

# Valuuttakurssien ennustaminen monetarististen mallien avulla ja ennusteiden arviointikriteerien valinta

Kansantaloustiede  
Maisterin tutkinnon tutkielma  
Teemu Merinen  
2012

## TUTKIMUKSEN TAVOITE

Kansainvälisen taloustieteen kirjallisuudessa pidetään hyvin tunnettuna tosiasiana sitä, että valuuttakurssien muutokset noudattavat hyvin läheisesti satunnaiskulkua, eli tämän hetkinen valuuttakurssi on tyypillisesti paras ennuste tulevalle valuuttakurssille, eikä valuuttakurssia voida tämän seurauksena ennustaa. Kansainvälisen rahoituksen kirjallisuus on vastaavasti keskittynyt tutkimaan valuuttakurssia valuuttamarkkinoiden tehokkuuden näkökulmasta. Tässä kirjallisuudenhaarassa päädytään tyypillisesti lopputulokseen, jonka mukaan valuuttatermiini ennustaa kurssimuutosten suuntaa useammin väärin kuin oikein. Termiinipremio pitää siis sisällään informaatiota, jota voidaan käyttää hyväksi kurssimuutosten ennustamisessa. Nämä tulokset ovat osittain ristiriitaisia, mikä on seurausta ennusteiden poikkeavista arviointikriteereistä. Tutkielman tavoitteena on tutkia, muuttuvatko yleisesti tiedossa olevat tulokset valuuttakurssien ennustettavuudesta, kun ennustuskäytännöt mitataan eri kriteereillä.

## DATA JA MENETELMÄT

Tutkielman empiirisessä osuudessa laaditaan ennusteita viidelle Yhdysvaltain dollaria vastaan noteeratulle valuutalle. Ennusteet on laadittu rullaavalla regressiolla malleista, jotka kuuluvat monetarististen valuuttakurssimallien ryhmään. Monetaristiset mallit painottavat rahamarkkinoiden merkitystä valuuttamarkkinoiden tasapainon määrittäjinä. Mallien keskeisiä muuttujia ovat rahan määrien lisäksi maiden väliset korko-, inflaatio- ja tuloerot. Mallien ennustekykyä arvioidaan kolmella kriteerillä: 1) ennustevirheen keskihajonnalla, 2) suunnanennustamiskyvyllä ja 3) ennusteiden taloudellisella hyödynnettävyydellä. Tutkimuksessa käytetty aikaväli kattaa valtaosan kulluvien valuuttakurssien aikakaudesta 1970-luvulta vuoteen 2010 asti.

## TULOKSET

Tulokset ovat hyvin linjassa aiemman tutkimuksen kanssa. Ennustevirheen keskihajonnalla mitattuna kaikki tutkitut mallit häviävät naiiville satunnaiskulkumallille. Näyttö monetarististen mallien suunnanennustamiskyvystä on ristiriitaista, mutta käänteisen termiinikurssin suunnanennustamiskyvystä löydetään vahvaa näyttöä. Termiinipremion sisältämää informaatiota olisi voitu myös käyttää hyväksi voitollisessa sijoitusstrategiassa, joka tunnetaan yleisesti korkoerokauppana (carry trading). Tutkielman keskeisin tulos on se, että ennusteiden arviointiin käytettävän kriteerin valinta todella vaikuttaa mallien ennustuskäytännön johtopäätöksiin. Sopivimman arviointikriteerin valintaan vaikuttaa keskeisesti laadittavien ennusteiden käyttötarkoitus.

**AVAINSANAT:** Valuuttakurssit, Ennustaminen, Valuuttakurssimalli, Rullaava regressio, Termiinipremio-ongelma

## **OBJECTIVE OF THE STUDY**

It is a well-known fact in international economics literature, that exchange rates changes are almost indistinguishable from naïve random-walk process. Hence, there exists a widespread consensus that exchange rates cannot be forecasted. International finance literature, on the other hand, is concentrated on studying the efficiency of foreign exchange market. A common finding in this branch of literature is that forward rate fails to predict the correct direction of rate change over 50% of the time. In other words, the forward premium contains information that can be utilized in exchange rate forecasting. Aforementioned results are partly conflicting. The contradiction is caused by differing criteria used in evaluation of the forecasts. The objective of this thesis is to study if the established results about exchange rate forecastability hold, when forecasts are evaluated with variety of criteria.

