

**JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO  
TALOUSTIETEEN OSASTO**

**Kolmen kuukauden Helibor-koron määräytyminen 1990-luvulla**

**Tekijä: Antti Olander  
Ohjaaja: Matti Estola  
10.12.1998**

## TIIVISTELMÄ

Kansantaloustieteen pro gradu –työ: Kolmen kuukauden Helibor-koron määräytyminen 1990-luvulla.

Tekijä: Antti Olander

Ohjaaja: Matti Estola

Julkaisuaika: Joulukuu 1998

Julkaisupaikka: Jyväskylä

80 sivua + liitteet

Työssä tutkittiin ehkä keskeisimmän rahamarkkinakoron, kolmen kuukauden Helibor-koron määräytymistä 1990-luvulla. Tutkimusongelmaa lähestyttiin selvittämällä korkoon vaikuttavia tekijöitä sekä teoreettisesti että empiirisesti huomioiden erilaiset markkinaolosuhteissa tapahtuneet muutokset kuten siirtyminen kelluvien valuuttakurssien järjestelmään. Työssä pyrittiin löytämään teoreettinen malli, joilla kolmen kuukauden Helibor-korkoa voidaan selittää mahdollisimman tehokkaasti. Työssä pyrittiin soveltamaan kolmea teoriaa: huutokauppakorkoon ja korkojen aikarakenteeseen perustuvaa teoriaa, rahan nettokysyntään perustuvaa teoriaa sekä korkopariteettiteoriaa. Tavoitteena oli löytää mahdollisimman selityskykyinen teoria.

Rahamarkkinoiden nettokysyntä ei empiirisissä testeissä osoittautunut tekijäksi, jolla voitaisiin selittää kolmen kuukauden Helibor-korkoa. Suomen Pankin huutokauppakorko määrää estimointien mukaan lähes täysin kolmen kuukauden Helibor-koron. Mallien diagnostisten testien heikot tulokset vähentävät tosin hieman estimointitulosten luotettavuutta. Kolmen kuukauden Helibor-korko ja huutokauppakorko korreloivat kuitenkin lähes täydellisesti, joten huutokauppakoron voidaan sanoa määrävän lyhyiden korkojen tason Suomessa.

Ulkomaisten korkojen vaikutusta korkoon tutkittiin sekä kattamattoman että katetun korkopariteetti-teorian avulla. Suoritetuissa ekonometrisissä testeissä kattamattoman korkopariteetin valuuttakurssiodotukset estimoitiin hintapariteetin avulla. Hintapariteetin perusteella muodostettu valuuttakurssiodotus selitti tehokkaasti toteutunutta valuuttakurssia. Sekä Saksan että ulkomaankauppaosuuksilla painotetun ”ulkomaan” valuuttakurssien, valuuttakurssiodotusten ja korkojen avulla muodostettu korkopariteetti selitti tasomuodossa erittäin tehokkaasti kolmen kuukauden Helibor-korkoa. Kattamaton korkopariteetti estimoitiin myös virheenkorjausmuodossa, jolloin tarkoituksena oli selvittää, toimiiko johdettu korkopariteetti paremmin pitkän vai lyhyen aikavälin mallina. Tulosten mukaan kotimaan koron muutos aiheutuu ulkomaan koron muutoksesta ja edellisen periodin poikkeamasta korkopariteetin mukaisesta tasapainoarvosta. Valuuttakurssimuutokset eivät selittäneet korkomuutosta. Työssä korkoa onnistuttiin siis selittämään kahdesta täysin erilaisesta lähtökohdasta käsin: sekä ulkomaiset korot että Suomen Pankin huutokauppakorko osoittautuivat toimiviksi selittäjiksi. Huutokauppakorko ja kattamaton korkopariteetti asetettiin lopuksi samaan malliin. Muodostetun mallin tulokset olivat hyviä erityisesti Saksan suureiden perusteella laskettuna.

Kolmen kuukauden Helibor-korko määräytyy estimointitulosten mukaan siten, että arbitraasimahdollisuudet poistuvat. Suomen rahamarkkinoilla esiintyvää kysyntää ja tarjontaa ei havaittu selityskykyisiksi. Suomi on pieni avoin kansantalous. Tutkimuksen tulokset viittaavat siihen, että Suomen korkotasoa määräytyy pitkälti maailmanmarkkinoilla. 1990-luvulla lähinnä Saksa on ollut se maa, jonka korkotasoa Suomen korkotasoa on seurannut. Primäärisyyttä korkojen määräytymiselle on talouden aktiivisuuden aiheuttama kysyntä ja tarjonta maailman eri rahamarkkinoilla.

<b>1. JOHDANTO .....</b>	<b>1</b>
1.1. RAHAMARKKINOIDEN MUUTOKSET 1980-LUVULLA 1990-LUVULLE .....	1
1.2. VALUUTTAKURSSIJÄRJESTELMÄN MUUTOKSET 1990-LUVULLA.....	3
1.3. TUTKIMUKSEN KULKU .....	4
<b>2. TILASTOAINEISTON KUVAILUA.....</b>	<b>5</b>
2.1 MARKKINAKORKOJEN LIIKKEET 1990-LUVULLA.....	5
2.2. VALUUTTAKURSSIJÄRJESTELMÄN VAIKUTUS KORKOTASOON .....	10
2.3. RAHAMARKKINALUOTTOJEN KYSYNNÄN JA TARJONNAN VAIKUTUS KORKOTASOON .....	14
<b>3. VALLITSEVAT KORKOJA SELITTÄVÄT TEORIAT.....</b>	<b>15</b>
3.1. HELIBOR-KORKOJEN MÄÄRÄYTYMINEN .....	15
3.2. KYSYNTÄ JA TARJONTA TÄYDELLISILLÄ SJOITUSTODISTUSMARKKINOILLA .....	16
3.3. HUUTOKAUPPAKORON MERKITYS MARKKINAKORKOJEN MÄÄRÄÄJÄNÄ .....	21
3.4. KORKOPARITEETTITEORIA KORKOTASON SELITTÄJÄNÄ .....	24
3.4.1. <i>Yhtälömuotoinen esitys korkopariteetista.....</i>	24
3.4.2. <i>Kattamattoman korkopariteetin empiirinen testaus.....</i>	28
<b>4. EMPIIRISET TESTIT ESITETYISTÄ TEORIOISTA .....</b>	<b>36</b>
4.1. STATIONAARISUUDEN JA YHTEISINTEGROITUVUUDEN TESTAAMINEN .....	36
4.2. TESTITULOKSET LUOTTOJEN NETTOKYSYNNÄN VÄLITYKSESTÄ	
RAHAMARKKINAKORKOIHIN .....	40
4.2.1 <i>Hypoteesin ensimmäisen vaiheen testaus.....</i>	40
4.2.2 <i>Yhteishypoteesin toisen vaiheen testaus.....</i>	41
4.3. EMPIIRISET TESTIT HUUTOKAUPPAKORON MERKITYKSESTÄ KOLMEN KUUKAUDEN	
HELIBOR-KORON MÄÄRÄÄJÄNÄ.....	43
4.4. KATETUN KORKOPARITEETTITEORIAN EMPIIRINEN TESTAUS.....	46
4.5. KATTAMATTOMAN KORKOPARITEETIN EMPIIRINEN TESTAUS.....	54
4.5.1. <i>Valuuttakurssiodotusten toimivuuden testaus.....</i>	54
4.5.2. <i>Kattamattoman korkopariteetin testaus Saksan muuttujiin nähden.....</i>	57
4.5.3. <i>Kattamattoman korkopariteetin testaus painotetun maan muuttujiin nähden.....</i>	60
4.5.4. <i>Virheenkorjausmallit .....</i>	62
4.5.5. <i>Kattamattoman korkopariteetin käyttökelpoisuus koron selittäjänä.....</i>	68
<b>LUKU 5: TEORIOIDEN YHDISTÄMINEN? .....</b>	<b>69</b>
5.1. TEORIA .....	69
5.2. STATIONAARISUUSTESTIT .....	71
5.3. TESTIT SAKSAN KORKOPARITEETIN MUKAISEEN KORKOON PERUSTUVASTA MALLISTA ..	72
5.4. TESTIT PAINOTETUN MAAN KORKOPARITEETIN MUKAISEEN KORKOON PERUSTUVASTA	
MALLISTA.....	76
5.5. ESTIMOINTITULOSTEN TULKINTA .....	78
<b>6. JOHTOPÄÄTÖKSET .....</b>	<b>78</b>

# 1. JOHDANTO

Suomessa lyhyitä rahamarkkinakorkoja kutsutaan **Helibor-koroiksi**. Helibor on lyhenne sanoista HELSinki InterBank Offered Rate. Kolmen kuukauden Helibor-korko on kuluneella vuosikymmenellä ollut ehkä keskeisin taloudessa vaikuttava korko: kolmen kuukauden Helibor-korko oli 1990-luvun alussa käytetyin viitekorko sekä luotoissa että talletuksissa (Aaltonen - Aurikko - Kontulainen, 1994). Kolmen kuukauden Helibor-korko vaikuttaa myös suoraan myöhemmin 1990-luvulla yleistyneisiin viitekorkoihin, Prime-korkoihin. Tässä työssä tutkitaan kolmen kuukauden Helibor-korkoon vaikuttavia tekijöitä sekä teoreettisesti että empiirisesti huomioiden erilaiset markkinaolosuhteissa tapahtuneet muutokset kuten siirtyminen kelluvien valuuttakurssien järjestelmään.

## **1.1. Rahamarkkinoiden muutokset 1980-luvulla 1990-luvulle**

Rahamarkkinoiden muutokset ovat vaikuttaneet korkotason määräytymiseen Suomessa. Rahapolitiikka perustui Suomessa 1980-luvun puoliväliin saakka hallinnolliseen säätelyyn. Kotimaisille rahoitusmarkkinoille oli tunnusomaista kolme merkittävää seikkaa. Ensiksikin pankkeilla oli hallitseva asema rahoituksen välityksessä. Toiseksi sekä talletus- että luottokorot olivat hallinnollisesti säädeltyjä. Kolmanneksi ulkomaisia pääomanliikkeitä säädeltiin tehokkaasti (Aaltonen - Aurikko, 1990). Suomessa vallinneen säännöstelyjen korkojen järjestelmän purkaminen alkoi 1980-luvun alkupuolella. Suomessa pankit saivat vuonna 1982 oikeuden laskea liikkeelle sijoitustodistuksia ja käyttää niitä varainhankinnassaan. Suomen Pankki lopetti antolainauksen keskikoron säätelyn kokonaan vuonna 1983. Vasta vuonna 1987, kun sijoitustodistusmarkkinat vapautuivat kassavarantovelvoitteesta, ne alkoivat kasvaa nykyiseen muotoonsa. Korkosäännöstelyn purkaminen merkitsi rahapolitiikan kannalta sitä, että rahapolitiikkaa ryhdyttiin yhä enemmän toteuttamaan markkinakorkojen välityksellä. (Aaltonen - Aurikko - Kontulainen, 1994)

Suomen Pankki ryhtyi vuoden 1987 alkupuolella säätlemään pankkijärjestelmän likviditeettiä ja markkinakorkojen tasoa ostamalla ja myymällä sijoitustodistuksia pankkien välisillä markkinoilla. Siitä lähtien rahamarkkinainterventiot ovat perustuneet enenevässä määrin kaupankäyntiin pankkien ja Suomen Pankin liikkeelle laskemilla sijoitustodistuksilla. Interventi-

oissa on kasvavassa määrin otettu käyttöön tarjouskilpailut. Likviditeettiä keventävissä operaatioissa käytössä ovat repo-kaupat, eli arvopaperikaupat takaisinmyyntisitoumuksin ja likviditeettiä kiristävässä operaatioissa huutokaupat, joissa Suomen Pankki myy joko omiaan tai pankkien sijoitustodistuksia. Rahamarkkinainterventioita tehdään myös suorina kauppoina, joita ovat sijoitustodistusten ostot ja myynnit. Sijoitustodistuksilla käytävää kauppaa voidaan pitää keskeisimpänä rahapolitiikan välineenä. Täppinen - Vihriälä - Virén (1997) mukaan lyhyet korot määräytyvät rahamarkkinoilla rahan kysynnän ja tarjonnan perusteella: keskuspankki voi siis olennaisesti vaikuttaa lyhyisiin korkoihin.

Suomen pankki on mukana rahamarkkinakaupassa pitkin päivää ja voi tehdä interventionsa haluamallaan maturiteetilla parhaaksi katsomallaan tavalla. Käytännössä markkinaoperaatioiden maturiteetti on yleensä ollut 1 tai 3 kuukautta (Aaltonen, Aurikko & Kontulainen, 1994). Markkinaoperaatiot vaikuttavat pankkijärjestelmän likviditeettiin seuraavasti. Ostaessaan pankeilta sijoitustodistuksia Suomen Pankki lisää pankkien likviditeettiä. Kun Suomen Pankki myy hallussaan olevia sijoitustodistuksia tai laskee liikkeelle omia sijoitustodistuksiaan, likviditeetti kiristyy. Suorien kauppajen päätarkoituksena ei ole kuitenkaan pankkien maksuvalmiuteen vaikuttaminen, vaan niillä pyritään suoraan ohjaamaan markkinakorkojen tasoa. Suora kauppa tehdään sillä maturiteetilla, johon korkovaikutus halutaan suunnata<sup>1</sup>. Suomen Pankin rahamarkkinainterventioiden suunnittelu perustuu välittömien korko-, likviditeetti- ja kurssitavoitteiden ohella päiväkohtaiseen ennusteeseen pankkijärjestelmän likviditeetistä. Likviditeettiennusteet ovat myös pankkien käytettävissä.

Rahamarkkinakorot määräytyvät periaatteessa samalla tavalla kuin hinnat oligopolistisilla markkinoilla<sup>2</sup>: kysynnän ja tarjonnan mukaan. Reaalitaloudesta välittyvä rahamarkkinaluottojen kysyntä ja tarjonta määräytyvät pankkien rahoitusaseman ja Suomen Pankin interventioiden perusteella. Lähinnä 1980-luvulla tapahtunut valuuttaliikkeiden vapautuminen on todennäköisesti lisännyt ulkomaiden korkojen vaikutusta Suomen korkoihin. Täppinen - Vihriälä - Virén (1997) mukaan kansainvälisen korkotason lasku on ollut yksi tärkeä tekijä Suomen kor-

---

<sup>1</sup> Eri maturiteettien korot ovat sidoksissa toisiinsa. Maturiteetilla A tehty interventio vaikuttaa myös maturiteetin B korkoon. Interventioiden vaikutus on kuitenkin nopeampi ja helpommin ennakoitava, kun interventio tehdään maturiteetilla, johon korkovaikutus halutaan suunnata.

<sup>2</sup> Oligopolistisilla markkinoilla kauppaosapuolten lukumäärä on niin pieni, että osapuolet voivat toiminnallaan vaikuttaa hintoihin. Suomen Pankin kyky vaikuttaa rahamarkkinoihin perustuu juuri rahamarkkinoiden oligopolistisuuteen.

kojen laskussa 1990-luvulla. Tämä ei ole kuitenkaan riittävä selitys, koska korkoero Suomen ja useimpien vertailumaiden välillä on myös alentunut. Korkoeron kaventumiselle on esitetty kahdenlaisia selityksiä. Yhtäältä on viitattu talouden perustekijöiden paranemiseen lamasta toipumisen aikana. Toisaalta lisääntynyt todennäköisyys Suomen osallistumisesta EMU:iin on johtanut Suomen korkojen laskuun suhteessa EMU-alueen ankkurimaan Saksan korkotasoon. Ulkomaiden korkojen vaikutusta kotimaan korkoon tässä työssä selitetään korkopariteettiteorian avulla.

## **1.2. Valuuttakurssijärjestelmän muutokset 1990-luvulla**

Vuosikymmenen alussa Suomessa elettiin voimakkaan nousukauden huipulla. Markkinakorot olivat korkealla Suomen Pankin yrittäessä hillitä noususuhdannetta ja pitää yllä ulkoista tasapainoa. Valuuttakurssijärjestelmänä oli kiinteän kurssin järjestelmä, jossa valuuttakurssin annettiin heilahdella valuuttaputkeksi kutsutun vaihteluvälin sisällä. Valuuttaputken rajat oli tarkoin määrätty suhteessa tiettyjen valuuttojen muodostamaan valuuttakoriin. (Aaltonen - Aurikko - Kontulainen, 1994)

Vuonna 1991 alkoi itsenäisen Suomen historian syvin lama. Lama vaikutti korkojen määräytymiseen ainakin valuuttakurssijärjestelmän muutosten kautta. 7.6.1991 lähtien Suomen Markka kytkettiin Euroopan Unionin<sup>3</sup> maiden viralliseen laskenta- ja valuuttayksikköön ECU:iin. Muutoksen yhteydessä valuuttakurssit pysyivät ennallaan. Vuoden 1991 marraskuun 14. päivänä Suomen Pankki päästi markan ulkoisen arvon väliaikaisesti kellumaan. Seuraavana päivänä valtioneuvosto korotti eduskunnan pankkivaltuuston esityksestä ECU:in markkakurssin vaihtelurajoja 14%, mikä vastasi 12,3%:n heikennystä markan ulkoisessa arvossa (Aaltonen - Aurikko - Kontulainen, 1994). Valuuttamarkkinoilla vallinneen vakavan häiriön vuoksi Suomen Pankki päätti 8.9.1992 olla tilapäisesti noudattamatta markan ulkoiselle arvolle asetettuja vaihteluvälin rajoja. Voimassa olleen rahalain mukaisesti päätös tehtiin yhdessä valtioneuvoston kanssa. Markan annettiin kellua syyskuuhun 1997 saakka, jolloin markka sidottiin ECU:in keskipurssiin.

---

<sup>3</sup> Silloisen Euroopan Yhteisön.

Suomessa joustavan valuuttakurssin järjestelmä on 1990-luvulla ollut kiinteän kurssin järjestelmää yleisempi. Kiinteän kurssin järjestelmässä keskuspankki saattaa pyrkiä vakauttamaan valuuttakurssikehitystä käyttämällä markkinaoperaatioiden lisäksi korkoa: koron nousu lisää teoriassa ko. maan valuutan kysyntää valuuttamarkkinoilla, koska ko. valuutassa tehtävät korkotuoton tuottavat sijoitukset tuottavat paremmin. Liikakysyntä valuuttamarkkinoilla nostaa ko. valuutan arvoa. Varsinkin toistuvat valuuttakurssin tukitoimet ”korkoasetta käyttämällä” saavat tilastoissa näkyvät keskikorot nousemaan. Epävakaiden valuuttamarkkinoiden oloissa korko saattaa näin perustellusti olla kiinteiden kurssien järjestelmään verrattuna korkeampi.

### **1.3. Tutkimuksen kulku**

Työssä tutkitaan kolmen kuukauden Helibor-koron määräytymistä sekä teoreettisesti että empiirisesti. Työssä selvitetään erilaisten teorioiden kykyä selittää 3:n kuukauden Helibor-koron määräytymistä sekä sitä, soveltuuko jokin tietty teoria ensisijoisesti pitkien vai lyhyiden korkojen selittämiseen. Työn tavoitteena on löytää sellainen teoreettinen malli, joka selittää empiirisesti kolmen kuukauden Helibor-koron määräytymistä mahdollisimman hyvin. Malli tulisi olla myös helposti testattavissa. Mallin testattavuuden ajatellaan olevan sitä parempi, mitä helpommin siinä esiintyvät muuttujat ovat saatavilla julkisista tilastoista.

Luvussa 2 esitetään kuvailevaa informaatiota markkinakorkojen liikkeistä 1990-luvulla. Luvussa esitetään myös, miten vallitseva valuuttakurssijärjestelmä on vaikuttanut markkinakorkoihin. Luvussa 3 esitetään vallitsevat koron selittämiseen soveltuvat teoriat. Esitettävät teoriat ovat rahamarkkinaluottojen kysyntään ja tarjontaan perustuva teoria, Suomen Pankin huutokauppakorkoon perustuva teoria sekä kattamaton ja katettu korkopariteettiteoria. Luvussa 4 luvun 3 teorioita testataan empiirisesti ja teorioiden käyttökelpoisuutta verrataan. Luvussa 5 tutkitaan mahdollisuuksia yhdistää vallitsevia teorioita ja esitetään vaihtoehtoisia korkoa selittäviä malleja. Tutkimuksen johtopäätökset on koottu lukuun 6.

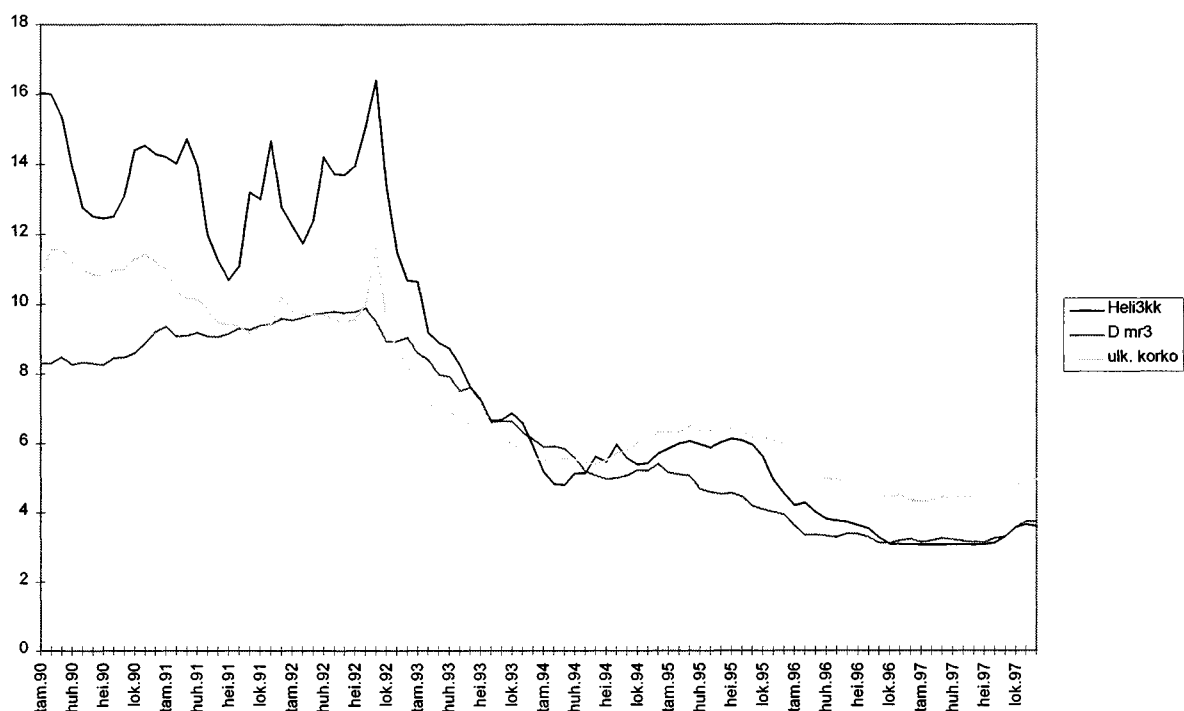
## **2. TILASTOAINEISTON KUVAILUA**

Luvun 2 tarkoituksena on ensisijaisesti antaa yleiskuva korkojen liikkeistä 1990-luvulla. Luvussa pyritään myös havainnollistamaan valuuttakurssijärjestelmän vaikutusta korkotasoon. Valuuttakurssijärjestelmän vaikutus on olennainen asia korkotasoa selittävien empiiristen testien kannalta. Luvussa pyritään myös etsimään tekijöitä, jotka korreloivat kolmen kuukauden Helibor-koron kanssa.

### ***2.1 Markkinakorkojen liikkeet 1990-luvulla***

1990-luvulla markkinakorot ovat laskeneet sekä Suomessa että ulkomailla. Kuviossa 1 esitetään kuvaajat kolmen kuukauden Helibor-korosta, Saksan kolmen kuukauden Fibor-korosta ja Suomen ulkomaankauppaosuuksilla painotetun ulkomaan kolmen kuukauden rahamarkkinakorosta. Painotettua ulkomaata tullaan käyttämään läpi koko työn ja se muodostetaan Saksan, USA:n, Englannin ja Ruotsin suureista.





**Kuvio 1: Kolmen kuukauden Helibor-koron, Saksan kolmen kuukauden rahamarkkinakoron (Fibor-korko) ja ulkomaankauppaosuksilla painotetun maan rahamarkkinakoron kuukausihavaintojen kuvaajat.**

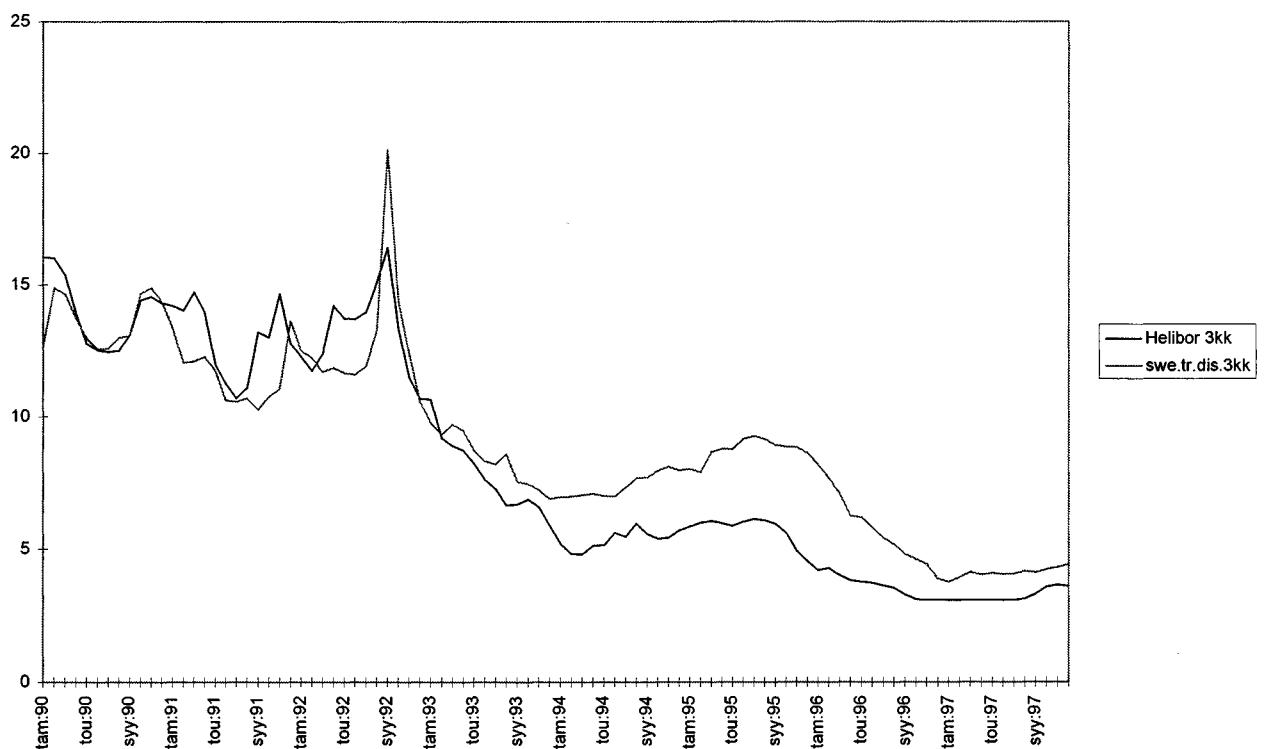
Kuviosta 1 voidaan nähdä se, että ainakin lyhyet rahamarkkinakorot ovat laskeneet 1990-luvulla muuallakin kuin Suomessa. Korkoero esimerkiksi Suomen ja Saksan välillä on kuitenkin supistunut myös, joten ulkomaisten korkojen laskua ei voida pitää riittävänä selityksenä Suomen korkotason laskulle 1990-luvulla. Yhtenä mahdollisena syynä on Suomen talouden kohdistuneen luottamuksen kasvu (Täppinen - Vihriälä - Virén, 1997). Kuvion 1 mukaan kolmen kuukauden Helibor-korko on ollut kansainvälisiä korkoja korkeampi kiinteän valuuttakurssijärjestelmän aikana, joten myös valuuttakurssijärjestelmä näyttää vaikuttavan korkotason. Tämä johtuu siitä, että kiinteiden kurssien järjestelmässä valuuttakurssia jouduttiin säätelemään koron avulla. Suomen Markkaa voidaan pitää yliarvostettuna 1990-luvun alussa, koska valuuttakurssia jouduttiin puolustamaan muita maita korkeammalla korolla. 1990-luvun jälkimmäisellä puoliskolla Suomen korko on ollut painotetun ulkomaan korkoa alhaisempi.

Esitetään korkojen väliset korrelaatiot 1990-luvun kuukausiaineistolla.

**Taulukko 1: Taulukossa on esitetty korrelaatioita koti- ja ulkomaan kolmen kuukauden rahamarkkina-korkojen 1990-luvun kuukausihavaintojen (1:90 - 12:97) välillä.**

Painotettu	Saksa	Englanti	USA	Ruotsi
0,9756	0,9324	0,8380	0,8336	0,9324

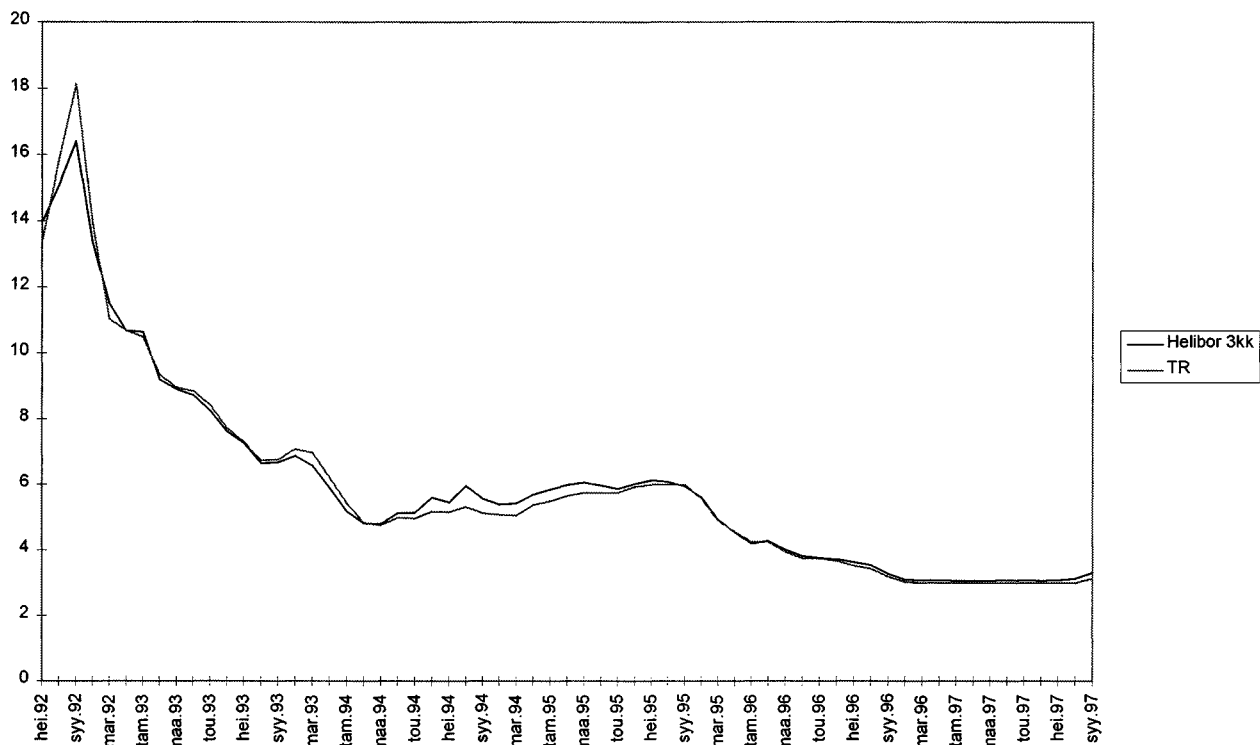
Taulukosta 1 nähdään, että Ruotsin korko korreloi erittäin voimakkaasti Suomen koron kanssa. Tämä viittaa siihen, että markkinat samaistivat Suomen Ruotsiin vuosikymmenen alussa. Ruotsin koron korrelointi Suomen koron kanssa näkyy selvästi kuviosta 2, jossa on esitetty molempien korkojen kehitys koko 1990-luvulla<sup>4</sup>. Myöhemmin Suomen talous on alettu markkinoilla samaistamaan Saksan talouteen. Painotetun koron selvästi yksittäisten maiden korkoja voimakkaampi korreloiminen antaa viitteitä siitä, että Suomen korko ollut sidoksissa usean maan korkoon 1990-luvulla.



