t-s} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-s} - \mu)] = \gamma_s, \forall t \text{ ja } s.$

Sanallisesti:

1. Sarjassa ei ole trendiä, jolloin sillä on ajasta riippumaton äärellinen keskiarvo.
2. Sarjalla on ajasta riippumaton äärellinen varianssi.
3. Havaintojen välinen kovarianssi riippuu ainoastaan aikaerosta  $s$ , ei siis havainnointihetkestä  $t$ . Kovarianssifunktio on symmetrinen siten, että kaikilla viiveillä  $s$ ,  $\gamma_s = \gamma_{-s}$ . (Enders 1995, 68–69.)

Aikasarja  $y_t$  on vahvasti stationaarinen, jos taustalla olevan stokastisen prosessin todennäköisyysjakauma ei riipu ajankohdasta  $t$ . Aikasarja-analyysissä on usein hyödyllistä piirtää aluksi aikasarjojen graafiset kuvaajat. Trendistationaariselle aikasarjalle on ominaista, että havainnot pysyvät lähellä trendisuoraa. Differenssistationaarinen aikasarja taas liikkuu ajassa ilman sellaista pitkän aikavälin keskiarvoa, johon havainnoilla olisi pyrkimystä hakeutua. (Enders 1995, 69.)

## 4.3 Yksikköjuuren testaaminen

### 4.3.1 Yksikköjuuri käsitteenä

Epästationaarisilla ja stationaarisilla aikasarjoilla on merkittäviä eroavaisuuksia. Stationaarisen sarjan sokit ovat aina tilapäisiä eli sokin vaikutus katoaa ajan kuluessa ja aikasarja palaa pitkän aikavälin keskimääräiselle tasolle. Epästationaarinen sarja taas sisältää pysyviä komponentteja ja sarjan keskiarvo tai varianssi tai molemmat ovat ajasta riippuvia. Epästationaarisuudelle on tyypillistä, että:

1. Sarjalla ei ole pitkän aikavälin tasapainoa, johon sarja palautuu.
2. Varianssilla ei ole äärellistä raja-arvoa, kun  $t \rightarrow \infty$ .
3. Otosautokorrelaatiot alenevat hyvin hitaasti. (Enders 1995, 212.)

Sarjan todetaan olevan epästationaarinen, jos siihen liittyvällä autoregressiivisellä polynomilla  $1 - \varphi_1 L - \varphi_2 L^2 - \dots - \varphi_p L^p$  on juuri, jolle  $|L| = 1$ . Tätä juurta kutsutaan yksikköjuureksi. Tällöin sanotaan, että sarja on  $I(d)$ , missä  $d$  on yksikköjuurten lukumäärä. Käytännössä  $d$  on harvoin suurempi kuin yksi. (Enders 1995, 212–213; Lütkepohl 2004, 22–23.)

Seuraavaksi esitetään eräs menettelytapa stationaarisuuden testaamiseen. Lähtökohtana on havainto, että satunnaiskulku voidaan ajatella  $AR(1)$  prosessin erikoistapaukseksi, jossa autokorrelaatiokerroin  $\rho = 1$ .  $AR(1)$  prosessi on

$$y_t = \rho y_{t-1} + \epsilon_t, \quad (4.4)$$

missä  $\epsilon_t$  on valkoista kohinaa ja josta saadaan satunnaiskulku, kun  $\rho = 1$ . Vähentämällä yhtälöstä  $y_{t-1}$  molemmilta puolilta, saadaan yhtäpitävä vaihtoehtoinen muoto

$$y_t - y_{t-1} = (\rho - 1)y_{t-1} + \epsilon_t, \quad (4.5)$$

josta saadaan

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \epsilon_t, \quad (4.6)$$

missä  $\delta = (\rho - 1)$ . Nyt voidaan osoittaa, että AR(1) prosessi on stationaarinen, jos  $|\rho| < 1$ . Vastaavasti, prosessi on epästationaarinen, jos  $|\rho| \geq 1$ . (Enders 1995, 212.)

Stationaarisuuden testaaminen voidaan perustaa seuraavaan menettelyyn. Estimoidaan jompikumpi edellä esitettyistä yhtälöistä (4.4) tai (4.6). Testaamalla nollahypoteesia  $H_0: \rho = 1$ , voidaan päätellä, onko aikasarja stationaarinen vai ei. Vaihtoehtohypoteesi on tällöin  $H_1: \rho < 1$ . Kyseistä testausmenettelyä hankaloittaa kuitenkin kaksi asiaa. Ensinnäkin, koska testiyhtälössä on selitettävän muuttujan viivästetty arvo  $y_{t-1}$  selittävänä muuttujana, on parametrin  $\rho$  OLS-estimaattori alaspäin harhainen eli kohti stationaarisuutta. Toiseksi, jos  $\rho = 1$ , niin regressiokertoimen  $\rho$  tavanomainen testisuure ei noudata t-jakaumaa. (Enders 1995, 213.)

Dickey ja Fuller (1979) ratkaisivat ongelman kehittämällä kriittiset arvot, joiden perusteella hypoteesin testaaminen voidaan suorittaa. Testausmenettelyä kutsutaan Dickey-Fuller -yksikköjuuritestiksi. Yksikköjuuri-nimitys tulee siitä, että AR(1)-prosessi voidaan esittää viivepolynomia käyttäen muodossa  $(1 - \rho L)y_t = \epsilon_t$ . Viivepolynomin  $(1 - \rho L)$  juuri on  $1/\rho$  ja se on 1, jos  $\rho = 1$ . Toisin sanoen, jos aikasarja on satunnaiskulku eli epästationaarinen, niin sanotaan, että sillä on yksikköjuuri. Stationaarisuus edellyttää, että juuri on suurempi kuin yksi eli  $\rho < 1$  ja tällöin sen sanotaan olevan yksikköympyrän ulkopuolella.

### 4.3.2 Dickey-Fuller-yksikköjuuritesti

Dickey ja Fuller (1979) tarkastelivat kolmea erilaista regressioyhtälöä, joita voidaan käyttää yksikköjuuren olemassaolon testaamisessa:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.7)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.8)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \epsilon_t \quad (4.9)$$

Yhtälöiden väliset erot aiheutuvat determinististen tekijöiden  $a_0$  ja  $a_2 t$  olemassaolosta yhtälöissä. Yhtälö (4.7) on puhdas satunnaiskulun malli. Toinen yhtälö sisältää vakiotermin (*drift term*) ja kolmannessa vakion lisäksi on myös trendi, jota kuvataan  $t$ :llä. (Enders 1995, 221.)

Kaikissa edellä esitetyissä yhtälöissä (4.7) – (4.9), mielenkiinto kohdistuu parametriin  $\gamma$ . Jos  $\gamma = 0$ , niin aikasarja  $\{y_t\}$  sisältää yksikköjuuren ja on epästationaarinen. Yhtälöistä estimoidaan OLS-menetelmällä yksi tai useampi, jotta saadaan parametrin  $\gamma$  estimoitu arvo ja sen keskivirhe. Vertaamalla kertoimen t-testisuuretta Dickey-Fuller kriittisiin arvoihin, päätetään nollahypoteesin  $\gamma = 0$  hyväksymisestä tai hylkäämisestä. On syytä ottaa huomioon, että Dickey-Fuller kriittiset arvot riippuvat regressioyhtälön muodosta sekä otoskoosta. Tämä siis tarkoittaa sitä, että tutkittaessa hypoteesia  $\gamma = 0$ , kriittiset arvot muuttuvat sen mukaan, mitä yhtälöistä (4.7) – (4.9) käytetään. Havaintojen määrän vaikutusta kriittisiin arvoihin kuvastaa muiden hypoteesitestien tavoin se, että t-testin kriittiset arvot laskevat otoskoon kasvaessa. (Enders 1995, 221.)

Endersin (1995, 222) mukaan kriittiset arvot ovat muuttumattomia, mikäli yhtälöt (4.7), (4.8) ja (4.9) korvataan autoregressiivisillä prosesseilla:

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (4.10)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t \quad (4.11)$$

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \epsilon_t. \quad (4.12)$$

Dickey-Fuller-yksikköjuuritesti edellyttää, että virhetermi  $\epsilon_t$  on autokorreloimaton. Tämä saavutetaan lisäämällä testiyhtälöön muuttujan  $\Delta y_t$  viiveitä riittävä määrä, kunnes  $\epsilon_t$  on autokorreloimaton. Näin on myös tehty yhtälöiden (4.10) – (4.12) yhteydessä, jolloin testiä kutsutaan laajennetuksi Dickey-Fuller-testiksi (*ADF, Augmented Dickey-Fuller test*). (Enders 1995, 225.)

Dickey ja Fuller (1981) kehittivät kolme F-testisuureta, joilla voidaan testata kertoimien yhteishypoteeseja. Yhtälössä (4.11), nollahypoteesia  $\gamma = a_0 = 0$  testataan  $\phi_1$ -testisuureella. Lisäämällä aikatrendi regressioyhtälöön eli estimoimalla yhtälö (4.12), yhteishypoteesia  $a_0 = \gamma =$



$a_2 = 0$  testataan  $\phi_2$ -testisuureella ja yhteishypoteesia  $\gamma = a_2 = 0$  testataan  $\phi_3$ -testisuureella. (Enders 1995, 222.)

Testisuureet  $\phi_1$ ,  $\phi_2$  ja  $\phi_3$  muodostetaan aivan samalla tavalla, kuin varsinaiset F-testisuureet:

$$\phi_i = \frac{(RSS_R - RSS_U)/r}{RSS_U/(T - k)}, \quad (4.13)$$

missä  $RSS_R$  on rajoitetun mallin jäännöseliösumma,  $RSS_U$  on rajoittamattoman mallin jäännöseliösumma,  $r$  on rajoitteiden lukumäärä,  $T$  on käytettävissä olevien havaintojen lukumäärä ja  $k$  on rajoittamattomassa mallissa estimoitavien parametrien lukumäärä. F-testin nollahypoteesin mukaan aineisto on generoitu rajoitetun mallin avulla ja vaihtoehdoisen hypoteesin mukaan aineisto on generoitu rajoittamattomalla mallilla. Mikäli rajoitus ei ole sitova, niin rajoitetun mallin jäännöseliösumman tulisi olla lähellä rajoittamattoman mallin jäännöseliösummaa ja näin ollen  $\phi_i$ -testisuureen pitäisi olla pieni. (Enders 1995, 222.)

Yksikköjuuritestin yhteydessä tulee selvittää, mikä on todellinen aineiston generoiva prosessi eli millä yhtälöistä (4.10), (4.11) vai (4.12) on tarkoituksenmukaisinta estimoida aineistoa. Endersin (1995, 254) mukaan on helpointa lähteä liikkeelle testaamalla hypoteesia  $\gamma = 0$  käyttämällä yleisintä muotoa eli yhtälöä (4.12). Mikäli oikea prosessi olisi satunnaiskulun prosessi, niin regression mukaisesti tulisi olla voimassa  $a_0 = \gamma = a_2 = 0$ . Edellä mainitun ongelmana on, että estimoitavien parametrien lisääminen vähentää vapausasteita sekä testin voimaa. Vähentyneen voiman seurauksena saatetaan tehdä virheellinen päätelmä siitä, että prosessi sisältää yksikköjuuren, vaikka se todellisuudessa ei sitä sisällä. Enders (1995, 255) toteaa, että tärkeintä on käyttää regressioyhtälöä, joka jäljittelee todellista aineiston generoivaa prosessia. Mikäli yhtälöstä jätetään sopimattomasti pois joko vakio tai aikatrendi, testin voima saattaa mennä nolaksi. Toisin sanoen, mikäli yhtälön (4.12) aineiston generoiva prosessi sisältäisi trendin, jättämällä termi  $a_2 t$  pois,  $\gamma$ :n estimoidut arvot olisivat ylöspäin harhaisia. Toisaalta, ylimääräiset muuttujat kasvattavat kriittisten arvojen absoluuttisia arvoja, jolloin saatetaan epäonnistua yksikköjuuren testaamisessa. (Enders 1995, 255.)

Yksikköjuuritestissä saatetaan siis tehdä mallin virheellisen määrittelyn seurauksena väärät johtopäätökset nollahypoteesin hylkäämisen suhteen. Estimoidun yhtälön väärin muodostaminen eli ylimääräisten termien tai niiden puuttumisten vuoksi nollahypoteesi saatetaan hylätä eli todeta

aikasarjan olevan stationaarinen, vaikka todellisuudessa alkuperäisessä aikasarjassa olisikin ollut yksikköjuuri. Doldado, Jenkinson ja Sosvilla-Rivero (1990) esittivät liitteessä 1 olevan kuvion 8 mukaisen menettelytavan, jonka avulla voidaan suorittaa yksikköjuuritestit silloin, kun todellisen aineiston generoivan prosessin muoto ei ole tiedossa. (Enders 1995, 256.)

Kuten liitteen 1 kuviosta 8 nähdään, Doldado ym. (1990) lähtevät liikkeelle vähiten rajoittavasta mallista eli mallista, jossa on mukana sekä trendi että vakiotermin. Tämän mallin avulla testataan nollahypoteesia  $\gamma = 0$  ja sen tilastollinen merkitsevyys saadaan liitteessä 2 olevan taulukon 8  $\tau_\tau$ :n kriittisistä arvoista. Yksikköjuuritesteillä on vähäinen voima hylätä nollahypoteesi eli yksikköjuuren olemassaolo. Mikäli nollahypoteesi hylätään, niin testausmenettelyä ei ole tarvetta jatkaa ja päädytään siihen, että aikasarja  $\{y_t\}$  ei sisällä yksikköjuurta. Jos taas nollahypoteesi jää voimaan, niin on tarpeen määrittää, sisältyykö edellä esitetty malli ylimääräisiä termejä. (Enders 1995, 256.)

Toisessa vaiheessa testataan, oliko edellisessä kohdassa esitetyn trenditermin mukaan ottaminen tarpeellista. Toisin sanoen, testataan trenditermin merkitsevyyttä eli sitä, onko  $a_2 = 0$ , kun  $\gamma = 0$ . Mikäli trendi ei ole tilastollisesti merkitsevä, estimoidaan yhtälö (4.11) eli yhtälö, jossa ei ole mukana trendi-termiä. Jos taas trendi on tilastollisesti merkitsevä, testataan yksikköjuuren olemassaoloa eli  $\gamma = 0$  käyttämällä standardoitua normaalijakaumaa. Mikäli nollahypoteesi hylätään, testausmenettelyä ei ole tarvetta jatkaa, jolloin aikasarja ei sisällä yksikköjuurta. Muussa tapauksessa todetaan, että aikasarja  $\{y_t\}$  sisältää yksikköjuuren. (Enders 1995, 256–257.)

Kolmannessa vaiheessa estimoidaan yhtälö (4.11) eli ilman trendi-termiä oleva yhtälö ja testataan yksikköjuuren olemassaoloa. Tilastollinen merkitsevyys saadaan liitteessä 2 esitetyn taulukon 8  $\tau_\mu$ :n kriittisistä arvoista. Hylättäessä nollahypoteesi päätellään edellä olevien mukaisesti, että aikasarjassa ei ole yksikköjuurta. Vastaavasti mikäli nollahypoteesi hyväksytään, testataan vakiotermin merkitsevyyttä eli sitä, onko  $a_0 = 0$ , kun  $\gamma = 0$ . Mikäli vakiotermin ei ole merkitsevä, siirrytään seuraavaan vaiheeseen eli estimoidaan yhtälö (4.10). Jos taas vakiotermin on merkitsevä, testataan yksikköjuuren olemassaoloa käyttämällä standardoitua normaalijakaumaa. Mikäli yksikköjuuren nollahypoteesi hylätään, tällöin aikasarja ei sisällä yksikköjuurta. Muussa tapauksessa aikasarja sisältää yksikköjuuren. (Enders 1995, 257.)

Jos siis vakiotermin ei ole merkitsevä, estimoidaan edellä mainitun mukaisesti yhtälö (4.10), jossa ei ole mukana vakio- eikä trendi-termiä. Yksikköjuuren olemassaolo saadaan vertaamalla testisuuren arvoa liitteessä 2 esitetyn taulukon 8 kohdan  $\tau$  kriittisiin arvoihin. Mikäli nollahypoteesi hylätään, aikasarja ei sisällä yksikköjuurta ja vastaavasti hyväksyttäessä nollahypoteesi, päätellään aikasarjan sisältävän yksikköjuuren. (Enders 1995, 257–258.)

#### 4.4 Vektoriautoregressiivinen malli

Yksinkertainen autoregressio on kyseessä silloin, kun yksittäistä selitettävää muuttujaa selitetään kyseisen muuttujan viivästetyillä arvoilla. Vektoriautoregressiivisestä mallista on kyse silloin, kun lineaarisessa mallissa on  $n$  kappaletta sekä yhtälöitä että muuttujia, joita selitetään muuttujien omilla viivästetyillä arvoilla sekä jäljelle jääneiden  $n-1$  muuttujan nykyisillä ja menneillä arvoilla. Yleisesti voidaan siis sanoa, että vektoriautoregressiivinen malli, josta myöhemmin käytetään lyhennettä VAR-malli, kuvaa lukemattoman määrän muuttujia dynaamista kehitystä niiden yhteisestä historiasta. (Stock & Watson, 2001; Verbeek 2008, 335).

Yleistetään esitys kahden muuttujan malliin, jossa muuttujan  $\{y_t\}$  kehitykseen voi vaikuttaa  $\{z_t\}$ :n samanaikainen arvo sekä  $\{z_t\}$ :n historiallinen arvo viivepituuden ollessa yksi (1). Samanaikaisesti aivan vastaavalla tavalla  $\{z_t\}$ :n kehitykseen voi vaikuttaa  $\{y_t\}$ :n samanaikainen arvo sekä  $\{y_t\}$ :n historiallinen arvo. Muuttujat  $\{y\}$  ja  $\{z\}$  ovat siis molemmat endogeenisiä muuttujia.

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \epsilon_{yt}. \quad (4.14)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \epsilon_{zt}, \quad (4.15)$$

missä oletetaan, että

- a) sekä  $y_t$  että  $z_t$  ovat stationaarisia eli niiden ehdottomat odotusarvot ovat ajasta riippumattomia vakioita;
- b)  $\epsilon_{yt}$  ja  $\epsilon_{zt}$  ovat valkoisen kohinan prosesseja, joiden varianssit ovat  $\sigma_y^2$  ja  $\sigma_z^2$ , sekä
- c)  $\{\epsilon_{yt}\}$  ja  $\{\epsilon_{zt}\}$  ovat korreloimattomia. (Enders 1995, 294.)

Kuten aiemmin todettiin, niin stationaarisuudella tarkoitetaan, että muuttujien ehdottomat odotusarvot ovat ajasta riippumattomia vakioita. Valkoisen kohinan prosessi on kyseessä silloin, kun virhetermin  $\{\epsilon_t\}$  keskiarvo on nolla sekä varianssi on vakio ja korreloimaton jokaisella ajanhetkellä  $t$ .

Edellä oleva kahden muuttujan VAR-malli on esitetty rakennemuodossa maksimiviiveellä 1 eli sitä kutsutaan 1. asteen VAR-malliksi. Mallin yleisemmässä muodossa VAR( $p$ ), kaikkien muuttujien viiveitä on selittäjinä kaikissa yhtälöissä viiveeseen  $p$  saakka. Järjestelmän rakenteessa sanotaan esiintyvän palautetta, koska sekä  $y_t$  että  $z_t$  voivat vaikuttaa toisiinsa. Esimerkiksi  $-b_{12}$  on samanaikainen  $z_t$ :n yhden yksikön muutoksen vaikutus  $y_t$ :ssä ja vastaavasti  $\gamma_{21}$  on  $y_{t-1}$ :n muutos  $z_t$ :ssä. On myös syytä huomata, että  $\epsilon_{yt}$  ja  $\epsilon_{zt}$  ovat innovaatioita tai sokkeja  $y_t$ :hen ja  $z_t$ :hen. Mikäli  $-b_{21} \neq 0$ , niin  $\epsilon_{yt}$ :llä on epäsuora samanaikainen vaikutus  $z_t$ :hen ja vastaavasti jos  $-b_{12} \neq 0$ , niin  $\epsilon_{zt}$ :llä on epäsuora samanaikainen vaikutus  $y_t$ :hen.

Yhtälöt (4.14) ja (4.15) eivät ole redusoidun muodon yhtälöitä, koska  $y_t$ :llä on samanaikainen vaikutus  $z_t$ :hen ja  $z_t$ :llä on samanaikainen vaikutus  $y_t$ :hen. Yhtälöjärjestelmä on kuitenkin mahdollista muuttaa käyttökelpoisempaan muotoon. Matriisialgebran avulla järjestelmä voidaan kirjoittaa kompaktissa muodossa:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (4.16)$$

tai

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \epsilon_t, \quad (4.17)$$

missä

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}; x_t = \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix}; \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}; \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \text{ ja } \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix}. \quad (4.18)$$

(Enders 1995, 294–295.)

Yhtälö (4.17) esittää Endersin (1995, 295) mukaan VAR-mallia primitiivimuodossa. Kertomalla järjestelmä edestä  $B^{-1}$ :llä, saadaan VAR-malli standardimuotoon:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t, \quad (4.19)$$

missä

$$A_0 = B^{-1} \Gamma_0$$

$$A_1 = B^{-1} \Gamma_1$$

$$e_t = B^{-1} \epsilon_t.$$

Merkinnällisistä syistä määritellään  $a_{i0}$  merkitsemään vektorin  $A_0$  elementtiä  $i$ ,  $a_{ij}$  merkitsemään matriisin  $A_1$  elementtiä rivillä  $i$  ja sarakkeessa  $j$  sekä  $e_{it}$  vektorin  $e_t$  elementtiä  $i$ . Käyttämällä näitä merkintöjä, voidaan yhtälö (4.19) esittää muodossa

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t} \quad (4.20)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t} \quad (4.21)$$

(Enders 1995, 295.)

Yhtälöt (4.20) ja (4.21) esittävät VAR-mallia standardimuodossa, kun taas aiemmat yhtälöt (4.14) ja (4.15) esittävät VAR-mallia rakennemuodossa. On tärkeää huomata, että standardimuodossa virhetermit  $e_{1t}$  ja  $e_{2t}$  koostuvat kahdesta sokista  $\epsilon_{yt}$  ja  $\epsilon_{zt}$ . Koska  $e_t = B^{-1}\epsilon_t$ , voidaan  $e_{1t}$  ja  $e_{2t}$  esittää muodossa

$$e_{1t} = (\epsilon_{yt} - b_{12}\epsilon_{zt}) / (1 - b_{12}b_{21}) \quad (4.22)$$

$$e_{2t} = (\epsilon_{zt} - b_{21}\epsilon_{yt}) / (1 - b_{12}b_{21}). \quad (4.23)$$

Koska sokit  $\epsilon_{yt}$  ja  $\epsilon_{zt}$  ovat valkoisen kohinan prosesseja, siitä seuraa että virhetermeillä  $e_{1t}$  ja  $e_{2t}$  on nolakeskiarvot, vakiovarianssit sekä sarjat ovat erikseen autokorreloimattomia. (Enders 1995, 295–296.)

Virhetermien kovarianssi on

$$\begin{aligned} E[e_{1t}e_{2t}] &= E[(\epsilon_{yt} - b_{12}\epsilon_{zt})(\epsilon_{zt} - b_{21}\epsilon_{yt})]/(1 - b_{12}b_{21})^2 \\ &= -(b_{21}\sigma_y^2 + b_{12}\sigma_z^2)/(1 - b_{12}b_{21})^2 \end{aligned} \quad (4.24)$$

Yleensä yhtälö (4.24) on nolasta poikkeava, jolloin sokit ovat korreloituneita. (Enders 1995, 296.)

Estimoitaessa aineistoa, on syytä huomata, että yhtälöiden (4.20) ja (4.21) oikeat puolet sisältävät vain muuttujien tunnettuja arvoja ja että virhetermit ovat autokorreloimattomia sekä niiden varianssit ovat vakioita. Tällöin systeemin tai ryhmän yksittäinen yhtälö voidaan estimoida OLS-menetelmällä ja saadut OLS-estimaatit ovat tarkentuvia ja asymptoottisesti tehokkaita. (Enders 1995, 301)

## 4.5 Yhteisintegraation testaaminen

### 4.5.1 Yhteisintegraatio käsitteenä

Yhteisintegroituneisuuden käsite soveltuu monenlaisiin taloudellisiin malleihin. Mikä tahansa epästationaaristen muuttujien välinen tasapainorelaatio merkitsee sitä, että sarjojen stokastisilla trendeillä on jotakin yhteistä, mistä seuraa, että sarjat eivät voi liikkua tai kehittyä toisistaan riippumattomina. Tämä stokastisten trendien välinen yhteys edellyttää, että muuttujat ovat yhteisintegroituneita. Koska yhteisintegroituneiden muuttujien trendit ovat yhteydessä toisiinsa, sellaisten muuttujien dynaamisilla aikaurilla täytyy olla jonkinlainen riippuvuus muuttujien poikkeamasta tasapainorelaatiosta. Tämän mukaan perinteinen epästationaaristen muuttujien differointi on virheellinen menettelytapa, koska pitkän ajan riippuvuus jää tällöin ottamatta huomioon. Toisaalta, jos lineaarinen relaatio on stationaarinen, muuttujien differointi aiheuttaa malliin spesifiointivirheen. (Enders 1995, 355; Lütkepohl & Krätzig 2004, 86–89.)

Yhteisintegraation testaamiseen on kehitetty useita eri menetelmiä, mutta tunnetuimmat niistä ovat Englen ja Grangerin sekä Johansenin menetelmät. Tässä tutkielmassa sovelletaan ensiksi mainittua Englen ja Grangerin menetelmää, joka on helposti sovellettavissa. Johansenin menetelmä poikkeaa Englen ja Grangerin menetelmästä siten, että siinä testaus perustuu maximum likelihood -

menetelmään, joka mahdollistaa useamman kuin yhden yhteisintegroituvuusvektorin estimoinnin ja testaamisen (Enders 1995, 385). Johansenin menetelmässä kyetään myös testaamaan yhteisintegroituvuusvektoreille asetettuja rajoituksia ja sopeutusparametreja. Tämän tutkielman tulosten kannalta menetelmän valinnalla ei kuitenkaan ole merkitystä, joten aineiston analysointi tehdään Englen ja Grangerin menetelmällä.

#### 4.5.2 Englen ja Grangerin menetelmä

Yhteisintegroituvuuden testaamisessa käytettävä Englen ja Grangerin menetelmä soveltuu ainoastaan tapaukseen, jossa tasapainorelaatioita on vain yksi. Oletetaan, että  $y_t \sim I(1)$  ja  $z_t \sim I(1)$  ja tarkoituksena on tutkia, onko muuttujien välillä pitkän aikavälin tasapainorelaatiota. Engle ja Granger ovat esittäneet suoraviivaisen menettelytavan, jolla voidaan tutkia, ovatko kaksi  $I(1)$  muuttujaa  $CI(1,1)$ . (Enders 1995, 373–374.)

Englen ja Grangerin menetelmässä lähdetään liikkeelle siten, että ensimmäiseksi tutkitaan muuttujien integraation aste  $I(d)$ . Määritelmän mukaan yhteisintegroituvuus edellyttää, että muuttujien integroituneisuuden asteiden pitää olla samat. Mikäli kaikki muuttujat ovat stationaarisia, niin on tarpeetonta edetä pidemmälle, koska näihin sarjoihin voidaan soveltaa perinteisiä aikasarjamenetelmiä. Jos taas aikasarjojen integraatioasteet ovat erisuuret, voidaan päätellä, että sarjat eivät ole yhteisintegroituneita. On kuitenkin syytä pitää mielessä, että yhteisintegroituuneisuusrelaatioon voi käytännössä sisältyä epästationaaristen  $I(0)$ -sarjojen lisäksi myös stationaarisia  $I(0)$ -sarjoja. Yhteisintegroituuneisuus edellyttää kuitenkin aina vähintään kahta samanasteisesti integroitunutta epästationaarista sarjaa. (Enders 1995, 374.)

Integraation asteen selvittämisen jälkeen estimoidaan pitkän aikavälin tasapainorelaatio. Jos edellisen perusteella päädytään siihen, että sekä  $y_t \sim I(1)$  ja  $z_t \sim I(1)$ , niin seuraavaksi estimoidaan pitkän aikavälin tasapainorelaatio

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 z_t + e_t. \quad (4.25)$$

Jos sarjat ovat yhteisintegroituneita, niin pienimmän neliösumman -estimointi eli OLS-estimointi, tuottaa super-tarkentuvan estimaatin yhteisintegroituvuusparametreille  $\beta_0$  ja  $\beta_1$ . Edellisen regression residuaaleja merkitään  $\{\hat{e}_t\}$ :llä. Jos nämä poikkeamat pitkän aikavälin tasapainosta ovat

stationaarisia, niin  $\{y_t\}$  ja  $\{z_t\}$  ovat yhteisintegroituneita astetta (1,1). Tätä varten residuaaleihin on sovellettava Dickey-Fuller-testiä ja niiden integroituneisuuden aste on tutkittava. Tarkastellaan residuaalien autoregressiota

$$\Delta \hat{e}_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + \epsilon_t. \quad (4.26)$$

Koska  $\{\hat{e}_t\}$  on regressiomallin residuaalisarja, malliin ei ole tarvetta lisätä vakiotermejä. Tässä yhteydessä olemme kiinnostuneet parametrilla  $a_1$ . Mikäli emme voi hylätä nollahypoteesia  $H_0 : a_1 = 0$ , päättelemme, että residuaaleissa on yksikköjuuri. Tällöin päättelemme myös, että  $\{y_t\}$  ja  $\{z_t\}$  eivät ole yhteisintegroituneita. Jos ei siis ole mahdollista hylätä nollahypoteesia  $a_1 = 0$ , emme voi hylätä hypoteesia, että muuttujat eivät olisi yhteisintegroituneita. Toisaalta, nollahypoteesin hylkääminen implikoi sen, että residuaalit ovat stationaarisia. Kun sekä  $\{y_t\}$  että  $\{z_t\}$  ovat  $I(1)$  ja  $\{\hat{e}_t\}$  on  $I(0)$ , niin sarjat ovat yhteisintegroituneita astetta (1,1). (Enders 1995, 374.)

Useissa tapauksissa ei ole mahdollista käyttää Dickeyn ja Fullerin taulukoita. Ongelmana on se, että  $\{\hat{e}_t\}$  on generoitunut regressiomallista ja tutkija ei tunne todellista virhettä  $e_t$ , vaan ainoastaan sen estimaatin  $\hat{e}_t$ . Jos  $\beta_0$  ja  $\beta_1$  olisivat ennakkolta tunnettuja,  $\{e_t\}$ -sarja olisi voitu rakentaa parametrien avulla ja käyttää Dickey-Fuller -taulukkoa. Ongelman ratkaisua varten Engle ja Granger tarjoavat testisuuretta, jota voidaan käyttää hypoteesin  $a_1 = 0$  testaamiseen. Jos mallissa on enemmän kuin kaksi muuttujaa, niin Engle ja Yoo (1987) ovat määrittäneet kriittiset arvot kyseisen mallin testaamiseen. Liitteen 3 taulukossa 9 on esitetty Englen ja Yoon (1987, 157) yhteisintegraatiotestin kriittiset arvot mallille, jossa muuttujia on kahdesta viiteen.

Jos yhtälön (4.26) residuaalit eivät ole valkoista kohinaa, niin kyseisen yhtälön sijasta voidaan käyttää laajennettua Dickey-Fuller-testiä (ADF). Oletetaan, että diagnostisten tarkistusten yhteydessä havaitaan, että  $\{e_t\}$  on autokorreloitunut. Yhtälön (4.26) sijasta estimoidaan autoregressio

$$\Delta \hat{e}_t = a_1 \hat{e}_{t-1} + \sum_i a_{i+1} \Delta \hat{e}_{t-i} + \epsilon_t. \quad (4.27)$$

Jos puolestaan  $a_1 = 0$ , niin päätellään, että  $\{\hat{e}_t\}$  ei ole stationaarinen ja  $\{y_t\}$  sekä  $\{z_t\}$  eivät ole yhteisintegroituneita astetta (1,1), mitä voidaan myös merkitä  $CI(1,1)$ . (Enders 1995, 375.)



Pitkän aikavälin tasapainorelaation estimoinnin jälkeen, estimoidaan virheenkorjausmalli. Jos muuttujat ovat yhteisintegroituneita, niin regression residuaaleja käytetään virheenkorjausmallin estimoinnissa. Jos  $\{y_t\}$  ja  $\{z_t\}$  ovat  $CI(1,1)$ , niin muuttujilla on virheenkorjausesitys:

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y(y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}) + \sum_{i=1} \alpha_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{12}(i) \Delta z_{t-i} + \epsilon_{yt} \quad (4.28)$$

$$\Delta z_t = \alpha_2 + \alpha_z(y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}) + \sum_{i=1} \alpha_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{22}(i) \Delta z_{t-i} + \epsilon_{zt}, \quad (4.29)$$

missä  $\beta_1$  on normalisoidun yhteisintegroituusvektorin parametri ja  $\epsilon_{yt}$  sekä  $\epsilon_{zt}$  ovat valkoisen kohinan virhetermejä. (Enders 1995, 375–376.)

Engle ja Granger (1987) esittivät tavan, jolla voidaan kiertää yhtälöiden (4.22) ja (4.23) estimointiin liittyviä yhtälöiden välisiä rajoituksia. Residuaalin  $\hat{e}_{t-1}$  arvo kuvaa poikkeamaa pitkän aikavälin tasapainosta hetkellä  $(t - 1)$ . Nyt voimme käyttää pitkän aikavälin tasapainorelaation yhteydestä tallessa pidettyä residuaalia  $\{\hat{e}_{t-1}\}$  ja käyttää sitä instrumenttina  $(y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1})$ :n tilalla yhtälöissä (4.28) ja (4.29). Talletettujen residuaalien avulla on mahdollista estimoida virheenkorjausmalli muodossa

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{11}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{12}(i) \Delta z_{t-i} + \epsilon_{yt} \quad (4.30)$$

$$\Delta z_t = \alpha_2 + \alpha_z \hat{e}_{t-1} + \sum_{i=1} \alpha_{21}(i) \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1} \alpha_{22}(i) \Delta z_{t-i} + \epsilon_{zt}. \quad (4.31)$$

Virheenkorjaustermiä  $\hat{e}_{t-1}$  lukuun ottamatta, yhtälöt (4.30) ja (4.31) muodostavat ensimmäisten differenssien VAR-mallin, joten virheenkorjausmalli voidaan estimoida VAR-menetelmällä. Tällöin OLS on tehokas estimointimenetelmä, koska yhtälöillä on samat oikeat puolet. Tämän lisäksi, koska kaikki yhtälöiden (4.30) ja (4.31) termit ovat stationaarisia, niin malliin voidaan

soveltaa perinteisiä VAR-testausmenettelyjä. Esimerkiksi tarvittava viivepituus voidaan selvittää  $\chi^2$ -testillä ja rajoituksia  $\alpha_{jk}(i) = 0$  voidaan testata F-testillä. (Enders 1995, 376.)