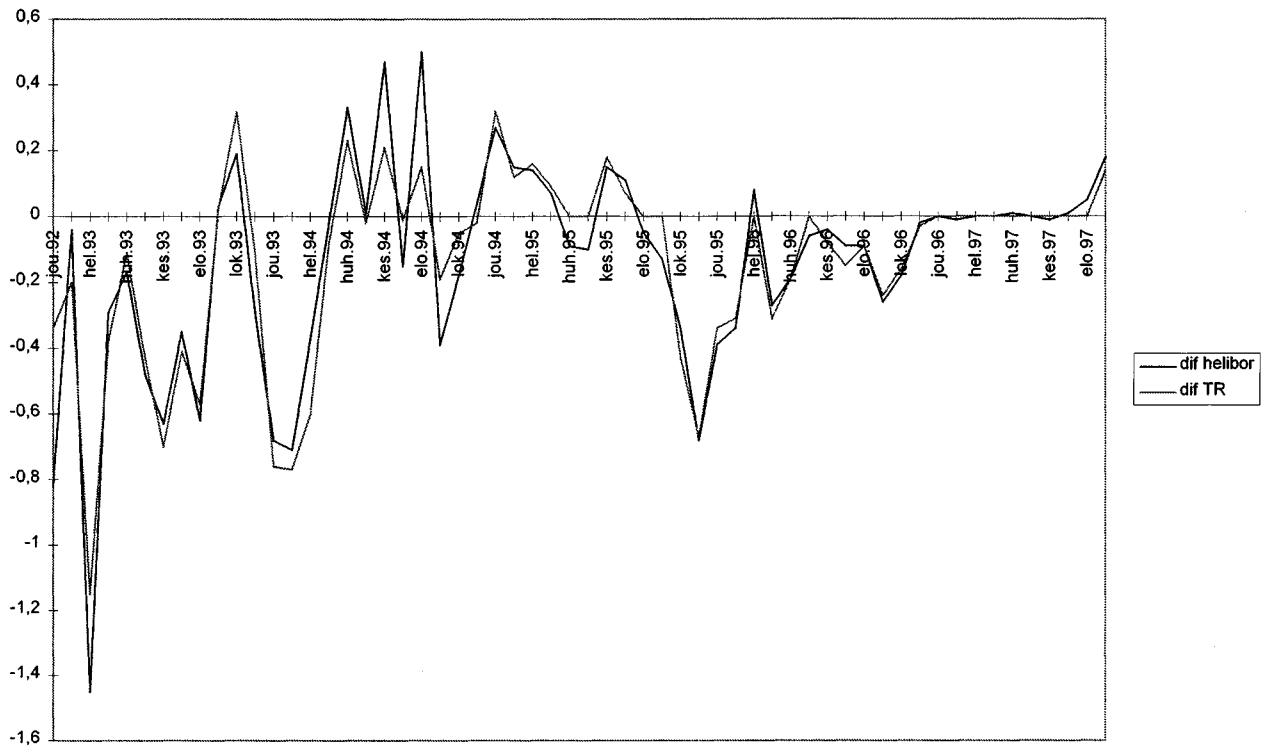
**Kuvio 2: Suomen kolmen kuukauden Helibor-koron ja Ruotsin kolmen kuukauden rahamarkkinakoron kehitys 1990-luvulla.**

<sup>4</sup> Kuviota on hyvä verrata Saksan ja Suomen koron kehityksen ilmaisevaan kuvaan 1 luvussa 1.

Suomen Pankin huutokauppakorko on 1990-luvulla ollut selvästi tärkein korkotasoa ohjannut välitön tekijä. Huutokauppakorko on määrännyt lähes täysin lyhyet rahamarkkinakorot, mikä näkyy kuvioissa 3 ja 4.

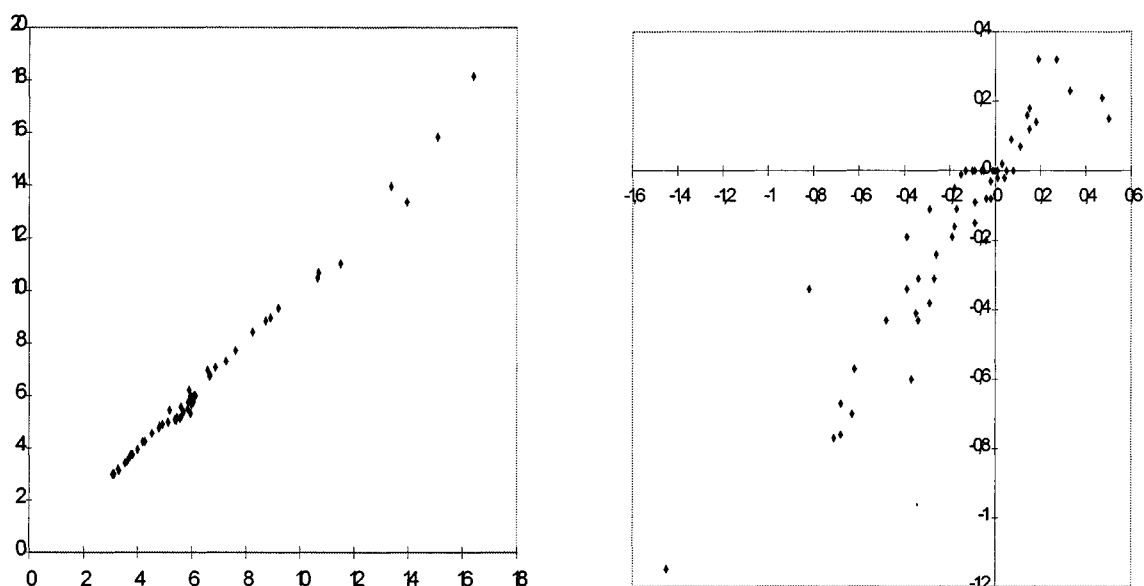


**Kuvio 3: Huutokauppakoron TR ja kolmen kuukauden Helibor-koron kuukausittaiset keskiarvot 10:92 - 10:97.**



**Kuvio 4: Kolmen kuukauden Helibor-koron ja huutokauppakoron TR kuukausittaisten keskiarvojen muutokset 10:92 - 10:97.**

Kuviosta 3 nähdään, että huutokauppakoron ja kolmen kuukauden Helibor-koron kuvaajat kulkevat lähellä toisiaan. Kuviosta 4 nähdään, että myös huutokauppakoron muutokset heijastuvat lähes täydellisesti kolmen kuukauden Helibor-korkoon. Esitetään vielä hajontakuviot sekä edellä mainituista koroista (5a), että niiden muutoksista (5b).

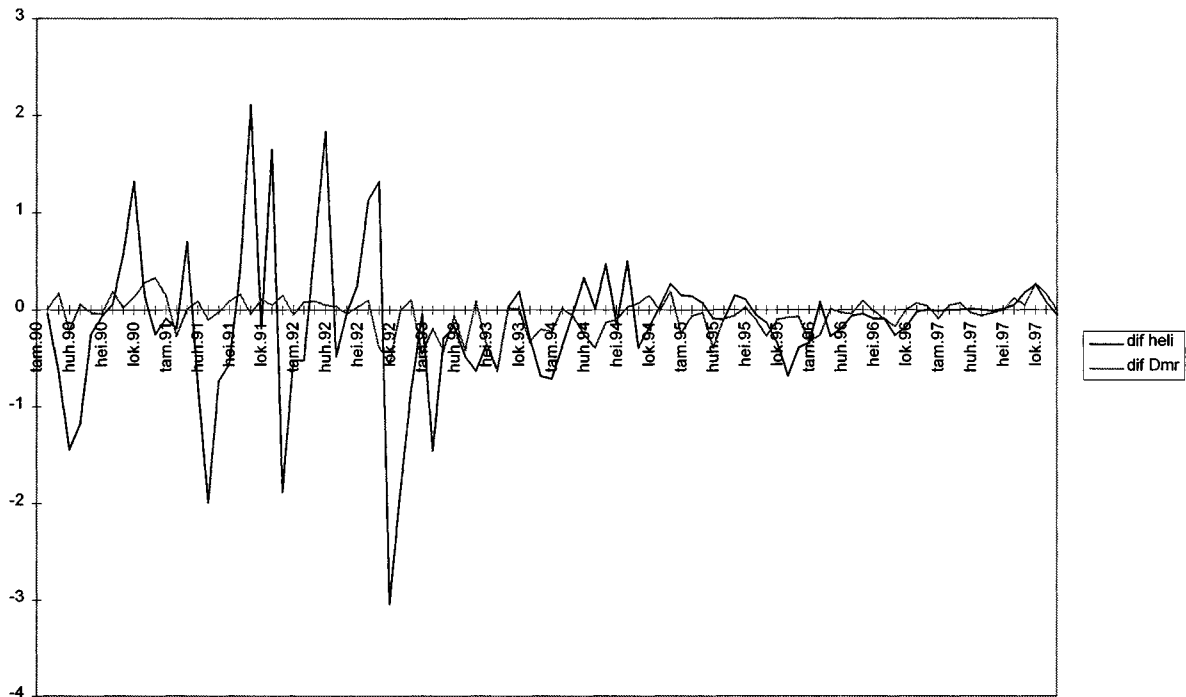


**Kuviot 5 a ja b: Hajontakuvia kolmen kuukauden Helibor-korosta ja huutokauppakorosta (a) ja em. korkojen muutoksista (b).**

Kuviosarjan 5 vasemmassa kuvassa (a) esitetään hajontakuvi kolmen kuukauden Helibor-korosta ja huutokauppakorosta ja oikean puoleisessa kuvassa (b) esitetään hajontakuvi em. korkojen muutoksista. Havainnot ovat aikaväliltä 10:92 - 10:97. Huutokauppakoron ja kolmen kuukauden Helibor-korkojen yhdensuuntainen kehitys on selvästi nähtävissä.

## **2.2. Valuuttakurssijärjestelmän vaikutus korkotasoon**

Valuuttakurssijärjestelmien merkittävimpana erona korkotason kannalta on se, että kiinteiden kurssien järjestelmässä korkoa käytetään valuuttakurssin vaihteluiden estämiseen. Korkea kotimaan korko lisää kotimaan valuutan kysyntää, mikä taas nostaa kotimaan valuutan ulkoista arvoa. Korkoaseen aktiivinen käyttö valuutan arvon puolustamiseen näkyy selvästi kuviossa 6.



**Kuvio 6: Kolmen kuukauden Helibor ja Fibor -korkojen kuukausihavaintojen muutokset 1990-luvulla.**

Kuviosta 6 näkyy selvästi, että 1990-luvun alun kiinteän kurssin järjestelmän aikana ja hie-  
 man sen jälkeen kolmen kuukauden Helibor-korko on heilahdellut selvästi Saksan vastaavaa  
 rahamarkkinakorkoa, kolmen kuukauden Fibor-korkoa enemmän. Kelluvan valuuttakurssin  
 järjestelmän vallitessa korkojen vaihtelu ei eroa silminnähden juuri lainkaan vuoden 1993  
 puolenvälin jälkeen.

Taulukkoon 2 lasketut varianssit antavat vahvistusta kuvalle 5.

**Taulukko 2: Kolmen kuukauden rahamarkkinakorkojen variansseja eri ajanjaksoilta 1990-luvulla.**

<b>Varianssit (korot)</b>	<b>1:1990 - 8:1992</b>	<b>10:1992 - 12:1997</b>	<b>1:1990 - 12:1997</b>
<b>Suomi</b>	1,863479	5,1523641	18,94766
<b>Saksa</b>	0,295368	3,1388156	6,034281
<b>Painotettu</b>	0,606469	1,1793589	5,79117
<b>Ruotsi</b>	1,733133	5,0205401	11,49554
<b>Englanti</b>	4,235739	0,4513078	10,2204
<b>USA</b>	2,582689	0,9791281	1,867698

Suomen korko on vaihdellut 1990-luvulla selvästi voimakkaammin kuin Saksan tai painotetun ulkomaan kolmen kuukauden rahamarkkinakorot. Suomen koron varianssi on myös kelluvien kurssien järjestelmän aikana ollut Saksan ja painotetun ulkomaan vastaavien korkojen varianssia korkeampi, mutta suhteellinen ero on pienentynyt kelluvan valuuttakurssijärjestelmän myötä. Englannin ja USA:n korkojen varianssit ovat silmiinpistävän pieniä tarkastelujakson jälkimmäisellä puoliskolla. Koko vuosikymmen huomioiden kolmen kuukauden Helibor-koron variointi on ollut selvästi vertailukorkoja korkeampaa. Taulukko 3 antaa tukea kuviolle 1. Suomen korkotasoa on 1990-luvun alun kiinteiden valuuttakurssien järjestelmän aikana ollut vertailukorkoja korkeampaa. USA:n korot ovat koko 1990-luvun olleet Eurooppalaisia korkoja alhaisemmat.

**Taulukko 3: Kolmen kuukauden rahamarkkinakorkojen keskiarvoja eri ajanjaksoilta.**

<b>Keskiarvot (korot)</b>	<b>1:1990 - 8:1992</b>	<b>10:1992 - 12:1997</b>	<b>1:1990 - 12:1997</b>
<b>Suomi</b>	13,45719	5,4652381	8,243229
<b>Saksa</b>	10,76381	4,9646032	6,384167
<b>Painotettu</b>	10,28696	5,73759	7,315693
<b>Ruotsi</b>	12,49344	7,1604762	9,073226
<b>Englanti</b>	12,43031	6,2561905	8,353125
<b>USA</b>	5,73375	4,492381	4,889688

Valuuttakurssien varianssit vaikuttavat korkojen määräytymiseen ainakin osiossa 3.2. esitettävään kattamattoman korkopariteettiin kautta: korkea varianssi lisää epävarmuutta tulevan valuuttakurssin arvosta ja vaikuttaa näin ns. riskipreemion kautta korkoihin positiivisesti.

**Taulukko 4: Valuuttakurssien variansseja eri ajanjaksoilta.**

<b>Varianssit FIM/</b>	<b>1:1990 - 8:1992</b>	<b>10:1992 - 12:1997</b>	<b>1:1990 - 12:1997</b>
<b>DEM</b>	0,025317	0,0318688	0,127971
<b>painotettu</b>	0,048046	0,1115499	0,189323
<b>SEK</b>	0,002139	0,0026377	0,002634
<b>GBP</b>	0,201205	0,5194873	0,492981
<b>USD</b>	0,076001	0,2657199	0,413028

Taulukossa 4 on esitetty eri valuuttakurssien variansseja. Ruotsin kruunun kurssin varianssi on selvästi muita pienempi. Saksan Markan varianssi on painotetun ulkomaan valuuttakurssin varianssia alhaisempi. Riskipreemio vaikeuttaa korkopariteetin empiiristä testaamista. Tältä kannalta korkopariteettia olisi helpointa testata Ruotsin kruunuun nähden. Työssä tullaan testaamaan koron määräytymistä korkopariteetin avulla vain Saksan ja painotetun ulkomaan muuttujiin nähden. Taulukon 3 tulosten perusteella testaaminen on riskipreemion kannalta helpompaa Saksan suureisiin nähden.

**Taulukko 5: Valuuttakurssien kuukausihavaintojen keskiarvoja eri ajanjaksoilta.**

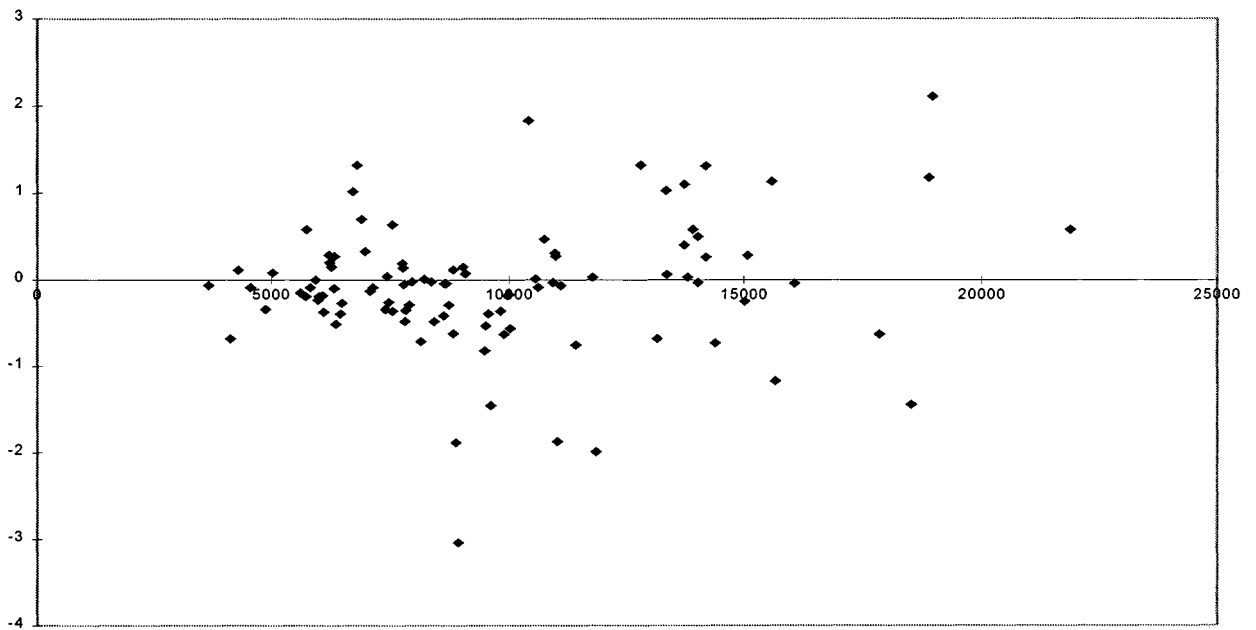
<b>Keskiarvot FIM/</b>	<b>1:1990 - 8:1992</b>	<b>10:1992 - 12:1997</b>	<b>1:1990 - 12:1997</b>
<b>DEM</b>	2,489856	3,1540937	2,928432
<b>painotettu</b>	3,176187	3,8480729	3,621956
<b>SEK</b>	0,683338	0,6835841	0,684997
<b>GBP</b>	7,20925	7,8248254	7,623635
<b>USD</b>	4,035438	5,0146317	4,682238

Taulukossa 5 esitettyjen valuuttakurssit osoittavat sen, että Suomen Markan ulkoinen arvo on laskenut siirryttäessä valuuttakurssijärjestelmästä toiseen.



### 2.3. Rahamarkkinaluottojen kysynnän ja tarjonnan vaikutus korkotasoon

Liikkeelle laskettujen sijoitustodistusten määrä rahamarkkinoilla kuvaa nettokysyntää rahamarkkinoilla: pankit laskevat liikkeelle sitä enemmän sijoitustodistuksia, mitä enemmän ne tarvitsevat rahaa. Esitetään hajontakuvio liikkeelle laskettujen 2 - 3 kk:n sijoitustodistusten yhteenlasketusta arvosta Suomen markkoissa ja kolmen kuukauden Helibor-korosta:



**Kuvio 7: Hajontakuvio, jossa pystyakseli kuvaa 3:n kuukauden Helibor-koron muutosta ja pystyakseli liikkeellelaskettujen 2-3:n kuukauden sijoitustodistusten yhteisarvoa miljoonina markkoina.**

Kuvion 7 perusteella liikkeelle laskettujen sijoitustodistusten ja kolmen kuukauden Helibor-koron välillä ei ole nähtävissä selvää korreloituneisuutta. Rahamarkkinoiden nettokysyntä voitaisiin ajatella myös johdetuksi kysynnäksi siten, että yleisöluottojen nettokysynnän ajateltaisiin määräävän nettokysynnän rahamarkkinoilla. Näin muodostettua kuviota ei esitetä, koska yleisöluottojen nettokysynnän ja koron välillä näkyi vielä vähemmän yhtäläisyyttä kuin kuviossa 7.

### 3. VALLITSEVAT KORKOA SELITTÄVÄT TEORIAT

#### 3.1. Helibor-korkojen määräytyminen

Helibor-korot määräytyvät pankkien liikkeellelaskemilla sijoitustodistuksilla käytävän kaupan perusteella. **Sijoitustodistukset** ovat *nollakorkoisia*, kiinteälle ajanjaksolle määriteltyjä, jälkimarkkinakelpoisia haltijalle asetettuja velkakirjoja. Nollakorkoisuus tarkoittaa sitä, että velkakirjalle sovittu tuottoaste  $\Gamma$  on huomioitu sijoitustodistuksen liikkeellelaskuhetken hintaa  $x(t_0)$  määrättäessä seuraavasti:

$$x(t_0) = \frac{x(t_1)}{1 + \Gamma(t_0)(t_1 - t_0)}. \quad (1)$$

Yhtälössä (1) tekijä  $x$  kuvaa sijoitustodistusten arvoa hetkillä  $t_0$  ja  $t_1$ . Sijoitustodistuksen arvoa hetkellä  $t_0$  kutsutaan nykyarvoksi ja arvoa hetkellä  $t_1$  nimellisarvoksi. Sijoitustodistusten nimellisarvo oletetaan mallissa kiinteäksi. Kaavassa 1 sijoituksen tuottoaste  $\Gamma$  on sijoitustodistuksen arvon kasvuaste, jota voidaan verrata jakson  $(t_1 - t_0)$  korkoon. Sijoituksen tuottoaste määräytyy epäsuorasti sijoitustodistuksen liikkeellelaskuhetken hinnan perusteella.

Yhtälö (1) voidaan kirjoittaa tuottoasteen esittävään muotoon:

$$\Gamma(t_0) = \left( \frac{1}{\Delta t} \right) \frac{x(t_1) - x(t_0)}{x(t_0)}, \text{ jossa } \Delta t = t_1 - t_0 \text{ ja} \quad (2)$$

$$\frac{\partial \Gamma(t_0)}{\partial x(t_0)} = \frac{1}{\Delta t} \cdot \left( -x(t_1) \cdot (x(t_0))^{-2} \right) = \frac{1}{\Delta t} \left( -\frac{x(t_1)}{(x(t_0))^2} \right) < 0, \text{ koska } x(t_1) > 0.$$

Otettaessa tuottoasteesta  $\Gamma(t_0)$  osittaisderivaatta sijoitustodistusten liikkeellelaskuhetken hinnan  $x(t_0)$  suhteen havaitaan, että tuottoaste on sitä suurempi mitä pienempi liikkeellelaskuhetken hinta  $x(t_0)$  on. Osittaisderivaatta saa negatiivisen arvon kaikilla positiivisilla sijo-

tustodistusten arvoilla. Tässä työssä tuottoastetta mitataan vuosittaisena tuottoasteena. Tuottoaste on talletuksen kasvuaste ja se on muunnettavissa kasvuprosentiksi asettamalla yhtälön (2) oikean puolen kertoimeksi 100.

Helibor-korkojen laskennassa otetaan huomioon sijoitustodistuksille annetut ostonoteeraukset kaikilta niiltä pankeilta, jotka Suomen Pankki on hyväksynyt rahamarkkinaosapuoliksi. Koron laskenta suoritetaan jokaisena pankkipäivänä kello 13.00. Suomen Pankki laskee Helibor-korot 1, 3, 6, 9 ja 12 kuukauden jaksoille. Rahamarkkinaosapuolten ylin ja alin ostonoteeraus jätetään huomioimatta ja muista lasketaan aritmeettinen keskiarvo (Suomen Pankkiyhdistys 1995). Julkisissa tilastoissa esiintyvät Helibor-korkojen kuukausittaiset arvot lasketaan kuukauden päivittäishavaintojen aritmeettisinä keskiarvoina.

### ***3.2. Kysyntä ja tarjonta täydellisillä sijoitustodistusmarkkinoilla***

Luonnollisin ja yksinkertaisin menetelmä korkotason selittämiseen on luottojen kysyntään ja tarjontaan perustuva lähestymistapa<sup>5</sup>. Luottojen kysynnän kasvu johtaa koron nousuun luotonantajien pyrkiessä lisäämään tulojaan. Luottojen kysynnän laskiessa luotonantajien täytyy laskea korkoa saadakseen haluamansa määrän luottoja kaupaksi. Luottojen ylikysyntä aiheuttaa siis paineita koron nousulle ja alikysyntä koron laskulle. Yleisöluottojen lainakorkojen määräytymistä luottojen kysynnän ja tarjonnan perusteella ovat mallittaneet mm. Fujino (1987) ja Estola (1996).

On tärkeää tehdä ero pankkien yleisölle myöntämien luottojen korkojen ja rahamarkkinakorkojen määräytymisen välille. Fujinon Japanin aineistolla suorittamien empiiristen testien mukaan pienten pankkien lainakorkojen reagoiminen kysynnän ja tarjonnan muutoksiin on suuria pankkeja jäykempää. Fujino tutki myös koron määräytymistä Japanin obligaatiomarkkinoilla. Koron reagoiminen kysynnän muutoksiin on Fujinon mukaan suurimmillaan rahamarkkinoilla. Tätä voidaan selittää sillä, että nykyaikaisen informaatioteknologian aikana rahamarkkinakorkojen voidaan olettaa reagoivan erittäin voimakkaasti luottojen yli- tai alikysyntään. Sijoitustodistusten liikkeellelaskijat saavat tietokoneiden välityksellä tiedon välittömästi, jos

---

<sup>5</sup> Teoria tunnetaan kirjallisuudessa nimellä "Loanable-funds theory".

sijoitustodistuksia menee kaupaksi odotettua enemmän. Tällöin liikkeellelaskijan kannattaa pienentää todistuksille maksamaansa tuottoa eli korkoa.

Esitetään malli Suomen kolmen kuukauden Helibor-koron määräytymisestä perustuen pankkien kolmen kuukauden sijoitustodistusten kysyntään ja tarjontaan. Oletetaan pankkien sijoitustodistusten nimellisarvo kiinteäksi ja oletetaan täydellinen kilpailu. Osiossa 3.1. esitetyn sijoituksen tuottoasteen määrittelykaavan (1) perusteella voidaan päätellä, että vakioisen sijoitustodistusten nimellisarvon tapauksessa sijoitustodistuksen arvon kasvuaste riippuu sijoitustodistusten liikkeellelaskuhetken hinnasta. Oletetaan, että sijoitustodistuksen liikakysyntä tai liikatarjonta aiheuttavat sijoitustodistuksen tuottoasteen muutoksen. Liikkeellelaskuhetken hinnan  $x(t_0)$  dynamiikka voidaan esittää seuraavasti:

$$x'(t_0) = f(z), \quad z = q_{id}(t) - q_{is}(t), \quad f'(z) > 0, \quad f(0) = 0. \quad (3)$$

Vasemmalla määritellään hinnan aikaderivaatta  $x'(t_0)$  yhtälöksi  $f(z)$ . Seuraavaksi määritellään sijoitustodistuksen hintaan kohdistuva ”voima”  $z$  sijoitustodistusten kysynnän ja tarjonnan erotukseksi. Koska derivaatta  $f'(z)$  on positiivinen, funktion arvo kasvaa  $z$ :n kasvaessa. Nollavoimatilanteessa, eli tilanteessa, jossa ei ole ylikysyntää tai -tarjontaa, on  $f(0) = 0$ . Kysynnän ollessa tarjonnan kanssa samansuuruinen sijoitustodistuksen hinta ei muutu. Jos kysyntä ylittää tarjonnan, hintaan kohdistuu positiivinen voima. Ajan myötä hinta kasvaa poistaen kysynnän ja tarjonnan välisen eron. Jos tarjonta ylittää kysynnän, eli hintaan kohdistuu negatiivinen voima, hinta laskee poistaen tarjonnan ja kysynnän välisen eron.

Suomessa rahamarkkinat ovat oligopolistiset. Rahamarkkinaosapuolia on rajallinen määrä, koska osapuoleksi pääsee vain Suomen Pankin hyväksymänä. Suomen Pankki osallistuu rahamarkkinoille yhtenä markkinaosapuolena. Suomen Pankin suuret resurssit mahdollistavat käytännössä sen, että Suomen Pankki pystyy vaikuttamaan korkoon omien tavoitteidensa mukaisesti toimimalla ostajana ja myyjänä rahamarkkinoilla. Oletetaan, että muut rahamarkkinaosapuolet osallistuvat rahamarkkinoille rahoitustarpeidensa ja liikaresurssiensa mukaisesti

pyrkimättä vaikuttamaan korkoon<sup>6</sup>. Esitetään sijoitustodistusten hintaan kohdistuva voima huomioiden Suomen Pankin sijoitustodistuksiin kohdistama nettokysyntä  $q_{s(d-s)}^{SP}$ :

$$z = q_{sd}(t) - q_{ss}(t) + q_{s(d-s)}^{SP}(t). \quad (4)$$

Perustelu Suomen Pankin nettokysynnän erottamiselle on erot keskuspankin ja liikepankkien tavoitteissa. Liikepankit operoivat rahamarkkinoilla omien rahoitustarpeidensa takia. Keskuspankki taas pyrkii vaikuttamaan korkotason ja taloudessa kiertävän rahan määrän kautta talouden kehitykseen parhaaksi katsomallaan tavalla.

Voiman  $z$  vaikutus korkoon voidaan johtaa osiossa 3.1. esitettyjen tuottoasteen määrätymiskaavojen perusteella. Sijoitustodistuksen liikkeellelaskuhetken hinta esitettiin seuraavasti:

$$x(t_0) = \frac{x(t_1)}{1 + \Gamma(t_0)\Delta t}.$$

Osittaisderivoimalla liikkeellelaskuhetken hinta tuottoasteen suhteen, voidaan päätellä voiman  $z$  vaikutuksen suunta tuottoasteeseen:

$$\frac{\partial x(t_0)}{\partial \Gamma(t_0)} = -x(t_1) \cdot (1 + \Gamma(t_0)\Delta t)^{-2} \cdot \Delta t < 0.$$

Sijoitustodistuksen liikkeellelaskuhetken hinnan nousu siis vastaa pienempää tuottoastetta ja päinvastoin. Tästä voidaan päätellä, että rahamarkkinoiden nettokysynnän perusteella määräytyvä voima  $z$  vaikuttaa erisuuntaisesti korkoon kuin sijoitustodistuksen liikkeellelaskuhetken hintaan. Samaa asiaa voidaan kuvata yhtälön (1) mukaisen koron aikaderivaatalla:

$$\Gamma'(t_0) = -x'(t_0) \cdot \left( \frac{1}{x(t_0) \cdot \Delta t} + \frac{x(t_1) + x(t_0)}{(x(t_0) \cdot \Delta t)^2} \right).$$

---

<sup>6</sup> On periaatteessa mahdollista, että rahamarkkinaosapuolet pyrkivät operoimaan markkinoilla pyrkien vaikuttamaan korkoon oman etunsa mukaisesti.

Yhtälön oikealla puolella sulkeiden sisällä oleva osa voi saada vain positiivisia arvoja, joten sijoitustodistusten hetken  $t_0$  hinnan lasku vaikuttaa tuottoasteeseen positiivisesti.

Voiman  $z$  vaikutus sijoituksen  $i$  tuottoasteeseen näkyy parhaiten sijoittamalla liikkeellelasku-  
hetken hinnan paikalle voiman funktio  $f$ , joka esitettiin edellä:

$$\begin{cases} \Gamma'_i(t_0) = -x'_i(t_0) \cdot K_i, K_i = \frac{1}{x_i(t_0) \cdot \Delta t} + \frac{x_i(t_1) + x_i(t_0)}{(x_i(t_0) \cdot \Delta t)^2} > 0 \\ x'_i(t_0) = f_i(z), f'_i > 0, f_i(0) = 0 \end{cases} \quad (5)$$

$$\Rightarrow \Gamma'_i(t_0) = -K_i \cdot f_i(z) \Rightarrow \Gamma'_i > 0 \text{ kun } z_i < 0, \text{ ja päinvastoin.}$$

Tuottoasteista voidaan summata Helibor-korko jättämällä rahamarkkinaosapuolten ylin ja alin hyväksytyy ostonoteeraus huomioimatta osiossa 2.1. esitetyn Helibor-korkojen laskentatavan mukaisesti:

$$r(t_0) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \Gamma_i(t_0). \quad (6)$$

Esitetään myös koron aikaderivaatta:

$$r'(t_0) = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n \Gamma'_i(t_0) = -\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n (K_i \cdot f_i(z)) \quad (7)$$

Koska em. derivaatta on negatiivinen, voiman  $z$  vaikutus korkoon on eri suuntainen kuin sijoitustodistuksen hintaan, sillä  $f'_i > 0$ . Mitä enemmän sijoitustodistuksista on liiketarjontaa, sitä alhaisemmalla hinnalla ne menevät kaupaksi, eli sitä suuremman tuottoasteen sijoitustodistuksen ostaja saa. Tämä tuottoaste on suoraan verrannollinen koron kanssa ja korkotaso määräytyy sijoitustodistusten hyväksytyjen ostonoteerausten painotetun keskiarvon perusteella. Pankkien rahantarve pakottaa ne myymään sijoitustodistuksensa halvalla, jolloin sijoitustodistuksen ostaja saa hyvän tuoton (korkean tuottoasteen). Sijoitustodistuskauppojen pe-

rusteella määräytyvä korko  $r$  riippuu siis negatiivisesti sijoitustodistusten liikkakysynnästä. Korko nousee sijoitustodistusten tarjonnan ylittäessä kysynnän, koska pankit laskevat liikkeelle sijoitustodistuksia sitä enemmän, mitä enemmän ne tarvitsevat rahaa.

Rahamarkkinaluottojen nettokysynnän mittaaminen on empiirisen testauksen kannalta ongelma. Fujinolla oli käytössään tunnusluvut, joilla kuvattiin kysyntää ja tarjontaa. Tässä työssä vastaavia lukuja ei ole käytettävissä. Käytettävissä olevat tilastot ovat liikkeellelasketut 2 - 3:n kuukauden sijoitustodistukset, Suomen Pankin rahamarkkinainterventiot sekä pankkien antolainaus ja ottolainaus. Eräs tapa nettokysynnän mittaamiseen on olettaa se pankkien uusien myönnettyjen anto- ja ottolainauksen erotuksen ja Suomen Pankin nettorahamarkkinainterventioiden funktioksi, jolloin reaalityaloudesta johtuva luottojen nettokysyntä vaikuttaisi rahamarkkinakorkojen määräytymiseen seuraavasti:

$$\begin{cases} B = g(A - O, SP), \frac{\partial g}{\partial (A - O)} > 0, \text{ jossa } z = g(h(A - O, SP)) = f(A - O, SP), f = g \circ h. \\ z = h(B) \end{cases} \quad (8)$$

Yhtälössä (8)  $A$  kuvaa pankkien antolainausta,  $O$  pankkien ottolainausta,  $SP$  Suomen Pankin nettorahamarkkinainterventioita ja  $B$  liikkeelle laskettujen sijoitustodistusten markkamäärää. Positiivinen nettokysyntä yleisöluottomarkkinoilla pienentää sijoitustodistusten hintaan vaikuttavaa voimaa. Yllä esitetty lähtökohta on oikea, jos reaalityalouden tilan muutoksista johtuvat luottojen nettokysynnän muutokset välittyvät rahamarkkinoilla tapahtuvaan kaupankäyntiin.

On mahdollista, että reaalityaloudesta johtuva luottojen nettokysyntä ei välity yhtälön (8) mukaisella tavalla rahamarkkinakorkoihin. Kysyntä ja tarjonta rahamarkkinoilla saattaa riippua myös pankkien vaihtoehtoisten sijoituskohteiden odotetuista tuotoista. Näin mm. ulkomaiset korot ja osakemarkkinoiden odotettu tuotto voisivat olla nettoluotonantoa merkittävämpiä tekijöitä rahamarkkinoiden kysynnän ja tarjonnan määräytymisessä. Yhtälöä (8) testattaessa on lähdettävä liikkeelle yhteishypoteesista, jonka mukaan yleisöluottojen nettokysyntä vaikuttaa nettokysyntään rahamarkkinoilla ja sitä kautta korkoihin.

Nettokysyntää rahamarkkinoilla voidaan periaatteessa approksimoida toteutuneiden kolmen kuukauden maturiteetilla tehtyjen rahamarkkinakauppojen perusteella. Toteutuneiden kauppojen kasvu viittaa rahan kasvaneeseen nettokysyntään rahamarkkinoilla: sijoitustodistuksia lasketaan liikkeelle sitä enemmän, mitä enemmän pankit tarvitsevat rahaa. Suomen Pankin tekemät interventiot ensisijaismarkkinoilla sisältyvät toteutuneisiin kauppoihin ensisijaismarkkinoilla, joten Suomen Pankin interventioita ei erikseen tarvitsisi huomioida. Toteutuneet kaupat voitaisiin myös suhteuttaa johonkin rahamarkkinaosapuolten rahoitusasemaa koskevaan tunnuslukuun, jolloin saataisiin luku, joka suhteuttaa toteutuneet kaupat pankkien rahan tarpeeseen. Tällöin muissa maturiteeteissa toteutuneet kaupat jäävät kuitenkin asetelman ulkopuolelle. Ainoat käytettävissä olevat rahamarkkinaosapuolten rahoitusasemaa koskevat tunnusluvut ovat pankkien anto- ja ottolainaus.

Nettokysynnän arvioinnissa voidaan periaatteessa käyttää toteutuneiden rahamarkkinakauppojen markkamäärää. Sijoitustodistusmarkkinat ovat laajentuneet voimakkaasti 1990-luvulla. Keskimääräistä nopeampi markkinoiden kasvu viittaa kasvaneeseen rahan nettokysyntään rahamarkkinoilla: sijoitustodistuksia lasketaan liikkeelle aikaisempaa enemmän kyseisen maturiteetin rahan kasvaneen kysynnän johdosta. Suomen Pankin nettokysyntää olisi järkevintä arvioida vertaamalla toteutuneita rahamarkkinainterventioita keskuspankin tavoitteisiin. Vertaamisen toteuttaminen olisi periaatteessa mahdollista, mutta käytännössä vaikeaa. Työssä tyydytään toteutuneiden rahamarkkinakauppojen perusteella approksimoituun kysyntään ja tarjontaan.

### ***3.3. Huutokauppakoron merkitys markkinakorkojen määrääjänä***

Suomen Pankin huutokauppakorko määräytyy keskuspankin järjestämissä tarjouskilpailuissa, joissa pankkeja pyydetään tekemään tarjouksia yhden kuukauden rahamarkkinainstrumenteista. Huutokauppakorko on painotettu keskiarvo hyväksytyistä tarjouksista vuosikorkona ilmaistuna. Ns. määrähuutokaupoissa Suomen Pankki ilmoittaa etukäteen huutokauppakoron, ja pankit voivat jättää tarjouksiaan haluamistaan määristä. Jos määrähuutokaupoissa Suomen Pankki julkaisee hyväksyttävissä olevan koron, tulee huutokauppakoroksi edellä mainittu Suomen Pankin julkaisema korko. Vuoden 1995 alusta lukien tarjouskilpailut on toteutettu



yksinomaan määrähuutokauppoina. Sitä ennen tarjouksia tehtiin sekä hinnasta että määrästä. Tarjouskilpailuissa käytetään yhden kuukauden maturiteettia. Huutokauppakorko asettaa eräänlaisen kiinnepisteen yhden kuukauden Helibor-korolle, koska pankit voivat myydä arvopapereita Suomen Pankille tai ostaa Suomen Pankin yhden kuukauden sijoitustodistuksia tällä korolla. Korkojen aikarakenteen kautta (ks. liite 4) huutokauppakorko on näyttää hyvin pitkälle määräävän lyhyet korot.

Yhden kuukauden Helibor-korko ei normaalioloissa poikkea merkittävästi huutokauppakorosta. Huutokauppakoron ja lyhyiden markkinakorkojen eroon vaikuttavat lähinnä odotukset huutokauppakoron kehityksestä. Huutokauppakorkoon on sidottu Suomen Pankin maksuvalmiusluoton korko ja päivätalletuskorko. Maksuvalmiusluoton korko on kaksi prosenttia yli huutokauppakoron ja päivätalletuskorko kaksi prosenttia alle huutokauppakoron. Pankit voivat lainata Suomen Pankista rahaa maksuvalmiuskorolla, jolloin lainan maturiteetti on seitsemän päivää. Ainakin vuoden 1995 alusta lähtien huutokauppakorkoa on pidetty tärkeimpänä rahamarkkinakorkoja ohjaavana tekijänä. Aikaisemmin Suomen Pankki on pyrkinyt vaikuttamaan Helibor-korkoihin omilla interventioillaan.

Kolmen kuukauden Helibor-koron pitäisi määräytyä siten, että se asettuu hieman huutokauppakorkoa korkeammaksi. Huutokauppakorko määrää käytännössä yhden kuukauden Helibor-koron siten, että eri maturiteettiin tehtävien sijoitusten väliset arbitraasimahdollisuudet<sup>7</sup> poistuvat niiden välinen riskipremio huomioiden (ks. liite 4). Kolmen kuukauden Helibor-korko  $r_f$  voidaan formaalisti esittää huutokauppakoron  $r^{TR}$  perusteella seuraavasti korkojen aikarakenteen<sup>8</sup> perusteella:

$$r_f = \theta + \sum_{i=0}^2 w_i E_t(r_{t+i}^{TR}), \quad \text{jossa } \sum_{i=0}^2 w_i = 1 \text{ ja } \theta \text{ kuvaa riskipremiota. (9)}$$

Yhtälössä (9) selitettävänä muuttujana oleva kolmen kuukauden Helibor-korko määräytyy hetkien  $t$ ,  $t+1$  ja  $t+2$  odotettujen huutokauppakorkojen perusteella. Sijoitushetkellä hetken  $t$  huutokauppakorko tunnetaan, joten odotusarvo joudutaan muodostamaan vain hetkien  $t+1$  ja  $t+2$  huutokauppakorolle. Odotusarvojen määrittäminen on vaikeaa. Jopa markkinaosapuolille

<sup>7</sup> Arbitraasi tarkoittaa saman tuotteen eri hinnoista eri markkinoilla johtuvaa voitontekomahdollisuutta.

suoritettu kyselytutkimus saattaa tuottaa virheellisen tuloksen. Suomen Pankki on vaikuttanut lyhyisiin korkoihin ensisijaisesti torjuakseen inflaatiota (Aaltonen - Aurikko - Kontulainen, 1994). Näin odotetun huutokauppakoron voisi olettaa määräytyvän sen perusteella, millainen käsitys markkinoilla on Suomen Pankin tulevista toimista inflaatiota vastaan. Parhaan tuloksen saattaisi tuoda esimerkiksi Suomen Pankin omien inflaatioennusteiden käyttäminen huutokauppakoron ennustamisessa; näitä ei kuitenkaan ole käytettävissä.

Oletetaan, että vallitseva huutokauppakorko on kullakin hetkellä paras ennuste seuraavan periodin huutokauppakorosta siten, että  $\sum_{i=0}^2 w_i E_t(r_{t+i}^{TR}) = r_t^{TR} + \varepsilon_t$ , jossa  $\varepsilon_t$  on virhetermi, joka pitää sisällään yhtälöstä poistettujen muuttujien vaikutuksen. Yksinkertaistus johtaa todennäköisesti myös siihen, että yhtälöstä poistetut termit kasvattavat riskipremiota. Korvataan riskipremio yksinkertaisesti vakioterminillä  $\alpha$ .

$$r_t = \alpha + \beta r_t^{TR} + \mu_t, \text{ jossa } \alpha \geq 0. \quad (10)$$

Yhtälössä (10)  $\alpha$  ja  $\beta$  ovat parametreja ja  $\mu$  virhetermi. Kolmen kuukauden Helibor-koron oletetaan asettuvan riskipremion verran huutokauppakoron yläpuolelle, koska huutokauppakorko määrää pitkälti yhden kuukauden Helibor-koron. Vaikeutena yhtälöä tulkittaessa on riskipremiota kuvaavan tekijän  $\alpha$  määrittäminen. Ekonometrisessä yhtälössä  $\alpha$  on vakio.  $\alpha$  voi kuitenkin olla vakio vain, jos korkojen aikarakenne ei muutu ajassa. Tätä edellytystä voidaan 1990-luvun oloissa pitää epärealistisena. Myös huutokauppakoron muutoksen pitäisi vaikuttaa suoraan kolmen kuukauden Helibor-koron muutoksiin seuraavasti:

$$\Delta r_t = \beta \Delta r_t^{TR} + \varepsilon_t, \quad (11)$$

missä  $\varepsilon_t$  kuvaa virhetermiä ja  $\Delta$  muutosta hetkien  $t$  ja  $t+1$  välillä. Yhtälö (11) tulisi testata myös vakiollisena, koska riskipremio ei välttämättä ole ajassa vakio.

---

<sup>8</sup> Ks. liite 4.

### 3.4. Korkopariteettiteoria korkotason selittäjänä

#### 3.4.1. Yhtälömuotoinen esitys korkopariteetista

Eri maiden väliset korkoerot ohjaavat sijoituksia matalan koron maista korkean koron maihin, jos valuuttakurssien ei uskota muuttuvan. Raha liikkuu siis niihin maihin, joissa korkosijoitusten tuotto-odotus on suurin. Teoriassa maiden väliset korkoerot häviävät täydellisen informaation oloissa, jos rahan liikkeille ei ole esteitä ja valuuttakurssit ovat kiinteät. Korkopariteetin avulla voidaan periaatteessa selittää neljää eri muuttujaa: kotimaan korkoa, ulkomaan korkoa, spot-kurssia sekä termiinikurssia tai valuuttakurssin odotusarvoa. Korkojen ja termiinikurssien maturiteettien on oltava samanpituiset. Työssä esitettävissä yhtälömuodoissa kotimaan korkotasoa selitetään ulkomaan korolla sekä termiini- ja spot-valuuttakursseilla.

Korkopariteettiteoria voidaan esittää katetussa tai kattamattomassa muodossa. Katetun korkopariteettiteorian mukaan tietyn ajanjakson pituinen kiinteäkorkoinen sijoitus (tai pankkitalletus) on yhtä tuottava kuin kyseisen rahasumman muuttaminen ulkomaan valuutaksi sijoituskohdehetkellä vallitsevalla valuuttakurssilla, sijoituksen (tai talletuksen) tekeminen ulkomailla ja tuottojen muuttaminen kotimaan rahayksiköiksi sijoituksen tekohetkellä vallitsevalla kyseisen valuutan kyseisen sijoitusjakson termiinikurssilla. Kattamaton korkopariteetti eroaa katetusta siten, että siinä ulkomainen sijoitus ajatellaan muutettavaksi kotimaan rahayksiköiksi sijoituksen tekohetkellä jollain perusteella muodostetulla odotusarvolla kyseisen valuutan sijoitusjakson päättymishetkellä vallitsevasta spot-kurssista.

Kirjoitetaan yhtälömuotoinen esitys korkopariteetista pohjautuen Estola (1996):een (340-345). Estolan esitystapa on valittu, koska se huomioi muuttujien mittayksiköt. Merkitään hetkellä  $t_0$  vallitsevaa ajanjaksolle  $t_1 - t_0$  määriteltyä ulkomaan valuutan kotimaan valuutassa mitattavia termiinikurssia  $f(t_0, t_1)$ :lla<sup>9</sup> ja spot-kurssia eli kyseisen päivän valuuttakurssia  $s(t_0)$ :lla. Tarkastellaan korkopariteettia kahden maan, koti- ja ulkomaan tilanteessa (alaindeksit  $d$  sanasta ”domestic” ja  $f$  sanasta ”foreign”). Ulkomaan korko voidaan tässä tulkita jollain periaatteella painotetuksi koroksi Suomen tärkeimpien kauppakumppaneiden koroista tai yhden tietyn maan koroksi. Tarkastellaan ensin kotimaahan tehdyn nollakorkoisen sijoituksen (tai talletuk-

sen) tuottoa. Merkitään  $x(t_0)$ :lla sijoituksen markkamääräistä arvoa sijoituksen alussa. Esitetään sijoituksen nimellisarvo (tai talletuksen loppusumma)  $x(t_1)$  diskreetin koron<sup>10</sup> tapauksessa:

$$x(t_1) = (1 + r_d(t_1 - t_0))x(t_0),$$

jossa kotimainen korko  $r_d$  mitataan sijoituksen kasvuasteena<sup>11</sup>.

Merkitään rahasummaa  $x(t_0)$  vastaavaa määrää ko. ulkomaanvaluuttaa sijoituksen teko-  
hetkellä  $t_0$  termillä  $y(t_0)$  ( $= s(t_0)x(t_0)$ ). Ulkomaassa tehdyn sijoituksen arvo kasvaa korkoa  
kotimaista sijoitusta vastaavasti ajanjakson  $t_1 - t_0$  aikana:

$$y(t_1) = (1 + r_f(t_1 - t_0))y(t_0),$$

missä  $y(t_1)$ :llä merkitään ulkomaisesta sijoituksesta sijoitusjakson (tai talletuksesta talletus-  
ajan) päättyessä saatavaa valuuttamäärää ja ulkomaista korkotasoa  $r_f$  mitataan kasvuasteena  
kotimaista korkotasoa vastaavasti.

Korkopariteetille voidaan esittää neljä muotoa tarkastelemalla joko diskreettiä tai jatkuvaa ai-  
kaa ja katettua tai kattamatonta korkopariteettia. Diskreetin ajan tapauksessa molemmissa  
maissa vallitsevat korkotasot ovat muotoa

$$r_d = \left( \frac{1}{t_1 - t_0} \right) \frac{x(t_1) - x(t_0)}{x(t_0)} \quad \text{ja} \quad r_f = \left( \frac{1}{t_1 - t_0} \right) \frac{y(t_1) - y(t_0)}{y(t_0)}.$$

---

<sup>9</sup> f sanasta "forward"

<sup>10</sup> Korkopariteetti voidaan esittää joko diskreetin tai jatkuvan ajan koron perusteella. Jatkuvan ajan muodon esittää Estola (1996).

<sup>11</sup> Vrt. osio 1.3.

Diskreetin ajan katettu korkopariteetti muodostetaan siten, että sijoituksen päättymishetken terminikurssilla kotimaan valuutaksi muutettu ulkomailla oleva valuuttamäärä asetetaan yhtä suureksi kotimaisen sijoituksen markkamäärän kanssa seuraavalla tavalla:

$$\begin{aligned}
 & x(t_0) = s(t_0)y(t_0) \quad \text{ja} \quad x(t_1) = f(t_0, t_1)y(t_1) \quad \Rightarrow \quad \frac{x(t_1)}{x(t_0)} = \frac{f(t_0, t_1)}{s(t_0)} \frac{y(t_1)}{y(t_0)} \\
 \Rightarrow & \quad 1 + r_d(t_0)\Delta t = \frac{f(t_0, t_1)}{s(t_0)} (1 + r_f(t_0)\Delta t) \\
 \Rightarrow & \quad r_d(t_0) = \frac{1}{\Delta t} \left[ \frac{f(t_0, t_1)}{s(t_0)} (1 + r_f(t_0)\Delta t) - 1 \right] \\
 \Leftrightarrow & \quad r_d(t_0) = \frac{f(t_0, t_1)}{s(t_0)} \frac{1}{\Delta t} + r_f(t_0) \frac{f(t_0, t_1)}{s(t_0)} - \frac{1}{\Delta t}, \tag{12}
 \end{aligned}$$

missä  $\Delta t = t_1 - t_0$ . Muoto, jossa kotimainen korko on esitetty spot- ja terminikurssien sekä ulkomaan koron avulla, on johdettu käyttäen kummankin maan koron määrittelykaavoja seuraavasti:

$$\frac{1}{\Delta t} \left( \frac{x(t_1) - x(t_0)}{x(t_0)} \right) = r_d(t_0) \Leftrightarrow \frac{x(t_1)}{x(t_0)} - 1 = r_d(t_0)\Delta t \Leftrightarrow \frac{x(t_1)}{x(t_0)} = 1 + r_d(t_0)\Delta t.$$

Tutkitaan kotimaan korkoon vaikuttavia tekijöitä yhtälöstä (12) otettujen osittaisderivaattojen perusteella:

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial r_d(t_0)}{\partial r_f(t_0)} &= \frac{f(t_0, t_1)}{s(t_0)} > 0, \\
 \frac{\partial r_d(t_0)}{\partial f(t_0, t_1)} &= \frac{1}{s(t_0) \cdot \Delta t} + \frac{r_f(t_0)}{s(t_0)} > 0 \quad \text{ja} \\
 \frac{\partial r_d(t_0)}{\partial s(t_0)} &= -\frac{f(t_0, t_1)}{(s(t_0))^2} \cdot \frac{1}{\Delta t} - r_f(t_0) \frac{f(t_0, t_1)}{(s(t_0))^2} < 0.
 \end{aligned}$$

Osittaisderivaattojen perusteella ulkomaan koron ja termiinikurssin nousu nostaa kotimaan korkoa ja spot-kurssin nousu laskee kotimaan korkoa kaikilla reaalilla korkojen, spot-kurssin ja termiinikurssin arvoilla. Yhtälön mukaan kotimaan korko on sitä korkeampi, mitä suurempi on termiinikurssi spot-kurssiin verrattuna. Termiinikurssin voidaan katsoa kuvaavan pankkisektorin odotuksia valuuttakurssien kehityksestä<sup>12</sup>.

Oletetaan sijoittajat riskineutraaleiksi<sup>13</sup>. Diskreetin ajan kattamaton korkopariteetti muodostetaan korvaamalla termiinikurssi  $f(t_0, t_1)$  hetkellä  $t_0$  jollain perusteella muodostetulla odotuksella hetken  $t_1$  spot-kurssista  $E_{t_0}(s(t_1))$ :

$$1 + r_d(t_0)\Delta t = \frac{E_{t_0}(s(t_1))}{s(t_0)}(1 + r_f(t_0)\Delta t)$$

$$\Leftrightarrow r_d(t_0) = \frac{E_{t_0}(s(t_1))}{s(t_0)} \frac{1}{\Delta t} + r_f(t_0) \frac{E_{t_0}(s(t_1))}{s(t_0)} - \frac{1}{\Delta t}. \quad (13)$$

Näin johdettiin diskreetin ajan katettu ja kattamaton korkopariteetti. Tutkitaan kotimaan korkoon vaikuttavia tekijöitä yhtälöstä 13 otettujen osittaisderivaattojen perusteella:

$$\frac{\partial r_d(t_0)}{\partial r_f(t_0)} = \frac{f(t_0, t_1)}{s(t_0)} > 0,$$

$$\frac{\partial r_d(t_0)}{\partial E_{t_0}(s(t_1))} = \frac{1}{s(t_0) \cdot \Delta t} + \frac{r_f(t_0)}{s(t_0)} > 0 \quad \text{ja}$$

$$\frac{\partial r_d(t_0)}{\partial s(t_0)} = -\frac{E_{t_0}(s(t_1))}{(s(t_0))^2} \cdot \frac{1}{\Delta t} - r_f(t_0) \frac{E_{t_0}(s(t_1))}{s(t_0)} < 0.$$

Tulokset vastaavat katetun korkopariteetin tuloksia.

<sup>12</sup> Useissa tutkimuksissa (esim. Suomen aineistolla Ylennymäki 1996) on havaittu, että termiinikurssi ei ennusta tulevaa valuuttakurssia kovin tehokkaasti.

<sup>13</sup> Kirjallisuudessa sijoittajat on jaettu riskinkarttajiksi, riskineutraaleiksi ja riskifriikeiksi. Jako perustuu sijoittajien riskiin suhtautumiseen. Riskineutraali sijoittaja pitää tietyn suuruista varmaa tuottoa ja saman odotusarvon mukaista riskillistä tuottoa samanarvoisina.

### 3.4.2. Kattamattoman korkopariteetin empiirinen testaus

Katettu korkopariteetti on suhteellisen yksiselitteinen yhtälö koron selittäjänä. Kattamattoman korkopariteetin teoreettista perustelua täytyy kuitenkin laajentaa. Ensimmäinen ongelmakohta on se, ovatko sijoittajat riskinkarttaji, riskineutraaleja vai riskifriikkejä. Sijoittajat oletetaan kirjallisuudessa yleensä riskinkarttajiksi. Riskinkarttaja vaatii lisätuottona sijoitukselleen riskipreemioksi kutsutun positiivisen rahamääräisen korvauksen. Riskipremio johtuu osaltaan valuuttakurssin heilahtelusta keskiarvonsa ympärillä. Riskipremio on korvaus siitä mahdollisuudesta, että valuuttakurssi heilahtelee sijoittajan kannalta epäedullisesti. Riskipremio sisältää myös korvauksen siitä mahdollisuudesta, että sijoittajan rationaalisesti muodostama valuuttakurssiodotus osoittautuu virheelliseksi. Rationaalisesti odotetun valuuttakurssin oletetaan muodostuvan siten, että odotettu valuuttakurssi yliarvioituu ja aliarvioituu samalla todennäköisyydellä.

Empiirisen testauksen kannalta riskipreemion suuruuden määrittäminen on ongelmallista. Matemaattinen odotusarvo tulevasta valuuttakurssista on todennäköisyysjakaumalla painotettu keskiarvo. Näin ajateltuna riskipreemion tulisi määräytyä kyseisen todennäköisyysjakauman leveyden<sup>14</sup> perusteella. Fisher ym. (1990) löysivät tukea kattamattoman korkopariteetin toimivuudelle Englannin obligaatiokorkojen ja Dollarin kurssin tapauksessa määrittäen riskipreemion maksutaseen alijäämän ja bruttokansantuotteen suhteen perusteella.

Riskipremio liittyy epävarmuuteen tulevasta valuuttakurssista. Palataan osiossa 3.4.1 esitettyyn korkopariteetin johtamiseen. Korkopariteetti muodostettiin siten, että sijoituksen päättymishetken odotetulla valuuttakurssilla kotimaan valuutaksi muutettu ulkomailla oleva valutamäärä asetetaan yhtä suureksi kotimaisen sijoituksen markkamäärän kanssa. Oletetaan riskipreemion ilmenevän siten, että sijoittajat vaativat riskipreemion  $\gamma$ , jotta se pitäisi kahta sijoitusta saman arvoisina. Sijoittajat vaativat  $\gamma$  markkaa lisätuottoa ( $\gamma > 0$ ) [tai vähemmän tuottoa ( $\gamma < 0$ )] ulkomaille tehdylle sijoitukselle, jotta sijoitukset olisivat yhtä tuottavia vallitsevilla valuuttakurssiodotuksilla. Tällöin arbitraasimahdollisuuksia ei olisi olemassa. Johdetaan riskipreemiolla täydennetty kattamaton korkopariteetti lisäämällä siihen riskipremio seuraavasti:

$$\begin{aligned}
x(t_0) &= s(t_0) \cdot y(t_0) \quad \text{ja} \quad x(t_1) = E_{t_0}(s(t_1)) \cdot y(t_1) + \gamma \quad \Rightarrow \quad \frac{x(t_1)}{x(t_0)} = \frac{E_{t_0}(s(t_1)) \cdot y(t_1) + \gamma}{s(t_0) \cdot y(t_0)} \\
\Rightarrow 1 + r_d(t_0)\Delta t &= \frac{E_{t_0}(s(t_1))}{s(t_0)} \cdot (1 + r_f(t_0)\Delta t) + \frac{\gamma}{s(t_0) \cdot y(t_0)} \\
\Rightarrow r_d(t_0) &= \frac{1}{\Delta t} \left[ \frac{E_{t_0}(s(t_1))}{s(t_0)} \cdot (1 + r_f(t_0)\Delta t) + \frac{\gamma}{s(t_0) \cdot y(t_0)} \right] - \frac{1}{\Delta t}. \tag{14}
\end{aligned}$$

Riskipreemion voidaan perustellusti olettaa määräytyvän eri aikoina eri perustein. Näin riskipreemion approksimointi voidaan nähdä arpapeliksi varsinkin pitkiä aikasarjoja tutkittaessa. Riskipremio voidaan suhteuttaa myös valuuttakurssiodotukseen, jolloin riskipreemiolla täydennetty korkopariteetti voidaan esittää seuraavasti:

$$\begin{aligned}
x(t_0) &= s(t_0) \cdot y(t_0) \quad \text{ja} \quad x(t_1) = E_{t_0}(s(t_1)) \cdot (1 + \varphi) \cdot y(t_1) \quad \Rightarrow \quad \frac{x(t_1)}{x(t_0)} = \frac{E_{t_0}(s(t_1)) \cdot (1 + \varphi) \cdot y(t_1)}{s(t_0) \cdot y(t_0)} \\
\Rightarrow 1 + r_d(t_0)\Delta t &= \frac{E_{t_0}(s(t_1))}{s(t_0)} \cdot (1 + r_f(t_0)\Delta t) + \frac{\varphi \cdot E_{t_0}(s(t_1))}{s(t_0)} \cdot (1 + r_f(t_0)\Delta t) \\
\Rightarrow r_d(t_0) &= \frac{1}{\Delta t} \left[ \frac{E_{t_0}(s(t_1))}{s(t_0)} \cdot (1 + r_f(t_0)\Delta t) + \frac{\varphi \cdot E_{t_0}(s(t_1))}{s(t_0)} \cdot (1 + r_f(t_0)\Delta t) \right] - \frac{1}{\Delta t} \tag{15}
\end{aligned}$$

Yhtälössä (15) riskipremio esiintyy odotetun valuuttakurssin kertoimena. Kerroinmuoto on perusteltu, jos valuuttakurssi ja kotimaan korkotaso korreloivat voimakkaasti (positiivisesti tai negatiivisesti).

Esitetään molemmista riskipreemioilla täydennetyistä yhtälöistä osittaisderivaatat riskipreemion suhteen:

$$14 \Rightarrow \quad \frac{\partial r_d(t_0)}{\partial \gamma} = \frac{1}{\Delta t} \cdot \frac{1}{s(t_0) \cdot y(t_0)} > 0 \quad \text{ja}$$

---

<sup>14</sup> Jakauman leveyttä mittaa esim. keskihajonta.



$$15 \Rightarrow \frac{\partial r_d(t_0)}{\partial \varphi} = \frac{1}{\Delta t} \cdot \frac{E_{t_0}(s(t_1))}{s(t_0)} \cdot (1 + r_f(t_0)\Delta t) > 0.$$

Molemmissa tapauksissa osittaisderivaatta saa positiivisen arvon: riskipreemion kasvu nostaa kotimaan korkoa (ja lasku laskee kotimaan korkoa). Yhtälön (15) mukainen osittaisderivaatta sisältää odotetun valuuttakurssin. Koron herkkyys riskipreemiolle on siis sitä suurempi, mitä korkeampi odotettu hetken  $t_1$  valuuttakurssi on suhteessa hetken  $t_0$  kurssiin.