Lopuksi arvioidaan mallin riittävyys, mihin on vaihtoehtoisia menettelytapoja. Eräs tapa on tutkia, ovatko virheenkorjausmallin residuaalit valkoista kohinaa. Mikäli residuaalit ovat autokorreloituneita, viivepituudet voivat olla liian lyhyet. Tällöin estimoidaan malli uudestaan siten, että saadut residuaalit ovat autokorreloimattomia. (Enders 1995, 376–377.)

Toinen mallin riittävyyden arviointitapa liittyy sopeutusparametreihin  $\alpha_y$  ja  $\alpha_z$ , koska niillä on mallin dynamiikkaan liittyviä tärkeitä implikaatioita. Jos tarkastellaan yhtälöä (4.31), niin on selvää, että jokaisen  $\hat{e}_{t-1}$  -arvon tapauksessa suureen  $\alpha_z$  arvoon liittyy suuri  $\Delta z_t$ :n arvo. Jos  $\alpha_z$  on nolla, muutos  $z_t$ :ssä ei reagoi lainkaan poikkeamaan pitkän aikavälin tasapainosta hetkellä  $(t - 1)$ . Jos  $\alpha_z$  on nolla ja jos kaikki  $\alpha_{z1}(i) = 0$ , niin  $\{\Delta y_t\}$  ei ole Granger-kausallinen  $\{\Delta z_t\}$ :hen nähden. Tiedetään, että jotta muuttujat olisivat yhteisintegroituneita, joko  $\alpha_y$ :n tai  $\alpha_z$ :n tai molempien pitäisi olla nollassa eroavia. Jos sekä  $\alpha_y$  että  $\alpha_z$  ovat nollija, niin virheenkorjausta ei ole ja yhtälöt (4.30) ja (4.31) ovat vain ensimmäisistä differensseistä koostuva VAR. Toisaalta, sopeutusparametrien absoluuttiset arvot eivät saa olla liian suuria. Estimaattien pitää implikoida, että  $\Delta y_t$  ja  $\Delta z_t$  konvergoituvat pitkän ajan tasapainorelaation mukaisesti. (Enders 1995, 376–377.)

## 4.6 Granger-kausalisuus

Granger-kausalisuuden määritelmä perustuu ajatukselle siitä, että nykyhetken tai tulevaisuuden tapahtuma ei voi aiheuttaa mennyttä tapahtumaa. Toisin sanoen, menneen tapahtuman toteutuminen ei riipu nykyhetken tai tulevaisuuden tapahtumista. Granger-kausalisuutta tutkittaessa pyritään määrittämään, paraneeko selitettävän muuttujan ennustuskyky, kun yhtälön toiselle puolelle lisätään toisen muuttujan menneitä arvoja selittäviksi muuttujiksi. Regression yhteydessä tämä siis tarkoittaa sitä, että muuttujaa selitetään sekä muuttujan omilla että toisen muuttujan menneillä arvoilla ja kertoimien merkitsevyyttä testataan yhdistettynä mahdollista kausalisuutta aiheuttavalla muuttujalla. (Hacker ja Hatemi-J 2006, 1489.)

Muuttujan  $x$  sanotaan olevan Granger-kausallinen muuttujaan  $y$  nähden, mikäli  $y$ :n ennustamista voidaan parantaa ottamalla mukaan edellisten periodien  $x$ . Toisin sanoen, muuttujaa  $y$  tulisi siis

ensin selittää sen omilla muutoksilla. Mikäli mallin selitysaste paranee merkittävästi otettaessa mukaan muuttujan  $x$  muutos, voidaan päätellä, että  $x$ :n muutos auttaa selittämään  $y$ :n muutoksia. Tällöin aikasarja  $\{x_t\}$  aiheuttaa toisen aikasarjan  $\{y_t\}$  Grangerin mukaisesti, koska nykyistä  $y$  muuttujaa voidaan ennustaa paremmin käyttämällä sekä muuttujan  $y$  menneitä arvoja että muuttujan  $x$  menneitä arvoja kuin, että menneitä  $x$ :n arvoja ei käytettäisi lainkaan. (Kasanen 1999, 66; Aaltonen ja Östermark 1997, 636)

Edellä mainitun mukaisesti, kausaalisuustestissä toisen muuttujan yhtälöön lisätään toisen muuttujan viivästettyjä arvoja. Kuten VAR-estimoinnin yhteydessä yhtälössä (4.21), kertoimen  $a_{21}$  ollessa nolla, muuttujalla  $y_{t-1}$  ei ole vaikutusta muuttujaan  $z_t$ . Kahden yhtälön mallissa viiveellä  $p$ , muuttujalla  $y_t$  ei ole Granger-kausalisuutta muuttujaan  $z_t$ , jos ja vain jos kaikki  $A_{21}(L)$  kertoimet eli  $a_{21}$ :n viivästetyt kertoimet ovat nollia. Näin ollen muuttuja  $y_t$  ei paranna muuttujan  $z_t$  ennustevoimaa, jolloin  $y_t$  ei ole Granger-kausallinen muuttujaan  $z_t$ . Granger-kausalisuutta voidaan testata normaalilla F-testillä, missä nollahypoteesi on:

$$H_0 : a_{21}(1) = a_{21}(2) = a_{21}(3) = \dots = 0. \quad (4.32)$$

Nollahypoteesin toteutuessa, muuttuja  $y_t$  ei ole Granger-kausallinen muuttujaan  $z_t$  nähden. (Enders 1995, 315.)

## 4.7 Impulssivastefunktio

Vektoriautoregressiivinen malli voidaan esittää VMA-mallina eli vektorimuotoisena liukuvan keskiarvon mallina. Kirjoittamalla yhtälöt (4.14) ja (4.15) matriisimuotoon, saadaan

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}. \quad (4.33)$$

Iteroimalla yhtälöä (4.19) taaksepäin se saadaan muotoon

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-1}, \quad (4.34)$$

missä  $\mu = [\bar{y} \quad \bar{z}]'$ .

Tästä saadaan

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-1} \\ e_{2t-1} \end{bmatrix}. \quad (4.35)$$

Virhetermien vektori voidaan kirjoittaa yhtälöiden (4.22) ja (4.23) mukaisesti muotoon

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = [1/(1 - b_{12}b_{21})] \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix}. \quad (4.36)$$

Yhtälöt (4.35) ja (4.36) yhdistämällä saadaan muoto

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y}_t \\ \bar{z}_t \end{bmatrix} + [1/(1 - b_{12}b_{21})] \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix}. \quad (4.37)$$

Määritellään 2 x 2-matriisi  $\phi(i)$  elementeillä  $\phi_{jk}(i)$

$$\phi(i) = \left[ \frac{A_1^i}{(1 - b_{12}b_{21})} \right] \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}. \quad (4.38)$$

Täten yhtälöiden (4.35) ja (4.36) muuttuvan keskiarvon kuvaus voidaan esittää termien  $\{\epsilon_{yt}\}$  ja  $\{\epsilon_{zt}\}$  suhteen

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{yt-i} \\ \epsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (4.39)$$

tai kompaktimmin

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \epsilon_{t-i}. \quad (4.40)$$

Yllä esitetty muuttuvan keskiarvon muoto on hyödyllinen silloin, kun tutkitaan  $\{y_t\}$ :n ja  $\{z_t\}$ :n välisiä riippuvuus- ja vuorovaikutussuhteita. Matriisin  $\phi(i)$  parametreja voidaan käyttää havainnoimaan sokkien  $\epsilon_{yt}$  ja  $\epsilon_{zt}$  vaikutuksia sarjojen  $\{y_t\}$  ja  $\{z_t\}$  aikauriin. Matriisin  $\phi(i)$  neljä elementtiä  $\phi_{jk}(i)$  ovat vaikutuskertoimia (*impact multipliers*). Esimerkiksi parametri  $\phi_{12}(0)$  on  $\epsilon_{zt}$ :ssä tapahtuneen yhden yksikön suuruisen muutoksen välitön vaikutus  $y_t$ :n arvoon. Vastaavasti elementit  $\phi_{11}(1)$  ja  $\phi_{12}(1)$  ovat yhden periodin takaisia,  $\epsilon_{yt-1}$ :ssä ja  $\epsilon_{zt-1}$ :ssä tapahtuneen yhden yksikön suuruisen muutoksen vaikutuksia  $y_t$ :hen. Yhden periodin kasvattaminen tarkoittaa myös, että  $\phi_{11}(1)$  ja  $\phi_{12}(1)$  merkitsevät  $\epsilon_{yt}$ :ssä ja  $\epsilon_{zt}$ :ssä havaittujen yhden yksikön muutosten vaikutuksia  $y_{t+1}$ :een. (Enders 1995, 305–306.)

Matriisin neljää kerrointa,  $\phi_{11}(i)$ ,  $\phi_{12}(i)$ ,  $\phi_{21}(i)$  ja  $\phi_{22}(i)$  kutsutaan impulssivastefunktioiksi. Piirtämällä näiden funktioiden kuvaajat  $i$ :n funktiona, saadaan selville, kuinka sokit ovat vaikuttaneet sarjojen  $\{y_t\}$  ja  $\{z_t\}$  aikauriin. Periaatteessa voisi olla mahdollista selvittää kaikki yhtälöiden (4.14) ja (4.15) parametrit ja mikäli nämä olisivat tiedossa, voitaisiin selvittää pelkästään sokkien  $\epsilon_{yt}$  ja  $\epsilon_{zt}$  aiheuttamat aikaurat. Käytännössä VAR-malliin pitää asettaa lisärajoituksia, jotta impulssivastineet voitaisiin selvittää. Yksi menettelytapa on käyttää Choleskin dekomponointia, missä rajoitetaan mallia siten, että sokilla  $\epsilon_{yt}$  ei ole suoranaista vaikutusta  $z_t$ :n arvoon. Tämä toteutetaan asettamalla kerroin  $b_{21}$  nollassi VAR-mallin rakennemuodossa yhtälössä (4.15). Yhtälön (4.36) mukaisesti saadaan virhetermit esitettyä muodossa:

$$e_{1t} = \epsilon_{yt} - b_{12}\epsilon_{zt} \quad (4.41)$$

$$e_{2t} = \epsilon_{zt}. \quad (4.42)$$

Käytettäessä yhtälöä (4.42), kaikki havaitut virhetermit  $\{e_{2t}\}$  sarjasta ovat sokkien  $\epsilon_{zt}$  aiheuttamia. Choleskin dekomponointi rajoittaa mallia siten, että sokilla  $\epsilon_{yt}$  ei ole suoranaista vaikutusta  $z_t$ :n arvoon, mutta vaikutus on epäsuora, koska  $y_t$ :n viivästetty arvo vaikuttaa  $z_t$ :n samanaikaiseen arvoon. Oleellista on kuitenkin se, että dekomponointi pakottaa malliin tiettyä epäsymmetriaa, sillä sokilla  $\epsilon_{zt}$  on samanaikainen vaikutus sekä  $y_t$ :hen että  $z_t$ :hen. Tästä syystä yhtälöillä (4.41) ja (4.42) on sanottu olevan tietty järjestys, koska sokki  $\epsilon_{zt}$  vaikuttaa suoraan virhetermeihin  $e_{1t}$  ja  $e_{2t}$ . Koska sokki  $\epsilon_{yt}$  vaikuttaa vain virhetermiin  $e_{1t}$ , muuttujan  $z_t$  sanotaan olevan ensisijainen muuttujaan  $y_t$  nähden. (Enders 1995, 306–307.)

## 5. Empiirinen tarkastelu

### 5.1 Estimoitavan aineiston esittely

Estimoitava aineisto perustuu Suomen Pankin (2011) tuottamaan, Suomen rahoitusmarkkinoilta kerättyyn kuukausiaineistoon ja se sijoittuu aikavälille 1/1992 – 12/2009. Aineiston suhteellisen myöhäisen aloitusajankohdan taustalla on Suomen valtion voimakas velkaantuminen 1990-luvun alkupuolella, mikä johti valtion viitelainojen määrän kasvuun. Tämän vuoksi oli luotava viitelainajärjestelmä, joka käynnistyi vasta vuonna 1992 ja näin ollen rajoitti tarkasteltavan aineiston saatavuutta kyseiseen vuoteen. Kolmen kuukauden markkinakoron osalta tarkasteltavalla ajanjaksolla tapahtui Suomen eurojärjestelmään liittymisen myötä käsitteellinen muutos. Vuoden 1998 joulukuuhun Suomen rahoitusmarkkinoilla noteerattavia 12 kuukauden ja sitä lyhyempiä korkoja kutsuttiin heliborkoroiksi, kun eurojärjestelmän perustamisen myötä vuoden 1999 alusta, euroalueen yhteisiä 12 kuukauden ja sitä lyhyemmän ajan korkoja kutsutaan euriborkoroiksi. Estimoinnin yhteydessä kolmen kuukauden korosta puhuttaessa siis tarkoitetaan sekä helibor- että euriborkorkoja riippuen siitä, mihin tarkasteluajankohtaan viitataan. Estimoinnissa käytettävät tunnusluvut ovat kuukausittaisia keskiarvoja. Ohjauskoron muutoksen osalta tason päivitys on otettu huomioon sen kuukauden arvossa, minkä aikana muutos on astunut voimaan. Estimointi suoritettiin R-tilasto-ohjelmalla.

Tunnuslukuja taulukosta 1 tarkastelemalla voidaan havaita, että eurojärjestelmään liittymisen myötä muuttujien arvoissa tapahtunut heilahtelu on alkanut tasaantumaan ja vaihteluväli jokaisen muuttujan osalta on pienempi kuin mitä se oli ennen eurojärjestelmää. Taulukon 1 tunnusluvut on esitetty kuvaajien muodossa kuviossa 4, mikä havainnollistaa selkeämmin tapahtunutta muutosta. Tässä yhteydessä täytyy ottaa huomioon, että ajanjaksot eivät suoraan ole vertailukelpoiset johtuen niiden tarkasteluajanjakson pituudesta, mutta niistä on kuitenkin tehtävissä suuntaa antavat päätelmät. Eurojärjestelmään liittymisen myötä Suomen mahdollisuus vaikuttaa itse omaan korkotasoon on poistunut ja Euroopan keskuspankin toimesta tehtävä rahapolitiikan ohjaus on tullut kansallisen toiminnan tilalle. Tämä on nähtävissä suoraan esimerkiksi ohjauskoron vaihteluista. Ennen vuotta 1999, Suomen päättäessä itse omasta rahapolitiikastaan, se pystyi ohjauskoron tasoa muuttamalla vastaamaan suhdannevaihteluihin. Kuten taulukosta 1 nähdään, ohjauskoron taso vaihteli suuresti tarkasteluajanjakson pienimmän arvon ollessa 3,00 prosenttia ja suurimman arvon

18,15 prosenttia. Eurojärjestelmään siirtymisen myötä ohjauskoron taso on vaihdellut 1,00 prosentin ja 4,75 prosentin välillä, jolloin hajonta on ollut huomattavasti pienempää.