Eaton & Turnovsky (1983):n mukaan empiirisen evidenssin tuki kattamattomalle korkopariteetille ei ole yhtä voimakasta kuin katetulle korkopariteetille. Tätä selitettiin riskipreemion olemassaololla. Yhtälöiden (14) ja (15) testaamisessa riskipreemion huomiointi on vaikeaa. Mahdollinen riskipremio näkyy testituloksissa periaatteessa suurempina parametrien arvoina tai tilastollisesti merkitsevänä vakiona. Yhtälöiden (14) ja (15) empiirinen testaus perustuu yhteishypoteesiin: ensimmäisessä vaiheessa selvitetään valuuttakurssiodotusten määräytyminen ja toisessa korkopariteettiyhtälön toimivuus. Ongelmaksi jää se, että riskipremio ei välttämättä ole ajassa vakio: valuuttakurssiin liittyvän positiivisen riskipreemion voi esimerkiksi olettaa olevan joustavien kurssien järjestelmässä suurempi kuin kiinteän kurssin järjestelmässä.

Valuuttakurssiodotusten määrittäminen empiirisissä testeissä on suuri ongelma. Ainoan täysin realistisen arvion toisi rahamarkkinaosapuolille tehtävä kyselytutkimus, jossa kysymyksiä esitettäisiin jatkuvasti. Tämä on käytännössä mahdotonta. Valuuttakurssiodotusten approksimoinnissa on kirjallisuudessa käytetty useita tapoja. Dornbusch (1976 a & b) määrittä valuuttakurssiodotukset<sup>15</sup> riippuvaksi poikkeamasta pitkän ajan keskiarvosta:

$$\Delta s_{t+1}^e = \theta(\bar{s}_t - s_t), \quad \theta > 0. \quad (16)$$

Jos  $s_t > \bar{s} \Rightarrow \Delta s_{t+1}^e < 0$ . Yhtälössä  $\theta$  on kerroin, joka kuvaa markkinaodotusten herkkyyttä valuuttakurssin  $s_t$  yli- tai aliarvostukselle pitkän ajan keskiarvoon  $\bar{s}$ , nähden. Empiirisissä

testeissä olisi tällöin huomioitava trendimuutosten vaikutukset pitkän aikavälin keskiarvoon.  $\theta$ :n määrittäminen on lisäksi vaikeaa. Frenkel ja Froot (1987) määrittivät odotukset lähes samalla tavalla kuin Dornbush:

$$s_{t+1}^e = (1 - \xi)s_t + \xi\bar{s}_t = s_t + \xi(\bar{s}_t - s_t) \quad (17)$$

Yhtälössä  $\xi$  kuvaa verrannollisuuskerrointa, jolla valuuttakurssin oletetaan sopeutuvan kohti pitkän aikavälin tasapainokurssia.

Juselius (1992) määritti valuuttakurssiodotukset poikkeamaksi korkopariteetista. Juselius kuvasi määritystä virheenkorjausmekanismilla:

$$(ecm_{uip})_{t-1} = (r_d - r_f)_{t-1} - (\Delta s_{df})_t. \quad (18)$$

Yhtälössä  $ecm$  tarkoittaa virheenkorjausmekanismia (Error Correction Mechanism), jonka Juselius on ilmaissut hetken  $t-1$  koti- ja ulkomaan koron erotuksen sekä hetkien  $t$  ja  $t-1$  välisen valuuttakurssin muutoksen erotuksena. Juselius käytti muuttujien logaritmeja. Molemmat esitetyt lähestymistavat perustuvat siihen, että markkinat olettavat talouden sopeutuvan kohti tasapainotilannetta.

Valuuttakurssiodotusten määrittäminen korkopariteetin perusteella vaikuttaa loogiselta. Jos valuuttakurssiodotukset määrätään suoraan korkopariteetin perusteella, tulee niistä valuuttakurssin sekä koti- ja ulkomaan korkojen funktio. Näin muodostetussa yhtälössä selitetään kotimaan korkoa sen omilla arvoillaan, minkä järjestyys voidaan kyseenalaistaa. Korkopariteetin perusteella määrätyt valuuttakurssiodotukset voidaan kirjoittaa seuraavasti:

$$E_{t_0}(s(t_1)) = \frac{(1 + r_d(t_0)\Delta t)}{(1 + r_f(t_0)\Delta t)} \cdot s(t_0).$$

---

<sup>15</sup> Dornbush'n käyttämä odotusten muodostamistapa tunnetaan nimellä adaptiiviset odotukset. Muista odotusten muodostamistavoista mainittakoon staattiset ja adaptiiviset odotukset.

Jos koron selittäjänä käytetään poikkeamaa korkopariteetista, ongelmana on, minkä ajanhetken poikkeamaa tulisi soveltaa? Korkoa on selitettävä edellisen periodin poikkeaman perusteella. Edellisen periodin poikkeama ei huomioi uudelle periodille osuvia muutoksia mallin muuttujissa.

Korkopariteetin heikkoutena voidaan pitää sitä, että teoria ei huomioi hyödykemarkkinoiden vaikutusta korkotasoon. Juselius (1995) määrittäi valuuttakurssiodotukset hintaparieteetin perusteella. Pitkän aikavälin tasapainokurssin oletetaan usein noudattavan hintaparieteettia. Tämä tapa tuo hyödykemarkkinat mukaan koron määräytymiseen. Hintaparieteetin ollessa voimassa jonkin tietyn hyödykkeen hankkiminen kotimaasta maksaa yhtä paljon kuin vastaavan hyödykkeen hankkiminen ulkomailta valuuttakurssi huomioiden. Yksinkertainen hintaparieteetti määrittää valuuttakurssin saman hyödykkeen  $x$  hintojen  $p_i^x$  suhteena koti- ja ulkomaassa:

$$s_t \times p_{f,t} = p_{d,t} \Leftrightarrow s_t = \frac{p_{d,t}}{p_{f,t}}. \quad (19)$$

Hintasuhde täytyy muodostaa siten, että siinä huomioidaan kaikkien tuotteiden hinnat. Käytännössä hintaindeksi on järkevintä määrätä samalla tavalla laskettavien hintaindeksien funktiona. Tässä käytetään kuluttajahintaindeksiä<sup>16</sup> (CPI, Consumer Price Index). Olettaen, että hintaparieteetti toteutuu kotimaan ja ulkomaiden välillä, ulkomaanvaluutan kotimaan valuutan määräisenä hintana mitattu kurssi määräytyy hintaindeksien funktiona  $f$ :

$$s_t = f\left(\frac{CPI_{d,t}}{CPI_{f,t}}\right). \quad (20)$$

Oletetaan, että kuluttajahintaindeksien arvot on mitattu keskimääräisen kuluttajakorin hinnan muutoksina verrattuna 12 kuukauden takaiseen hintaindeksin arvoon. 3:n kuukauden päähän ulottuvien valuuttakurssiodotusten voidaan tällöin perustellusti olettaa määräytyvän odotushetken hintaindeksien suhteen perusteella.

---

<sup>16</sup> Kuluttajahintaindeksi on valittu, koska se määräytyy eri maissa yhtenäisen käytännön mukaan. Tosin eri maiden "keskimääräisten kuluttajien" kulutuskorit eivät vastaa toisiaan sisältönsä puolesta.

Jos hintaparieteetti oletetaan pitkän aikavälin tasapainoyhtälöksi, mikä voidaan perustella tutkimustuloksilla<sup>17</sup>, valuuttakurssin voidaan olettaa muuttuvan kohti hintaparieteetin toteutumista:

$$E_{t_0}(\Delta s(t_1)) = f\left(\frac{CPI_{d,t}}{CPI_{f,t}}\right) - s_t. \quad (21)$$

Koska hintaparieteetti oletetaan pitkän aikavälin tasapainoksi, voidaan odotukset hetken  $t_1$  valuuttakurssista määrittää hintaindeksien suhteena hetkellä  $t_0$ . Tämä edellyttää kuitenkin sitä, että hyödykemarkkinat sopeutuvat muutoksiin rahamarkkinoita hitaammin<sup>18</sup>. Esitetään kotimaan korkoa kuvaava kattamaton korkoparieteettiyhtälö, jossa valuuttakurssiodotukset on esitetty yhtälön (20) mukaisesti:

$$r_d(t_0) = \frac{f\left(\frac{CPI_{d,t}}{CPI_{f,t}}\right)}{s(t_0)} \frac{1}{\Delta t} + r_f(t_0) \frac{f\left(\frac{CPI_{d,t}}{CPI_{f,t}}\right)}{s(t_0)} - \frac{1}{\Delta t}. \quad (22)$$

Yhtälöä voitaisiin periaatteessa täydentää kirjoittamalla kotimaan inflaation määräytyminen mukaan systeemiin. Eräs tapa inflaation määrittämiseen on ns. rahan kvantiteettiteoria, joka määrittää inflaation taloudessa kiertävän rahan määrän perusteella. Yhtälöryhmää ei kuitenkaan tässä työssä täydennetä, koska kotimaan inflaatio on helposti mitattava suure ja työn tarkoituksena on selittää koron, ei inflaation, määräytymistä.

Yhtälössä (20) pitkän aikavälin valuuttakurssi asetettiin koti- ja ulkomaan hintaindeksien suhteen funktioksi. Jotta valuuttakurssiodotukset voitaisiin estimoida, pitää myös selvittää kyseisen funktion muoto. Oletetaan hintaparieteetin toimivan. Sijoitetaan hintojen  $p$  paikalle kuluttajahintaindeksin CPI arvot hetkellä  $t_1$ . Skaalataan osamäärä jakamalla sekä koti- että ulkomaisen hintaindeksin arvo ko. indeksin edellisen periodin  $t_0$  arvoilla. Valuuttakurssi hetkellä  $t_1$  hintaparieteetin vallitessa voidaan kirjoittaa kertomalla skaalattu hintaindeksien suhde hetken  $t_0$  valuuttakurssilla:

---

<sup>17</sup> Esim. Juselius 1995.

$$s_{t_1} = s_{t_0} \cdot \frac{\left( \frac{CPI_{d,t_1}}{CPI_{d,t_0}} \right)}{\left( \frac{CPI_{f,t_1}}{CPI_{f,t_0}} \right)} = s_{t_0} \cdot \frac{CPI_{d,t_1}}{CPI_{f,t_1}} \cdot \frac{CPI_{f,t_0}}{CPI_{d,t_0}} = s_{t_0} \cdot \left( \frac{CPI_{d,t_1} / CPI_{f,t_1}}{CPI_{d,t_0} / CPI_{f,t_0}} \right).$$

Yhtälön ollessa voimassa valuuttakurssi on hintaparieteetin mukainen.

Hintaparieteetti oletetaan pitkän aikavälin tasapainoksi siten, että hintaparieteetti osoittaa arvon, johon valuuttakurssi hakeutuu. Näin voidaan sanoa perustellusti, että hintaparieteetin perusteella laskettu laskennallinen valuuttakurssi kuvaa odotuksia hetken  $t_2$  kurssista: hetkellä  $t_1$  muodostuneen valuuttakurssiodotuksen parhaaksi mahdolliseksi arvoksi oletetaan hetken  $t_1$  hintaparieteetin mukainen arvo. Tämä oletus perustuu hintojen jäykkyyteen verrattuna valuuttakurssiin. Valuuttakurssin oletetaan siis hakeutuvan hintaparieteetin mukaiseen arvoonsa vasta seuraavalla periodilla. Tätä voidaan perustella myös sillä, että markkinoilla toimijat saavat tietoja inflaatiosta viiveellä. Todellisuudessa odotukset täytyy muodostaa inflaation ennakkotietojen perusteella. Kirjoitetaan odotetun valuuttakurssin  $E(s(t))$  ilmaiseva yhtälö:

$$E_{t_0}(s(t_1)) = s(t_{-1}) \cdot \frac{CPI_{d,t_0}}{CPI_{f,t_0}} \cdot \frac{CPI_{f,t-1}}{CPI_{d,t-1}}. \quad (23)$$

Odotusten muodostajilla on näin odotusarvon määrittämiseen vaadittava informaatio hetkellä  $t_0$ . Näin johdettiin empiirisissä testeissä käytettävä estimaatti odotetusta valuuttakurssista<sup>19</sup>.

Valuuttakurssiodotuksia kuvaavan yhtälön (23) heikkoutena voidaan pitää sitä, että se ei huomioi uusinta tiedossa olevaa valuuttakurssin arvoa. Joustetaan hieman mekaanisesta teorian johtamisesta ja kirjoitetaan valuuttakurssiodotukset muodossa, joka huomioi uusimman havainnon valuuttakurssista.

---

<sup>18</sup> Oletus on varsin perusteltu. Dornbush 1976 a & b luo teorian pohjautuen tähän oletukseen.

<sup>19</sup> Asettamalla inflaatio määräytymään rahan kvantiteettiteorian avulla erääksi erääksi korkoa selittäväksi muutujaksi saataisiin myös taloudessa kiertävän rahan määrä.

$$E_{t_0}(s(t_1)) = s(t_0) \cdot \frac{CPI_{d,t_0}}{CPI_{f,t_0}} \cdot \frac{CPI_{f,t-1}}{CPI_{d,t-1}}. \quad (24)$$

On perusteltua olettaa, että valuuttakurssiodotukset muodostuvat uusimman valuuttakurssihaivannon perusteella. Molemmat odotusten muodostamistavat tullaan testaamaan. Hintaindeksissä saattaa olla kausiluontoista vaihtelua. Jos mahdollinen kausiluontoinen vaihtelu on samanlaista koti- ja ulkomaassa, vaihtelua ei odotusyhtälöissä tarvitse huomioida, koska ne määräytyvät koti- ja ulkomaan hintaindeksien suhteen perusteella.

Katetun korkopariteetin heikkoutena koron määrittämisessä voidaan pitää sitä, että se ei huomioi reaalitytöitä. Kattamattoman korkopariteetin käytöllä tästä ongelmasta päästään asettamalla valuuttakurssiodotukset määrittymään hintaindeksien avulla, kuten Juselius (1995) teki. Juseliuksen tulosten mukaan poikkeamat hintaparieteetista selittävät voimakkaasti valuuttakurssin määrittymistä pitkällä aikavälillä Saksan markan ja Tanskan kruunun tapauksessa. Tutkimuksen johtopäätösten mukaan hyödykemarkkinoiden mukaanottaminen analyysiin on tärkeää tutkittaessa korkojen, hintojen ja valuuttakurssien käyttäytymistä.

Kirjoitetaan koron esittävä korkopariteettiyhtälö, johon on sisällytetty yhtälön (21) mukainen valuuttakurssiodotus:

$$r_d(t_0) = \frac{CPI_{d,t_0}}{CPI_{f,t_0}} \cdot \frac{CPI_{f,t-1}}{CPI_{d,t-1}} \cdot \left( \frac{1}{\Delta t} + r_f(t_0) \right) - \frac{1}{\Delta t}. \quad (25)$$

Inflaation vaikutuksesta korkoon saadaan jonkinlainen kuva ottamalla korosta osittaisderivaatta kotimaan hintaindeksin hetkien  $t_{-1}$  ja  $t_0$  havaintojen osamäärän suhteen seuraavasti:

$$\frac{\partial r_d(t_0)}{\partial \left( \frac{CPI_{d,t_0}}{CPI_{f,t-1}} \right)} = \frac{CPI_{f,t-1}}{CPI_{f,t_0}} \cdot \left( \frac{1}{\Delta t} + r_f(t_0) \right) > 0.$$

Hintaindeksin arvojen suhde, jonka voidaan katsoa kuvaavan inflaatiota, vaikuttaa korkoon positiivisesti valuuttakurssiodotusten kautta. Kotimaan inflaation nousu nostaa siis kotimaan korkoa.

## 4. EMPIIRISET TESTIT ESITETYISTÄ TEORIOISTA

### 4.1. Stationaarisuuden ja yhteisintegroituvuuden testaaminen

Regressiomallin oletuksiin kuuluu, että testattavat aikasarjat ovat stationaarisia tai ainakin yhdessä stationaarisia eli yhteisintegroituneita. Stationaarisuuden ja yhteisintegroituneisuuden testaus on regressiomallin oletusten paikkansapitävyyden testausta. Pienimmän neliösumman menetelmän oletuksiin kuuluu, että estimoitava muuttuja on stationaarinen eli aikasarjan keskiarvo, varianssi ja kovarianssi ovat ajassa vakioita. Epästationaarisella aikasarjalla on yksikköjuuri, jolloin sarjan arvot ovat riippuvaisia edeltävien periodien havainnoista. Stationaarisen aikasarjan sanotaan olevan integroitunut astetta 0, mikä ilmaistaan seuraavasti  $I(0)$ . Aikasarjan, joka on stationaarinen yhden differoinnin jälkeen, sanotaan olevan integroitunut astetta 1 eli  $I(1)$ . Rahamarkkinakorkoja voidaan pitää luonteeltaan epästationaarisina pitkiä aikasarjoja tulkittaessa, mikä johtuu talouden tilassa tapahtuvista muutoksista. Rahamarkkinakorkojen keskiarvot ja varianssit eivät todennäköisesti ole pitkän estimointiperiodin aikana vakioita. Epästationaarinen sarja saattaa ajautua ajan myötä kauaksi keskiarvostaan, joten sen tulevan kehityksen ennustaminen on vaikeaa.

Aikasarjan stationaarisuuden testaus<sup>20</sup> liittyy läheisesti yksikköjuuren testaamiseen. Ajatuksena on tutkia, ovatko aikasarjat luonnostaan stationaarisia vai saavutetaanko stationaarisuus vasta yhden tai useamman differoinnin jälkeen. Dickey-Fuller (DF) ja Augmented Dickey-Fuller (ADF) testit ovat käytetyimmät stationaarisuustestit. Kyseiset testiregressiot esimerkiksi aikasarjalle  $r_t$  voidaan kirjoittaa seuraavasti<sup>21</sup>:

$$\Delta r_t = \alpha + cT + \rho r_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta r_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (26)$$

<sup>20</sup> Ks. esim. Perman (1991).

<sup>21</sup> Ks. esim. Engle & Granger (1987).

jossa  $\alpha$ ,  $c$ ,  $\rho$  ja  $\beta$  ovat parametrejä,  $T$  kuvaa trendiä saaden kokonaislukuarvot  $1 \dots n$  ja  $\varepsilon$  on virhetermi. DF-testissä ei ole lainkaan viivästettyjä differenssejä. ADF-testissä viivästettyjen differenssien määrä valitaan niin suureksi, että jäännökset ovat satunnaisia. Näin jäännöskorrelaatiot eivät pääse vaikuttamaan tulokseen. Yksikköjuuren löytymistä voidaan tarkastella  $\rho$ -parametrin t-arvoja tarkastelemalla nollahypoteesin ollessa  $\rho=1$ . Nollahypoteesin ollessa voimassa muuttuja noudattaa  $I(1)$  prosessia. Kriittisinä t-arvoina DF- ja ADF-testeissä käytetään t-arvoja, joita ovat taulukoineet mm. Fuller (1976), Engle & Yoo (1987) ja Yoo (1987).

ADF-testin viiveiden lukumäärä  $n$  voidaan valita siten, että korkein 5%:n riskitasolla nollasta poikkeava viive määrää ADF-testin viiveiden lukumäärän. Nollaviiveen tapauksessa kyse on DF-testistä. Testit estimoidaan vakiottomana, vakiolla sekä vakiolla ja trendillä. On huomattava, että testien nollahypoteesin mukaan sarja ei ole stationaarinen. Esimerkiksi  $I(0)$  testissä testisuureen ollessa itseisarvoltaan pienempi kuin kriittinen arvo, muuttuja noudattaa  $I(1)$  prosessia. Tämä voidaan varmistaa  $I(1)$  testillä, jonka pitäisi nyt antaa kriittistä arvoa suurempi tulos.  $I(1)$  testi suoritetaan siten, että  $I(0)$  testin differoimattomat muuttujat differoidaan kahdesti. Jos  $I(1)$  nollahypoteesi voidaan hylätä, voidaan varmistua muuttujan stationaarisuudesta.

Testattavien aikasarjojen stationaarisuuden voi varmistaa tutkimalla ovatko sarjat yhteisintegroituneita. Sarjat ovat yhteisintegroituneita, jos sarjoilla tehdyn testin jäännöstermi on stationaarinen. Engle ja Granger (1987) esittivät yhteisintegroituneiden muuttujien estimointimenetelmän. Yhteisintegroituneisuutta selvitetään tutkimalla suoritettun PNS-regression jäännösten stationaarisuutta ADF-testillä perusmuodossa ilman vakiota ja trendiä. Mitä stationaarisempia jäännökset ovat, sitä voimakkaammin aikasarjat ovat yhteisintegroituneita. Yhteisintegroituneisuutta testataan vertailun vuoksi myös IDW-testillä, jolloin testiyhtälö on perusmuodossaan seuraava:

$$y_t = \alpha + \beta \cdot x_t + \mu_t, \text{ jossa } H_0: DW = 0, \quad (27)$$



jossa  $\alpha$  ja  $\beta$ :t ovat parametrejä,  $\mu$  virhetermi,  $y$  kuvaa selitettävää muuttujaa ja  $x$  selittävien muuttujien joukkoa.  $\beta \cdot x_t$  kuvaa parametrijoukon ja muuttujajoukon vektoreiden pistetuloa. Jos nollahypoteesi voidaan hylätä, jäännöstermi on autokorreloitunut ja testattavat sarjat eivät näin ollen ole yhteisintegroituneita. Seuraavana vaiheena on stationaarisuustestejä vastaavasti testata differoituja yhtälöitä.

Tutkitaan kolmen muuttujan stationaarisuutta ADF-testein. Testattavat muuttujat ovat kolmen kuukauden Helibor, uuden anto- ja ottolainauksen Suomen markoissa mitattujen määrien erotus ja liikkeelle lasketut 2-3kk:n sijoitustodistukset Suomen markoissa mitattuna. Helibor-korosta ja uuden anto- ja ottolainauksen erotuksesta on käytettävissä kuukausihavainnot ajalta 9:88 - 12:97. Liikkeellelaskettujen sijoitustodistusten kuukausihavainnot ovat ajalta 9:88 - 12:96. Testien tulokset esitetään taulukossa 1. Testeissä käytettyjen viivästettyjen differenssi-en lukumäärä on valittu lisäämällä differenssejä yksi kerrallaan ja tutkimalla niiden tilastollista merkitsevyyttä t-arvojen perusteella. Myös tilastollisesti ei-merkitseviä t-arvoja on liitetty mukaan, jos esimerkiksi anto- ja ottolainauksen erotuksen ADF-testissä ilman vakiota ja trendiä ensimmäinen viive ei ollut lainkaan merkitsevä ja toinen viive oli selvästi merkitsevä. Näin raportoitu testi tehtiin kahdella viivästetyllä differenssillä.

**Taulukko 6: Augmented Dickey-Fuller -testit muuttujien stationaarisuudelle.**

<b>I(0)</b>	<b>n</b>	<b>ADF(1)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(2)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(3)</b>	<b>kriit.</b>
<b>r(3kk)</b>	2	-1,123	-1,95	2	-0,801	-2,89	1	-3,199	-3,37
<b>sij.tod.</b>	2	-0,720	-1,95	2	-2,640	-2,89	0	-6,396*	-3,37
<b>an - ot</b>	2	-0,949 <sup>22</sup>	-1,95	2	0,634	2,89	0	-3,346	-3,37
<b>I(1)</b>	<b>n</b>	<b>ADF(1)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(2)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(3)</b>	<b>kriit.</b>
<b>r(3kk)</b>	1	-6,958*	-1,95	1	-6,573*	-2,89	1	-6,612*	-3,37
<b>sij.tod.</b>	1	3,443*	1,95	1	-11,050*	-2,89	1	-11,034*	-3,37
<b>an - ot</b>	1	-2,787*	-1,95	1	-5,347*	-2,89	1	-6,118*	-3,37

Taulukossa 6 on esitetty  $\rho$ -parametrin t-arvot. Kolmen kuukauden Helibor-koron (r(3kk)) ja auto- ja ottolainauksen erotuksen (an-ot) havainnot ovat kuukausihavaintoja aikaväliltä 9:1988 - 12:1997. Emittoitujen pankkien 2-3:n kuukauden sijoitustodistusten arvot ovat kuukausihavaintoja ajalta 9:1988 - 12:1996. Jos sarakkeessa ADF esitetty t-arvo on kyseistä kriittistä arvoa suurempi, on testattava muuttuja stationaarinen ko. testin mukaan. Merkitsevät t-arvot on merkitty tähdellä. Käytetyt kriittiset t-arvot ovat Engle & Yoo:n (1987) taulukoimia. n-sarakkeessa on ilmoitettu testiyhtälössä käytettyjen viiveiden lukumäärä.

ADF(1) -testiyhtälö on muotoa  $\Delta r_t = \rho r_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta r_{t-i} + \varepsilon_t$ , eli ilman vakiota ja trendiä.

ADF(2) -testiyhtälö on muotoa  $\Delta r_t = \alpha + \rho r_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta r_{t-i} + \varepsilon_t$ , eli ilman trendiä.

ADF(3) -testiyhtälö on muotoa  $\Delta r_t = \alpha + cT + \rho r_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta r_{t-i} + \varepsilon_t$ .

Samaa ADF-yhtälöiden merkitsemistapaa tullaan käyttämään myös muissakin testeissä.

Ongelmana tulosten tulkinnan kannalta on oikeiden kriittisten arvojen käyttö. Kriittisiä arvoja on kirjallisuudessa laskettu eri tavoilla ja eri havaintomäärille, eikä niitä voida pitää eksakteina. Tässä käytetyt kriittiset arvot ovat Engle & Yoo:n vuonna 1987 julkaisemia. Saatujen tulosten mukaan kaikki kolme muuttujaa näyttävät olevat integroituneita astetta 1. Vain trendillä

ja vakiolla täydennetty ADF-yhtälö sijoitustodistusten tapauksessa antaa tukea muuttujan stationaarisuudelle. Tämän voidaan nähdä johtuvan testiyhtälöön sisältyvästä trendistä<sup>23</sup>. Stationaarisuudesta antoi kaikkien muuttujien kohdalla saman tuloksen: aikasarjat ovat integroituneet astetta 1, eli ovat stationaarisia yhden differoinnin jälkeen.

## 4.2. Testitulokset luottojen nettokysynnän välittymisestä rahamarkkinakorkoihin

### 4.2.1 Hypoteesin ensimmäisen vaiheen testaus

Hypoteesin ensimmäisen vaiheen mukaan luottojen nettokysyntä selittää liikkeelle laskettujen sijoitustodistusten markkamäärää. Esitetään testitulokset toteutuneita sijoitustodistuskauvoja B selittävästä mallista, jossa luottojen nettokysyntä on approksimoitu uuden antolainauksen ja ottolainauksen erotuksen avulla.

Estimoitu malli:  $B_t = \alpha + \beta(A - O)_t + \varepsilon_t$

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
Vakio	6513,6	544,07	11,972	0,0000	0,5939
anto-otto	0,043610	0,0062760	6,949	0,0000	0,3301

$R^2 = 0,330067$        $F(1, 98) = 48,283 [0,0000]$        $\sigma = 3077,1$        $DW = 1,10$   
 RSS = 927919905      2 muuttujaa ja 100 havaintoa

Mallin diagnostiset testit<sup>24</sup>:

AR 1- 6F(6, 92) = 5,4649 [0,0001]\*\*

ARCH 6 F(6, 86) = 0,85518 [0,5313]

Normaalisuus  $Chi^2(2) = 6,9084 [0,0316]^*$

RESET F(1, 97) = 0,5645 [0,4543]

<sup>22</sup> Ensimmäinen viivästetty arvo ei saanut tilastollisesti läheskään merkitsevää arvoa, mutta toinen viive sai.

<sup>23</sup> Testiyhtälöön lisätty trendi sai kaikkien kolmen muuttujan tapauksessa tilastollisesti merkitsevän t-arvon I(0)-testeissä.

<sup>24</sup> Esitettävät diagnostiset testit esitellään liitteessä 3.

Mallin ongelmina näyttää diagnostisten testien tulosten perusteella olevan funktiomuodon oikeellisuus ja heteroskedastisuus. Heteroskedastisuus viittaa siihen, että kyseessä ei ole ns. minimivarianssiestimaattori. Väärä funktiomuoto pienentää parametrien luotettavuutta. Antolainauksen ja ottolainauksen erotus näyttää vaikuttavan tilastollisesti merkitsevästi liikkeelle laskettujen sijoitustodistusten markkamäärään.

Yhtälöön kokeiltiin liittää myös Suomen Pankin nettointerventiot rahamarkkinoilla. Nettoramarkkinainterventiot eivät osoittautuneet tilastollisesti merkitseviksi ja niiden sisällyttäminen malliin huononsi mallin diagnostisten testien tuloksia. Mallissa kokeiltiin myös impulssi-dummy -muuttujaa syyskuun 1992 valuuttamarkkinaongelmien kohdalle, 1980-luvun havainnoissa arvon 1 saavaa step-dummyä ja 1990-luvun alun kiinteän kurssin järjestelmän aikana arvon 1 saavaa step-dummyä. Mikään dummy-muuttujista ei parantanut mallin selityskykyä. Muuttujien yhteisintegroituneisuutta testattiin ADF(1)-testillä. ADF-testisuure sai arvon -6,187. Yhtälön viiveiden lukumäärä oli 0, jolloin kriittinen arvo oli 1,95. IDW-testin kriittinen arvo on 95%:n merkitsevyystasolla 0,39 DW-arvon ollessa 1,10. Testitulosten mukaan muuttajat ovat yhteisintegroituneita.

#### 4.2.2 Yhteishypoteesin toisen vaiheen testaus

Yhteishypoteesin toinen vaihe ei osoittautunut empiiristen testien perusteella toimivaksi. Toisen vaiheen testiyhtälöt ovat perusmuodossaan  $\Delta r_t = \beta(A - O) + \varepsilon_t$  ja  $\Delta r_t = \beta B + \varepsilon_t$ . Stationaarisuustestien mukaan kyseisten testiyhtälöiden jäännös ei olisi stationaarinen. Molempien puolten differointi ratkaisisi yhteisintegratio-ongelman, mutta peittäisi samalla tilastoihin sisältyvää informaatiota. Jäännöksestä saadaan stationaarinen selittämällä koron muutosta liikkeelle laskettujen sijoitustodistusten B sekä anto- ja ottolainauksen erotuksen A-O poikkeamalla trendistä. Yläindeksi TP tarkoittaa trendipoikkemaa.

Estimoitu malli:  $\Delta r_t = \beta(A - O)^{TP} + \varepsilon_t$

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
TPanto-otto	$-3,0131 \cdot 10^{-6}$	$2,4621 \cdot 10^{-6}$	-1,224	0,2236	0,0134

Mallista ei esitetä selitysasteita eikä diagnostisten testien tuloksia, koska anto- ja ottolainauksen differenssin t-arvo ei ole tilastollisesti merkitsevä. Malliin kokeillun vakion t-arvo oli pieni, joten tulokset raportoidaan vakiottomina. Myös logaritmuunnoksia kokeiltiin ilman menestystä. Estimoidun mallin jäännös osoittautui ADF-testin perusteella selvästi stationaariseksi. Trendipoikkeamien stationaarisuustestien tuloksia ei esitetä.

Esitetään tulokset mallista, jossa Helibor-koron differenssiä selitetään liikkeella laskettujen 2-3 kk:n sijoitustodistusten yhteisarvon trendipoikkeamalla:

Estimoitu malli:  $\Delta r_t = \alpha + \beta B_t^{TP} + \varepsilon_t$ .