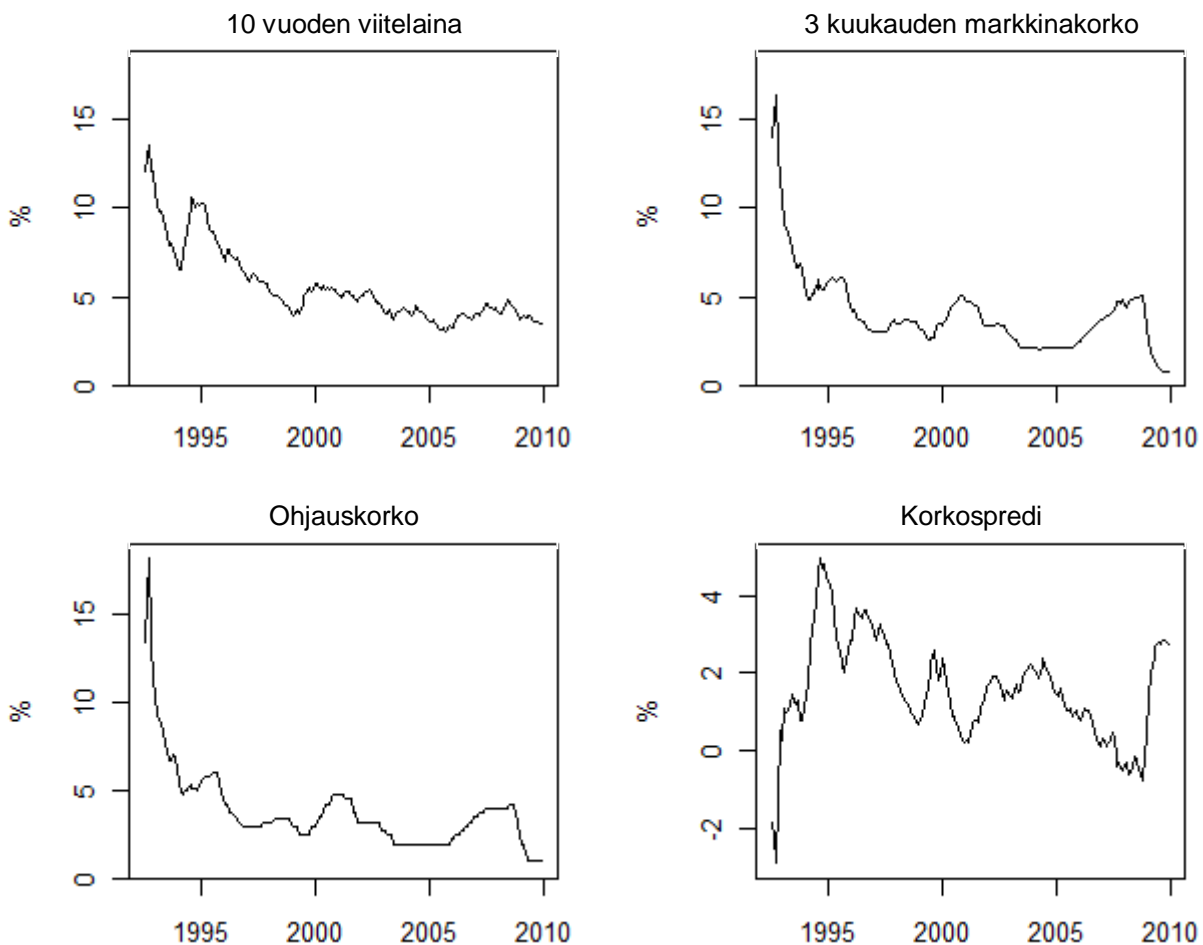
**TAULUKKO 1. Aineiston tunnusluvut (Suomen Pankki 2011).**

<b>1/1992 - 12/2009</b>	Keskiarvo	Keskihajonta	Minimi	Maksimi
Ohjauskorko	3,869	2,366	1,000	18,150
Kolmen kuukauden markkinakorko	4,047	2,291	0,712	16,406
Kymmenen vuoden viitelaina	5,631	2,205	3,045	13,528
Korkospredi	1,583	1,308	-2,879	4,964
<b>1/1992 - 12/1998</b>	Keskiarvo	Keskihajonta	Minimi	Maksimi
Ohjauskorko	5,462	3,058	3,000	18,150
Kolmen kuukauden markkinakorko	5,546	2,898	3,066	16,406
Kymmenen vuoden viitelaina	7,786	2,224	4,064	13,528
Korkospredi	2,240	1,586	-2,879	4,964
<b>1/1999 - 12/2009</b>	Keskiarvo	Keskihajonta	Minimi	Maksimi
Ohjauskorko	2,928	1,017	1,000	4,750
Kolmen kuukauden markkinakorko	3,162	1,145	0,712	5,113
Kymmenen vuoden viitelaina	4,357	0,670	3,045	5,745
Korkospredi	1,195	0,918	-0,786	2,845

Kolmen kuukauden markkinakoron muutokset ovat eurojärjestelmän myötä olleet kohtuullisen vähäiset, pois lukien vuoden 2008 loppupuolella alkanut korkotason äkillinen lasku. Lokakuussa 2008 kolmen kuukauden euribor saavutti kaikkien aikojen huippunsa ollen 5,39 prosenttia. Vastaavasti tarkasteluajanjakson lopussa joulukuussa 2009, kyseinen euribor noteerattiin arvoon 0,70 prosenttia. Taulukon 1 hieman tästä poikkeavat arvot johtuvat siitä, että tunnusluvut on laskettu kuukausittaisina keskiarvoina päiväkohtaisista arvoista.

Siirtyminen eurojärjestelmään ei ole vaikuttanut kymmenen vuoden viitelainan arvon määräytymiseen euriborkorkojen tavoin, sillä viitelainan taso perustuu Suomen valtion liikkeeseen laskemien viitelainojen arvostukseen. Eurojärjestelmään siirtymisen myötä myös viitelainojen tasot

ovat muuttuneet vaihteluiltaan maltillisemmiksi noudattaen lyhyempien markkinakorkojen linjaa. Tämä on ymmärrettävää siinäkin suhteessa, että valtion lainojen korkojen on myötäiltävä lyhyempien markkinakorkojen tasoa, sillä muussa tapauksessa valtion lainat tarjoaisivat paremman sijoituskohteen kuin markkinakorkosidonnaiset sijoituskohteet. Toisaalta, myöskään hyvän luottoluokituksen omaavat valtiot eivät todennäköisesti ole halukkaita maksamaan paljon yli markkinakorkojen tason.



**KUVIO 4. Muuttujien kuvaajat (Suomen Pankki 2011).**

Korkospredin eli valtion kymmenen vuoden viitelainan koron ja kolmen kuukauden markkinakoron erotuksen osalta on syytä huomata, että kyseisen muuttujan minimiarvo on saanut molemmilla tarkasteluajanjaksoilla negatiivisen arvon. Erotuksen ollessa negatiivinen, kolmen kuukauden markkinakorko on ollut hetkellisesti korkeammalla tasolla kuin kymmenen vuoden korko. Estrellan ja Mishkinin (1997) mukaan juuri tämän negatiivisen korkospredin avulla kyetään ennustamaan taloudessa mahdollisesti esiintyvät taantumet. Kuten taulukosta 1 sekä kuviosta 4 havaitaan, ennen



eurojärjestelmää korkospredin vaihteluvälit ovat olleet huomattavasti suuremmat kuin eurojärjestelmään liittymisen myötä ja korkospredin keskiarvo on ollut yli prosenttiyksikön korkeammalla kuin eurojärjestelmän aikaan. Tämä maltillisempi ajanjakso johtuu todennäköisesti tiukemmasta sääntelystä rahapoliittisessa järjestelmässä. Tutkielmassa tullaan myöhemmässä vaiheessa käyttämään korkospredin rinnalla termiä korkoero, jolla tarkoitetaan myös kymmenen vuoden viitelainan ja kolmen kuukauden markkinakoron erotusta.

## **5.2 Ohjauskoron vaikutus korkoeroon**

Keskuspankkien tärkein ja näkyvin työväline rahapolitiikan ohjauksessa on ohjauskorko, jonka avulla ne säätelevät raha-alueidensa pankkien maksuvalmiutta ja liikkeessä olevan rahan määrää. Kuten jo aiemmin luvun kolme yhteydessä on mainittu, euroalueella ohjauskoron tasosta määrää kansallisten keskuspankkien sijaan Euroopan keskuspankin neuvosto. Ohjauskoron tasoa muutetaan talouden suhdanteiden mukaan siten, että taantumien yhteydessä tasoa lasketaan markkinoiden elvyttämiseksi. Vastaavalla tavalla, noususuhdanteessa ohjauskoron tasoa nostetaan estäen markkinoiden ylikuumentuminen. Tässä yhteydessä on syytä muistaa, että eurojärjestelmän ensisijainen tavoite on hintavakauden ylläpito eli inflaatiovauhdin säilyttäminen keskipitkällä aikavälillä noin kahden prosentin tuntumassa. Tämä inflaatiotavoite on määritelty eurojärjestelmän rahapolitiikan strategiassa ja tähän tavoitteeseen Euroopan keskuspankin neuvosto pyrkii ohjauskoron tasoa säätelemällä. Euroopan keskuspankki itsessään ei siis suoranaisesti säätele euroalueen rahapolitiikkaa, vaan pyrkii vaikuttamaan siihen välillisesti neuvoston päättämän ohjauskoron tason avulla.

Nyt käsiteltävä empiirinen tarkastelu perustuu Estrellan ja Mishkinin (1997) Yhdysvaltoja ja Euroopan suurimpia maita käsitelleeseen artikkeliin. Tarkoitus on tutkia, kuinka aineiston esittelyn yhteydessä mainituissa muuttujissa tapahtuneet muutokset vaikuttavat korkoeroon eri maissa. Estrellan ja Mishkinin (1997) tuloksien rinnalle on laadittu vastaavat laskelmat Suomen aineiston osalta. Suhdannevaihteluiden näkökulmasta suurin mielenkiinto kohdistuu ohjauskoron tasossa tapahtuvien muutosten seuraukseen korkoerossa. Koska ohjauskorko on rahapolitiikan suurin vaikuttamisväline, ohjauskoron muutosten aiheuttamista seurauksista voidaan myös päätellä, kuinka uskottavaa keskuspankin harjoittama rahapolitiikka on.

Taulukossa 2 esitettävä estimointi on tehty luvussa 4.4 esitetyllä vektori-autoregressiivisellä menetelmällä. Estimoitava yhtälö on muotoa

$$SPREAD_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^6 \beta_i CB_{t-i} + \sum_{i=1}^6 \gamma_i BILL_{t-i} + \sum_{i=1}^6 \delta_i BOND_{t-i} + \epsilon_t, \quad (5.1)$$

missä  $SPREAD = BOND - BILL$ ,  $CB$  = keskuspankin ohjauskorko,  $BILL$  = kolmen kuukauden markkinakorko ja  $BOND$  = valtion kymmenen vuoden viitelainan korko. Yhtälössä (5.1) oletetaan ilmenevän muutoksen etenevän siten, että ensin sillä on vaikutusta ohjauskorkoon, jonka jälkeen muutos kulkeutuu kolmen kuukauden markkinakorkoon ja kymmenen vuoden viitelainaan. (Estrella & Mishkin 1997, 1380.)

**TAULUKKO 2. Ohjauskoron vaikutus korkoeroon kuukausittaisella aineistolla.**

$$SPREAD_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^6 \beta_i CB_{t-i} + \sum_{i=1}^6 \gamma_i BILL_{t-i} + \sum_{i=1}^6 \delta_i BOND_{t-i} + \epsilon_t$$

Maa	$\beta_0$	$\sum_{i=1}^6 \beta_i$	$\sum_{i=1}^6 \gamma_i$	$\sum_{i=1}^6 \delta_i$
<b>Suomi</b>				
7/92 – 12/09	-0,317 *	0,262 *	-0,943 *	0,981 *
<b>Iso-Britannia #</b>				
4/78 – 2/95	-0,232 *	0,207 *	-0,922 *	0,939 *
<b>Italia #</b>				
10/81 – 2/95	-0,201 *	0,158 *	0,825 *	0,880 *
<b>Ranska #</b>				
6/78 – 2/95	-0,898 *	0,725 *	-0,779 *	0,970 *
<b>Saksa #</b>				
7/73 – 2/95	-0,441 *	0,258 *	-0,800 *	0,924 *
<b>Yhdysvallat #</b>				
7/73 – 2/95	-0,519 *	0,356 *	-0,735 *	0,897 *
7/73 – 10/79	-0,290 *	0,140	-0,720 *	0,717 *
11/79 – 2/95	-0,580 *	0,349 *	-0,662 *	0,900 *

\* tarkoittaa tilastollista merkitsevyyttä 5 %:n tasolla.

# Estrellan ja Mishkinin (1997) estimointitulokset.

Kuten taulukosta 2 nähdään, ohjauskoron vaikutus korkoeroon on Suomen osalta pitkälti samankaltainen kuin Saksassa sekä Iso-Britanniassa. Euroopan valtioista Ranskan ja Italian tulokset eroavat jossain määrin muiden maiden tuloksista. Kerroin  $\beta_0$  kuvastaa ohjauskoron muutoksen aikaansaamaa prosenttiyksikön samanaikaista muutosta korkoerossa. Taulukossa 2 Suomen kerroin on odotusten mukaisesti negatiivinen ja se on tilastollisesti merkitsevä viiden prosentin merkitsevyystasolla. Myös kaikkien muidenkin maiden kertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä edellä mainitulla merkitsevyystasolla, pois lukien Yhdysvaltojen ajanjakson 7/73 – 10/79 ohjauskoron  $\beta_i$ -kerroin viiveellä yhdestä kuuteen.

Estimoidun aineiston perusteella siis ohjauskoron noustessa yhdellä prosenttiyksiköllä, korkoero Suomessa pienenee samanaikaisesti 0,317 prosenttiyksikköä eli lähes 32 korkopistettä. Tällöin kolmen kuukauden euriborkorko nousee suhteessa enemmän kuin kymmenen vuoden viitekorko. Normaaliolotuksen mukaisesti juuri näin pitäisikin käydä eli ohjauskoron muutoksen tulisi näkyä selkeämmin lyhyemmän aikavälin koroissa. Taulukosta 2 voidaan havaita, että kertoimien arvot vaihtelevat eri maiden välillä melko paljon. Esimerkiksi Italiassa ohjauskoron yhden prosenttiyksikön nousu saa aikaan korkoeron kaventumisen noin 0,20 prosenttiyksikköä kun taas Ranskassa korkoero kaventuu lähes 0,90 prosenttiyksikköä.

Muiden kertoimien osalta Suomen aineiston perusteella tehtävät päätelmät eivät poikkea odotetusta. Kolmen kuukauden koron noustessa yhdellä prosenttiyksiköllä, korkoero kaventuu 0,94 prosenttiyksikköä ja vastaavasti kymmenen vuoden viitelainan noustessa, korkoero kasvaa 0,98 prosenttiyksikköä. Kertoimilla  $\gamma_i$  ja  $\delta_i$  ei kuitenkaan ole tulosten tarkastelun kannalta sinällään merkitystä, sillä keskuspankin tekemät päätökset kanavoituvat aina ohjauskoron kautta sekä kolmen kuukauden että kymmenen vuoden korkoon, kuten yhtälön (5.1) yhteydessä mainittiin. Taulukosta 2 voidaan kuitenkin havaita, että Yhdysvalloissa aikaväleillä 7/73 – 10/79 sekä 11/79 – 2/95, ohjauskoron kertoimien erot ovat olleet kaksinkertaiset. Yhden prosenttiyksikön nousu ohjauskorossa on siis saanut ajankohdasta riippuen aikaan joko 0,29 tai 0,58 prosenttiyksikön kaventumisen korkoerossa.

Estrellan ja Mishkinin (1997, 1384) mukaan ohjauskoron aiheuttaman korkoeron muutos on riippuvainen keskuspankin toiminnan uskottavuudesta. Mikäli ohjauskoron noston ei odoteta seuraavan uutta koronnostoa lyhyen ajan sisällä, muutoksella on todellista merkitystä korkoeroon. Tämä selittää osaltaan Yhdysvaltojen peräkkäisten aikakausien eroja kertoimen  $\beta_0$  arvossa. Näin

ollen, Yhdysvaltojen keskuspankin uskottavuus rahapolitiikan hoitamisessa on ollut alemmalla tasolla aikavälillä 7/73 – 10/79, mikä aiheuttaa pienemmän kerroinvaikutuksen korkoerossa.

Huomionarvoista on, että vaikka Suomen havaintoaika aineiston saatavuuden rajoittuneisuuden vuoksi osuukin pääsääntöisesti eri vuosikymmenille, ovat tulokset kuitenkin melko samansuuntaisia suhteessa muihin, tarkastelussa mukana olleisiin Euroopan valtioihin. On myös muistettava, että yli puolet ajasta Suomen valtio on ollut eurojärjestelmän alaisuudessa eikä näin ollen ole ollut kykeneväinen vaikuttamaan omaan rahapolitiikkaansa. Juuri rahapolitiikasta sekä tarkasteluajankohdasta johtuen, maiden väliset tulokset eivät ole täysin vertailukelpoisia mutta kuitenkin suuntaa antavia.

### **5.3 Bruttokansantuotteen ennustaminen korkoeron avulla**

Estrella ja Mishkin (1997) esittelevät artikkelissaan korkojen aikarakenteen yhteyttä rahapoliittisiin instrumentteihin ja sitä kautta talouden muutoksiin Yhdysvaltojen ja muutamien Euroopan maiden aineistolla kolmen vuosikymmenen ajalta. Estrella ja Mishkin (1997) pyrkivät ennustamaan kymmenen vuoden viitekoron ja kolmen kuukauden markkinakoron erotuksella bruttokansantuotteen muutosta kyseisissä maissa.

Aiemmista tutkimuksista saatujen estimointitulosten mukaan tuottokäyrällä, jolla tässä siis tarkoitetaan kymmenen vuoden viitelainan ja kolmen kuukauden markkinakoron erotusten muodostamaa käyrää, on kykyä ennustaa talouden tulevaa kehitystä yhden ja kahden vuoden aikahorisontilla. Estrellan ja Mishkinin (1997) tutkimuksen pääpaino on Yhdysvaltojen markkinoissa ja se painottuu tilastolliseen aineistoon, joka alkaa jo 1970-luvulta. Tämän tutkielman yhtenä tarkoituksena on selvittää, pystytäänkö kyseistä tutkimusta soveltamaan Suomen aineistoon ja antaako se ylipäänsä riittävää selitysvoimaa vastaavanlaisten taantumien ennustamisessa.

Kuten aiemmin on mainittu, korkojen aikarakenteella nähdään olevan ennustusvoimaa tulevaisuuden tuotannon tason määrittelyssä. Korkojen aikarakennetta kuvataan tuottokäyrällä ja käyrän muodon on todettu antavan viitteitä tulevasta tuotannosta. Estrellan ja Mishkinin (1997, 1384) mielestä on hyödyllistä tarkastella tuottokäyrän ja tuotannon tason keskinäistä suhdetta, sillä molempien tasoa säädellään rahapolitiikan avulla. Rahapolitiikkaa kiristämällä kyetään

loiventamaan tuottokäyrää lyhyiden korkojen nousun myötä ja sitä kautta hillitsemään talouden tuotantoa.