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
TP-Sij.Tod.	$2,4658 \cdot 10^{-5}$	$2,3137 \cdot 10^{-5}$	1,066	0,2892	0,0115

Myöskään liikkeellelasketut pankkien 2-3 kuukauden sijoitustodistusten trendipoikkeama ei näytä vaikuttavan tilastollisesti merkitsevästi Helibor-koron differenssiin. Tästä johtuen mallin diagnostisten testien tuloksia ei esitetä. Myös sijoitustodistuskauppojen kohdalla kokeiltiin muuttujamuunnoksia - ilman tulosta. Mallin jäännös osoittautui ADF-testien perusteella stationaariseksi.

Tukea rahamarkkinaluottojen nettokysynnän vaikutuksesta rahamarkkinakorkoon ei kyetty löytämään. Kysynnän ja tarjonnan täytyy kuitenkin myös rahamarkkinoilla välittyä rahan hintaan eli korkoon. Saadut tulokset saattavat johtua siitä, että rahamarkkinaluottojen nettokysyntää ei kyetty approksimoimaan oikealla tavalla. Saadut tulokset saattavat johtua myös siitä, että kolmen kuukauden Helibor-korko ei määräydy kotimaan reaalitaloudesta johdetun kysynnän ja tarjonnan perusteella. Korko vaikuttaa todennäköisesti myös liikkeelle laskettujen sijoitustodistusten määrään. Kausaalisuhteen suuntaa ei tarvitse selvittää, koska sijoitustodistukset eivät vaikuttaneet korkoon tilastollisesti merkitsevästi.

### 4.3. Empiiriset testit huutokauppakoron merkityksestä kolmen kuukauden Helibor-koron määräjänä

Huutokauppakoron stationaarisuus on luonnollisesti testattava. 3.n kuukauden Helibor-koron stationaarisuus testattiin jo osiossa 4.1. Huutokauppakorosta on kuitenkin vain rajallinen määrä havaintoja, joten Helibor-koron stationaarisuus testataan uudestaan pienemmällä havaintomäärällä. Havainnot ovat ajalta 8:92 - 9:97. Esitetään ADF-testien tulokset.

Taulukko 7: ADF-testit huutokauppakoron ja kolmen kuukauden Helibor-koron stationaarisuudelle.

<b>I(0)</b>	<b>n</b>	<b>ADF(1)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(2)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(3)</b>	<b>kriit.</b>
<b>r(3kk)</b>	1	-5,515*	-1,95	2	-3,309*	-2,93	1	-8,772*	-3,67
<b>TR</b>	3	-1,927	-1,95	3	-2,291	-2,93	3	-2,509	-3,67
<b>I(1)</b>	<b>n</b>	<b>ADF(1)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(2)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(3)</b>	<b>kriit.</b>
<b>r(3kk)</b>	2	-5,162*	-1,95	2	-5,273*	-2,93	2	-5,330*	-3,67
<b>TR</b>	2	-4,409*	-1,95	2	-4,440*	-2,93	2	-4,411*	-3,67

Kolmen kuukauden Helibor-korko on selvästi integroitunut astetta 0. Huutokauppakoron integroituneisuus astetta 0 voidaan niukasti hylätä.

Suoritetut stationaarisuustestit hylkäsivät vain niukasti huutokauppakoron stationaarisuuden. Tästä syystä testit suoritetaan sekä tasomuodossa että differenssimuodossa. Molemmista suoritetaan yhteisintegraatiotestit. Tasomuotoinen testi antoi seuraavat tulokset:

Estimoitu malli:  $r_t = \alpha + \beta r_t^{TR} + D1 + \varepsilon_t$ , jossa D1 on dummy-muuttuja, joka saa arvon 1 syyskuun 1992 havainnon tapauksessa; muulloin  $D1 = 0$ .

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
Vakio	0,29007	0,06216	4,667	0,0000	0,2696
TR	0,95914	0,00995	96,407	0,0000	0,9937
D1	-1,3365	0,24252	-5,511	0,0000	0,3398

$$R^2 = 0,995083$$

$$F(2,59) = 5969,9 [0,0000]$$

$$\sigma = 0,206263$$

$$DW =$$

0,802

$$RSS = 2,510111802$$

3 muuttujaa ja 62 havaintoa

$$AR\ 1 - 4F(4,55) = 17,46 [0,0000]**$$

$$ARCH\ 4\ F(4,51) = 3,4479 [0,0144]*$$

$$\text{Chi-testi jäännöksen normaalisuudelle: } Chi^2(3) = 10,162 [0,01772]*$$

$$\text{RESET -testi funktiomuodon oikeellisuudelle: RESET } F(1,58) = 7,6451 [0,0076]**$$

$$\text{Heteroskedastisuustestit: } Chi^2(3) = 10,162 [0,01772]* \text{ ja } F\text{-form}(3,55) = 3,5938 [0,0191]*$$

Tasomuotoisen testin tulokset näyttävät erittäin hyvältä jäännöstermin ominaisuuksien ja funktiomuodon oikeellisuuden suhteen. Huutokauppakorko näyttää määrävän täysin kolmen kuukauden Helibor-koron. Tämä on luonnollinen tulos, koska korkojen riittävän suuri ero antaa arbitraasimahdollisuuden, jota rahamarkkinaosapuolet voisivat käyttää hyväksi. Testin ongelmana on se, että muuttujat näyttävät olevan integroituneet eri astetta. Tällöin yhtälössä selitettäisiin I(0)-sarjaa I(1)-sarjalla. Stationaarisuus voidaan varmistaa seuraavassa osiossa esitettävien yhteisintegraatiotestien avulla.

Yhtälö estimoitiin vielä differenssimuodossa stationaarisuustestien tulosten johdosta. Esitetään differenssimallin tulokset:

Estimoitu malli:  $\Delta r_t = \alpha + \beta \Delta r_t^{TR} + D1 + \varepsilon_t$ , jossa D on dummy-muuttuja, joka saa arvon 1 syyskuun 1992 havainnon tapauksessa kuten edellä.

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
Vakio	-0,032143	0,021581	-1,489	0,1418	0,0368
DTR	0,74179	0,029331	25,290	0,0000	0,9169
D1	-0,39846	0,17598	-2,264	0,0273	0,0812

$$R^2 = 0,926755 \quad F(2,58) = 366,92 [0,0000] \quad \sigma = 0,15714 \quad DW = 2,45$$

RSS = 1,432191398      3 muuttujaa ja 61 havaintoa

$$\text{AR 1-4F}(4,54) = 2,7237 [0,0387]^*$$

$$\text{ARCH 4 F}(4,50) = 10,894 [0,0000]**$$

$$\text{Normaalisuus } \text{Chi}^2(2) = 25,368 [0,0000]**$$

$$\text{RESET F}(1,57) = 17,783 [0,0001]**$$

Myös differenssimalli antaa vakuuttavaa tukea huutokauppakoron vaikutukselle Helibor-koron määräytymisessä.

Aikasarjojen stationaarisuuden voi varmistaa tutkimalla ovatko sarjat yhteisintegroituneita. Jos aikasarjat ovat yhdessä stationaarisia, jokin niiden lineaarikombinaatio on stationaarinen. Yhteisintegraatio voidaan selvittää tutkimalla PNS-regression jäännöstermiä. Testaamalla ADF-testillä perusmuodossa, eli ilman vakiota ja trendiä, jäännöksen stationaarisuutta nähdään, ovatko aikasarjat yhteisintegroituneita. Mitä stationaarisempia jäännökset ovat, sitä voimakkaammin aikasarjat ovat yhteisintegroituneita. Tasomuodon jäännöstermin avulla suoritettussa yhteisintegraatiotestissä viiveiden lukumääräksi saatiin 2.  $\rho$ -parametrin t-arvoksi saatiin -3,002 kriittisen arvon ollessa 95%:n merkitsevyytasolla -3,67. Tasomuodossa suoritettu testi ei siis osoittautunut yhteisintegroituneeksi ADF-testin perusteella. Differenssimuodon ADF-testin viiveiden lukumääräksi saatiin 1.  $\rho$ -parametrin t-arvoksi saatiin -4,194 kriittisen arvon ollessa -2,93. Differenssimuoto oli yhteisintegroitunut. IDW-testisuure saa molemmissa tapauksissa kriittisen arvon 0,78 ylittävän arvon. IDW-testien mukaan molemmat jäännökset ovat stationaarisia.



#### **4.4. Katetun korkopariteettiteorian empiirinen testaus**

Katettu korkopariteetti ei sisällä lainkaan epävarmuutta, kun sillä selitetään korkoa. Jos katettu korkopariteetti ei ole voimassa, markkinoilla on olemassa riskittömiä arbitraasimahdollisuuksia. Katetun korkopariteetin täydellinen toimivuus tarkoittaa sitä, että joko korko tai termiinikurssi määräytyvät ulkomaisten korkojen ja vallitsevan spot-kurssin perusteella. Tällöin esimerkiksi kansantuotteella, inflaatiolla sekä luottojen kysynnällä ja tarjonnalla ei olisi lainkaan vaikutusta korkoihin tai termiinikurssiin.

Suomen rahamarkkinakorkojen määräytymistä katetun korkopariteetin perusteella ovat testanneet ainakin Hietaniemi (1992), Mikkola (1989), Starck (1988) ja Virén (1988). Suomen aineistolla saadut tulokset ovat ristiriitaisia: esimerkiksi Starck kielsi ulkomaisen koron vaikutuksen Suomen korkoon, mutta Hietaniemi piti ulkomaisia korkoja erittäin keskeisinä tekijöinä Suomen koron määräytymisessä. Virénin mukaan kansainväliset ja kotimaiset korot ovat vaihtelevassa määrin riippuvaisia toisistaan, mutta riippuvuuksien ennustaminen on hyvin vaikeaa. Ristiriitaisuudet saattavat osaltaan selittyä eri ajanjaksolta otetuilla aineistoilla: ainoastaan Hietaniemellä oli käytettävissä myös 1990-luvun havaintoja. Myös ulkomaisilla aineistolla saadut tutkimustulokset ovat ristiriitaisia<sup>25</sup>.

Kahden valuutan välinen termiinikurssi määrätään käytännössä kahden valuutan tietyn termiinisopimusperiodin korkoeron ja vallitsevan spot-kurssin perusteella katetun korkopariteetin mukaan. Tästä johtuen katetun korkopariteetin pitäisi kyetä selittämään ainakin termiinikurssia. Katetun korkopariteetin voidaan nähdä soveluvan paremmin termiinikurssin kuin korkotason selittäjäksi. Mahdollisina syinä katetun korkopariteetin toimimattomuudelle on esitetty poliittista riskiä (Aliber, 1973), transaktiokustannuksia (Bahmani-Oskooee & Satya, 1985), pääomamarkkinoiden epätäydellisyyttä (Frenkel, 1973) ja tilastoaineiston epätäydellisyyttä (Taylor 1986). Transaktiokustannusten huomiointi liittyy sekä katettuun että kattamattomaan korkopariteettiin. Termiinikurssi saattaa erota korkopariteetin mukaisesta kurssista valuutan vaihtoon sekä korkosijoitusten tekoon liittyvien kustannusten johdosta. Bahmani-Oskooee ja Satya (1985) saivat tuloksia, joiden mukaan transaktiokustannukset eivät ole merkittävä tekijä termiinikurssin määräytymisessä. Transaktiokustannukset eivät siis selitä

poikkeamia korkopariteetista. Tässä työssä transaktiokustannukset oletetaan niin pieniksi, että ne voidaan jättää huomioimatta. Oletus johtuu pitkälti ajassa muuttuvien transaktiokustannusten mittaamisen vaikeudesta.

Tilastoaineiston epätäydellisyyttä voidaan pitää yhtenä selityksenä empiiristen testien kielteisille tuloksille. Jos esimerkiksi koroista ja valuuttakursseista on eriaikaiset havainnot samalta päivältä, aineisto on epätäydellistä ja empiiristen testien tulokset harhaisia. Periaatteessa korkopariteettia testattaessa havaintojen tulisi olla samalta hetkeltä<sup>26</sup>. Taylor (1986) esitti, että katetun korkopariteetin kieltävät testitulokset johtuvat ennemmin tilastoaineiston kuin markkinoiden epätäydellisyydestä. Taylorin mukaan katettua korkopariteettia koskevat tutkimukset ovat pääosin käyttäneet julkisia tilastoja, joita ei ole kerätty samanaikaisesti. Taylor otti kolmen päivän aikana useita samanhetkisiä havaintoja Lontoon valuuttamarkkinoilta sekä eurokorkomarkkinoilta eri maturiteeteissa selvittäen, onko markkinoilla riskittömiä arbitraasimahdollisuuksia. Taylorin havaitsema arbitraasimahdollisuuksien puuttuminen viittaa katetun korkopariteetin pitävyyteen datan ollessa samanaikaisesti kerättyä. Taylor teki havaintonsa Eurokorkomarkkinoilla, joita voidaan pitää eri maissa noteerattavista koroista koostuvia markkinoita homogeenisempina. Markkinoiden homogeenisuus on eräs korkopariteetin oletuksista.

Eurokorot saattavat erota kansallisten markkinoiden korkotasosta. Moosa & Bhatti (1996) käsittelivät useiden taloustieteilijöiden esittämää väitettä, jonka mukaan korkopariteettia tulisi testata vain Eurokorkomarkkinoilla. Eurokorkomarkkinoilla korot määräytyvät samanhetkisten havaintojen perusteella, joten kaikilla markkinaosapuolilla on periaatteessa tasapuolinen informaatio ja kauppatavara on homogeenista. On luonnollista, että markkinat ovat täydellisemmät eurokorkomarkkinoiden tyyppisillä ”torimarkkinoilla”. Markkinat ovat tehokkaammat Eurokorkomarkkinoilla kuin markkinoilla, jotka koostuvat useista markkinapaikoista. Moosa & Bhatti huomioivat myös sen, että termiinikurssiin saattaa sisältyä riskipremio. Tämä riskipremio on yksi mahdollinen syy katetun korkopariteetin toimimattomuudelle.

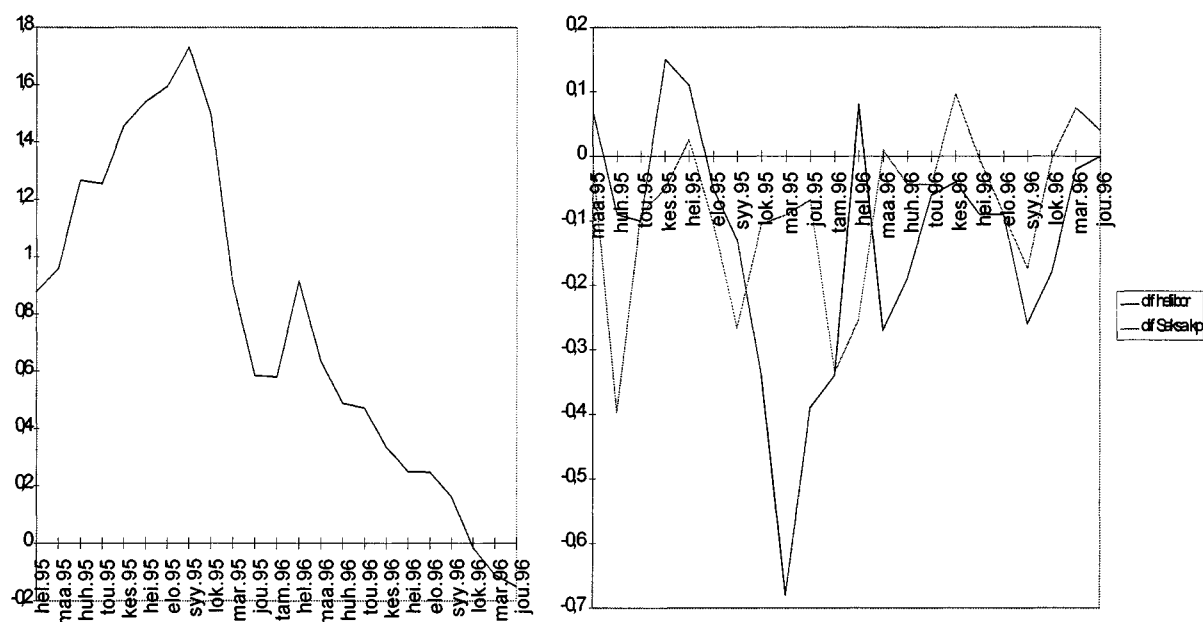
---

<sup>25</sup> Esim. Eaton & Turnovsky (1983) ja Taylor (1986) saivat hyvin erilaisia tuloksia.

<sup>26</sup> Päättöksiä ei toki tehdä sekunnissa.

Tässä työssä käytettävä tilastoaineisto on lähtöisin julkisista tilastoista. Aineistossa Englannin, Ruotsin ja Suomen korot on havainnoitu samanaikaisesti<sup>27</sup>. USA:n korko ei täytä samanaikaisuusvaatimusta. Valuuttakurssit on mitattu ns. closing-tasoina<sup>28</sup>, joten havainnot valuuttakursseista ja koroista ovat eri hetkiltä. Aineistoa ei siis voida täysin luotettavasti käyttää katetun korkopariteetin testaamisessa. Katetun korkopariteetin toimivuutta puoltaa se, että nykyaikaisen informaatioteknologian oloissa arbitrasimahdollisuuksia voi olla korkeintaan hetkellisesti. Myös termiiniurssien korkoeroihin perustuva laskutapa puoltaa katetun korkopariteetin pitävyyttä.

Esitetään kuvioita katetun korkopariteetin perusteella:



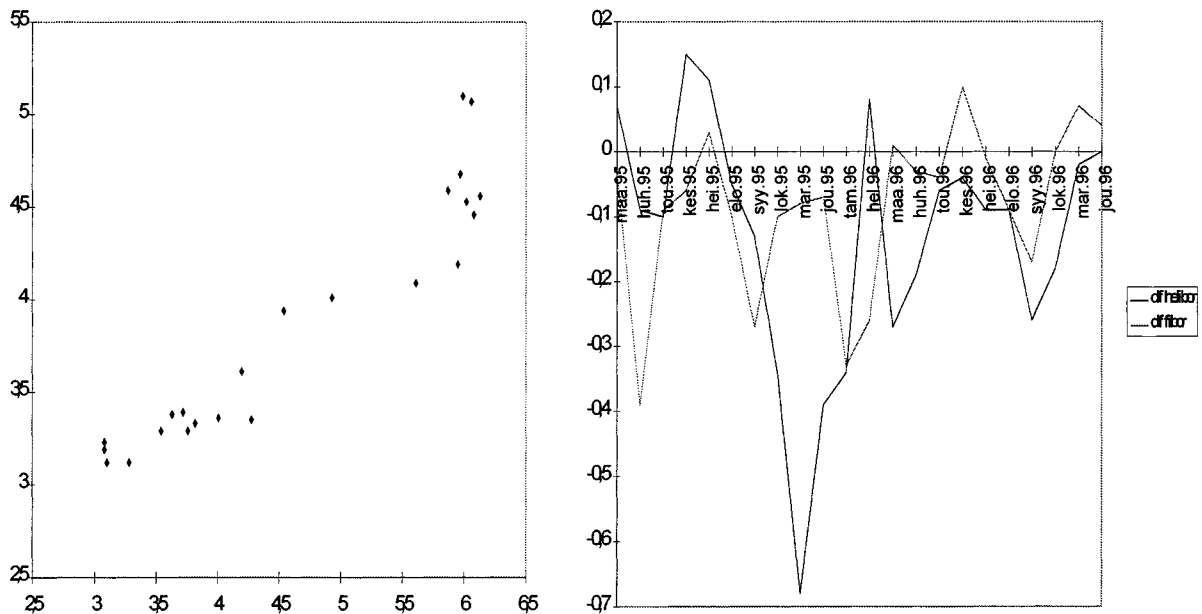
**Kuviot 8 a ja b:** Vasemmalla (a) toteutuneen 3kk:n Helibor-koron ja Saksan korosta lasketun katetun korkopariteetin mukaisen koron erotus. Oikealla (b) toteutuneen 3kk:n Helibor-koron ja Saksan korosta lasketun katetun korkopariteetin mukaisen koron muutokset.

Suomi on integroitunut Euroopan talouteen yhä syvemmin vuonna 1996. Vuoden 1996 jälkimmäisellä puoliskolla korkopariteetilla laskettu korkotasoa on osunut aikaisempaa lähemmäs toteutunutta korkotasoa. (aineisto 2/95-12/96). Kuviot 8 a ja b antavat varsin vähän tukea Saksan koron sekä Saksan Markan spot- ja termiiniurssien perusteella lasketun katetun korkopariteetin toimivuudelle. Kuviosta 8a näkyvän poikkeaman suuruuden perusteella näyttää siltä,

<sup>27</sup> Paikallista aikaa Suomessa klo 13.00, Ruotsissa ja Saksassa klo 12.00 ja Englannissa klo 11.00.

<sup>28</sup> Markkinoiden sulkeutumistasoina.

että tilastoaineiston puutteellisuus ei olisi riittävä selitys katetun korkopariteetin kieltäville tutkimustuloksille tarkasteltaessa kansallisten korkojen määräytymistä. Poliittista riskiä ja markkinoiden epätäydellisyyttä voidaan pitää mahdollisina poikkeamien aiheuttajina. Tilastoaineiston kokoamisen menetelmät eivät ole muuttuneet havaintoajanjaksolla, mutta Helibor-koron ja Saksan koron sekä Saksan Markan termiini- ja spot-kurssien avulla lasketun koron erotus on pienentynyt huomattavasti, mikä implikoi korkopariteettiteorian toimivuuden lisääntymistä. Kuviossa 8 b voidaan myös havaita selityskyvyn parantumista vuoden 1996 jälkimmäisellä puoliskolla. Selitykseksi tähän voidaan hakea Saksan kasvanut vaikutus Suomen talouteen syventyneen taloudellisen integraation seurauksena<sup>29</sup>.

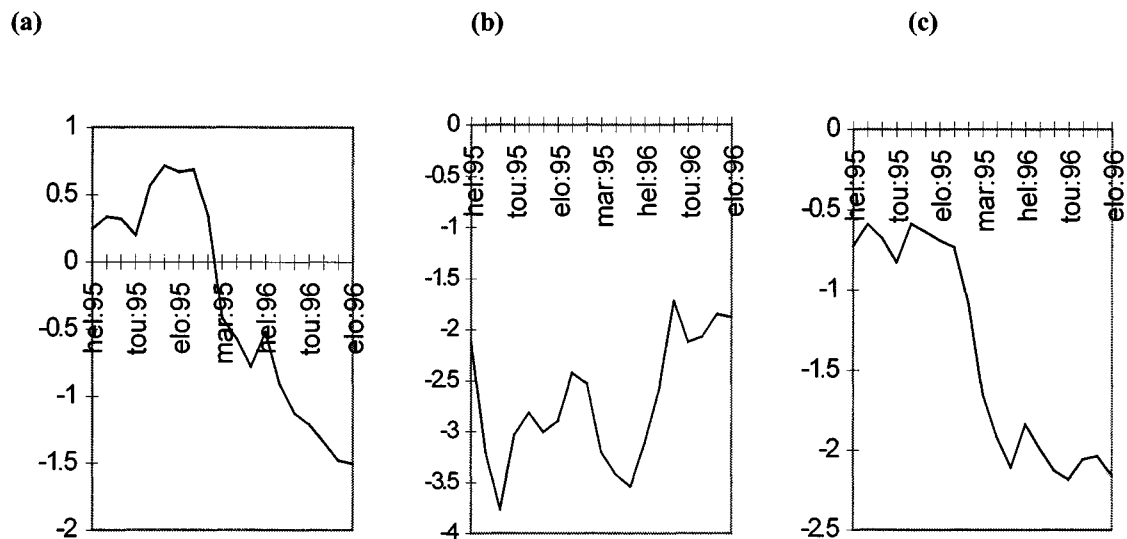


**Kuviot 9 a ja b: Vasemmalla (a) hajontakuviio Saksan 3 kk:n rahamarkkinakorosta (Y-akseli) ja 3 kk:n Helibor-korosta (X-akseli). Oikealla (b) vastaavien korkojen muutokset. (aineisto 2/95-12/96)**

Kuviosarjoista 8 ja 9 voidaan havaita Suomen ja Saksan korkojen samansuuntaiset liikkeet. Kuvioden perusteella katettu korkopariteetti selittää Suomen koron muutoksia vain aavistuksen verran paremmin kuin Saksan korkomuutokset.

<sup>29</sup> Suomen marka sidottiin Euroopan Valuuttakurssimekanismiin, ERM:iin, syksyllä 1996.

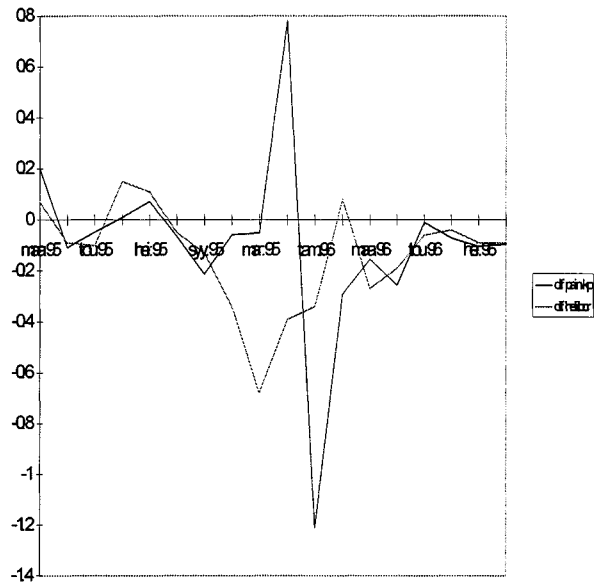
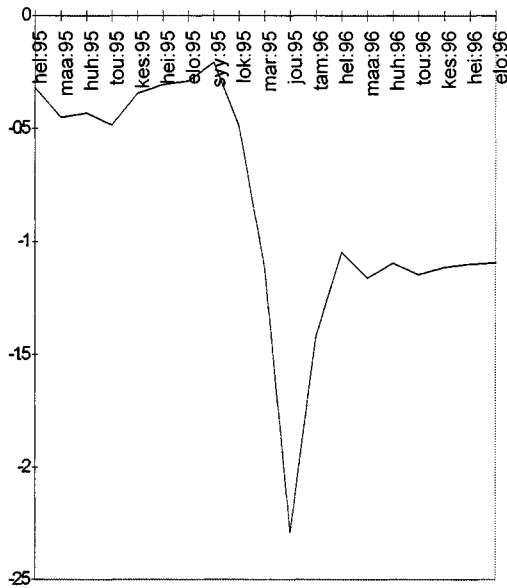
Kuvasarjaan 10 on laskettu toteutuneen kolmen kuukauden Helibor-koron ja korkopariteetin perusteella lasketun koron erotukset USA:n, Ruotsin ja Iso-Britannian korkojen ja kurssien perusteella.



Kuviot 10 a,b ja c: Toteutuneen 3kk:n Helibor-koron ja USA:n (a), Ruotsin (b) ja Ison Britannian (c) 3kk:n rahamarkkinakoroista sekä spot- ja termiinikursseista korkopariteetilla lasketun kotimaan koron ero.

Kuviosarja 10 on tehty kuukausiaineistolla. Ruotsin ja Iso-Britannian tapauksissa aineistona on 2:95 - 8:96 ja USA:n tapauksessa 12:94 - 8:96. Kuvia tulkittaessa on syytä huomioida skaalaerot. Jos korkopariteetteja lasketaan vertaamalla kahta maata keskenään, tutkitaan korkopariteettiteorian toimivuutta. Selitettäessä kotimaan koron määräytymistä korkopariteetin perusteella tulee huomioida useita maita. Kuviosarjassa 10 korkopariteetin mukaiset korot on laskettu neljän maan, Saksan, Englannin, Ruotsin ja USA:n ulkomaankauppaosuuksilla<sup>30</sup> painotettujen koron sekä termiini- ja spot-kurssin keskiarvojen perusteella.

<sup>30</sup> Ulkomaankauppaosuus on laskettu vienti- ja tuontiosuuden keskiarvona.



Kuviot 11 a ja b: Vasemmalla (a) toteutuneen 3 kk:n Helibor-koron ja painotetun katetun korkopariteetin mukaisen koron erotus. Oikealla (b) toteutuneen 3 kk:n Helibor-koron ja painotetun korkopariteetin mukaisen koron muutokset.

Kuvion 11 a perusteella painotetun korkopariteetin mukainen korko on selkeästi toteutunutta korkoa korkeampi. Ero on kasvanut tarkastelujaksolla. Kuvion 11 b perusteella kotimaan koron liikkeet mukailevat painotetun pariteetin ennustamia korkoliikkeitä erittäin hyvin vuodenvaihdetta 1995 ja 1996 lukuunottamatta. Toteutunut korko näyttää nousevan korkopariteetin mukaisen koron noustessa ja laskevan korkopariteetin mukaisen koron laskiessa. Muutosten samansuuntainen kehitys näyttää olevan voimakkaampaa käytettäessä painotettua korkoa kuin käytettäessä Saksan korkoa.

Työssä käytetyn tilastoaineiston lyhyys rajoittaa katetun korkopariteetin empiiristä testaamista. Toinen empiiristä testaamista vaikeuttava tekijä on se, että korkopariteetti pitää sisällään kolme endogeenista muuttujaa: kotimaan koron, termiinikurssin ja spot-kurssin. Korkopariteetti ilmoittaa vain näiden keskinäisen riippuvuuden, ei kausaalisuutta. Termiinikurssi määräytyy korkopariteettiyhtälön mukaan seuraavasti:

$$f(t_0, t_1) = \frac{(1 + r_d(t_0)\Delta t)}{(1 + r_f(t_0)\Delta t)} \cdot s(t_0).$$

Toisaalta termiinkurssit määräytyvät kysynnän ja tarjonnan perusteella termiinimarkkinoilla. Jos termiinkurssit määräytyvät kautta korkopariteetin mukaista arvoa vastaaviksi, tulee kotimaan koron selittäjäksi kotimaan korko. Yhtälö kuvaa tällöin ainoastaan ulkomaan koron ja koti- sekä ulkomaan korkojen suhteen heijastumista kotimaan korkoon. Muuttujan selittäminen sen omilla arvoillaan ei ole mielekäästä.

**Taulukko 6: Korrelaatioita toteutuneiden ja korkopariteetin mukaisten laskennallisten korkojen väliltä sekä suoraan koti- ja ulkomaan koron väliltä.**

	Painotettu	Saksa	Englanti	USA	Ruotsi
korrelaatio: kp	0,8998	0,9733	0,4907	0,8870	0,3418
korrelaatio: korot	0,8570	0,9475	0,0681	0,8545	0,7100
n	19	19	19	21	19

Taulukossa 6 on laskettu korrelaatioita toteutuneen kolmen kuukauden Helibor-koron ja korkopariteetista lasketun koron välille Saksan, Englannin, USA:n, Ruotsin sekä edellisistä muodostetun ulkomaankauppaosuusien perusteella muodostetun laskennallisen ”maan” korkojen, termiinkurssien ja valuuttakurssien perusteella. Laskenta suoritettiin kuukausiaineistolla 2:95 - 8:96 paitsi USA, jonka havainnot olivat väliltä 12:94 - 8:96. n kuvaa muuttujien lukumäärää. Tilastollinen merkitsevyystaso 5%:n virhemarginaalilla on 20 havainnon tapauksessa 0,444. Korot ovat IMF:n Financial Review -julkaisusta. Korrelaatiot ovat Pearsonin korrelaatioker-toimia. Ruotsia lukuunottamatta kaikki korrelaatiot saivat tilastollisesti merkitsevät arvot 95%:n merkitsevyystasolla. Saksan lukujen perusteella laskettu korko korreloi lähes täydellisesti toteutuneen Helibor-koron kanssa. Painotettu ulkomaan ja USA korreloivat myös erittäin voimakkaasti.