Luvun 5.2 estimoinnin yhteydessä havaittiin, että Estrella ja Mishkin (1997) ovat ottaneet aineistoon kolmen kuukauden ja kymmenen vuoden korkojen lisäksi kolmanneksi muuttujaksi ohjauskoron, joka heijastelee rahapolitiikan muutoksia lyhyellä aikavälillä. Estrellan ja Mishkinin (1997, 1399) mukaan korkojen aikarakenteella on hyödyllinen rooli Euroopan keskuspankin rahapolitiikan tiukkuuden indikaattorina. Keskuspankki pystyy vaikuttamaan ohjauskoron säätelyllä tuottokäyrän muotoon, sillä ohjauskoron tasolla on suora vaikutus lyhyiden markkinakorkojen tasoon ja sitä kautta lyhyen aikavälin talouskasvuun.

Estrella ja Mishkin (1997, 1385) esittelevät artikkelissaan tavan, jonka mukaan korkoerolla pyritään ennustamaan muutosta reaalisessa bruttokansantuotteessa  $k$  vuosineljänneestä eteenpäin. Tätä muutosta kuvataan yhtälöllä

$$y_t^k = \alpha_0 + \alpha_1 SPREAD_t + \epsilon_t, \quad (5.2)$$

missä  $y_t^k$  on hetken  $t$  bruttokansantuotteen muutos  $k$ :n periodin kuluttua.

Edellä esitetty yhtälö (5.2) muutetaan muotoon

$$(400/k)(\log Y_{t+k} - \log Y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 SPREAD_t + \epsilon_t, \quad (5.3)$$

missä  $Y_t$  on reaalisen bruttokansantuotteen taso vuosineljänneksellä  $t$  ja  $SPREAD_t$  on kymmenen vuoden viitekoron ja kolmen kuukauden markkinakoron erotus. Tekemällä logaritointi yhtälön (5.2) selitettävään muuttujaan ja kertomalla se termillä  $(4 * 100/k)$ , saadaan bruttokansantuotteen vuosineljännesaineisto muutettua aiemmin mainituksi, vuosittaiseksi bruttokansantuotteen muutokseksi yli  $k$ :n periodin. Yhtälössä (5.3) selitettävään muuttujaan lisätään kerroin 100, koska selittävän spread-muuttujan aineisto on esitetty prosenttimuodossa ja tulosten tulkinta on näin ollen yksinkertaisempaa. Suomen osalta estimoitava bruttokansantuoteaineisto on kerätty Tilastokeskuksen (2010) tietokannasta. Estimoinnissa on käytetty kausitasoitettua ja käypiin hintoihin arvostettua vuosineljännesaineistoa.

Taulukosta 3 nähdään, että Italiaa lukuun ottamatta tulokset ovat tilastollisesti merkitseviä ainakin aikavälillä neljästä kahdeksaan vuosineljännestä eteenpäin. Kertoimen  $\alpha_1$  positiivinen etumerkki tarkoittaa positiivista riippuvuussuhdetta korkoeron ja bruttokansantuotteen muutoksen välillä. Tällöin siis korkoeron kääntyessä laskuun, bruttokansantuotteen ennustetaan kääntyvän kertoimen suuruiseen laskuun  $k$ :n periodin kuluttua. Vastaavalla tavalla korkoeron kääntyessä nousuun, bruttokansantuotteen ennustetaan kääntyvän kertoimen suuruiseen nousuun  $k$ :n periodin kuluttua.

**TAULUKKO 3. Reaalisen bruttokansantuotteen ennustaminen korkoeron avulla  $k$  vuosineljänneestä eteenpäin.**

$$(400/k)(\log Y_{t+k} - \log Y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 SPREAD_t + \epsilon_t$$

$k$	Suomi		Iso-Britannia #		Italia #		Ranska #		Saksa #		Yhdysvallat #	
	$\alpha_1$	$\bar{R}^2$	$\alpha_1$	$\bar{R}^2$	$\alpha_1$	$\bar{R}^2$	$\alpha_1$	$\bar{R}^2$	$\alpha_1$	$\bar{R}^2$	$\alpha_1$	$\bar{R}^2$
1	0,63 *	0,14	0,32	0,01	0,05	-0,01	0,38	0,04	0,61 *	0,06	1,13 *	0,21
2	0,70 *	0,23	0,34	0,04	0,20	-0,00	0,43 *	0,11	0,63 *	0,15	1,24 *	0,38
3	0,73 *	0,29	0,34	0,06	0,37	0,05	0,49 *	0,18	0,64 *	0,24	1,20 *	0,47
4	0,72 *	0,33	0,35 *	0,08	0,48	0,12	0,49 *	0,22	0,66 *	0,32	1,16 *	0,53
5	0,65 *	0,32	0,38 *	0,12	0,48	0,13	0,51 *	0,27	0,65 *	0,34	1,10 *	0,57
6	0,56 *	0,30	0,35 *	0,12	0,41	0,10	0,45*	0,23	0,62 *	0,38	1,02 *	0,58
7	0,48 *	0,26	0,33 *	0,11	0,30	0,05	0,48 *	0,26	0,60 *	0,40	0,95 *	0,56
8	0,42 *	0,25	0,30	0,09	0,21	0,02	0,47 *	0,24	0,56 *	0,39	0,86 *	0,52
12	0,30 *	0,28	0,16	0,03	-0,06	-0,01	0,46 *	0,24	0,39 *	0,31	0,56 *	0,35
16	0,28 *	0,33	0,10	0,01	-0,13	0,01	0,44 *	0,29	0,28 *	0,23	0,26 *	0,11
20	0,17 *	0,14	0,01	-0,01	-0,10	0,01	0,30 *	0,15	0,16 *	0,11	0,07	0,00

\* tarkoittaa tilastollista merkitsevyyttä 5 %:n tasolla.

# Estrellan ja Mishkinin (1997) estimointitulokset.

Siitä huolimatta, että saadut tulokset ovat tilastollisesti merkitseviä suurimmassa osassa maita, niiden arvot kuitenkin poikkeavat toisistaan oleellisesti, kuten taulukosta 3 voidaan havaita. Esimerkiksi tarkasteltaessa kertoimen arvoja kohdassa neljä vuosineljänneestä eteenpäin, saa kerroin  $\alpha_1$  arvoja Iso-Britannian 0,35:stä aina Suomen 0,72:een. Tämä siis tarkoittaa, että yhden prosenttiyksikön nousuun korkoerossa liittyy keskimäärin bruttokansantuotteen 0,35 – 0,62 prosenttiyksikön vuotuinen nousu neljän vuosineljänneksen eli yhden vuoden viiveellä. Samassa taulukossa 3 on myös Yhdysvaltojen vastaavan aikavälin arvo, joka nousee jo 1,16:een ollen liki kolme kertaa suurempi kuin Iso-Britannian arvo.

Taulukossa 4 on esitetty vastaava estimointi ainoastaan Suomen aineistolla. Tarkasteluperiodeina on sekä koko tarkasteluajanjakso vuoden 1992 alusta aina vuoden 2009 loppuun että osaperiodit ennen eurojärjestelmää ja siihen liittymisen jälkeen. Taulukosta 4 voidaan havaita, että ennen euroaikaa koskevalla aineistolla tehdyn estimoinnin perusteella, korkoero ennustaisi selitysasteella 0,63 parhaiten 16 vuosineljännestä eli neljä vuotta aiemmin bruttokansantuotteessa tapahtuvaa muutosta. Kyseisen ajanjakson osalta myös kolmen vuosineljänneksen kohdalta näyttäisi löytyvän paikallinen selitysaste maksimi 0,48. Toisaalta, on mielenkiintoista huomata, että eurojärjestelmään siirtymisen myötä huonoimmat selitysasteet löytyvät kolme vuosineljännestä ja sitä lyhyemmältä tarkasteluajanjaksolta. Kuitenkin tutkittaessa koko aineistoa eli vuodesta 1992 vuoteen 2009 ulottuvaa jaksoa, korkeimmat selitysasteet löytyvät kohdista neljä ja 16 vuosineljännestä eteenpäin. Näistä kahdesta arvosta suurempi paino asettuu luonnollisesti neljä vuosineljännestä ennustavalle kertoimelle. Siitä huolimatta, että myös 16 vuosineljänneistä ennustava kerroin on tilastollisesti merkitsevä, tällä tuskin on talouden ohjauksen kannalta merkitystä. Liitteen 4 kuviossa 9 on esitetty korkoeron ja bruttokansantuotteen muutoksen kuvaajat Suomen aineistosta aikaväliltä 1992–2009. Kuviossa 9 korkoeroa kuvataan mustalla kuvaajalla ja vastaavasti bruttokansantuotteen muutosta punaisella kuvaajalla.

**TAULUKKO 4. Reaalisen bruttokansantuotteen ennustaminen korkoeron avulla  $k$  vuosineljännestä eteenpäin Suomen aineistolla.**

$$(400/k)(\log Y_{t+k} - \log Y_t) = \alpha_0 + \alpha_1 SPREAD_t + \epsilon_t$$

$k$	Suomi		Suomi		Suomi	
	1/92 – 4/09		1/92 – 4/98		1/99 – 4/09	
	$\alpha_1$	$\bar{R}^2$	$\alpha_1$	$\bar{R}^2$	$\alpha_1$	$\bar{R}^2$
1	0,63 *	0,14	0,63 *	0,37	0,49	0,01
2	0,70 *	0,23	0,62 *	0,44	0,84 *	0,09
3	0,73 *	0,29	0,59 *	0,48	1,08 *	0,18
4	0,72 *	0,33	0,52 *	0,47	1,24 *	0,29
5	0,65 *	0,32	0,46 *	0,42	1,17 *	0,31
6	0,56 *	0,30	0,36 *	0,35	1,06 *	0,30
7	0,48 *	0,26	0,29 *	0,30	0,95 *	0,29
8	0,42 *	0,25	0,23 *	0,28	0,88 *	0,29
12	0,30 *	0,28	0,17 *	0,62	0,65 *	0,34
16	0,28 *	0,33	0,20 *	0,63	0,49 *	0,37
20	0,17 *	0,14	0,12 *	0,31	0,04	-0,04

\* tarkoittaa tilastollista merkitsevyyttä 5 %:n tasolla.

Suomen siirtyminen eurojärjestelmään ei taulukon 4 tulosten perusteella ole ainakaan nopeuttanut talouden reagointia korkotasossa tapahtuviin muutoksiin, vaan on päinvastoin ehkä viivästyttänyt sitä. Tämä selittyy osin sillä, että Suomi on vain yksi eurojärjestelmän osa, joten päätökset tehdään koko eurojärjestelmää silmälläpitäen eikä vain yksittäisen jäsenvaltion näkökulmasta. Tällöin maalla ei ole mahdollisuutta reagoida rahapolitiikalla taloutta mahdollisesti uhkaavaan taantumaa.

## 5.4 Yksikköjuuren testaaminen

Kuten teoriaosuudessa jo luvussa 4.3 mainittiin, aikasarjojen stationaarisuutta testataan laajennetulla Dickey-Fuller-testillä. Stationaarisessa aikasarjassa sokit ovat aina tilapäisiä ja aikasarja pyrkii palaamaan pitkän aikavälin keskimääräiselle tasolle. Epästationaarisella sarjalla taas ei ole pitkän aikavälin tasapainoa ja sen varianssilla ei ole äärellistä raja-arvoa. Mikäli aikasarja on epästationaarinen, sillä sanotaan olevan yksikköjuuri.



Tarkasteltavassa aineistossa on neljä eri muuttujaa, joiden stationaarisuutta tutkitaan seuraavaksi. Nämä muuttujat ovat Suomen valtion kymmenen vuoden viitekorko, kolmen kuukauden euriborkorko, euroalueen ohjauskorko ja korkospredi. Edellä mainituista muuttujista ohjauskorko määritetään Euroopan keskuspankin toimesta ja sen muutokset heijastuvat voimakkaasti lyhyisiin rahamarkkinakorkoihin, kuten kolmen kuukauden euriboriin. Valtion viitelainojen korot noteerataan myös päivittäin, mutta niiden tasoon ei suoranaisesti vaikuta ohjauskoron taso, vaan lähinnä lainan liikkeelle laskeneen valtion luottoluokitus. Luottoluokitukseen vaikuttaa arvio valtion talouden tulevasta kehityksestä sekä nykyhetken talouspolitiikka. Tämän seurauksena valtion liikkeelle laskemien lainojen koroissa heijastuu lainan takaisinmaksusta aiheutuvan riskin suuruus.

Yllä mainittujen muuttujien aikasarjojen stationaarisuutta tutkittaessa tulee ensin selvittää, mikä yhtälömuodoista vastaa parhaiten alkuperäistä yhtälömuotoa. Estimoitavan yhtälön muoto voidaan selvittää Doldado, Jenkinson ja Sosvilla-Riveron (1990) laatimalla kaaviolla (Enders 1995, 257). Tämän kaavion perusteella sekä kymmenen vuoden viitekoron että kolmen kuukauden euriborkoron osalta estimointi tehdään hyväksikäyttäen yhtälömuotoa (4.10) eli siinä ei ole mukana trendiä eikä vakiotermejä.

Ohjauskoron stationaarisuutta tutkittaessa Dickey-Fuller-yksikköjuuritestillä hyväksyisi nollahypoteesin viiden prosentin merkitsevyystasolla eli sarjassa olisi yksikköjuuri, mutta 10 prosentin merkitsevyystasolla hylkäisi sen. Tällöin aikasarja olisi stationaarinen. Toisaalta, ohjauskoron voidaan ajatella olevan epästationaarinen, koska sen taso ei määräydy markkinoiden toimesta vapaasti, vaan siitä päättää Euroopan keskuspankki. Noudatettaessa Doldado ym. (1990) kaaviota, ohjauskoron estimoinnissa käytetään myös yksinkertaisinta yhtälömuotoa eli yhtälöä (4.10). Alla olevassa taulukossa 5 on esitetty eri muuttujien laajennetun Dickey-Fuller-testin tulokset. Verrattaessa sekä kymmenen vuoden viitelainan että kolmen kuukauden markkinakoron t-testisuureita liitteen 2 taulukon 8 kriittisiin arvoihin, nähdään, että molemmat muuttujat ovat selkeästi epästationaarisia viiden prosentin merkitsevyystasolla.

**TAULUKKO 5. Laajennetun Dickey-Fuller-yksikköjuuritestin viiveet sekä t-testisuureet.**

	ADF-viiveet	ADF t-testisuure
Kymmenen vuoden viitekorko	1	-1,2708 *
Kolmen kuukauden korko	1	-1,5441 *
Ohjauskorko	13	-1,7022 *
Spredi	4	-3,9256

\* tarkoittaa tilastollista merkitsevyyttä 5 %:n tasolla.

Kuten taulukosta 5 havaitaan, yksikköjuuritestin poikkeuksen muodostaa spredi, joka on ainoa selkeästi stationaarinen muuttuja viiden prosentin merkitsevyydellä. Tällöin siis riittää, että testataan ainoastaan muotoa (4.12) eli muotoa, jossa on mukana sekä trendi että vakiotermit. Doldadon ym. (1990) mukaan aikasarjassa ei ole yksikköjuurta, joten yhtälöitä (4.11) ja (4.10) ei ole enää tarvetta estimoida. Kuten yllä jo todettiin, kymmenen vuoden viitekorko sekä kolmen kuukauden euriborkorko olivat molemmat selkeästi epästationaarisia. Tästä syystä on mielenkiintoista havaita, että spredi on selkeästi stationaarinen, vaikka se muodostuu juuri näiden kahden koron erotuksena.

Yksikköjuuritestien yhteydessä viiveiden määrä on saatu AIC:n eli Akaiken informaatiokriteerien avulla. Akaiken malli huomioi mallin tilastollisen hyvyuden sekä mallissa olevien parametrien määrän. Akaiken informaatiokriteerien perusteella paras malli on se, joka minimoi AIC:n arvon. Yllä olevassa taulukossa 5 on esitetty muuttujien viiveet sekä testisuureet.

## 5.5 Yhteisintegraatiotesti

Yhteisintegraation testaamisella pyritään saamaan käsitys siitä, kehittyvätkö tai muuttuvatko tietyt muuttujat samansuuntaisesti. Muuttujien välistä yhteisintegroituvuutta voidaan testata Englen ja Grangerin menetelmällä ja siinä pyritään selvittämään, onko epästationaarisilla muuttujilla pitkän aikavälin tasapainorelaatiota. Tasapainorelaation ilmetessä sarjojen stokastisilla trendeillä on jotakin yhteistä, joten muuttujat ovat yhteisintegroituneita ja sarjat eivät voi kehittyä toisistaan riippumattomina.

Tutkielmassa käytettävällä aineistolla laaditussa yhteisintegraatiotestissä tarkasteltiin kolmen kuukauden euriborin ja kymmenen vuoden viitelainan korkojen riippuvuutta toisistaan. Aluksi

estimoidaan pitkän aikavälin tasapainorelaatio yhtälön (4.25) avulla. Jos tämän yhtälön residuaalit ovat stationaarisia, niin muuttujat ovat yhteisintegroituneita astetta (1,1) Tästä syystä residuaaleihin on sovellettava Dickey-Fuller-testiä, jonka avulla pystytään tutkimaan, onko residuaaleissa yksikköjuurta. Estimoitaessa yhtälö (4.26), testitulosten perusteella t-arvoksi saadaan -4,239 ja näin ollen nollahypoteesi hylätään ja todetaan, että residuaalisarja on stationaarinen. Tällöin kolmen kuukauden euriborkorko ja kymmenen vuoden viitelainan korko ovat yhteisintegroituneita.

Yllä olevan hypoteesin kriittisiä arvoja ei voida suoraan ottaa Dickeyn ja Fullerin arvoista, sillä virhetermin todellisen arvon sijaan on tiedossa vain sen estimaatti  $\hat{\epsilon}_t$ . Englen ja Yoon (1987) kriittisten arvojen perusteella kyseinen hypoteesi hylätään jopa yhden prosentin merkitsevyystasolla, jolla kriittinen arvo on -4,07. Englen ja Yoon (1987) kriittiset arvot on esitetty liitteen 3 taulukossa 9.

Tämän jälkeen estimoidaan virheenkorjausmalli, jossa molempien muuttujien muutoksia selitetään yhtälöiden (4.30) ja (4.31) mukaisesti niiden omilla viivästetyillä muutoksilla, toisen muuttujan viivästetyillä muutoksilla sekä edellisen periodin residuaalilla. Kuten aiemmin on jo mainittu, yhtälöt (4.30) ja (4.31) muodostavat virheenkorjaustermiä lukuun ottamatta ensimmäisten differenssien VAR-mallin, joten virheenkorjausmalli voidaan estimoida VAR-menetelmällä. Estimoinnin jälkeen arvioidaan mallin riittävyys.

Sopeutumisparametrit  $\alpha_y$  ja  $\alpha_z$  kuvaavat sopeutumismoitetta kohti tasapainorelaatiota. Yleensä molemmat kertoimet ovat nolasta poikkeavat, jolloin ne kumpikin reagoivat tasapainopoikkeamiin. Mikäli toinen kertoimista, esimerkiksi  $\alpha_z$ , kuitenkin olisi nolla, tällöin muuttuja  $z_t$  ei reagoisi poikkeamiin pitkän aikavälin tasapainorelaatiosta, vaan muuttuja  $y_t$  hoitaisi kaiken sopeutumisen. Sopeutumiskertoimen suuruus vaikuttaa siihen, kuinka muuttuja reagoi edellisen periodin tasapainopoikkeamaan. Mitä suurempi kerroin on, sitä enemmän muuttuja reagoi.

Taulukosta 6 nähdään muuttujien saamat sopeutumisparametrien arvot. Estimoitaessa virheenkorjausmallia, jossa selitettävänä muuttujana on kolmen kuukauden euribor, saadaan alfan t-arvoksi -4,544, joka on tilastollisesti merkitsevä viiden prosentin merkitsevyystasolla. Vastaavasti estimoitaessa virheenkorjausmallia, jossa selitettävänä muuttujana on kymmenen vuoden viitelainan korko, alfan t-arvo on -1,696. Saatu tulos ei ole tilastollisesti merkitsevä ja se hylätään viiden prosentin merkitsevyystasolla.

**TAULUKKO 6. Yhteisintegraatiotestin muuttujien viiveet sekä sopeutumisparametrien t-arvot.**

Selitettävä muuttuja	Viiveet	Sopeutumisparametrin t-arvo
Kolmen kuukauden euribor	1	-4,544 *
Kymmenen vuoden viitelaina	1	-1,696

\* tarkoittaa tilastollista merkitsevyyttä 5 %:n tasolla.

Yllä olevan testituloksen mukaan, kymmenen vuoden viitelainan kertoimen katsotaan olevan nolla. Tällöin kymmenen vuoden viitekorko ei reagoi tasapainopoikkeamaan. Kolmen kuukauden euriborkorko hoitaa siis kaiken sopeutumisen ja pitkän koron sanotaan olevan heikosti eksogeeninen.

## 5.6 Kausaalisuustesti

Tutkimuksessamme on aiemmin esitetyn mukaisesti tarkoitus selvittää, onko korkoerolla vaikutusta talouden tuotantoon eli aiheutuuko kymmenen vuoden viitekoron ja kolmen kuukauden markkinakoron erotuksesta muutoksia bruttokansantuotteessa. Tässä kausaalisuustestissä testataan ainoastaan korkoeron kausaalisuutta bruttokansantuotteeseen, sillä tutkimusten mukaan korkoerossa tapahtuvien muutosten ennustetaan vaikuttavan tietyllä viiveellä bruttokansantuotteen tasoon. Muutosten suunta on siis yleisesti korkoerosta bruttokansantuotteeseen, eikä päinvastoin. Toki bruttokansantuotteen muutokset vaikuttavat myös Euroopan keskuspankin neuvoston asettaman ohjauskoron tasoon, mutta yleisesti muutoksen järjestyksen nähdään menevän edellä mainitun mukaisesti.

Kausaalisuustestit tehtiin Grangerin menetelmän avulla ja siinä tutkittiin kausaalisuutta koko tarkasteluperiodille vuodesta 1992 vuoteen 2009 sekä osaperiodeille ennen eurojärjestelmään liittymistä ja sen jälkeen. Testissä käytettävä viivepituus valittiin Akaiken informaatiokriteerin (AIC) mukaan. Osaperiodia  $1/92 - 4/98$  estimoitaessa maksimi viivepituus oli asetettava 8:aan, sillä vuosineljännesaineisto oli tämän ajanjakson kannalta liian suppea. Osaperiodien tarkasteluiden osalta ei ole tarkoitus tehdä erityisiä johtopäätöksiä, vaan ne on lähinnä tarkoitettu tukemaan koko tarkasteluajanjakson kausaalisuudesta tehtäviä päätelmiä. Kuten edellä on mainittu, vuosineljänneksittäinen aineisto pienentää tarkasteltavaa aineistoa oleellisesti.

**TAULUKKO 7. Grangerin kausaalisuudesta korkospredin ja bruttokansantuotteen muutoksen välillä.**

Muuttuja	Tarkasteluperiodi	Viiveet	F-testisuure	p-arvo
Korkospredi	1/92 – 4/98	8	24,8105	0,0005
→ $\Delta$ BKT	1/99 – 4/09	2	3,1300	0,0497
	1/92 – 4/09	2	3,0348	0,0516

Taulukosta 7 havaitaan, että tutkittaessa korkospredin ja bruttokansantuotteen muutoksen kausaalisuutta, saadaan jo tutkimuksen mukaisia arvoja. Tässä bruttokansantuotteen muutosta mitataan yhden vuosineljänneksen muutoksella ja aineistoa on muokattu siten, että muutokset ovat logaritmoituja arvoja ja ne kuvastavat vuositason muutosta. Tarkasteluperiodin 1/92 – 4/98 tuloksista huomataan, että aineiston viiveiden lukumäärä poikkeaa jälleen muista tarkasteluperiodeista. Tämä johtuu aineiston kapeudesta, sillä havaitut arvot ovat yllämainitun tavoin vuosineljänneksittäisiä arvoja, jolloin aineisto pienenee oleellisesti. Tästä syystä aineiston tuottamaa p-arvoa ei ehkä voida pitää täysin oikeana, mutta vastaavasti muiden periodien havainnoista voidaan jo tehdä uskottavia päätelmiä.

Osaperiodilla 1/99 – 4/09 eli eurojärjestelmään liittymisen jälkeen, korkospredin viivästettyjen arvojen mukaan ottaminen näyttäisi parantavan bruttokansantuotteen muutoksen ennustamista. Nollahypoteesin mukaisesti korkospredi ei ole Granger-kausallinen bruttokansantuotteen muutokseen nähden, mutta p-arvon ollessa alle 0,05; nollahypoteesi hylätään viiden prosentin merkitsevyystasolla ja kausaalisuuden todetaan olevan olemassa. Koko aikaperiodia 1/92 – 4/09 tutkittaessa Granger-kausalisuus hylätään niukasti viiden prosentin merkitsevyystasolla, mutta vastaavasti se voidaan hyväksyä 10 prosentin merkitsevyydellä. Näiden tulosten valossa kausaalisuudesta antaa samansuuntaisia tuloksia kuin aiemmin esitetty korkoeron kyvykyys bruttokansantuotteen ennustamisessa.

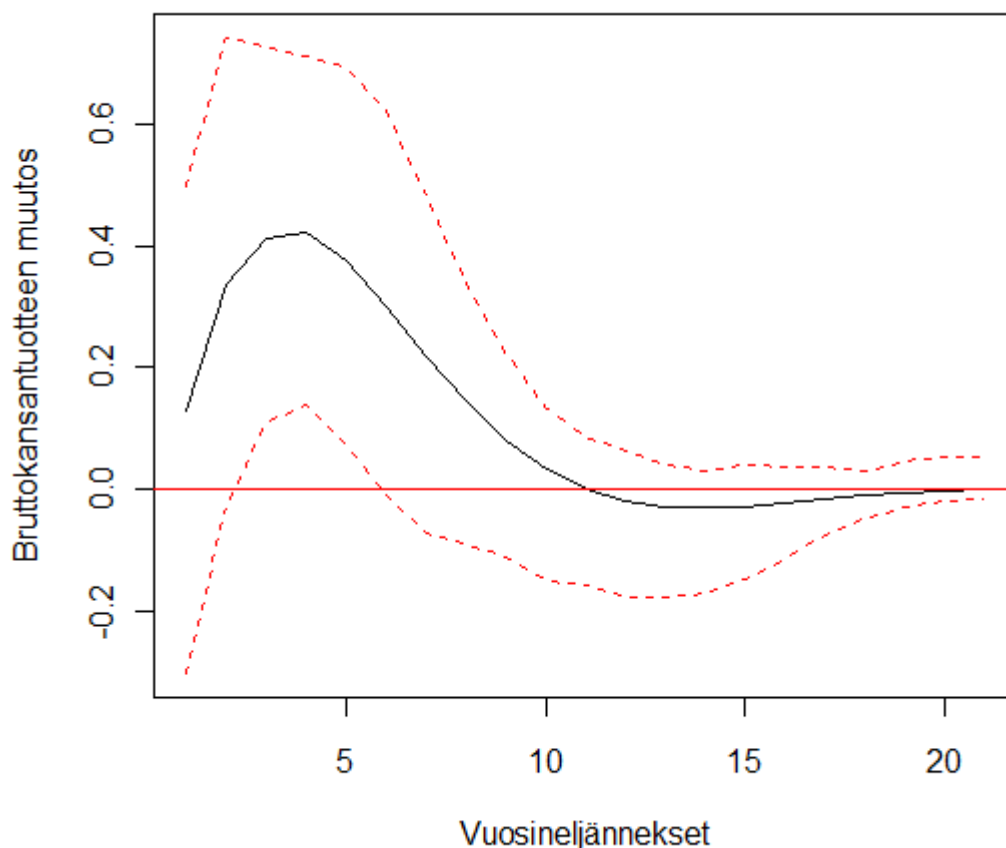
## 5.7 Impulssivastefunktion tulkinta

Impulssivastefunktioiden osalta tehdään kolme erillistä tarkastelua aivan kuten kausaalisuuttakin tutkittaessa. Tarkoituksena on siis tutkia, kuinka korkosprediin tullut yhden keskihajonnan suuruinen sokki vaikuttaa bruttokansantuotteen muutokseen. Tämä bruttokansantuotteen muutos on laskettu kahden perättäisen vuosineljänneksen bruttokansantuotteen arvojen erotuksesta ja se on muutettu logaritmoimalla vuotuiseksi muutokseksi.

Edellisessä luvussa esitetyssä kausaalisuustestissä tutkittiin korkoeron ja bruttokansantuotteen riippuvuutta toisistaan. Impulssivastefunktiossa taas kyetään tarkastelemaan kuvaajien avulla sitä, kuinka pitkiä ja suuria sokkien aiheuttamat muutokset ovat. Kuvaajissa keskimmäisenä oleva, yhtenäinen viiva, kuvaa impulssivastefunktion todellisia arvoja. Tämän ylä- ja alapuolella olevat, katkoviivoilla kuvatut viivat kuvaavat impulssivastefunktion 95 prosentin luottamusväliä.

### 5.7.1 Impulssivastefunktio periodille 1/1992 – 4/2009

Kuviossa 5 on esitetty impulssivastefunktio koko tarkasteluperiodille vuodesta 1992 vuoteen 2009. Siitä havaitaan, että korkosprediin tullut yhden keskihajonnan suuruinen sokki vaikuttaa bruttokansantuotteeseen siten, että se kasvaa neljä ensimmäistä vuosineljännestä. Tämän jälkeen kasvu alkaa hidastua siten, että 11 vuosineljänneksen eli lähes kolmen vuoden kohdalla sokin aiheuttamaa vaikutusta ei enää ole. Noin viiden vuoden kohdalla eli 20 vuosineljänneestä eteenpäin, sokin vaikutus on lakannut ja bruttokansantuote on palannut ennen sokkia vallinneeseen tasoon.

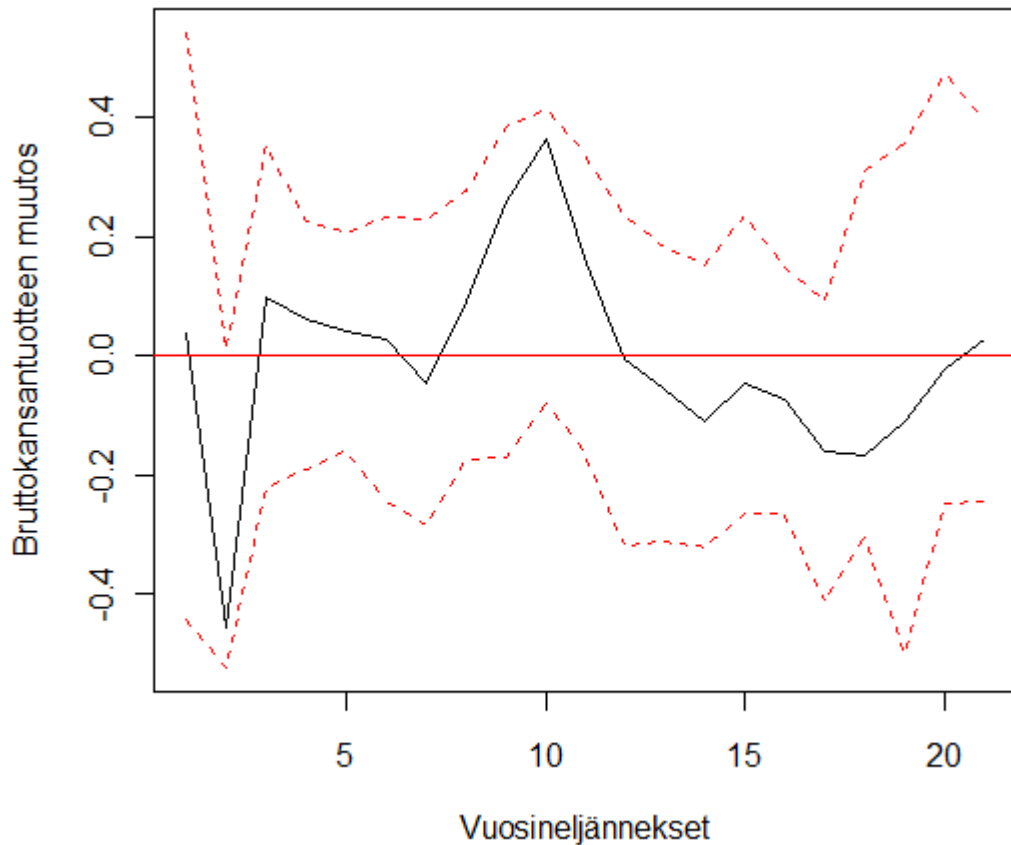


KUVIO 5. Impulssivastefunktio (1/1992 - 4/2009).

Kun kuvion 5 esittämää impulssivastefunktion kuvaajaa verrataan tutkimuksessa aiemmin esitettyihin tuloksiin, voidaan sen todeta vahvistavan korkospredin ennustekykyä neljä vuosineljännestä eli yhden vuoden eteenpäin sokin esiintymisestä. Kuvioista 5 havaitaan, että tarkasteltaessa 95 prosentin luottamusvälejä, impulssivastefunktion kerroin on tilastollisesti merkitsevä vuosineljännesten kaksi ja kuusi välillä. Luottamusvälien perusteella voidaan siis todeta, että korkospredillä on vaikutusta bruttokansantuotteen muutokseen edellä mainitulla viivevälillä.

### **5.7.2 Impulssivastefunktio osaperiodille 1/1992 – 4/1998**

Kuviossa 6 esitetään korkospredissä ilmenneen yhden keskihajonnan suuruisen sokin vaikutus bruttokansantuotteeseen osaperiodilla 1/1992 – 4/1998 eli ajanjaksona ennen eurojärjestelmää. Impulssivastefunktion kuvaajaa tulkitsemalla ei voida sanoa sokin vaikutuksesta mitään, sillä pelkästään ensimmäisten vuosineljännesten osalta bruttokansantuotteen muutos saa vuoroin positiivisia ja vuoroin negatiivisia arvoja. Kuvion 6 funktion kuvaajaa selittänee osin aiemmin kyseisen tarkasteluperiodin osalta havaittu ongelma, jossa vektoriautoregressiivistä menetelmää sovellettaessa estimoinnissa käytettävät viiveet kasvavat yli seitsemään. Vastaavasti estimoitaessa koko periodia sekä osaperiodia 1/1999 – 4/2009, Akaiken kriteerien (AIC) perusteella tehtävä viivepituuden valinta suosittaa käyttämään estimoinnissa viiveenä kahta (2).