Taulukkoon 6 on myös laskettu korrelaatiot korkojen välille samalta ajalta. Ruotsia lukuunottamatta korkopariteetin mukainen korko korreloi ulkomaan korkoa voimakkaammin kolmen kuukauden Helibor-koron kanssa. Englannin ja Suomen korkojen välinen korrelaatio on yllättävän pientä. Tuloksista voi päätellä, että Suomen ja Ruotsin taloudet ei ole kovin voimakkaasti sidoksissa keskenään. Tutkimusajankohtana Saksan talous näyttäisi olevan tärkein Suomen talouteen vaikuttanut ulkomaan. Saksan selvästi painotettua ulkomaan suurempaa

merkitystä voidaan pitää yllättävänä. Painotetun maan käyttökelpoisuus on selvästi Saksaa heikompi ja vain hieman USA:ta parempi. Tämä johtuu Ruotsin ja Englannin suureilla saaduista vähäisistä korrelaatioista. Tulokset antavat kuitenkin hieman tukea painotetun maan käyttökelpoisuudelle, koska Ruotsin ja Englannin mukanaolo vähentää painotetun maan käyttökelpoisuutta suhteellisen vähän.

Taulukon 6 korrelaatiot on laskettu käyttäen korkoina IMF:n Financial Review -julkaisussa esitettyjä Money Market Rate -korkoja. Suomen kohdalla tämän tunnuksen alla esiintyy juuri kolmen kuukauden Helibor. Financial Review -julkaisun käyttäjäoppaan mukaan ko. tunnuksen alla julkaistaan kunkin maan keskeistä rahamarkkinakorkoa. Verrattaessa IMF:n tilastoja silmämääräisesti ETLA:n tietokannassa julkaistuihin korkoihin, herää epäily IMF:n tilastojen käyttökelpoisuudesta. Lasketaan vastaavat korrelaatiot käyttäen ETLA:n tietokannassa julkaistuja kolmen kuukauden korkoja.

**Taulukko 7: Korrelaatioita toteutuneiden ja katetun korkopariteetin mukaisten laskennallisten korkojen sekä koti- ja ulkomaan toteutuneiden korkojen väliltä.**

←	Painotettu	Saksa	Englanti	USA	Ruotsi
korrelaatiot: kp	0,8775	0,9395	0,9460	0,8540	0,8491
korrelaatiot: korot	0,9604	0,9362	0,9412	0,8336	0,8673
n	19	19	19	21	19

Taulukon 7 laskennassa käytetyt ulkomaan korot ovat ETLA:n tietokannasta. Tulokset tukevat ETLA:n julkaisemien korkojen käyttökelpoisuutta erityisesti Englannin ja Ruotsin tapauksissa: Taulukosta 7 nähdään, että ETLA:n tilastojen käyttö suurentaa selvästi korrelaatioita Englannin ja Ruotsin tapauksissa. Tulosten vertailu ei kuitenkaan tuo aivan selkeää käsitystä siitä, kumman koron käyttö tuo parempia tuloksia. Tässä työssä tullaan käyttämään kaikissa empiirisissä testeissä ETLA:n julkaisemia tilastoja kahdesta syystä: niissä on tilastoituna täsmälleen oikea korko kaikkien neljän käytettävän maan kohdalla ja niissä ei ole puuttuvia havaintoja kuten IMF:n tilastoissa. Edellä esitetyt korrelaatiot on laskettu kuukausiaineistolla. Työssä tullaan käyttämään kuukausiaineistoa kaikissa korkopariteettia koskevissa testeissä.



Kuukausiaineistoa käytetään ns. overlapping-ongelman vuoksi. Overlapping-ongelman vaikutus peittyy, jos vain osa havainnoista huomioidaan testeissä. (Levich, 1989)

#### **4.5. Kattamattoman korkopariteetin empiirinen testaus**

Testataan kattamattoman korkopariteetin kykyä selittää koron määräytymistä sekä Saksan korkoon ja valuuttakursseihin että painotettuihin korkoon ja valuuttakurssiin verrattuna. Aineistona on havainnot väliltä 1:1990 – 12:1997, jolloin havaintojen lukumäärä on 96. Testit perustuvat yhteishypoteesiin. Yhteishypoteesin ensimmäisessä osassa testataan valuuttakurssiodotusten toimivuutta yhtälöiden (23) ja (24) perusteella. Toisessa osassa testataan kattamattoman korkopariteetin kykyä selittää korkoa.

##### **4.5.1. Valuuttakurssiodotusten toimivuuden testaus**

Valuuttakurssiodotuksia kuvaavaksi muuttujaksi valittiin muoto, jossa muuttuja määräytyy koti- ja ulkomaan hintaindeksien suhteen perusteella. Valinta selittyy sillä, että myös reaali-talouden vaikutus korkoon on olennainen asia. Yhtälöitä (23) ja (24) testattiin vakiottomina ja vakion kanssa. Vakioton muoto sai molemmissa tapauksissa selvästi suuremmat selitysasteen ja t-arvot, joten vakiollisten testien tuloksia ei tulla esittämään. Selvästi suuremmat t-arvot kallistivat valinnan vakiottomaan muotoon. Yhtälöihin sisällytettiin impulssi-dummy, joka sai arvon 1 9:1992 sekä step-dummy, joka sai arvon 1 9:1992 ja sitä aikaisemmissa havainnoissa. Dummy-muuttujat eivät saaneet tilastollisesti merkitseviä arvoja kummassakaan tapauksessa. Yhtälö (24) havaittiin yhtälöä (23) toimivammaksi valuuttakurssin selittämisessä. Tässä raportoidaan tulokset vain yhtälön (24) testeistä. Tulokset raportoidaan vain vakiottomista yhtälöistä ilman dummy-muuttujia, mikä havaittiin tehokkaimmaksi tavaksi muodostaa valuuttakurssiodotus.

Taulukossa 8 raportoidaan ADF-testit testattavien valuuttakurssien ja valuuttakurssiodotusten stationaarisuudelle.

**Taulukko 8: ADF-testit valuuttakurssien ja valuuttakurssiodotusten stationaarisuudelle. Havainnot ovat kuukausihavainnot väliltä 1:1990 - 12:1997.**

I(0)	n	ADF(1)	kriit.	n	ADF(2)	kriit.	n	ADF(3)	kriit.
$s_s:(FIM/DEM)$	2	0,589	1,95	2	-1,718	-2,89	2	-1,321	-3,37
$s_p:(FIM/x)$	1	0,708	1,95	1	-1,542	-2,89	1	-1,486	-3,37
$E(s_s:(FIM/DEM))$	2	0,580	1,95	2	-1,682	-2,89	2	-1,278	-3,37
$E(s_p:(FIM/x))$	1	0,657	1,95	1	-1,535	-2,89	1	-1,486	-3,37
I(1)	n	ADF(1)	kriit.	n	ADF(2)	kriit.	n	ADF(3)	kriit.
$s_s:(FIM/DEM)$	1	-5,888*	1,95	1	-5,930*	-2,89	1	-6,034*	-3,37
$s_p:(FIM/x)$	0	-5,831*	1,95	0	-5,893*	-2,89	0	-5,873*	-3,37
$E(s_s:(FIM/DEM))$	1	-6,077*	1,95	1	-6,115*	-2,89	1	-6,214*	-3,37
$E(s_p:(FIM/x))$	0	-6,232*	1,95	0	-6,280*	-2,89	0	-6,269*	-3,37

Merkki viittaa valuuttakurssiin, alaindeksi s viittaa Saksaan ja alaindeksi p painotettuun ulkomaahan. Merkki x tarkoittaa painotetun ulkomaan laskennallista valuuttakurssia. Stationaarisuustestien perusteella Saksan markan kurssi, painotetun valuutan kurssi sekä odotukset kummastakin kurssista ovat integroituneet astetta 1. Trendi ja vakio eivät saaneet missään testissä tilastollisesti merkitsevää arvoa.

Valuuttakurssiodotuksia kuvaavan muuttujan toimivuutta testataan selittämällä sillä toteutunutta valuuttakurssia. Esitetään tulokset testistä, jossa toteutunutta Saksan markan valuuttakurssia  $s$ (Saksa) selitettiin valuuttakurssiodotukset määrävällä muuttujalla ilman vakiota:

$$\text{Estimoitu malli: } s(t_1) = E_{t_0}(s(t_1)) + \varepsilon$$

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
$s_s:(FIM/DEM)$	1,0026	0,0021246	471,895	0,0000	0,9996

$$R^2 = 0,99574 \quad \sigma = 0,0612373 \quad \text{RSS} = 0,35625$$

$$\text{AR 1-6F}(6,89) = 4,9691 [0,0002]**$$

$$\text{ARCH 6 F}(6,83) = 1,5749 [0,1647]$$

$$\text{Normaalisuus } \text{Chi}^2(2) = 27,069 [0,0000]**$$

$$\text{RESET F}(1,94) = 2,6911 [0,1043]$$

Yhteisintegroituvuus selvitetiin testaamalla jäännöksen stationaarisuutta perusmuodossa olevalla ADF-testillä. Perusmuotoisessa ADF-yhtälössä ei ole mukana vakiota eikä trendiä. Käytettyjen viiveiden lukumääräksi jäi 1. ADF-testisuure sai arvon -5,968 kriittisen arvon ollessa -1,95. Jäännös osoittautui siis stationaariseksi, mikä viittaa yhteisintegroituneisuuteen. IDW-testien tuloksia ei raportoida odotusten toimivuutta selvittävistä testeistä. Funtiomuoto-testin tulos saattaa tehdä estimaatista harhaisen ja estimaattori ei ole minimivarianssiestimaattori heteroskedastisuudesta johtuen.

Esitetään tulokset vastaavasta testistä painotetun valuuttakurssin tapauksessa. Selitettävänä muuttujana on nyt toteutunut painotettu valuuttakurssi  $s(\text{pain})$ :

$$\text{Estimoitu malli: } s(t_1) = E_{t_0}(s(t_1)) + \varepsilon$$

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
<b>E(s(pain))</b>	1,0034	0,0020309	494,068	0,0000	0,9996

$$R^2 = 0,999611 \quad \sigma = 0,0723248 \quad \text{RSS} = 0,49693$$

$$\text{AR 1-6F}(6,89) = 4,0065 [0,0013]**$$

$$\text{ARCH 6 F}(6,83) = 1,0413 [0,4047]$$

$$\text{Normaalisuus } \text{Chi}^2(2) = 27,036 [0,0000]**$$

$$\text{RESET F}(1,94) = 2,4767 [0,1189]$$

Yhteisintegroituneisuutta testanneen ADF-testin viiveiden lukumääräksi jäi 0. Kyseessä on siis DF-testi. Testisuure sai arvon -6,186 kriittisen arvon ollessa -1,95. Testituloksella viittaa yhteisintegroituneisuuteen. Integrated Durbin Watson -suureen arvoja ei raportoida. Kertoimet eivät saa tilastollisesti merkitsevästi 1:tä suurempaa arvoa. Näin muodostettu valuuttakurssiodotus kerrotaan yllä olevien estimointien kertoimella, jolloin korkopariteetissa on mukana todellinen valuuttakurssiodotus. Luonnollisesti kerroin muuttaa valuuttakurssiodotusta vain vähän. Heteroskedastisuustestien tulokset viittaavat siihen, että estimaattorit eivät ole minimivarianssiestimaattoreita. Tulosten heikkoutena voidaan pitää erityisesti RESET -testien tuloksia, jotka ovat funktiomuodon oikeellisuutta vastaan. Estimaatti on harhainen ja tarkentumaton. Heteroskedastisuudesta johtuen kyseessä ei ole minimivarianssiestimaattori. Vakiollisissa malleissa RESET -testit saivat hieman parempia tuloksia.

#### 4.5.2. Kattamattoman korkopariteetin testaus Saksan muuttujiin nähden

Empiirisissä testeissä muuttujat voidaan järjestellä eri tavoilla. Kaikki mahdolliset tavat kehtiin. Parhaaksi havaitussa tavassa muuttujat järjesteltiin seuraavasti:

$$A = \frac{E_{t_0}(s(t_1))}{s(t_0)} \cdot \frac{1}{\Delta t} - \frac{1}{\Delta t} \quad \text{ja} \quad B = r_f(t_0) \frac{E_{t_0}(s(t_1))}{s(t_0)}.$$

Estimoitava voidaan esittää yllä esitettyjen symbolien avulla seuraavasti:

$$r_t = \alpha + \beta A_t + \gamma B_t + \mu_t.$$

Yhtälössä  $r$  kuvaa estimoitavaa korkoa,  $\alpha$ ,  $\beta$ , ja  $\gamma$  ovat parametrejä ja  $\mu$  on virhetermi. Vakio on siis sisällytetty yhtälön muuttujiin. Valuuttakurssiodotuksia kuvaava muuttuja on muodostettu yhtälön (24) mukaisesti. Tuloksissa mahdollisesti ilmenevä positiivinen tilastollisesti merkitsevä vakio implikoisi positiivisen riskipreemion olemassa oloa koron määrääntymisessä.  $A$  voidaan olettaa stationaariseksi muuttujaksi eli integroituneeksi astetta 0.  $B$  voidaan olettaa muuttujaksi, joka on integroitunut astetta 1. Kolmen kuukauden Helibor-korko on integroitunut astetta 1.

Stationaarisuustestien tulokset antavat viitteitä siitä, ovatko testattavat aikasarjat yhdessä stationaarisia. Esitetään ADF-testien tulokset edellä määrättyjen muuttujien  $A$ (Saksa),  $B$ (Saksa) ja Helibor-koron stationaarisuudesta:

**Taulukko 9: Stationaarisuustestien tulokset Saksan lukujen perusteella lasketuista muuttujista ja kolmen kuukauden Helibor-koron kasvuasteesta.**

<b>I(0)</b>	<b>n</b>	<b>ADF(1)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(2)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(3)</b>	<b>kriit.</b>
<b>r(3kk)</b>	2	-1,853	-1,95	1	-1,581	-2,89	1	-2,677	-3,37
<b>A(Saksa)</b>	1	-5,925*	-1,95	1	-5,895*	-2,89	1	-5,988*	-3,37
<b>B(Saksa)</b>	3	-1,583	-1,95	3	-0,350	-2,89	3	-1,995	-3,37
<b>I(1)</b>	<b>n</b>	<b>ADF(1)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(2)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(3)</b>	<b>kriit.</b>
<b>r(3kk)</b>	0	-7,489*	-1,95	0	-7,650*	-2,89	0	-7,655*	-3,37
<b>A(Saksa)</b>	1	-10,845*	-1,95	1	-10,785*	-2,89	1	-10,726*	-3,37
<b>B(Saksa)</b>	0	-8,738*	-1,95	0	-8,962*	-2,89	0	-8,929*	-3,37

Stationaarisuustestien tulosten perusteella siis I(1) sarjaa tullaan selittämään I(1) sarjan ja I(0) sarjan summalla, mikä viittaa yhteisintegroituneisuuteen.

Esitetään tulokset Saksan korkoon ja valuuttakursseihin perustuvista Suomen korkoa selittävästä yhtälöistä. Tulokset esitetään vakiolliselle ja vakiottomalle yhtälölle. Yhtälöihin pyrittiin sisällyttämään kaksi dummy-muuttujaa. Toinen on impulssi-dummy, joka ajoittuu syyskuulle 1992, jolloin valuuttamarkkinoilla oli erittäin suuria myllerryksiä. Syyskuussa 1992 myllerrysten seurauksena Suomen markka laskettiin kellumaan. Toinen dummy on step-dummy, joka saa arvon 1 ajalla ennen syyskuuta 1992. Teoreettinen perustelu dummyn käytölle on kiinteiden valuuttakurssien järjestelmä. Kiinteiden valuuttakurssien järjestelmässä valuuttakurssiodotukset ovat saattaneet määräytyä eri tavalla. Saksan tapauksessa molempien dummy-muuttujat osoittautuivat tilastollisesti merkitseviksi.

Estimoitu malli:  $r_t = \beta A_t + \gamma B_t + D1_t + D2_t + \varepsilon_t$ , jossa D1 on impulssi-dummy, joka saa arvon 1 syyskuussa 1992 ja muuten arvon 0. D2 on step-dummy, joka saa arvon 1 elokuun 1992 ja sitä aikaisempien havaintojen kohdalla. Muuten D2 saa arvon 0.

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
A(Saksa)	-0,045153	0,14588	-3,095	0,0026	0,0943
B(Saksa)	1,1033	0,26823	41,131	0,0000	0,9484
D1	0,058952	0,01144	5,152	0,0000	0,2239
D2	0,034256	0,00313	10,952	0,0000	0,5659

$$R^2 = 0,986235 \quad \sigma = 0,0111593 \quad DW = 0,416$$

RSS = 0,0114566676                      4 muuttujaa ja 96 havaintoa

AR 1- 6F(6, 86) = 20,939 [0,0000]\*\*

ARCH 6 F(6, 80) = 6,3678 [0,0000]\*\*

Normaalisuus  $Chi^2(2) = 13,075 [0,0014]**$

RESET F(1, 91) = 2,6774 [0,1052]

Heteroskedastisuustestit:  $Chi^2(6) = 25,871 [0,0002]**$  ja F-Form(6, 85) = 5,2261 [0,0000]\*\*

Funktioomuototestit:  $Chi^2(9) = 27,97 [0,0010]**$  F-Form(9, 82) = 3,746 [0,0006]\*\*

Pakotetaan malliin mukaan tilastollisesti merkitsemätön vakio. Suoritetun testin tulokset ovat seuraavanlaiset:

Estimoitu malli:  $r_t = \alpha + \beta A_t + \gamma B_t + D1_t + D2_t + \varepsilon_t$ , jossa dummy-muuttujat kuten edellä.

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
Vakio	0,00081937	0,0043773	0,187	0,8519	0,0923
A(Saksa)	-0,045788	0,015052	-3,042	0,0031	0,6513
B(Saksa)	1,0885	0,083498	13,036	0,0000	0,2157
D1	0,059520	0,011898	5,003	0,0000	0,4315
D2	0,034772	0,0041840	8,311	0,0000	0,0004

$$R^2 = 0,936377 \quad F(4,91) = 334,83 [0,0000] \quad \sigma = 0,0112182 \quad DW = 0,417$$

RSS = 0,0114522581                      5 muuttujaa ja 96 havaintoa

AR 1- 6F (6, 85) = 20,626 [0,0000]\*\*

ARCH 6 F(6, 79) = 6,2253 [0,0000]\*\*

Normaalisuus  $Chi^2$  (2) = 12,867 [0,0016]\*\*

RESET (1, 90) = 9,1864 [0,0032]\*\*

Heteroskedastisuustestit:  $Chi^2$  (6) = 25,823 [0,0002]\*\* ja F-Form(6, 84) = 5,1516 [0,0001]\*\*

Sekä vakiollisen, että vakiottoman jäännöksen yhteisintegroituneisuutta tarkasteltiin ADF- ja IDW-testein. Vakiottoman mallin ADF-testisuure sai arvon -4,711 kriittisen arvon ollessa -3,93. Vakiollisen mallin ADF-testisuure sai arvon -4,709 kriittisen arvon ollessa -4,22. ADF-testien perusteella molempien mallien jäännökset ovat yhteisintegroituneita. Eivät kuitenkaan kovin voimakkaasti yhteisintegroituneita. Yhteisintegroituneisuus ei ole kovin voimakasta myöskään IDW-testin perusteella. DW-testisuure saa vakiottoman yhtälön tapauksessa arvon 0,416 ja vakiollisen yhtälön tapauksessa arvon 0,417 kriittisen arvon ollessa 95%:n merkitsevyystasolla 0,39. Erityisesti vakiollisen muodon tulokset ovat erittäin luotettavia. Kolmen kuukauden Helibor-korko määräytyy tulosten mukaan Saksan suureista lasketun korkopariteetin perusteella. Koron vaikutus selittäjänä on selvästi merkittävämpi kuin valuuttakurssiodotuksen ja valuuttakurssin osamäärä.

#### 4.5.3. Kattamattoman korkopariteetin testaus painotetun maan muuttujiin nähden

Esitetään stationaarisuustestit painotettuun maahan perustuville muuttujille:

**Taulukko 10: Stationaarisuustestit painotetun maan muuttujille.**

<b>I(0)</b>	<b>n</b>	<b>ADF(1)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(2)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(3)</b>	<b>kriit.</b>
<b>A(pain)</b>	1	-4,472*	-1,95	0	-5,985*	-2,89	0	-5,981*	-3,37
<b>B(pain)</b>	4	-1,917	-1,95	4	-1,282	-2,89	2	-2,028	-3,37
<b>I(1)</b>	<b>n</b>	<b>ADF(1)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(2)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(3)</b>	<b>kriit.</b>
<b>A(pain)</b>	4	-6,726*	-1,95	4	-6,687*	-2,89	4	-6,648*	-3,37
<b>B(pain)</b>	3	-4,657*	-1,95	3	-4,979*	-2,89	3	-5,021*	-3,37

Stationaarisuustestien mukaan testiyhtälössä tullaan estimoimaan I(1)-sarjaa I(1)-sarjan ja I(0)-sarjan summalla, mikä viittaa yhteisintegroituneisuuteen.

Esitetään tulokset painotetun ulkomaan perusteella lasketun korkoa selittävän korkopariteetin testistä.

Estimoitu malli:  $r_t = \alpha + \beta A_t + \gamma B_t + D1 + \varepsilon_t$ , jossa D1 saa arvon 1 syyskuussa 1992 ja arvon 0 muuten kuten edellä.

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
Vakio	-0,046638	0,0033800	-13,798	0,0000	0,6742
A(pain)	0,029399	0,013815	2,128	0,0360	0,0469
B(pain)	1,7535	0,044388	39,505	0,0000	0,9443
D1	0,017630	0,010374	1,699	0,0926	0,0304

$R^2 = 0,947373$        $F(3,92) = 552,05 [0,0000]$        $\sigma = 0,0101473$        $DW = 0,739$

RSS = 0,009473010954      4 muuttujaa ja 96 havaintoa

AR 1- 6F(6,86) = 17,554 [0,0000]\*\*

ARCH 6 F(6,80) = 1,2078 [0,3110]

Normaalisuus  $Chi^2(2) = 8,3697 [0,0152]^*$

RESET F(1,91) = 11,912 [0,0008]\*\*

Heteroskedastisuustestit:  $Chi^2(5) = 18,376 [0,0025]**$  ja F-Form(5,86) = 4,0719 [0,0023]\*\*

Painotetun maan tapauksessa step-dummy ei osoittautunut tilastollisesti merkitseväksi. Merkittävin ero Saksan muuttujien perusteella muodostettuun malliin on vakion tilastollinen merkitsevyys. Vakio on negatiivinen, joten tulokset viittaavat siihen, että Suomesta tehtävän sijoituksen kannalta ulkomaisiin sijoituksiin on laskettu positiivinen riskipremio korkovaatimusta määrättäessä. ARCH-testin osoittama heteroskedastisuus viittaa siihen, että estimaattorit eivät ole ns. minimivarianssiestimaattoreita.

Yhteisintegraatiota testattiin perusmuodossaan olevalla ADF-yhtälöllä sekä IDW-testein. Yhtälössä oli 2 viivästettyä virhetermin arvoa. ADF-testisuure sai arvon -3,918 kriittisen arvon ollessa -2,93. IDW-testisuure, eli yhtälön Durbin-Watson arvo, antaa tukea yhteisintegroitu-



neisuudelle: testisuure saa arvon 0,739 kriittisen arvon ollessa 95%:n merkitsevyystasolla 0,39. Yhteisintegroituneisuusoletus voidaan hyväksyä.

#### 4.5.4. Virheenkorjausmallit

Virheenkorjausmallin esittää esim. Engle & Granger (1987). Virheenkorjausmalli korkopari-teetille voidaan kirjoittaa seuraavaan muotoon:

$$\Delta r_d(t_1) = \Delta \left( \frac{E_{t_0}(s(t_2))}{s(t_1)} \cdot \frac{1}{\Delta t} \right) + \Delta \left( r_f(t_0) \frac{E_{t_0}(s(t_2))}{s(t_1)} \right) + EC_{t-1}, \text{ jossa}$$

$$EC_{t-1} = \frac{E_{t_0}(s(t_1))}{s(t_0)} \cdot \frac{1}{\Delta t} + r_f(t_0) \frac{E_{t_0}(s(t_1))}{s(t_0)} - \frac{1}{\Delta t} - r_d(t_0). \quad (28)$$

Virheenkorjausmallin perusteella voidaan päätellä, toimiiko malli paremmin tason vai muutoksen selittäjänä. Tarkemmin sanottuna mallin avulla voidaan verrata aiheutuuko selitettävän suureen muutos selittävien suureiden muutoksesta vai siitä, että selitettävä muuttuja korjautuu viiveellä kohti edellisen periodin tasapainotilaa. Kirjoitetaan virheenkorjausmalli vielä empiiristen mallien tuloksissa näkyvien tekijöiden A ja B avulla:

$$\Delta r_d(t_0) = \Delta A(t_0) + \Delta B(t_0) + EC.$$

Yksinkertaistettu malli kirjoitettiin helpottamaan virheenkorjausmallien estimointitulosten tulkintaa.

Saksan muuttujien perusteella muodostetaan kaksi virheenkorjausmallia. Ensimmäisen yhtälön virheenkorjausterminä käytetään vakiottoman yhtälön jäännöksen viivettä ja toisessa vakiollisen yhtälön jäännöksen viivettä. Esitetään vakiottoman yhtälön jäännöksen perusteella muodostetun yhtälön tulokset:

Estimoitu malli:  $\Delta r_{d,t} = \beta \Delta A_t + \gamma \Delta B_t + EC_{t-1} + D1 + \varepsilon_t$ , jossa D1 on impulssi-dummy syyskuulle 1992 kuten edellä.

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
DA	-0,015722	0,010947	-1,436	0,1544	0,0222
DB	1,1867	0,34374	3,452	0,0008	0,1158
EC(vakioton)	-0,26552	0,059164	-4,488	0,0000	0,1812
D1	0,020178	0,0064610	3,123	0,0024	0,0968

$$R^2 = 0,28755 \quad \sigma = 0,00629787 \quad DW = 1,54$$

RSS = 0,003609350066                      4 muuttujaa ja 95 havaintoa

$$\text{AR 1-6F}(6, 85) = 4,2776 [0,0008]**$$

$$\text{ARCH 6 F}(6,79) = 4,0125 [0,0015]**$$

$$\text{Normaalisuus } \text{Chi}^2(2) = 13,904 [0,0010]*$$

$$\text{RESET F}(1, 90) = 3,5189 [0,0639]$$

$$\text{Heteroskedastisuustestit: } \text{Chi}^2(7) = 36,683 [0,0000]** \text{ ja F-Form}(7,83) = 7,4585 [0,0000]**$$

Vakiottoman mallin jäännöksestä muodostetun mallin ongelmana näyttää olevat funktiomuodon oikeellisuus. RESET-testi hylkää oletuksen funktiomuodon oikeellisuudesta, mutta muut funktiomuototestit hyväksyvät funktiomuodon selvästi. ADF-testisuure aikasarjojen yhteisintegroituneisuudelle sai arvon -6,759. ADF-testin viiveiden lukumäärä oli 2 ja kriittinen arvo oli 5%:n merkitsevyystasolla -3,93. IDW-testisuure eli yhtälön Durbin-Watson saa arvon 1,54 kriittisen arvon ollessa 0,39. Aikasarjat voidaan todeta yhteisintegroituneiksi.

Esitetään tulokset mallista, jonka virheenkorjausterminä on vakiollisen mallin viivästetty virhetermi:

Estimoitu malli:  $\Delta r_{d,t} = \beta \Delta A_t + \gamma \Delta B_t + EC_{t-1} + D1 + \varepsilon_t$ , jossa D1 on impulssi-dummy syyskuulle 1992 kuten edellä.

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
<b>DA</b>	-0,015638	0,010944	-1,429	0,1565	0,0219
<b>DB</b>	1,1811	0,34360	3,437	0,0000	0,1149
<b>EC(vakiolla)</b>	-0,26590	0,059162	-4,494	0,0000	0,1817
<b>D1</b>	0,020193	0,0064596	3,126	0,0024	0,0970

$R^2 = 0,28793$        $\sigma = 0,00629619$        $DW = 1,54$   
 RSS = 0,003607427442      4 muuttujaa ja 95 havaintoa

AR 1-6F(6, 85) = 4,3073 [0,0008]\*\*  
 ARCH 6 F(6,79) = 3,992 [0,0015]\*\*  
 Normaalisuus  $Chi^2(2) = 14,17$  [0,0008]\*\*  
 RESET F(1, 90) = 3,5664 [0,0622]  
 Heteroskedastisuustestit:  $Chi^2(7) = 36,764$  [0,0000]\*\* ja F-Form(7,83) = 7,4855 [0,0000]\*\*  
 Funktiomuototestit:  $Chi^2(10) = 38,965$  [0,0000]\*\* ja F-Form(10,80) = 5,563 [0,0000]\*\*

Vakiollisen yhtälön jäännöksellä muodostetun mallin ADF-testisuureen arvoksi saatiin -6,528 kahdella viiveellä kriittisen arvon ollessa 5%:n merkitsevyystasolla -3,93. IDW-testisuure saa arvon 1,54 kriittisen arvon ollessa 5%:n merkitsevyystasolla 0,39. Sekä ADF-, että IDW-testit antavat siis tukea mallin yhteisintegroituneisuudelle. RESET-testin tulosten mukaan käytettyyn funktiomuotoon voidaan suhtautua varauksella.

Virheenkorjausmallit ovat differenssimalleja, joiden tuloksia overlapping saattaa vääristää. Pelkkä kuukausiaineiston käyttö esimerkiksi päivä tai viikkoaineiston sijaan ei välttämättä ole riittävä ratkaisu ongelmaan. Pyritään heikentämään overlapping-ongelmaa huomioimalla vain joka kolmas havainto. Muodostetaan virheenkorjausmalli, jossa huomioidaan vain tilastojen joka kolmas havainto. Havainnot on valittu siten, että ongelmallista syyskuun 1992 havaintoa ei tarvitse käyttää.

Estimoitu malli:  $\Delta r_{d,t} = \beta \Delta A_t + \gamma \Delta B_t + EC_{t-1} + D1 + \varepsilon_t$ , jossa D1 on impulssi-dummy syyskuulle 1992 kuten edellä.

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
DA	-0,050047	0,014782	-3,386	0,0022	0,2980
DB	1,6387	0,36005	4,551	0,0001	0,4341
EC	-0,69750	0,13093	-5,327	0,0000	0,5125
D1	-0,0041923	0,0026091	-1,607	0,1197	0,0873

$$R^2 = 0,655482 \quad \sigma = 0,0080727 \quad DW = 2,10$$

RSS = 0,001759550931                      4 muuttujaa ja 31 havaintoa

AR 1- 2F(2, 25) = 2,8381 [0,0775]  
ARCH 1 F(1, 25) = 0,17714 [0,6774]

Normaalisuus  $Chi^2(2) = 9,6138$  [0,0082]\*\*  
RESET F(1, 26) = 0,20805 [0,6521]

Heteroskedastisuustestit:  $Chi^2(7) = 11,988$  [0,1010] ja F-Form(7, 19) = 1,7114 [0,1661]

Funktiomuototestit:  $Chi^2(13) = 23,803$  [0,0330]\* ja F-Form(13, 13) = 3,3072 [0,0198]\*

Mallissa käytetty virhekorjaustermi määräytyy tasomuodossa vakiottomana suoritettujen testien perusteella, jossa huomioitiin vain joka kolmas havainto. Malliin sisällytettiin step-dummy, joka saa arvon 1 ennen syyskuuta 1992 osuvien havaintojen kohdalla. Differenssit kuvaavat muutosta tasomuodon joka kolmannen havainnon välillä. ADF-testisuure sai arvon -3,920 kriittisen arvon ollessa kahden viiveen tapauksessa -3,67. IDW-testisuure saa arvon 2,10 kriittisen arvon ollessa 0,78. Molemmat testitulokset antavat tukea yhteisintegroituneisuudelle. Mallin selvänä heikkoutena voidaan pitää diagnostisten testien huonoja tuloksia. Autokorrelaatio saattaa merkitä väärää funktiomuotoa. RESET-testihän hylkää oletuksen funktiomuodon oikeellisuudesta. Todennäköisimmin autokorrelaatio viittaa spesifointivirheeseen: mallista puuttuu selittäjiä. Tämä saattaa johtaa estimaattien harhaisuuteen. Heteroskedastisuus viittaa siihen, että estimaattorit eivät ole ns. minimivarianssiestimaattoreita.