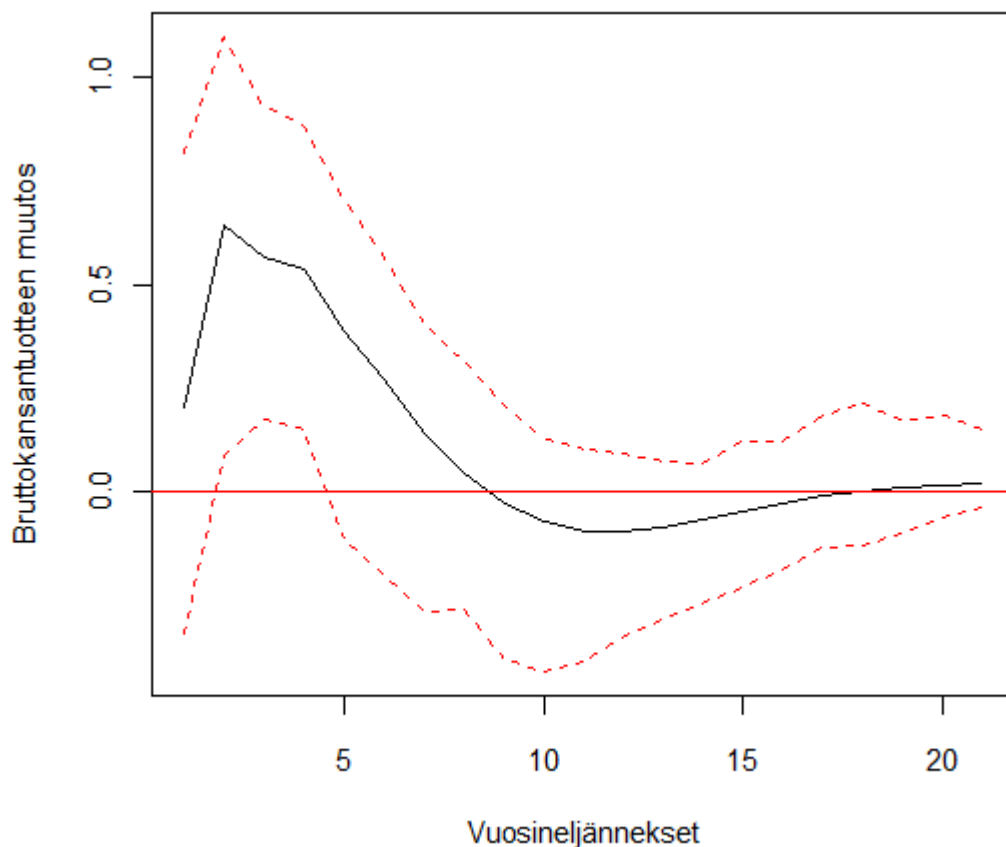


KUVIO 6. Impulssivastefunktio (1/1992 - 4/1998).

### 5.7.3 Impulssivastefunktio osaperiodille 1/1999 – 4/2009

Viimeisessä tarkastelussa tutkitaan osaperiodia 1/1999 – 4/2009 eli eurojärjestelmään liittymisen jälkeistä aikaa. Tässä kuvio 7 kyetään tekemään kuvion 5 tavoin selkeämpiä johtopäätöksiä. Siitä nähdään, että korkosprediin tullut yhden keskihajonnan suuruinen sokki vaikuttaa bruttokansantuotteeseen siten, että muutos on positiivinen kahdeksan ensimmäistä vuosineljännestä saavuttaen suurimman arvonsa kahden vuosineljänneksen kuluttua sokista. Tämän jälkeen bruttokansantuotteessa ilmennyt vaikutus on negatiivinen ja palaa positiiviseksi vasta 19 vuosineljänneksen kuluttua sokin ilmenemisestä.





KUVIO 7. Impulssivastefunktio (1/1999 - 4/2009).

Verrattaessa kuvion 7 antamia tulkintoja taulukon 4 tuloksiin, voidaan niiden nähdä olevan samankaltaisia. Taulukossa 4 esitettiin tulokset bruttokansantuotteen ennustamiselle korkoeron avulla  $k$  vuosineljännestä eteenpäin. Sen mukaan suurin selityssaste löytyi tarkasteluajankohdasta 16 periodia eli vuosineljännestä eteenpäin. Toisaalta, suurin arvo muutoksen suuruutta kuvanneelle kertoimelle  $\alpha_1$  saatiin neljä vuosineljännestä eteenpäin, joka näyttäisi olevan lähempänä kuvion 7 mukaisia arvoja.

## 6. Johtopäätökset

Tässä tutkielmassa pyrittiin tutkimaan, onko valtion kymmenen vuoden viitelainan koron ja kolmen kuukauden markkinakoron erotuksella sekä talouskasvulla yhteyttä toisiinsa. Aiemmin tehtyjen tutkimusten mukaan, kahden edellä mainitun korkomuuttujan erotuksen nähdään muodostavan tehokas indikaattori ennustettaessa taloudessa tulevaisuudessa tapahtuvia muutoksia. Nämä aiemmin tehdyt tutkimukset ovat pääsääntöisesti kohdistuneet Yhdysvaltojen talouteen, joten tästä syystä oli mielenkiintoista tarkastella, soveltuvatko kyseiset menetelmät käytettäväksi Suomen aineistolla.

Yleisen oletaman mukaan, valtion kymmenen vuoden viitelainan koron ja kolmen kuukauden markkinakoron muodostaman korkoeron muuttuessa negatiiviseksi, tätä muutosta seuraa talouden taantuma tietyllä viiveellä. Talouden sanotaan olevan taantumassa silloin, kun bruttokansantuotteen muutos on negatiivinen kaksi perättäistä vuosineljännestä. Tästä viimeisin esimerkki on Suomen taloudesta vuoden 2007 elokuulta, jolloin kolmen kuukauden euriborkoron taso ylitti Suomen valtion kymmenen vuoden viitelainan tason ja korkoero muuttui näin ollen negatiiviseksi. Tämän seurauksena, Suomen bruttokansantuotteen muutos edelliseen vuosineljänneksen verrattuna oli negatiivinen vuoden 2008 toisella ja kolmannella vuosineljänneksellä jatkuen aina tutkimusaineiston loppuun eli joulukuuhun 2009 saakka. Edellä esitetyn näkemyksen mukaan, Suomen talous oli ajautunut taantumaan noin vuoden viiveellä siitä, kun korkoero muuttui negatiiviseksi.

Tutkielmassa ei aineiston niukkuuden vuoksi saatu täyttää kuvaa siitä, kuinka hyvin käytetyt mallit todellisuudessa kykenevät ennustamaan talouden vaihteluita. Tutkittaessa bruttokansantuotteen muutoksia vuosien 1992 ja 2009 välillä, havaitaan kahden tai useamman peräkkäisen vuosineljänneksen negatiivisen kasvun kausia olleen tasan kaksi. Nämä negatiivisen kasvun kaudet ajoittuivat tutkimusperiodin alku- ja loppupäähän, sillä aineiston kaksi ensimmäistä vuosineljännestä vuonna 1992 olivat bruttokansantuotteen muutoksen osalta negatiivisia. Toinen negatiivisen kasvun kausi alkoi edellä mainitun mukaisesti vuoden 2008 toisella vuosineljänneksellä ja se kääntyi positiiviseen kasvuun vasta vuoden 2010 ensimmäisellä vuosineljänneksellä. Toisin sanoen, tämän tutkielman tarkasteluajankohta ajoittui juuri Suomen kahden merkittävimmän taantumien, 90-luvun alun laman ja vuonna 2008 alkaneen finanssikriisin väliin. Muussa tapauksessa kyseisellä aikavälillä ilmenneet bruttokansantuotteen negatiivisen

kasvun kaudet ovat olleet vain satunnaisia, yhden vuosineljänneksen mittaisia, eivätkä näin ollen täytä taantumien kriteereitä.

Tässä tutkielmassa saatujen tuloksien perusteella, Euroopan keskuspankin neuvoston tekemät päätökset ohjauskoron tasosta vaikuttavat Suomen aineistoon odotetun mukaisesti. Koko tarkasteluperiodin aineistolla tehdyssä estimoinnissa, ohjauskoron muutoksen välitön vaikutus korkoeroon oli vastakkaisuuntainen eli ohjauskoron noustessa korkoero kapeni. Tällöin siis ohjauskoron muuttuessa, kolmen kuukauden markkinakorko muuttui suhteessa enemmän kuin valtion kymmenen vuoden viitelainan korko. Tästä voidaan päätellä, että ohjauskoron tasoa säätelemällä keskuspankki kykenee vaikuttamaan vain lyhyiden korkojen tasoon ja vastaavasti pitkien korkojen taso määräytyy välillisesti lyhyiden korkojen tason kautta korkojen aikarakenteen teorioiden mukaisesti.

Ohjauskoron muutoksen vaikutuksesta markkinakorkoihin voidaan myös tehdä päätelmiä keskuspankkien harjoittaman rahapolitiikan uskottavuudesta. Mikäli markkinoilla toimijat ovat luottavaisia ohjauskoron tasossa tapahtuneeseen muutokseen, tämän tulisi näkyä muutoksena korkoerossa. Suomen osalta olisi ollut mielenkiintoista tutkia ohjauskoron muutosten vaikutusta korkoeroon ennen ja jälkeen eurojärjestelmään liittymisen, sillä vuodesta 1999 rahapolitiikasta on vastannut Euroopan keskuspankki. Aineiston niukkuus toi kuitenkin tähän tutkimusongelmaan oman rajoitteensa ja aineiston laajempi saatavuus olisi varmasti antanut mahdollisuuden vertailla eurojärjestelmään liittymisen vaikutusta keskuspankin toimien uskottavuuteen. Suomen aineistosta saadut tulokset olivat kuitenkin samansuuntaisia Estrellan ja Mishkinin (1997) saamien muiden Euroopan valtioiden tulosten kanssa, vaikka tarkasteluajankohta ja -jakso poikkesivat heidän tuloksistaan.

Tämän tutkielman keskeisintä ongelmaa eli reaalisen bruttokansantuotteen ennustamista korkoeron avulla tutkittiin yhtälöllä, jossa korkoerolla selitettiin reaalisen bruttokansantuotteen vuosittaista muutosta. Suomen aineistoa hyväksikäyttäen saatiin mielenkiintoisia tuloksia riippuen siitä, minkä periodin havaintoja tutkittiin. Tarkasteltaessa koko periodia eli vuosia 1992–2009, estimoitavan yhtälön korkeimmat selitysasteet tulivat neljän ja 16 vuosineljänneksen viiveellä, joista kuitenkin realistisempaan voidaan pitää neljän vuosineljänneksen eli yhden vuoden viivettä. Tutkittaessa osaperiodeja eli aikavälejä ennen ja jälkeen eurojärjestelmään liittymisen, tulokset poikkeavat toisistaan huomattavasti. Ennen eurojärjestelmää, suurin selitysaste löytyy 16 vuosineljänneksen

viiveellä, mutta paikallinen selitysaste maksimi löytyy myös viiveellä kolme vuosineljännestä. Eurojärjestelmään liittymisen jälkeen, korkein selitysaste on 16 vuosineljänneksen viiveellä.

Edellä esitettyjen tulosten perusteella voidaan todeta, että kansallisen rahapolitiikan siirtyessä Euroopan tasolta suoritettavaksi päätöksenteoksi, talouden muutoksiin reagointi ei ainakaan Suomen aineiston osalta ole nopeutunut. Tämä on ymmärrettävää, sillä eurojärjestelmän harjoittaessa euroalueen yhteistä rahapolitiikkaa, ei päätöksissä pystytä huomioimaan jokaisen jäsenvaltion toiveita. Tulevaisuuden tutkimuksissa olisikin mielenkiintoista ottaa huomioon, tehdäänkö euroaluetta koskevia rahapoliittisia päätöksiä joidenkin tiettyjen suurten jäsenvaltioiden, kuten esimerkiksi Saksan etua ajatellen.

Koko euroalueen näkökulmasta liikkeelle lähtevää ajattelua korostaa myös se, että havaintoajanjakson loppumisen eli vuoden 2009 jälkeen euroalueella on ilmennyt tiettyjen jäsenvaltioiden osalta ongelmia oman taloutensa hoidossa. Euroalueen rahoitusjärjestelmään liittyvä epävarmuus on lisääntynyt, minkä seurauksena osakeindeksit ovat olleet laskussa ja riskilisät valtionlainamarkkinoilla ovat kasvaneet. Euroopan keskuspankin neuvosto ei ole voinut markkinoiden epävarmuuden vuoksi muuttaa ohjauskoron tasoa, vaan on joutunut pitämään sitä alhaisena. Matalasta korkotasosta johtuen, keskuspankilla ei ole ollut mahdollisuutta reagoida heikentyvään talouteen enää korkoja alentamalla. Tämän seurauksena Euroopan keskuspankki on pyrkinyt lieventämään rahoitusmarkkinahäiriötä lainaamalla euroalueen pankeille keskuspankkirahaa kiinteällä korolla sekä puolittamaan pankkien vähimmäisvarantovelvoitteita. Näillä operaatiolla pyritään tukemaan rahoitussektorin toimintakykyä ja pienentämään maksuvalmiuteen kohdistuvia riskejä.

Suhdannevaihteluiden yhteydessä keskuspankin harjoittamat toimet vakauttavat rahoitusmarkkinoita edellä mainitun mukaisesti ja lyhyiden korkojen nähdään reagoivan ohjauskoron muutoksiin pitkiä korkoja selvemmin. Tässä tutkielmassa pyrittiin yhteisintegraatiotestin avulla selvittämään, muuttuvatko estimoinnissa käytetyt kolmen kuukauden korko ja valtion kymmenen vuoden viitelainan korko samansuuntaisesti. Testistä saatujen sopeutumisenopeutta kohti tasapainorelaatiota kuvaavien sopeutumisparametrien mukaan, kymmenen vuoden viitelainan korko ei reagoi tasapainopoikkeamaan millään tavalla, vaan kolmen kuukauden markkinakorko hoitaa kaiken sopeutumisen. Tämä vahvistaa käsitystä siitä, että ohjauskoron muutoksella ei ole juurikaan vaikutusta kymmenen vuoden viitelainan korkoon.

Edellä mainittujen tulosten mukaan, korkoerossa tapahtunut muutos vaikuttaa reaaliseseen bruttokansantuotteeseen noin yhden vuoden viiveellä. Kausaalisuustestin yhteydessä mielenkiinto kohdistui siihen, parantaako korkoeron viivästettyjen arvojen mukaanotto bruttokansantuotteen muutoksen ennustamista. Tämän estimoinnin osalta noudatettiin sekä koko tutkimusperiodin käsittävää tarkastelua että osaperiodeittain tapahtuvaa tarkastelua. Ennen eurojärjestelmää tehtävän estimoinnin osalta aineiston niukkuus muodostui ongelmaksi, sillä tarkastelussa käytettävien viiveiden lukumäärää poikkeaa huomattavasti muiden periodien viiveistä. Tämän vuoksi vertailukelpoisia tuloksia saatiin vain eurojärjestelmään liittymisen jälkeiseltä ajalta sekä koko periodilta. Tutkimustulosten mukaan korkoeron viiveiden mukaanotto parantaa bruttokansantuotteen ennustamista, joten tässäkin suhteessa korkoeron nähdään olevan käypä indikaattori ennustamaan bruttokansantuotteessa tapahtuvia muutoksia.

Korkoeron ja bruttokansantuotteen yhteyttä voidaan edellä mainittujen menetelmien lisäksi vielä havainnoida impulssivastefunktiolla, jossa tutkitaan, kuinka korkoeroon tullut yhden keskihajonnan suuruinen sokki vaikuttaa bruttokansantuotteen muutokseen. Näiden tulosten perusteella voidaan varmistua korkoeron ja bruttokansantuotteen välisestä yhteydestä, sillä koko tutkimusperiodin osalta voimakkain muutos on neljän vuosineljänneksen kuluttua sokin ilmenemisestä. Periodilta ennen eurojärjestelmää ei havaintojen vähyden vuoksi voida tehdä tulkintoja, mutta vastaavasti eurojärjestelmään liittymisen jälkeiseltä ajalta päätelmät voidaan tehdä. Poiketen aiemmista tuloksista, jälkimmäisellä osaperiodilla korkoeroon tullut sokki vaikuttaisi voimakkaimmin kahden vuosineljänneksen viiveellä ja positiivista vaikutusta kestäisi aina kahdeksaan vuosineljännekseen saakka. Impulssivastefunktion kuvaajat siis havainnollistavat muutoksen kestoa, kun taas aiemmissä tutkimustuloksissa keskityttiin korkoeromuutoksen viiveen esiintymisajankohtaan.

Yhteenvedona tämän tutkielman osalta voidaan sanoa, että indikaattorina korkoero ei ainakaan Suomen aineiston osalta ole vanhentunut. Kuten aiemmin on jo useasti mainittu, aineiston rajoitetun saatavuuden vuoksi tuloksista ei kyetä tekemään täysin yksiselitteisiä päätelmiä. Jatkotutkimusten osalta mielenkiinto kohdistuukin eurojärjestelmän aikana havaittavien suhdannevaihteluiden ennustamiseen. Tulevaisuuden talouskehityksen ennustamisen kannalta, kymmenen vuoden viitelainan koron ja kolmen kuukauden markkinakoron erotuksen voidaan todeta olevan yksinkertainen ja nopeasti saatavilla oleva indikaattori suuntaa antaville talouskehityksen päätelmille.

## LÄHTEET

Aaltonen, J. & Östermark, R. (1997). A rolling test of Granger causality between the Finnish and Japanese security markets. *Omega* 25:6, 635–642.

Berk, J. M. & Bergeijk, P. V. (2000). Is the Yield Curve a Useful Information Variable for the Eurosystem? *European Central Bank, Working Paper*, 11.

Campbell, J. Y. (1995). Some lessons from the yield curve. *National Bureau of Economic Research, Working Paper*, 5031.