Joka kolmannen havainnon käyttö nostaa selvästi mallin selitysastetta. Tästä voidaan päätellä, että koron muutosta selittävässä mallissa overlapping-ongelma on todellinen. Virhekorjaustekijän kerroin kasvaa selvästi huomioitaessa vain joka kolmas havainto, minkä voidaan

nähdä puoltavan korkopariteetin toimivuutta mallina, joka soveltuu paremmin koron tason kuin muutoksen selittämiseen. Joka kolmannen havainnon huomioivan mallin diagnostisten testien tulokset paranisivat todennäköisesti ottamalla mukaan 1980-luvulle osuvia havaintoja. Virheenkorjausmalli ei anna Saksan koron tapauksessa tukea mallin toimivuudelle paremmin differenssi- kuin tasomuodossa. Tästä johtuen virheenkorjausmallin estimointiin lisäämällä muuttujien lukumäärää ei ole syytä.

Esitetään painotetun koron ja valuuttakurssien perusteella muodostetun virheenkorjausmallin tulokset:

Estimoitu malli:  $\Delta r_{d,t} = \beta \Delta A_t + \gamma \Delta B_t + EC_{t-1} + D1 + \varepsilon_t$ , jossa D1 on impulssi-dummy syyskuulle 1992 kuten edellä.

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
DA	-0,019722	0,0081174	-2,430	0,0171	0,0609
DB	0,93560	0,19300	4,848	0,0000	0,2052
EC	-0,20848	0,067309	-3,097	0,0026	0,0954
D1	0,0093028	0,0064662	1,439	0,01537	0,0222

$R^2 = 0,32892$        $\sigma = 0,00611229$       DW = 1,68  
 RSS = 0,003399765441      4 muuttujaa ja 95 havaintoa

AR 1-6F(6, 85) = 3,1815 [0,0073]\*\*  
 ARCH 6 F(6,79) = 2,7952 [0,0162]\*

Normaalisuus  $Chi^2(2) = 20,239$  [0,0000]\*\*  
 RESET F(1, 90) = 1,4724 [0,2281]

Heteroskedastisuustestit:  $Chi^2(7) = 13,496$  [0,0609] ja F-Form(5,86) = 1,9633 [0,0699]

Funktiomuototestit:  $Chi^2(10) = 15,529$  [0,1119] ja F-Form(5,86) = 1,5709 [0,1306]

Yhtälö on estimoitu vakiottomana, koska vakio sai tilastollisesti merkitsemättömän t-arvon ja vakion lisääminen ei parantanut funktiomuototestien tuloksia. Tulosten perusteella kaikki muuttujat impulssi-dummiä lukuunottamatta saavat tilastollisesti merkitsevän t-arvon. Impulssi-dummin t-arvo on kuitenkin niin suuri, että se kannattaa pitää mallissa mukana selityksasteen kannalta. Tuloksista ei voida vetää kovin selviä johtopäätöksiä siitä, toimiiko malli paremmin lyhyellä vai pitkällä aikavälillä. Suurin koron muutoksen aiheuttaja on tulosten

mukaan selvästi tekijän B muutos. Koron muutos näyttää osaltaan johtuvan myös edellisen periodin poikkeamasta tasapainosta.

Mallin ongelmana voidaan pitää funktiomuototestien funktiomuodon oikeellisuuden torjuvia tuloksia. Funktiomuototestit torjuvat funktiomuodon oikeellisuuden melko niukasti. Estimootit saattavat olla tästä johtuen harhaisia. ADF-testisuure yhteisintegraatiolle saa arvon -6,528 kriittisen arvon ollessa -3,93. ADF-yhtälössä oli 2 viivettä. ADF-testi siis antaa tukea yhteisintegroituneisuudelle. IDW-testisuure saa arvon 1,68 kriittisen arvon ollessa 0,39: IDW-testi puoltaa siis ADF-testin tuloksia.

Esitetään tulokset mallista, johon on huomioitu vain joka kolmas kuukausihavainto Saksan muuttujien perusteella muodostettua mallia vastaavasti:

Estimoitu malli:  $\Delta r_{d,t} = \beta \Delta A_t + \gamma \Delta B_t + EC_{t-1} + \varepsilon_t$

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
DA	-0,00068597	0,015867	-0,043	0,9658	0,0001
DB	1,2904	0,24728	5,218	0,0000	0,4930
EC	-0,64245	0,15092	-4,257	0,0002	0,3929

$$R^2 = 0,628406 \quad \sigma = 0,00823285 \quad DW = 1,74$$

RSS = 0,001897835842                      3 muuttujaa ja 31 havaintoa

AR 1- 2F(2, 26) = 2,5710 [0,0958]

ARCH 1 F(1,26) = 2,2408 [0,1465]

Normaalisuus  $Chi^2(2) = 0,94318 [0,6240]$

RESET F(1, 27) = 0,78946 [0,3821]

Heteroskedastisuustestit:  $Chi^2(6) = 1,4443 [0,9631]$  ja F-Form(6, 21) = 0,17104 [0,9818]

Funktiomuototestit:  $Chi^2(9) = 6,1913 [0,7206]$  ja F-Form(9, 18) = 0,49912 [0,8562]

Mallissa kokeiltiin myös step-dymmy -muuttujaa, mutta se ei osoittautunut tilastollisesti merkitseväksi. Tekijä A ei saa tilastollisesti merkitsevää arvoa. Mallin diagnostiset testit antavat varsin huonoja tuloksia. Yhteisintegroituneisuutta testaava ADF-testisuure saa yhden viiveen tapauksessa arvon -3,530 kriittisen arvon ollessa -2,93. IDW-testisuure saa arvon 1,74 kriittisen arvon ollessa 0,78. Yhteisintegraatiotestien mukaan jäännös on stationaarinen. Virheen-

korjaustermin kertoimen kasvu verrattuna jokaisen havainnon huomioivaan malliin selittyy overlapping-ongelmalla ja viittaa korkopariteetin toimivan paremmin pitkän aikavälin mallina. Tosin tekijän B muutos selittää erittäin hyvin Helibor-koron muutosta, mikä viittää korkopariteetin toimivuuteen lyhyen aikavälin mallina. Estimaattorit saattavat olla etumerkiltään ja kooltaan harhaisia.

Muodostetut virheenkorjausmallit selittivät koron muutosta suhteellisen hyvin. Sekä tekijän B differenssit, että virheenkorjaustermit saivat oikean suuntaisia parametrikertoimia ja tilastollisesti merkitseviä t-arvoja. Tekijän A differenssin kertoimet olivat teorian vastaisesti negatiivisia ja t-arvot alhaisia. Tämä saattaa johtua esimerkiksi siitä, että ulkomaan korkojen muutokset välittyvät kotimaan koron muutokseksi huomioimatta odotettua valuuttakurssia, koska valuuttakurssiodotuksen muodostaminen on vaikeaa. Jos valuuttakurssiodotukseksi asetetaan vallitseva valuuttakurssi, heijastuvat ulkomaan koron muutokset suoraan kotimaan korkoon. Muodostettujen virheenkorjausmallien perusteella ei suoraan voida päätellä, toimiiko korkopariteetti paremmin tason vai muutoksen selittäjänä. Tasomallien tulosten mukaan korkopariteetti toimii ainakin tason selittäjänä erittäin hyvin. Tekijään A liittyneet ongelmat virheenkorjausmalleissa viittaavat teorian heikkoon kykyyn selittää koron muutosta.

#### **4.5.5. Kattamattoman korkopariteetin käyttökelpoisuus koron selittäjänä**

Testitulokset tukevat kattamattoman korkopariteetin käyttökelpoisuutta koron selittäjänä erityisesti tasomuodossa. Korkopariteetin käyttökelpoisuutta tutkittiin sekä Saksan koron, valuuttakurssin ja valuuttakurssiodotusten, että ulkomaankauppaosuuksien perusteella muodostetun painotetun ulkomaan vastaavien muuttujien avulla muodostettujen mallien perusteella. Tulosten perusteella kumpikaan käytetyistä korkopariteeteista ei osoittautunut selvästi toista paremmaksi: Saksan korolla sekä Saksan markan spot-kurssilla ja spot-kurssiodotuksella voidaan selittää Suomen korkotasoa, mutta muiden maiden vastaavilla suureilla näyttää myös olevan vaikutusta Suomen korkotasoon. Korkopariteettiyhtälössä käytetty odotetun ja toteutuneen valuuttakurssin suhdeluvun merkitys Suomen korkojen määrääjänä osoittautui tulosten perusteella huomattavasti ulkomaisten korkojen merkitystä pienemmäksi.

Virheenkorjausmallien avulla pyrittiin selvittämään, toimiiko korkopariteetti paremmin pitkän vai lyhyen aikavälin mallina, eli selittääkö korkopariteetti paremmin koron taso- tai koronmuutosta. Virheenkorjausmalli on differenssimalli, joten overlapping-ongelma saattaa vääristää virheenkorjausmallien tuloksia. Virheenkorjausmallit antoivat heikkoa tukea mallin paremmalle toimivuudelle pitkän aikavälin mallina. Ulkomaan koron muutokset näyttävät selittävän voimakkaasti myös kolmen kuukauden Helibor-koron muutoksia. Koronmuutosta selittävässä malleissa pelkkä kuukausiaineiston käyttö ei näytä riittävän overlapping-ongelman ratkaisuksi, koska osan havainnoista käyttämättä jättäminen kaksinkertaisti mallien selityksen. Havaintojen käyttämättä jättäminen voimisti virheenkorjaustermien merkitystä koronmuutoksen selittäjänä, mikä tukee korkopariteetin parempaa toimivuutta pitkän aikavälin mallina. Virheenkorjausmallien, joissa osa muuttujien havainnoista jätettiin käyttämättä, diagnostiset testit antoivat huonoja tuloksia. Estimaattorit ovat todennäköisesti harhaisia ja tarkentumattomia, joten kovin tarkkoja johtopäätöksiä ei ole mahdollista vetää.

## **LUKU 5: TEORIOIDEN YHDISTÄMINEN?**

Työn aikaisemmissa luvuissa koron määräytymistä on selitetty varsin erilaisista lähtökohdista käsin. Ulkomaisten korkojen on havaittu välittyvän kotimaan korkoon osaltaan sekä katetun, että kattamattoman korkopariteetin kautta. Huutokauppakoron on havaittu olevan tekijä, jolla parhaiten pystytään selittämään kolmen kuukauden Helibor-korkoa. Luvussa 5 pohditaan mahdollisuutta sisällyttää sekä huutokauppakorko että korkopariteetti korkoa selittävään malliin.

### **5.1. Teoria**

Korkopariteettiteoria ei huomioi rahamarkkinoiden epätäydellisyyttä. Suomen Pankki toimii Suomen rahamarkkinoilla hallitsevana markkinaosapuolena: Suomen rahamarkkinoita voidaan näin kutsua oligopolistisiksi markkinoiksi. Ulkomaisten korkojen on työssä havaittu vaikuttavan Suomen korkoon, joten huutokauppakorko ei yksin riitä koron selittäjäksi. Oteetaan tarkastelun lähtökohdaksi luvussa 3 esitetty yksinkertaistettu yhtälö (9), joka osoitti riippuvuuden huutokauppakoron ja kolmen kuukauden Helibor-koron välillä:



$$r_f = \theta + \sum_{i=0}^2 w_i E_t(r_{t+i}^{TR}), \quad (9')$$

jossa  $\theta$  kuvaa riskipreemiota. Huutokauppakoron odotettujen arvojen määrittämistä voidaan pitää ongelmana yhtälön empiirisen testaamisen kannalta.

Eräs vaihtoehto odotetun huutokauppakoron määrittämiselle voisi olla korkopariteetin hyväksikäyttö: odotettu huutokauppakorko voidaan periaatteessa asettaa määräytymään korkopariteetin mukaisen ja toteutuneen rahamarkkinakoron erotuksen perusteella. Ajatuksena on, että markkinoilla esiintyvät arbitraasimahdollisuudet tulevat ennemmin tai myöhemmin aiheuttamaan huutokauppakoron muutoksen suuntaan, joka pienentää niitä. Kirjoitetaan yhtälö (9') muotoon, jossa huutokauppakorko-odotukset määräytyvät korkopariteetin mukaisen koron ja toteutuneen koron erotuksen perusteella:

$$r_t = \alpha + \gamma(r_t^{KP} - r_t) + \beta r_t^{TR}, \text{ jossa } \gamma(r_t^{KP} - r_t) = \sum_{i=1}^2 w_i E_t(r_{t+i}^{TR}) \text{ ja} \quad (29)$$

$$\frac{\partial \gamma}{\partial (r_t^{KP} - r_t)} > 0.$$

Yhtälön empiirisessä testaamisessa testataan yhteishypoteesia. Hypoteesin ensimmäinen osa on korkopariteetin mukaisen koron ja toteutuneen koron erotuksen vaikutus toteutuneen koron ja huutokauppakoron erotukseen. Hypoteesin toisen osan mukaan korko määräytyy korkopariteetin mukaisen koron ja toteutuneen koron erotuksen sekä huutokauppakoron funktiona. Vakiotermin  $\alpha$  kuvaa luontaista eroa pitemmän ja lyhyemmän koron välillä<sup>31</sup>.

Teoriaa testattaessa voidaan käyttää esimerkiksi osiossa 3.4. esitetyn kattamattoman korkopariteetin mukaista laskennallista korkoa, jossa valuuttakurssiodotukset määräytyvät hintapariteetin perusteella. Lähdetään liikkeelle yhteishypoteesin ensimmäisen osion testaamisesta.

---

<sup>31</sup> Huutokauppakorko on yhden kuukauden korko ja markkinakorkona voidaan käyttää esim. kolmen kuukauden Helibor-korkoa. Aiheesta tarkemmin liitteessä 4.

Ensimmäisen osion tarkoituksena on karkeasti selvittää, vaikuttaako toteutuneen koron poikkeaminen korkopariteetin mukaisesta korosta toteutuneen koron ja huutokauppakoron erotukseen. Testiyhtälö on muotoa

$$r_t - r_t^{TR} = \alpha + \beta(r_t^{KP} - r_t) + \mu_t. \quad (30)$$

Testin tarkoituksena on tutkia  $\beta$ -parametrin tilastollista merkitsevyyttä ja  $\beta$ -parametrin pitäisi olla positiivinen. Testin ensimmäisessä vaiheessa testataan yhtälöstä (29) muunnettua muotoa (30), jossa huutokauppakorko on siirretty yhtälön toiselle puolelle. Testin toisessa vaiheessa testataan yhtälöä (27). Vakiotermin tarkoitus on huomioida myös muut korkoon vaikuttavat tekijät, kuten Suomen Pankin toiminta rahamarkkinoilla.

## 5.2. Stationaarisuustestit

Esitetään ADF-testien tulokset muuttujien stationaarisuudelle:

Taulukko 11: Stationaarisuustestien tulokset testeissä käytettäville muuttujille.

<b>I(0)</b>	<b>n</b>	<b>ADF(1)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(2)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(3)</b>	<b>kriit.</b>
<b>kpS-Helibor</b>	4	-2,971*	-1,95	4	-2,940*	-2,93	4	-2,912	-3,37
<b>kpP-Helibor</b>	4	-1,860	-1,95	4	-1,812	-2,93	4	-1,416	-3,37
<b>Helibor-TR</b>	2	-5,022*	-1,95	3	-3,466*	-2,93	3	-3,218	-3,37
<b>I(1)</b>	<b>n</b>	<b>ADF(1)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(2)</b>	<b>kriit.</b>	<b>n</b>	<b>ADF(3)</b>	<b>kriit.</b>
<b>kpS-Helibor</b>	4	-5,916*	-1,95	4	-5,829*	-2,93	4	-5,666*	-3,37
<b>kpP-Helibor</b>	3	-5,109*	-1,95	3	-5,181*	-2,93	3	-5,347*	-3,37
<b>Helibor-TR</b>	2	-13,63*	-1,95	2	-7,523*	-2,93	2	-7,593*	-3,37

Taulukossa 11 kpS kuvaa Saksa koron, valuuttakurssin ja valuuttakurssiodotusten perusteella lasketun kattamattoman korkopariteetin mukaista kotimaan korkoa. kpP kuvaa painotetun maan koron valuuttakurssin ja valuuttakurssiodotusten perusteella laskettua kotimaan korkoa.

ADF-testien tulokset monimutkaistavat teorian empiiristä testaamista: muuttujien stationaarisuudesta ei ole aivan täyttä selvyyttä. Ainoa muuttuja, jonka stationaarisuudesta voidaan olla varmoja, on korkopariteetin mukaisen ja toteutuneen koron erotusta kuvaava muuttuja kpP-Helibor. Muita kahta sarjaa voidaan pitää I(0)-sarjoina, koska sekä vakioton perusmalli että vakiollinen malli antavat tukea I(0)-oletukselle.

### 5.3. Testit Saksan korkopariteetin mukaiseen korkoon perustuvasta mallista

Aineistona oli kuukausiaineisto ajalta 7:1992 - 9:1997. Aineistoa voidaan pitää liian lyhyenä yhteisintegraatiotestien kannalta. Malli testataan ensin tasomuodossa, koska stationaarisuus-testit antavat heikkoa tukea sille, että testattavat aikasarjat ovat stationaarisia samaa astetta. Testit suoritettiin syyskuulle 1992 osuvan impulssi-dummin kanssa ja ilman. Esitetään tulokset Saksan korkopariteetin mukaiseen korkoon perustuvasta mallista, jossa on mukana dummy-muuttuja.

Estimoitu yhtälö:  $r_t - r_t^{TR} = \alpha + \beta(r_t^{KP} - r_t) + D1 + \varepsilon_t$ , jossa D1 on impulssi-dummy, joka saa arvon 1 syyskuussa 1992 ja muuten arvon 0.

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
<b>Vakio</b>	0,070784	0,030901	2,291	0,0255	0,0804
<b>kpS - Helibor</b>	0,021782	0,030782	0,708	0,4819	0,0083
<b>D1</b>	-1,6824	0,30028	-5,603	0,0000	0,3435

Mallin tunnuslukuja ei esitetä, koska korkopariteetin mukaisen koron ja toteutuneen koron erotuksen kpS - Helibor t-arvo on erittäin pieni. Dummin sisältävä malli ei anna minkäänlaista tukea teorian toimivuudelle. Dummy on kuitenkin tilastollisesti merkitsevä, joten periaatteessa se pitäisi olla mallissa mukana.

Estimoidaan yllä oleva yhtälö ilman dummy-muuttujaa D1:

Estimoitu yhtälö:  $r_t - r_t^{TR} = \alpha + \beta(r_t^{KP} - r_t) + \varepsilon_t$ .

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
Vakio	0,068294	0,37819	1,806	0,0759	0,0507
kpS - Helibor	0,12340	0,030443	4,053	0,0001	0,2122

$R^2 = 0,37091$        $F(1,61) = 16,43 [0,0001]$        $\sigma = 0,294607$        $DW = 0,875$

RSS = 5,294404584

AR 1- 4F(4, 57) = 7,0047 [0,0001]\*\*

ARCH 4F(4, 53) = 11,174 [0,0000]\*\*

Normaalisuus  $Chi^2(2) = 22,653 [0,0000]**$

RESET F(1, 60) = 47,755 [0,0000]\*\*

Dummy-muuttuja poistamalla KpS-Helibor sai tilastollisesti merkitsevän t-arvon. Mallin diagnostiset testit antavat hyväksyviä tuloksia, joten tuloksia voidaan pitää erittäin luotettavina. Mallin yhteisintegroituneisuutta testattiin ADF-testillä, johon sisältyi kaksi viivästettyä arvoa. ADF-testisuure sai arvon -3,115 kriittisen arvon ollessa -3,67. Aikasarjat eivät ADF-testin mukaan ole siis yhteisintegroituneita. IDW-testisuure saa arvon 0,875 kriittisen arvon ollessa 0,78. ADF-testi ei siis tue yhteisintegroituneisuutta, mutta IDW-testi tukee.

Tasomuotoisen mallin jäännös ei osoittautunut stationaariseksi. Testataan yhtälö, jonka selittävänä muuttujana on Helibor-koron ja huutokauppakoron erotuksen differenssi vakion sisältävässä differenssimuodossa:

Estimoitu yhtälö:  $\Delta(r_t - r_t^{TR}) = \alpha + \beta\Delta(r_t^{KP} - r_t) + D1 + \varepsilon_t$

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
Vakio	-0,012362	0,032050	-0,386	0,7011	0,0025
D KpS-Helibor	0,25706	0,052788	4,870	0,0000	0,2867
D1	-0,54470	0,26788	-2,042	0,0457	0,0660

$R^2 = 0,40255$        $F(2,59) = 19,852 [0,0000]$        $\sigma = 0,247887$        $DW = 2,11$

RSS = 3,6254444278

AR 1- 4F(4, 55) = 3,2287 [0,0189]\*  
 ARCH 4F(4, 51) = 11,151 [0,0000]\*\*

Normaalisuus  $Chi^2(2) = 30,236 [0,0000]**$   
 RESET F(1, 60) = 1,6622 [0,2024]

Funktioomuototestit:  $Chi^2(3) = 6,1164 [0,1061]$  ja F-Form (3, 55) = 2,0066 [0,1237]

ADF-testi yhteisintegroituneisuudelle antoi testisuureelle arvo -6,647 kriittisen arvon kahden viiveen tapauksessa ollessa -3,67. Myös IDW-testi antaa selkeää tukea jäännöksen satunnaisuudelle: testisuure saa arvon 2,11 kriittisen arvon ollessa 95%:n merkitsevyytasolla 0,78. Saksan korkopariteetin mukaisen koron ja Helibor-koron erotuksen t-arvo on 4,870, mikä on tilastollisesti merkitsevä. Saksan suureiden perusteella lasketun korkopariteetin mukaisen koron ja toteutuneen koron erotus näyttää selittävän tilastollisesti merkitsevästi Helibor-koron ja huutokauppakoron erotusta. Mallin ongelmana voidaan pitää funktioomuototestien tuloksia. Funktioomuototestit eivät hyväksy funktioomuotoa oikeelliseksi. Vakion t-arvo on erittäin alhainen. Vakio pidetään mallissa mukana, koska vakion poistaminen huonontaa funktioomuototestien tuloksia entisestään. Vakiottoman mallin tuloksia ei esitetä.

Yhteishypoteesia testattiin sekä taso- että differenssimuodossa. Tasomuodossa korkopariteetin mukaisen koron ja toteutuneen koron erotus ei saanut tilastollisesti merkitseviä arvoja. Myöskään yhteisintegraatiotesteistä ei saatu tukea jäännöksen stationaarisuudelle. Tasomuotoisten testien tuloksia ei esitetä. Yhtälö (27) testattiin differenssimuodossa sekä impulssi- ja step-dummy muuttujilla että ilman. Esitetään tulokset vakiolla täydennetystä yhtälön (27) differenssimuodosta ilman dummy-muuttujaa:

$$\text{Estimoitu yhtälö: } \Delta r_t = \alpha + \beta \Delta r_t^{TR} + \gamma \Delta(kpS - r_t) + \varepsilon_t$$

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
<b>Vakio</b>	-0,073495	0,020484	-3,588	0,0007	0,1791
<b>D TR</b>	0,50858	0,048926	10,395	0,0000	0,6468
<b>D KpS-Helibor</b>	-0,25689	0,063108	-4,071	0,0001	0,2193

$R^2 = 0,935248$        $F(3, 58) = 279,24 [0,0000]$        $\sigma = 0,154118$        $DW = 1,79$   
 RSS = 1,432364498      3 muuttujaa ja 62 havaintoa

AR 1- 4F(4, 55) = 2,8534 [0,0320]\*

ARCH 4F(4, 52) = 1,8905 [0,1264]

Normaalisuus  $Chi^2$  (2) = 2,8456 [0,2410]

RESET F(1, 58) = 2,0132 [0,1613]

Funktiohuototestit:  $Chi^2$  (3) = 22,317 [0,0005]\*\* ja F-Form (5, 53) = 5,9613 [0,0002]\*\*

Heteroskedastisuustestit:  $Chi^2$  (4) = 9,4209 [0,0514] ja F-Form (4, 54) = 2,4189 [0,0596]

Mallin ADF-testisuure sai kahdella viiveellä arvon -2,626 kriittisen arvon ollessa -3,67. IDW-testisuure saa arvon 1,79 kriittisen arvon ollessa 0,78. Yhteisintegroituneisuudesta ei kyettä vetämään pitäviä johtopäätöksiä testitulosten ristiriitaisuudesta johtuen. Lievä autokorrelaatio ja funktiomuodon eroaminen oikeasta viittaavat spesifikaatiovirheeseen: mallista puuttuu siinä tarvittavia muuttujia. Heteroskedastisuus viittaa siihen, että estimaattorit eivät ole minimivarianssiestimaattoreita.

Esitetään tulokset dummy-muuttujan sisältävästä mallista:

Estimoitu yhtälö:  $\Delta r_t = \alpha + \beta \Delta r_t^{TR} + \gamma \Delta(kpS - r_t) + D1 + \varepsilon_t$

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
Vakio	-0,067035	0,020704	-3,238	0,0020	0,1531
D TR	0,52173	0,049164	10,612	0,0000	0,6601
D kpS-Helibor	-0,25983	0,062453	-4,160	0,0001	0,2298
D1	-0,25578	0,16850	-1,518	0,1345	0,0382

$R^2 = 0,935248$

F(3, 58) = 279,24 [0,0000]

$\sigma = 0,154118$

DW = 1,91

RSS = 1,377635725

3 muuttujaa ja 62 havaintoa

AR 1- 4F(4, 54) = 1,9783 [0,1109]

ARCH 4F(4, 50) = 1,6864 [0,1678]

Normaalisuus  $Chi^2$  (2) = 3,7029 [0,1570]

RESET F(1, 57) = 0,43647 [0,5115]

Funktiohuototestit:  $Chi^2$  (5) = 11,207 [0,0474]\* ja F-Form (5, 52) = 2,2947 [0,0586]

Heteroskedastisuustestit:  $Chi^2$  (6) = 25 [0,0003]\*\* ja F-Form (6, 51) = 5,7434 [0,0001]\*\*

Dummy-muuttujalla täydennetyt mallin tulokset esitetään dummyttoman mallin yhteisintegraatiotestien tuloksista johtuen. Mallin jäännökselle suoritettuun ADF-testiin saatiin vain yksi viivästetty arvo. ADF-testisuure sai arvon -4,198 kriittisen arvon ollessa 95%:n merkit-

sevyystasolla -2,93. IDW-testisuure sai arvon 1,91 kriittisen arvon ollessa 95%:n merkitsevyystasolla 0,78. Mallin suurimpana ongelmana voidaan pitää mallin testien tuloksia, joista lähes jokainen antaa hylkäävän tuloksen. RESET -testin funktiomuodon hylkäävää tulosta voidaan pitää erittäin selvänä. Myös muut funktiomuototestit antavat funktiomuodon hylkäävän tuloksen. Saadut estimaattorit ovat todennäköisesti harhaisia eivätkä ne ole minimivarianssiestimaattoreita. Parametrit saattavat olla jopa etumerkiltään vääriä.

#### 5.4. Testit painotetun maan korkopariteetin mukaiseen korkoon perustuvasta mallista

Painotetun maan ensimmäisen vaiheen testauksessa oli ongelmia, jotka todennäköisesti johtuvat aikasarjan lyhydestä. Ensimmäisen vaiheen testaus vaati kaksi differointikertaa, jotta jäännös saatiin stationaariseksi yhteisintegraatiotestien mukaan. Esitetään tulokset ensimmäisen vaiheen testeistä.

$$\text{Estimoitu malli: } \Delta^2(r_t - r_t^{TR}) = \Delta^2(r_t^{KP} - r_t) + D1 + \varepsilon_t$$

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
<b>DD kpP-Helibor</b>	-0,085371	0,045449	-1,878	0,0653	0,0564
<b>D1</b>	0,42933	0,37929	1,132	0,2622	0,0213

$$R^2 = 0,0692612 \quad \sigma = 0,376932 \quad DW = 2,33$$

$$RSS = 8,382605593 \quad 3 \text{ muuttujaa ja } 61 \text{ havaintoa}$$

$$\text{AR 1- } 4F(4, 55) = 4,4385 [0,0035]**$$

$$\text{ARCH 4 } F(4, 51) = 8,5521 [0,0000]**$$

$$\text{Normaalisuus } Chi^2(2) = 118,97 [0,0000]**$$

$$\text{RESET } F(1, 58) = 0,045159 [0,8325]$$

$$\text{Funktioomuototestit: } Chi^2(3) = 0,42088 [0,9359] \text{ ja } F\text{-Form}(3, 55) = 0,12737 [0,9435]$$

Tulosten mukaan painotetun maan korkopariteetin mukaisen koron ja toteutuneen koron erotus ei vaikuta tilastollisesti merkitsevästi 3kk:n Helibor-koron ja huutokauppakoron erotukseen. Tilastollisesti ei merkitsevä dummy-muuttuja pidettiin mallissa mukana alhaisesta selitysteesta johtuen. Yhtälö on estimoitu vakiottomana, koska vakion t-arvo oli lähes 0. Esti-

moidun mallin ongelmana voidaan pitää funktiomuototestien funktiomuodon oikeellisuuden torjuvia tuloksia: estimaattorit saattavat olla harhaisia.

Esitetään tulokset yhtälön (27) testistä painotetun maan korkopariteetin mukaiseen korkoon perustuen. Yhtälö on estimoitu differenssimuodossa, koska tasomalli muuttujat eivät osoitautuneet yhteisintegroituneiksi.

$$\text{Estimoitava malli: } \Delta r_t = \alpha + \beta \Delta(r_t^{KP} - r_t) + \gamma \Delta r_t^{TR} + \varepsilon_t$$

Muuttuja	Kerroin	Keskivirhe	t-arvo	t-probability	Osittais R2
Vakio	-0,059273	0,020331	-2,915	0,0050	0,1259
D KpP-Helibor	-0,13282	0,033761	-3,934	0,0002	0,2078
D TR	0,65525	0,025201	26,001	0,0000	0,9197

$R^2 = 0,931688$        $F(2, 59) = 402,34$  [0,0000]       $\sigma = 0,156951$        $DW = 1,49$   
 RSS = 1,453376609      3 muuttujaa ja 62 havaintoa

AR 1- 4F(4, 55) = 4,8293 [0,0021]\*\*  
 ARCH 4F(4, 51) = 4,5294 [0,0033]\*\*

Normaalisuus  $Chi^2(2) = 11,874$  [0,0026]\*\*  
 RESET F(1, 58) = 4,8541 [0,0316]\*

Funktiomuototestit:  $Chi^2(5) = 18,078$  [0,0028]\*\* ja F-Form (5, 53) = 4,363 [0,0021]\*\*

Tulosten mukaan painotetun maan korkopariteetin mukaisen koron ja toteutuneen kolmen kuukauden Helibor-koron erotus vaikuttaa tilastollisesti merkitsevästi toteutuneeseen kolmen kuukauden Helibor-korkoon. Mallin diagnostiset testit antavat voimakasta tukea estimointitulosten luotettavuudelle. Korkomuutosta voidaan luotettavasti selittää huutokauppakoron muutoksen ja estimoidun odotusmuutoksen yhteisvaikutuksella. Yhteisintegroituneisuutta selvittänyt ADF-testisuure sai yhdellä viiveellä arvon -3,598 kriittisen arvon ollessa 95%:n merkitsevyystasolla -2,93. IDW-testisuure saa arvon 1,49 kriittisen arvon ollessa 95%:n merkitsevyystasolla 0,78. Aikasarjat voidaan selvästi tulkita yhteisintegroituneiksi. Yhteisintegroitotestien tulokset olivat hieman omituisia eri viivemäärillä.



## **5.5. Estimointitulosten tulkinta**

Odotettua huutokauppakorkoa kuvattiin kattamattoman korkopariteetin mukaisen laskennallisen koron ja toteutuneen kolmen kuukauden Helibor-koron erotuksella. Odotusmuuttujan toimivuutta testattiin epäsuorasti selittämällä kolmen kuukauden Helibor-koron ja huutokauppakoron erotusta korkopariteetin mukaisen koron ja toteutuneen kolmen kuukauden Helibor-koron erotuksella. Tulokset antoivat melko heikkoa tukea odotusmuuttujan toimivuudelle koron selittäjänä. Selitettäessä toteutunutta korkoa huutokauppakoron ja odotusmuuttujana käytetyn korkopariteetin mukaisen koron ja toteutuneen koron erotuksella, tulokset olivat hieman parempia. Differenssimuodossa estimoitu Saksan koron, valuuttakurssin ja valuuttakurssiodotusten perusteella muodostettu malli selitti koron muutosta selitysasteen perusteella paremmin kuin luvussa 3 estimoitu malli, jossa Helibor-koron muutoksen selittäjänä oli pelkkä huutokauppakoron muutos. Painotetun maan suureiden perusteella estimoitu malli antoi erittäin luotettavia tuloksia mallin selityskyvystä.

Sekä Saksan että painotetun maan tapauksessa odotusmuuttujan differenssi sai tilastollisesti merkitsevän t-arvon selitettäessä toteutuneen koron differenssiä. Odotusmuuttujan kertoimet olivat kuitenkin negatiivisia vaikka niiden olisi pitänyt olla positiivisia. Tämä saattaa johtua esimerkiksi autokorrelaatiosta tai heteroskedastisuudesta. Mallin heikkoutena on pidettävä muodostetun odotusmuuttujan teoreettista vajavaisuutta. Odotusmuuttuja toimi empiirisesti Saksan korkopariteetin perusteella muodostetussa mallissa suhteellisen hyvin. Painotetun maan tapauksessa odotusmuuttuja ei toiminut kovin hyvin toteutuneen selittäjänä.

## **6. JOHTOPÄÄTÖKSET**

Työssä pyrittiin löytämään teoreettinen malli, jolla kyetään selittämään 3 kk:n Helibor-korkoa 1990-luvulla empiirisesti mahdollisimman tarkasti. Rahamarkkinaluottojen nettokysyntä ei osoittautunut tekijäksi, jolla voitaisiin selittää 3 kk:n Helibor-korkoa. Suomen Pankin huutokauppakorko määrää luvussa 4 suoritettujen estimointien mukaan lähes täysin 3 kk:n Helibor-koron. Mallien diagnostisten testien huonot tulokset heikentävät hieman mallien luotettavuutta. Huutokauppa-korko ja kolmen kuukauden Helibor-korko korreloivat kuitenkin lähes

täydellisesti, joten huutokauppakoron voidaan nähdä määräävän lyhyiden korkojen tason Suomessa. Huutokauppakoron vaikutus markkinakorkoihin perustuu liitteessä 4 esitettyyn teoriaan korkojen aikarakenteesta.

Ulkomaisten korkojen vaikutusta 3 kk:n Helibor-korkoon tutkittiin korkopariteettiteorian avulla. Luvun 4 ekonometrisissa testeissä testattiin kattamatonta korkopariteettia, jossa valuuttakurssiodotukset estimoitiin hintapariteetin avulla. Myös valuuttakurssiodotusten toimivuus testattiin. Hintapariteetin perusteella muodostettu valuuttakurssiodotus selitti hyvin toteutunutta valuuttakurssia. Sekä Saksan, että ulkomaankauppaosuuksilla painotetun ”ulkomaan” valuuttakurssien, valuuttakurssiodotusten ja korkojen avulla muodostettu korkopariteetti selitti tasomuodossa erittäin hyvin 3 kk:n Helibor-korkoa. Saksan suureiden perusteella muodostettujen mallien tulokset ovat luotettavampia diagnostisten testien tulosten perusteella. Luotettavimmat koron tasoa selittävät tulokset saatiin vakiollisesta Saksan suureiden perusteella muodostetusta mallista, jossa käytettiin sekä valuuttakurssijärjestelmästä johtuvaa step-dummyä, että impulssidummyä.

Valuuttakurssiodotukset ovat osa korkoa selittävää korkopariteettia. Valuuttakurssiodotusten vaikutus kotimaan korkoon osoittautui kuitenkin huomattavasti ulkomaisten korkojen vaikutusta vähäisemmäksi. Yksi mahdollinen syy tähän on se, että työssä ei onnistuttu ennustamaan valuuttakurssiodotuksia. Toinen mahdollinen syy liittyy valuuttakurssien epävarmuuteen. Valuuttakurssiodotusten vaikutus korkoon saattaa jäädä puhtaan teorian mukaista vaikutusta pienemmäksi, koska markkinat pyrkivät tekemään toimintapäätöksensä perustuen varmaan tietoon epävarman ennusteen sijasta.

Korkopariteetit estimoitiin myös virheenkorjausmuodossa, jolloin tarkoituksena oli selvittää, toimiiko johdettu korkopariteetin paremmin pitkän vai lyhyen aikavälin mallina. Virheenkorjausmallien tulosten mukaan 3 kk:n Helibor-koron muutos aiheutuu ulkomaan koron muutoksesta ja edellisen periodin poikkeamasta korkopariteetin mukaisesta tasapainoarvosta. Valuuttakurssimuutokset eivät selittäneet korkomuutosta. Virheenkorjausmallien tulokset eivät olleet kovin luotettavia diagnostisten testien tulosten perusteella.

Työssä korkoa onnistuttiin selittämään siis kahdesta täysin erilaisesta lähtökohdasta käsin: sekä ulkomaiset korot että Suomen Pankin huutokauppakorko osoittautuivat toimiviksi 3 kk:n Helibor-koron selittäjiksi. Luvussa 5 huutokauppakorko ja korkopariteetti tuotiin samaan malliin asettamalla huutokauppakoron odotetut arvon määräytymään korkopariteetin avulla. Empiiristen testien tulokset eivät antaneet voimakasta tukea Saksan suureiden perusteella es- timoidulle mallille koron muutoksen selittäjänä. Painotetun ulkomaan perusteella muodostettu vakiollinen malli selitti koron muutosta erittäin luotettavasti. Tämä osoittaa, että myös muilla kuin Saksan koroilla on ollut merkitystä Helibor-koron määrääjänä. Luvussa 5 esitettyä teori- aa ei voida pitää täysin valmiina, koska siinä ei huomioida ulkomaisten ohjaus- tai muiden korkojen vaikutusta huutokauppakorkoon.

3 kk:n Helibor-korko määräytyy estimointitulosten mukaan siten, että arbitraasimahdollisuu- det poistuvat. Suomen rahamarkkinoilla esiintyvää kysyntää ja tarjontaa ei havaittu selitysky- kyisiksi. Suomi on pieni avoin kansantalous. Tulokset viittaavat siihen, että Suomen korkota- so määräytyy pitkälti maailmanmarkkinoilla. 1990-luvulla lähinnä Saksa on ollut se maa, jon- ka korkotaso Suomen korkotaso on seurannut. Tulokset viittaavat kuitenkin siihen, että Suomen Pankki pystyy ainakin hetkellisesti pitämään Suomen lyhyet korot ulkomaisista ko- roista erillään. Suomessa lyhyt korko määräytyi tulosten mukaan riippumatta reaalitalouden tilasta. Primäärisyynä korkojen määräytymiselle on pidettävä kuitenkin talouden aktiivisuu- den aiheuttamaa kysyntää ja tarjontaa maailman eri rahamarkkinoilla.

## LÄHDELUETTELO:

Aaltonen - Aurikko - Kontulainen: Rahapolitiikka Suomessa, Suomen Pankki A:90, 1994, Helsinki.

Aliber, R. Z: The interest rate parity theorem: a reinterpretation, *Journal of political economy*, vol. 81, 1451-1459, 1973.

Barr, David G & Campbell, John Y: Inflation, real interest rates, and the bond market: A study of UK nominal and index-linked government bond prices, *Journal of Monetary Economics* 39 (1997), 361 - 383.

Branson, William H: *Macroeconomic theory and policy*, 3rd ed. , New York, 1989.

Bahmani-Oskooee, Mohsen & Das, Satya P: Transaction costs and the interest parity theorem, *Journal of Political Economy*, 1985, vol. 93, no. 4, 1985.

Carmichael - Stebbing: Fisher's paradox and the theory of interest, *The American Economic Review*, vol 83, 619-630, sept 1983.

Dornbush, Rudolf: Expectations and exchange rate dynamics, *Journal of Political Economy*, vol. 84, 1161-1176, 1976.

Dornbush, Rudolf: The theory of flexible exchange rate regimes and macroeconomic policy, *Scandinavian journal of economics*, vol. 78(2), 255-276, 1976.

Eaton, Jonathan & Turnovsky, Stephen J.: Covered interest parity, uncovered interest parity and exchange rate dynamics, *The Economic Journal*, 93, 555-575, sept 1983.

Engle, R,F: Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of the United Kingdom inflation, *Econometrica* 50, 982 - 1008, 1982.

Engle, R, F & Granger, C, W, J: Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing, *Econometrica*, vol. 55, No. 2, 251 - 276, March 1987.

Engle, R, F & Yoo, B, S: Forecasting and testing in co-integrated systems, *Journal of Econometrics*, 35, North-Holland, 143 - 159, 1987.

Estola, Matti: *Kansantaloustieteen perusteet*, Jyväskylän yliopisto - Taloustieteen laitos - Julkaisuja - N:o 104/96, 1996, Jyväskylä.

Frenkel, J. A: Elasticities and the interest parity theory, *Journal of political economy*, vol. 81, 741-747, 1973.

Frenkel, J.A. ja Froot, K.a.: Using survey data to test standard propositions regarding exchange rate expectations, *The American Economic Review*, vol. 77, No. 1, 133-153, 1987.

Fujino, Shozaburo: Liquidity-preference versus loanable-funds theories of interest, ch.8 teoksessa *Money, employment and interest: Towards a reconstruction of Keynesian economics (159-204)*, Economic research series no. 23, Hitotsubashi University, Tokyo, Japan.

Hietaniemi, Leena: Korkotason määräytymisestä 12 OECD-maassa: julkistaloudelliseen syrjäytymisilmiöön liittyvä analyysi, HY, lisensiaattityö, 1991.

Jarque, C, M & Bera, A, K: Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals, *Economics Letters* 6, 225 - 229, 1980.

Juselius, Katarina: On the empirical verification of the purchasing power parity and the interest rate parity, *Nationaløkonomisk tidsskrift*, Copenhagen, NR. 1, 57-66, 1992.

Juselius, Katarina: Do purchasing power parity and uncovered interest rate parity hold in the long run? An example of likelihood inference in a multivariate time-series model, *Journal of econometrics*, 69, 177-210, 1995.

Kiviet J, F: On the regour of some misspecification tests for modelling dynamic relationships, *Review of Economic Studies* LIII, 241 - 246, 1986.

Leslie, Derek: *Advanced Macroeconomics - Beyond ISLM*.

Mikkola, Anne: Ulkomaisten korkojen vaikutus lyhyeen markkinakorkoon, Suomen Pankki, Keskustelunaloitteita 30/1989, Helsinki. \*

Mishkin, Frederic S: Is the Fisher effect for real ?, *Journal of Monetary Economics*, North Holland, 30, 195-215, 1992.

Ramsey, J, B: Test for specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis, *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 31, 350 - 371, 1969.

Starck, Cristian C: How are the key Finnish market interest rates determined, Bank of Finland, Discussion papers 11/1988, Helsinki. \*

Suomen Pankkiyhdistys: *Suomen rahamarkkinat*, 1995.

Takala, Kari: The interest rate sensitivity on output in Finland, Bank of Finland, Discussion papers 11/95, Helsinki, 1995.

Taylor, Mark P: Covered interest parity: A high-frequency, high-quality data study, *Economica*, 54, 429-438, nov 1986.

Täppinen, Jan - Vihriälä, Vesa - Virén Matti: Mistä hyvä korkokehitys johtuu, *Kansantaloudellinen aikakauskirja* - 93. vsk - 4/1997, 602 - 620.

Virén Matti: Inflation, Hedging and the Fisher hypothesis, *Journal of Macroeconomics*, 9, 45-57, 1987 a.

Virén Matti: Inflation and interest rates: Some time series evidence from 6 OECD countries, *Empirical Economics*, 19, 51-66, 1987 b.

Virén Matti: Selvitys markkinakorkojen määräytymisestä, Suomen Pankki, Monistettuja tutkimuksia; TU 1/88, 1988 a.

Virén Matti: Korot, korkorakenne ja inflaatio: Tuloksia kansainvälisellä aikasarja-aineistolla, Suomen Pankki D:66, 1988 b.

\* Työssä on käytetty lähteinä Suomen Pankin keskustelunaloitteita, koska Suomen aineistolla tehtyjä tutkimuksia korkotason määräytymisestä ei ole kovin montaa.

## LIITE 1: Fisher-hypoteesi

Kirjallisuudessa ehkä yleisin tapa koron ja inflaation välisen riippuvuuden selittämiseen on ns. Fisher-hypoteesi. Hypoteesi määrittää nimelliskoron reaalikoron ja inflaatio-odotusten summaksi seuraavasti:

$$R_t = r_t + p_t^e, \quad \text{jossa } r_t = r + \mu \text{ ja } \mu \sim IN(0, \sigma^2).$$

Yhtälössä  $R_t$  kuvaa nimelliskorkoa,  $r_t$  reaalikorkoa ja  $p_t^e$  odotettua inflaatiota. Muuttujia voidaan mitata joko kasvuasteina tai kasvuprosentteina. Hypoteesissa reaalikorko oletetaan vakioksi. Hypoteesin mukaan nimelliskorko muuttuu siis ainoastaan inflaatio-odotusten muuttuessa. Teoria olettaa, että sijoittajalla on kaksi sijoitusvaihtoehtoa: kiinteä omaisuus, jonka arvon kehitys noudattaa yleistä hintatasoa sekä korkotuloa tuottava sijoitus tai talletus. Hypoteesin järkevyyttä voidaan perustella sillä, että sijoittajan / Tallettajan on sijoitus- / talletuspäätöstä tehdessään järkevää arvioida sijoituksen kannattavuutta sen reaalisen tuotto-odotuksen perusteella nimellisen tuoton sijaan.

Teoria olettaa reaali- ja rahoitussijoituskohteet täydellisiksi substituuteiksi. Rahoitusmarkkinoilla toimivan kannalta oletus ei ole realistinen. Hypoteesi olettaa myös sijoittajan tuottovaatimusta kuvaavan reaalikoron vakioksi. Suomen aineistolla Virén 1988 hylkäsi oletuksen empirian perusteella. Virénin tulos noudattaa hyvin ulkomaisten tutkimusten havaintoja. Hypoteesi on periaatteessa muunnettavissa muotoon, joka huomioi reaalikoron muuttumisen.

Hypoteesin empiirisen testaamisen suurimpana ongelmana voidaan pitää inflaatio-odotusten mittaamista. Virén (1988) mittasi inflaatio-odotuksia inflaation edellisten periodien havaintojen perusteella. Kirjallisuudessa yleisin tapa inflaatio-odotusten mittaamiseen on Virénin käyttämä inflaation menneiden arvojen perusteella muodostettu approksimaatio. Irwing Fisher ja useimmat hänen seuraajansa ovat estimoineet teoriaa seuraavassa muodossa, jossa inflaatio-odotukset on määritelty seuraavasti (Sargent (1984), 161):

$$p_t^e = \sum_{i=0}^n w_i (p_{t-i} - p_{t-i-1}).$$

Yhtälössä  $w_i$  on parametri. Yhtälöt voidaan yhdistää seuraavasti:

$$R_t = r_t + \sum_{i=0}^n w_i (p_{t-i} - p_{t-i-1}) + \mu_t.$$

Tätä ja tämän tyyppisiä yhtälöitä, joissa inflaatio-odotukset on määritetty inflaation menneiden arvojen perusteella on maailmalla estimoitu eri neliösummamenetelmillä. Yleisesti ottaen yhtälön estimointi ei ole tukenut teorian toimivuutta (Sargent (1984), 160). Sargent'in mukaan inflaatio-odotusten approksimointiin inflaation menneiden arvojen avulla ei ole perusteltavissa olevaa syytä.

Mishkin (1992) asetti inflaatio-odotukset riippuviksi talouden ”tunnuslukuista”, kuten bruttokansantuotteesta ja taloudessa kiertävän rahan määrästä. Inflaatio-odotuksia on muodostettu myös korkojen aikarakenteen perusteella (esim. Barr & Campbell, 1997). Ainoa luotettava odotusten mittari olisi kuitenkin kyselytutkimus, joka selvittäisi markkinaosapuolten odotukset. Luotettavan kyselytutkimuksen toteuttaminen on käytännössä vaikeaa: varsinkin pro-grady -työn tekijälle.

Teorian tässä esitettyjen vajavaisuuksien ja aikaisempien empiiristen tutkimusten Fisher-hypoteesin toimivuuden kieltävien tulosten johdosta työssä ei tutkita Fisher-hypoteesin toimivuutta korkotason määrääjänä. Voidaan kuitenkin pitää varmana, että inflaatio-odotuksilla on jonkinlainen vaikutus kolmen kuukauden helibor-korkoon. Suomen Pankki toteuttaa rahapolitiikkaansa inflaatiota torjuvasti siten, että rahapolitiikka perustuu hyvin pitkälle Suomen Pankin ennusteeseen tulevasta inflaatiosta. Ainakin Suomen Pankin odotukset inflaatiosta siis vaikuttavat lyhyisiin korkoihin.

## LIITE 2: Korkotuottojen verotus

Työssä koron määräytymistä tutkitaan huomioimatta mahdollista korkotulon veronalaisuutta<sup>1</sup>. Verotus saattaa vaikuttaa korkoon sijoittajien sijoituksilleen (talletuksilleen) vaatiman nimellisen tuottovaatimuksen kautta: tuottovaatimuksen kasvu koron ollessa vakio vähentää sijoitusten kysyntää, mikä aiheuttaa paineen koron nousulle. Sijoittajan tuottovaatimus korkotuottoa tuottavasta sijoituksesta oletetaan sitä suuremmaksi, mitä suurempi osa tuotosta kuluu veroihin. Oletetaan, että sijoitustodistuskaupan tuottoa eli nykyarvon ja liikkeellelaskuhinnan erotusta  $x(t_1) - x(t_0)$  verotetaan tietyn, kiinteän veroasteen  $T$  verran. Esitetään verolla korjattu sijoitustodistuksen tuotto:

$$r^T = \left( \frac{1}{t_1 - t_0} \right) \frac{(1 - T)(x(t_1) - x(t_0))}{x(t_0)}, \quad 0 \leq T < 1.$$

Veroilla korjattu korkotuotto on sitä pienempi, mitä suurempi veroaste  $T$  on.

Käytännössä korkotuottoon kohdistuvan veroasteen todellista suuruutta on vaikea määrätä. Suomessa pääomatuloja verotetaan tietyn kiinteän pääomaveroprosentin mukaan. Pääomaveroprosentti on tällä hetkellä 28. 1990-luvun alussa pääomaveroprosentti oli 25. Pääomaveroprosentin muutos on suhteellisesti niin pieni, että pääomaveron suuruuden voitaisiin yksinkertaisuuden vuoksi ajatella pysyneen vakiona koko 1990-luvun. Erilaiset verolainsäädäntöön perustuvat kirjanpidolliset vähennykset tekevät kuitenkin sijoittajaan kohdistuvat toteutuneet veroasteen määrittämisen lähes mahdottomaksi. Vielä vaikeampaa olisi määrittää sijoittajien keskimäärin maksama toteutunut veroprosentti. Verotuksen vaikutus koron määräytymiseen sivuutetaan työssä. Koska pääomatulojen verotus on pysynyt lähes samanlaisena koko 1990-luvun, työssä oletetaan, että 1990-luvulla verotus ei ole vaikuttanut 3kk:n helibor-koron määräytymiseen.

---

<sup>1</sup> Korkotuoton verotusta on käsitelty mm. Leslie (1993), 30-31.



### Liite 3: Mallien diagnostisten testien tulkinnasta

T kuvaa havaintojen lukumäärää ja k selittävien muuttujien lukumäärää sisältäen vakion.

DW	Durbin-Watson testi ensimmäisen asteen autokorrelaatiolle.
RSS	Jäännösneliösumma
ARCH F(1, T-k-2*j)	LM-testi ARCH j:nneen asteen heteroskedastisuudelle, jossa $H_0$ : varianssi vakio. (ks. Engle, 1982)
RESET F(1, T-k-1)	RESET-testi funktiomuodon oikeellisuudella, jossa $H_0$ : funktiomuoto oikein. (ks. Ramsey, 1969)
AR F(j, T-k-j)	LM-testi j:nneen asteen autokorrelaatiolle, jossa $H_0$ : Ei j:nneen asteen autokorrelaatiota. (ks. Kiviet, 1986)
$Chi^2$ -testi	Testi ( $\chi^2$ ) jäännösten normaalisuudelle, jossa $H_0$ : jäännökset ovat normaalisti jakautuneita. (ks. Jarque & Bera, 1980)

#### Liite 4: Korkojen aikarakenne

Korkojen aikarakenteella tarkoitetaan eri maturiteeteilta mitattujen korkojen välistä riippuvuutta. Korot jaetaan tavallisesti lyhyisiin ja pitkiin korkoihin siten, että vuoden tai sitä lyhyemmän maturiteetin korot katsotaan lyhyiksi korkoiksi ja vuotta pitemmän maturiteetin korot katsotaan pitkiksi korkoiksi. Liitteessä ei noudateta perinteistä jaottelua pitkiin ja lyhyisiin korkoihin. Käsitellään kahden eri maturiteetin rahamarkkinakorkoja, joista toisen maturiteetti on pitempi kuin toisen. Pitemmän maturiteetin korko on pitkä korko ja lyhyen maturiteetin korko lyhyt korko. Pitkä korko voi olla maturiteetiltään aivan hyvin kolme kuukautta tai lyhyt kaksi vuotta. Olennaista on se, että pitkä korko on maturiteetiltään lyhyttä korkoa pitempi.

Oletetaan, että sijoittaja tekee sijoituspäätöksensä vertaamalla pitkän koron tuottavaa sijoitusta useisiin perättäisiin lyhyisiin lyhyen koron tuottaviin sijoituksiin. Pitkä korko määräytyy tällöin lyhyen koron perusteella siten, että täydellisessä kilpailussa molempien sijoitusten houkuttelevuus on samansuuruinen. Kirjoitetaan pitkä korko määräytymään lyhyen koron odotettujen arvojen perusteella:

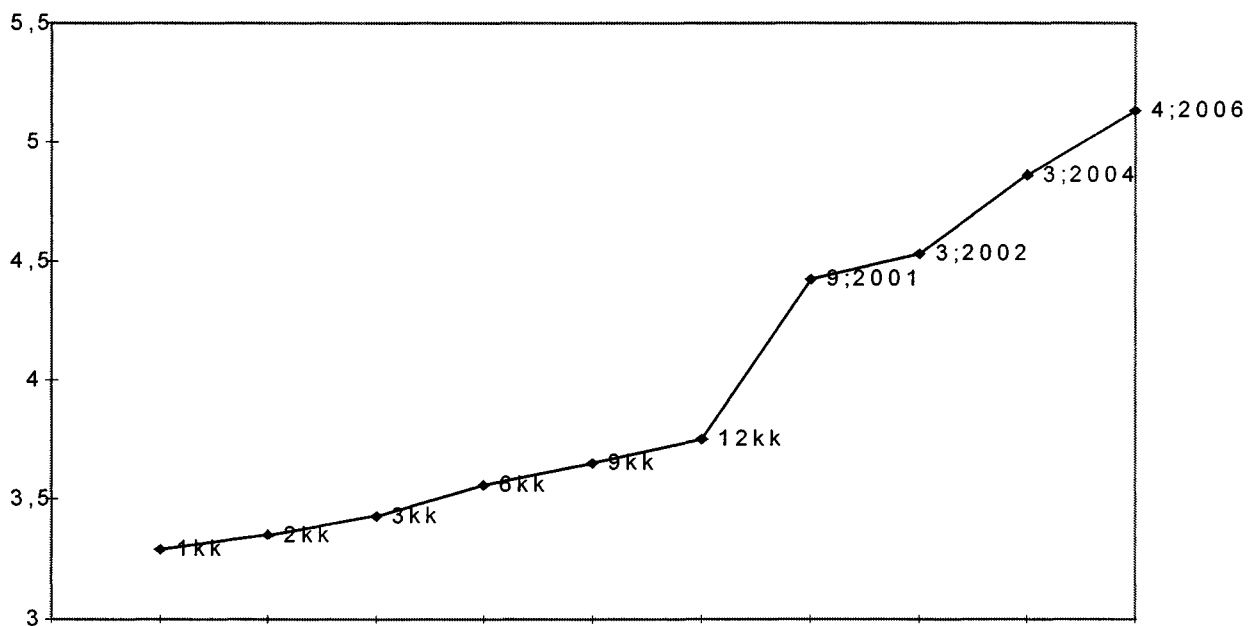
$$r_t^L = \theta(L, S) + \sum_{i=0}^{\frac{L}{S}-1} w_i \cdot E_t(r_{t+i}^S), \text{ jossa } \sum_{i=1}^{\frac{L}{S}} w_i = 1.$$

Yhtälössä periodin  $t$  pituus on yhtä suuri kuin lyhyen sijoituksen maturiteetti. Sijoittaja vertaa pitkän sijoituksen tuottoa useisiin perättäisiin lyhyisiin sijoituksiin. Jos useat perättäiset lyhyet sijoitukset antavat paremman tuotto-odotuksen kuin pitkä sijoitus, pitää pitkän koron nousta, jos markkinat toimivat.  $w$  on painotuskerroin, joka antaa lyhyiden sijoitusten odotetuille koroille painot. Järkevimmän tuntuinen painotustapa on hetkeä  $t$  lähimpien arvojen painottaminen verrattuna kauempana tulevaisuudessa oleviin arvoihin. Pitemmälle tulevaisuuteen ennustaminenhan on aina lähitulevaisuuden ennustamista vaikeampaa.

Ensimmäinen periodi käynnistyy sijoituksen tekohetkellä. Oletetaan, että sijoittaja voi koska hyvänsä realisoida sijoituksensa ns. jälkimarkkinoilla realisointihetken korkotason mukaan.  $\theta(L, S)$  kuvaa lyhyen koron tulevien arvojen epävarmuudesta johtuvaa riskipreemiota, eli ylimääräistä pitkälle korolle vaadittavaa tuottoa siitä, että lyhyt korko saattaa nousta pitkämaturiteettisen sijoituksen

juoksuaikana, jolloin pitkä sijoitus muuttuu kannattamattomaksi useaan perättäiseen lyhyeen sijoitukseen verrattuna. Riskipremio on asetettu sijoitustodistusten juoksuaikojen S ja L funktioiksi siten, että  $\frac{\partial \theta}{\partial L} > 0$  ja  $\frac{\partial \theta}{\partial S} < 0$ . Riskipremio on sitä suurempi, mitä pitempi pitkän koron maturiteetti on lyhyeen verrattuna.

Yhtälössä w on painotuskerroin, jonka arvot asettuvat välille  $0 < w < 1$ . Virén (1988) käytti painotuskertoimena pitkän ajan keskimääräisen pitkän koron  $\bar{r}_L$  perusteella määräytyvän diskonttotekijän potenssia. Hetkeä t lähempänä olevia havaintoja painotettiin näin kauempana tulevaisuudessa olevia havaintoja enemmän. Tämä johtuu siitä, että lähempänä olevien havaintojen ennustaminen on luotettavampaa hetkellä t. Yhtälössä (x) pitkä korko  $r_L$  oletetaan siis sen juoksuaikana tehtävien lyhytaikaisten sijoitusten odotetun tuoton ja riskipremion summaksi.



**Kuvio x: Tuottokäyrä.** Korkojen aikarakennetta kuvataan usein ns. tuottokäyrällä, jossa eri maturiteettien korko on tuotu samaan kuvioon. Pystyakselilla on korkoprosentti ja vaak akselilla aika. Kuviossa lyhyinä korkoina on 1-12:sta kuukauden helibor-korot ja pitkinä korkoina Valtionobligaatioiden korot eräänymiskausiensä mukaan. Tuottokäyrä on nouseva, joten riskipremio on sitä suurempi, mitä pitempi pitkän sijoituksen maturiteetti on lyhyeen sijoitukseen verrattuna. Käyrää tulkittaessa on huomioitava, että vaak akseli ei toimi aika akselina. Käyrän muodosta ei siis voida tehdä päätelmiä. (Tilastot: Helsingin Sanomat 10.2.1998, taloussivut)

Kuvan x perusteella voidaan päätellä, että riskipremio saa aina normaaliolosuhteissa positiivisen arvon, jolloin pitempi korko on lyhyttä korkeampi.

## **LIITE 5: Työn empiirisissä testeissä käytetyt tilastot**

Työn tilastoina on käytetty pääasiassa ETLA:n, tilastokeskuksen ja Suomen Pankin julkaisuista kerättyjä 1980- ja 1990-luvun kuukausihavaintoja. Poikkeuksen tähän tekee katetussa korkopariteetissa käytetyt termiinikurssit. Termiinikurssit on muodostettu laskemalla Reutersin julkaisemista päivärvoista kuukausihavainnot aritmeettisena keskiarvona. Ulkomaiset korot olivat saatavilla täydellisenä ainoataan ETLA:n tilastoissa, vaikka hyväksi pyrittiin käyttämään myös IMF:n julkaisemia tilastoja. Tilastot olivat erittäin täydellisiä. Vain muutama 1980-luvun loppuun ja aivan 1990-luvun alkuun osuneista havainnoista puuttui. Puuttuneet havainnot korvattiin painotettuna keskiarvona neljästä puuttuvaa havaintoa ympäröineestä havainnosta siten, että kaksi lähempää sai kaksinkertaisen painon kahteen muuhun verrattuna.

Työn tilastot ovat seuraavista tilastojulkaisuista:

Monthly Bulletin - Bank of Finland (suomen korot, valuuttakurssit)

Tilastokeskus: rahoitus- ja korkotilastot (suomen korot, valuuttakurssit)

Tilastokeskus: Tilastollinen vuosikirja (korot, valuuttakurssit)

ETLA: [www.etla.fi](http://www.etla.fi) (suomen ja ulkomaiden rahamarkkinakorot, valuuttakurssit sekä rahamarkkinoilla tapahtuva kaupankäynti.)

Reuters (päiväaineisto termiinikursseista)

IMF: Financial Review (ulkomaisia korkoja three month treasury bill rate tai money market rate)

Samojen tilastojen keräämiseen jouduttiin käyttämään useita tilastolähteitä erinäisistä puuttuvista havainnoista johtuen. Etlan tilastoissa oli ehdottomasti vähiten puutteita, joten kaikki saatavilla olleet havainnot otettiin niistä. ETLA:n [www-sivuilla](http://www.etla.fi) oli nähtävillä myös Suomen Pankin julkaisemat tilastot.