Cox, J. C., Ingersoll, J. E. & Ross, S. A. (1985). A Theory of the Term Structure of Interest Rates. *Econometrica*, 53, no. 2, 385–407.

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, no. 366, 427–431.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49, no. 4, 1057–1072.

Diebold, F. X. & Li, C. (2005). Forecasting the term structure of government bond yields. *Journal of Econometrics*, 130 (2006), 337–364.

Doldado, J., Jenkinson, T. & Sosvilla-Rivero, S. (1990). Cointegration and unit roots. *Journal of Economic Surveys*, 4, no. 3, 249–273.

Dotsey, M. (1998). The Predictive Content of the Interest Rate Term Spread for Future Economic Growth. *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 84, no. 3, 31–50.

Duarte, A., Venetis, I. A. & Paya, I. (2005). Predicting real growth and the probability of recession in the Euro area using the yield spread. *International Journal of Forecasting*, 21, 261–277.

Enders, W. (1995). *Applied econometric time series*. (1<sup>st</sup> ed.) New York: John Wiley & Sons, Inc.

Engle, R. F. & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, 55, no. 2, 251–276.

Engle, R. F. & Yoo, B. S. (1987). Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of Econometrics*, 35, no. 1, 143–159.

Estrella, A. (2005). Why does the yield curve predict output and inflation? *The Economic Journal*, 115, 722–744.

Estrella, A. & Mishkin, F. S. (1996). The Yield Curve as a Predictor of U.S. Recessions. *Federal Reserve Bank of New York, Current Issues in Economics and Finance*, 2, no. 7, 1–6.

Estrella, A. & Mishkin, F. S. (1997). The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank. *European Economic Review*, 41, 1375–1401.

Estrella, A. & Mishkin, F.S. (1998). Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators. *The Review of Economics and Statistics*, 80, no. 1, 45–61.

Euroopan keskuspankki (2004). *Euroopan keskuspankin rahapolitiikka*.

<http://www.ecb.eu/pub/pdf/other/monetarypolicy2004fi.pdf>. Marraskuu 2011.

Euroopan keskuspankki (2011). *Eurojärjestelmä*.

[http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/escb\\_web\\_2011?fi.pdf?de1254fcc8c8448b785eccc458177bb3](http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/other/escb_web_2011?fi.pdf?de1254fcc8c8448b785eccc458177bb3). Marraskuu 2011.

Euroopan keskuspankki (2012). *Euroopan keskuspankin tehtävät*.

<http://www.ecb.europa.eu/ecb/orga/tasks/html/index.fi.html>. Tammikuu 2012.

Gerdesmeier, D. (2007). *Miksi hintavakaus on tärkeää?* Euroopan keskuspankki.

[http://www.ecb.int/home/pdf/students/booklet\\_fi.pdf](http://www.ecb.int/home/pdf/students/booklet_fi.pdf). Marraskuu 2009.

Haubrich, J. G. (2006). Does the Yield Curve Signal Recession?

<http://www.clevelandfed.org/Research/Commentary/2006/0415.pdf>. Tammikuu 2010.

Haubrich, J. G. & Dombrosky, A. M. (1996). *Predicting Real Growth Using The Yield Curve*.

Federal Reserve Bank of Cleveland. <http://clevelandfed.org/research/review/1996/96-q1-haubrich.pdf>. Tammikuu 2010.

Hacker, R. S. & Hatemi-J, A. (2006). Tests for causality between integrated variables using

asymptotic and bootstrap distributions: theory and application. *Applied Economics*, 38, 1489–1500.

Hull, J. C. (2008). *Fundamentals of Futures and Options Markets*. (6<sup>th</sup> edition). Pearson Prentice Hall.

Kasanen, J. (1999). Ilmoitusvelvollisten osakeomistus ja –kaupat Helsingin Pörssissä. *Suomen Pankin tutkimuksia E*, 16.

Khomo, M. M. & Aziakpono, M. J. (2007). Forecasting recession in South Africa: A comparison of the yield curve and other economic indicators. *South African Journal of Economics*, 75, no. 2, 194–212.

Lütkepohl, H. & Krätzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics*. Cambridge: Cambridge University Press.

Mankiw, N. G. (2002). *Macroeconomics*. (5<sup>th</sup> edition). New York: Worth Publishers.

Mishkin, F. S. (2007). *The Economics of Money, Banking and Financial Markets*. (8<sup>th</sup> edition). Boston: Pearson.

Modigliani, F. & Sutch, R. (1967). Debt Management and the Term Structure of Interest Rates: An Empirical Analysis of Recent Experience. *The Journal of Political Economy*, 75, no. 4, 569–589.

Moneta, F. (2005). Does the Yield Spread Predict Recessions in the Euro Area? *International Finance*, 8, no. 2, 263–301.



Musti, S. & D'Ecclesia, R. L. (2006). Term structure of interest rates and the expectation hypothesis: The euro area. *European Journal of Operation Research*, 185 (2008), 1596–1606.

Ross, S. A., Westerfield, R. W. & Jaffe, J. F. (2005). *Corporate Finance*. (7<sup>th</sup> edition). New York: McGraw-Hill/Irwin.

Rudebusch, G. D. (1995). Federal Reserve interest rate targeting, rational expectations, and the term structure. *Journal of Monetary Economics*, 35 (1995), 245–274.

Stock, J. & Watson, M. (2001). Vector Autoregressions. *The Journal of Economic Perspectives*, 15, no. 4, 101–115.

Suomen Pankki (2010). *Rahoitusmarkkinat*. <http://www.bof.fi/fi/rahoitusmarkkinat/index.htm>. Helmikuu 2010.

Suomen Pankki (2011). *Korot*. <http://www.suomenpankki.fi/fi/tilastot/korot/Pages/default.aspx>. Joulukuu 2011.

Suomen Pankki (2012). *Rahapolitiikan välineet*. [http://www.suomenpankki.fi/fi/rahopolitiikka/rahopolitiikan\\_valineet/Pages/default.aspx](http://www.suomenpankki.fi/fi/rahopolitiikka/rahopolitiikan_valineet/Pages/default.aspx). Tammikuu 2012.

Tilastokeskus (2010). *Neljännesvuositilinpito*. [http://pxweb2.stat.fi/Database/StatFin/kan/ntp/ntp\\_fi.asp](http://pxweb2.stat.fi/Database/StatFin/kan/ntp/ntp_fi.asp). Tammikuu 2010.

Valtiokonttori (2010). *Varainhankinnan instrumentit*. <http://www.treasuryfinland.fi/Public/default.aspx?nodeid=19321&culture=fi-FI&contentlan=1>. Helmikuu 2010.

Verbeek, M. (2008). *A guide to modern econometrics*. (3<sup>rd</sup> edition). Chichester: Wiley.

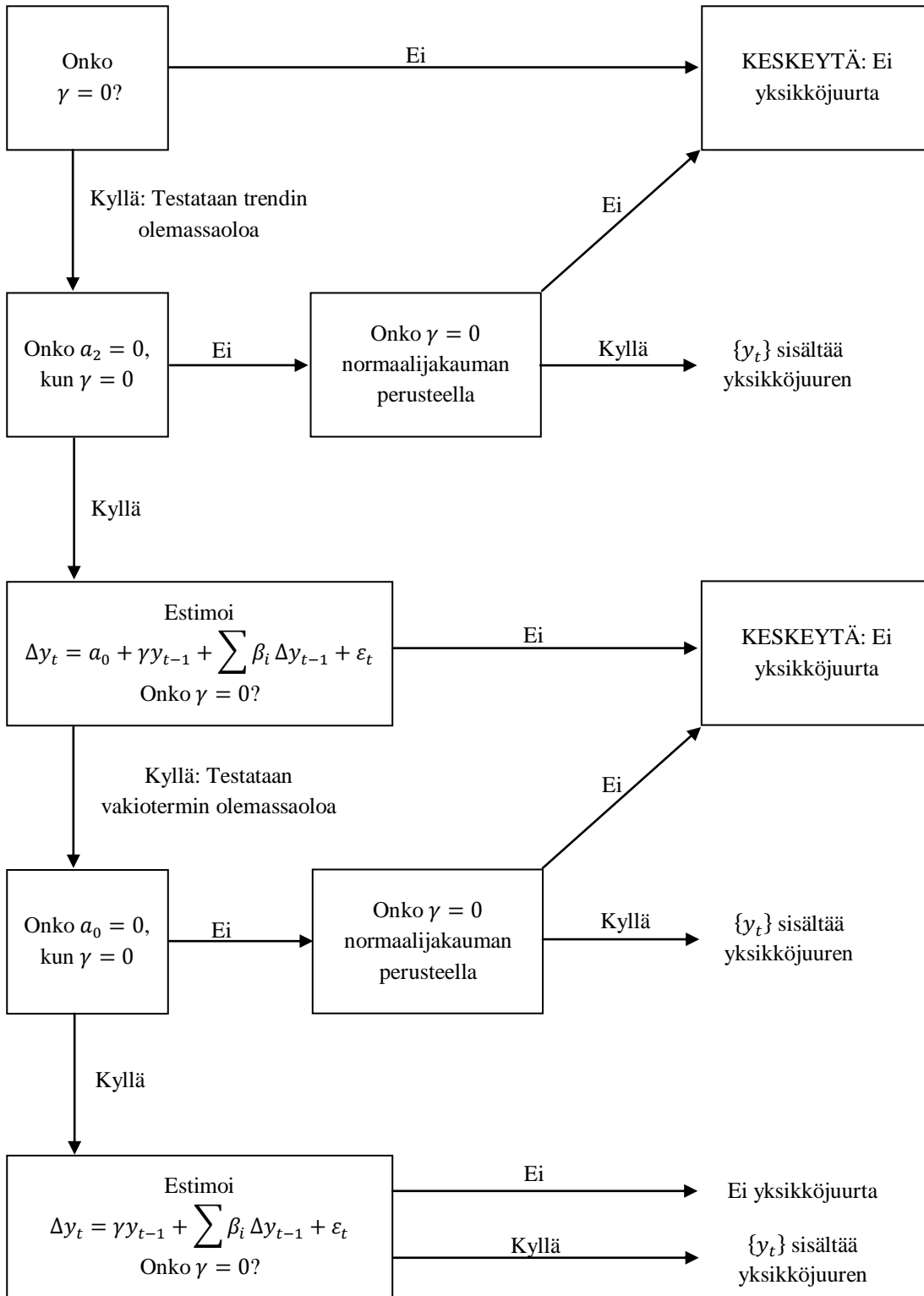
Wright, J. H. (2006). The Yield Curve and Predicting Recessions. *Federal Reserve Board, Washington D.C., Finance and Economics Discussion Series*.

Wu, T. (2003). What Makes the Yield Curve Move? *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Letter*, 15 (2003), 1–3.

# LIITTEET

## LIITE 1. Yksikköjuuritestissä käytettävän yhtälön määrittely.

Estimoi  $\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum \beta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$



KUVIO 8. Yksikköjuuritestissä käytettävän yhtälön määrittäminen (Doldado, Jenkinson & Sosvilla-Rivero 1990; Enders 1995, 257 ).

## LIITE 2. $\tau$ :n kumulatiivinen jakauma

TAULUKKO 8.  $\tau$ :n kumulatiivinen jakauma (Enders 1995, 419).

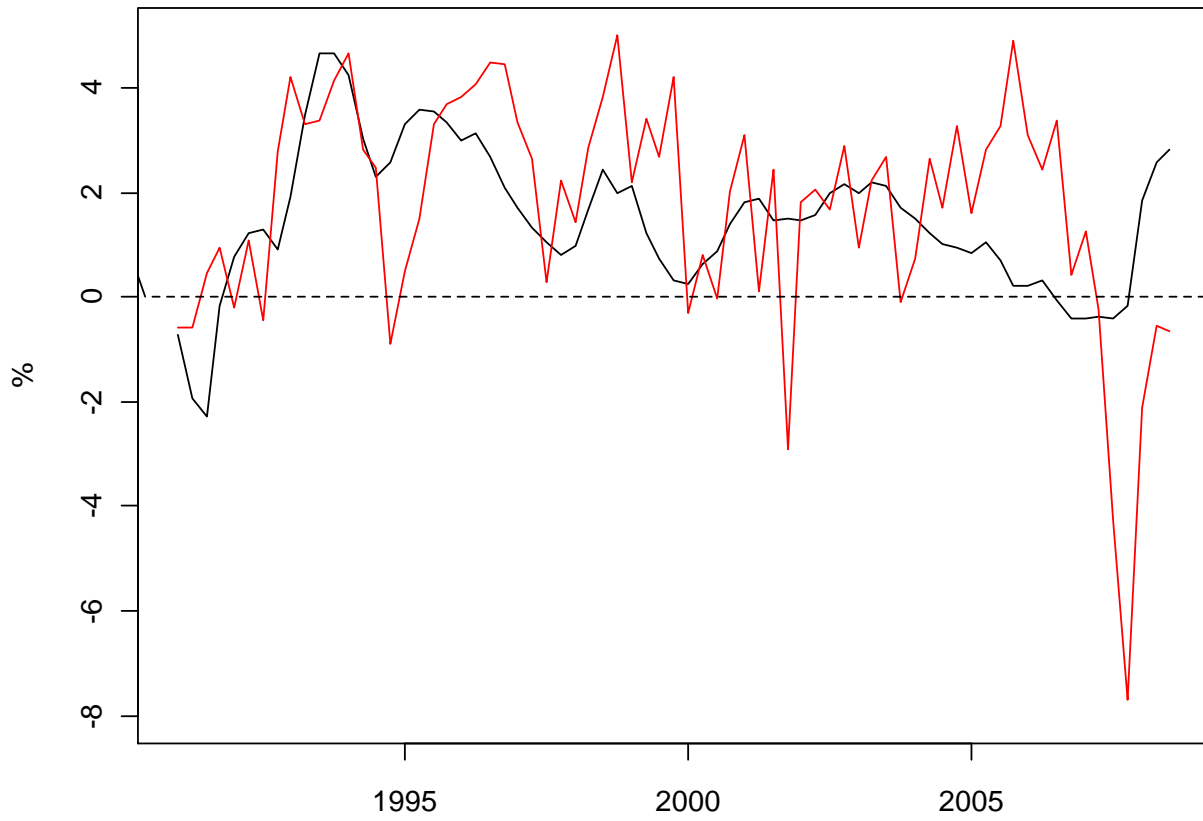
Pienempien arvojen todennäköisyys								
Otoskoko	0,01	0,025	0,05	0,10	0,90	0,95	0,975	0,99
Ei vakiota eikä aikatrendiä ( $a_0 = a_2 = 0$ )				$\tau$				
25	-2,66	-2,26	-1,95	-1,60	0,92	1,33	1,70	2,16
50	-2,62	-2,25	-1,95	-1,61	0,91	1,31	1,66	2,08
100	-2,60	-2,24	-1,95	-1,61	0,90	1,29	1,64	2,03
250	-2,58	-2,23	-1,95	-1,62	0,89	1,29	1,63	2,01
300	-2,58	-2,23	-1,95	-1,62	0,89	1,28	1,62	2,00
$\infty$	-2,58	-2,23	-1,95	-1,62	0,89	1,28	1,62	2,00
Vakio ( $a_2 = 0$ )				$\tau_\mu$				
25	-3,75	-3,33	-3,00	-2,62	-0,37	0,00	0,34	0,72
50	-3,58	-3,22	-2,93	-2,60	-0,40	-0,03	0,29	0,66
100	-3,51	-3,17	-2,89	-2,58	-0,42	-0,05	0,26	0,63
250	-3,46	-3,14	-2,88	-2,57	-0,42	-0,06	0,24	0,63
500	-3,44	-3,13	-2,87	-2,57	-0,43	-0,07	0,24	0,61
$\infty$	-3,43	-3,12	-2,86	-2,57	-0,44	-0,07	0,23	0,60
Vakio + aika				$\tau_\tau$				
25	-4,38	-3,95	-3,60	-3,24	-1,14	-0,80	-0,50	-0,15
50	-4,15	-3,80	-3,50	-3,18	-1,19	-0,87	-0,58	-0,24
100	-4,04	-3,73	-3,45	-3,15	-1,22	-0,90	-0,62	-0,28
250	-3,99	-3,69	-3,43	-3,13	-1,23	-0,92	-0,64	-0,31
500	-3,98	-3,68	-3,42	-3,13	-1,24	-0,93	-0,65	-0,32
$\infty$	-3,96	-3,66	-3,41	-3,12	-1,25	-0,94	-0,66	-0,33

### LIITE 3. Yhteisintegraatiotestin kriittiset arvot.

TAULUKKO 9. Yhteisintegraatiotestin kriittiset arvot (Engle & Yoo 1987, 157).

Muuttujien lukumäärä <i>n</i>	Otoskoko	Tilastollinen merkitsevyystaso		
		1%	5%	10%
2	50	-4,32	-3,67	-3,28
	100	-4,07	-3,37	-3,03
	200	-4,00	-3,37	-3,02
3	50	-4,84	-4,11	-3,73
	100	-4,45	-3,93	-3,59
	200	-4,35	-3,78	-3,47
4	50	-4,94	-4,35	-4,02
	100	-4,75	-4,22	-3,89
	200	-4,70	-4,18	-3,89
5	50	-5,41	-4,76	-4,42
	100	-5,18	-4,58	-4,26
	200	-5,02	-4,48	-4,18

**LIITE 4. Korkeeron ja bruttokansantuotteen muutoksen kuvaajat.**



**KUVIO 9. Korkeero ja bruttokansantuotteen muutos.**