## **DATA AND METHODS**

In the empirical part of the study I create forecasts for 5 major currency pairs quoted against U.S. dollar. Rolling regressions are used to create forecasts for several models that represent a class of exchange rate models known as monetary models. Monetary models stress the importance of money market as the determinant of economy's equilibrium. The main variables used in the models are inter-country differences in money stocks, interest rates, inflation rates and incomes. Forecasts are evaluated using three distinct criteria: 1) standard deviation of the forecast errors, 2) models ability to forecast the direction of change and 3) economic value of the forecasts. The time series used for the forecasting exercise cover the bulk of the floating rate era from early 1970ies to 2010.

## **RESULTS**

The findings of the study are largely in line with the previous research. When measured with standard deviation of the forecast errors, all of the traditional monetary models are outperformed by naïve random-walk model. The proof of monetary models' ability to forecast direction of change is mixed, but I'm once again able to confirm the existence of "forward premium puzzle", i.e. the tendency of forward rates to mispredict the direction of change. This information contained in the forward premiums can be used to create a profitable trading strategy known as carry trading. The main finding of the study is, that use of different evaluation criteria change the conclusions made about models' ability to forecast exchange rate movements. The selection of the most appropriate criteria is dictated by the purpose for which forecasts are used.

**KEYWORDS:** Exchange rate, Forecasting, Exchange rate model, Monetary model, Rolling regression, Forward premium puzzle, Carry trading

## Sisällysluettelo

1	Johdanto .....	1
2	Yleiskatsaus valuuttamarkkinoihin .....	4
3	Valuuttakurssimallit.....	7
3.1	Perusmallit UIP ja PPP .....	8
3.2	Monetaristiset mallit .....	13
3.2.1	Frenkel-Mussa-Bilson monetaristinen malli – joustavat hinnat.....	13
3.2.2	Dornbusch-Frankel reaalikorkoeromalli – jähmeät hinnat.....	14
3.2.3	Muita huomionarvoisia malleja .....	16
3.3	Empiirinen tutkimus monetaristisista malleista ja satunnaiskulku.....	18
4	Spekulointi valuuttamarkkinoilla .....	25
4.1	Riskineutraalisuuden hylkääminen – termiinit ja tehokkaat markkinat .....	25
4.2	Terminipreemio-ongelman hyödyntäminen – korkoerokauppa .....	34
5	Tutkimusongelma ja hypoteesit .....	42
6	Data ja menetelmät.....	44
6.1	Näytejakson ja valuuttaparien valinta .....	44
6.2	Datan kuvaus.....	45
6.3	Regressiomallin valinta.....	48
6.4	Testattavat mallit .....	49
6.5	Ennusteiden arviointikriteerit .....	55
7	Empiiriset tulokset.....	56
7.1	Ennusteiden tilastollinen tarkkuus.....	56
7.2	Ennusteiden tarkkuus suunnan ennustamisessa .....	61
7.3	Ennusteiden taloudellinen hyödyntäminen.....	64
7.4	Mittareiden yhdenmukaisuus .....	67
8	Yhteenveto .....	69

9	Lähdeluettelo .....	73
10	Liitteet .....	78

### **Luettelo taulukoista**

Taulukko 1 - Valuuttamarkkinoiden kaupankäyntivolyymi tuoteryhmittäin 1998-2010 (miljardia USD).....	5
Taulukko 2 - Kaupankäynnin jakautuminen valuutoittain .....	5
Taulukko 3 – FMB-mallin Theilin U-luku ja luottamustaso (Mark, 2005) .....	21
Taulukko 4 – ADF-testin tulokset mallien selittäville muuttujille .....	48
Taulukko 5 – ADF-testin tulokset tasoregressioiden residuaaleille .....	54
Taulukko 6 – Yhteenveto mallien sisältämistä muuttujista .....	55
Taulukko 7 – Malleista laadittujen ennusteiden tilastollinen tarkkuus RMSE-luvulla mitattuna .....	57
Taulukko 8 – Oikean suuntaisten ennusteiden osuus mallien ennusteista ja tulosten tilastollinen merkitsevyys .....	61
Taulukko 9 – ennusteista saatavissa ollut spekulatiivinen tuotto .....	64
Taulukko 10 – Malleista johdettujen ennusteiden kyky peitota satunnaiskulkumalli eri kriteereillä mitattuna .....	67

### **Luettelo kuvista**

Kuva 1 – Terminiisopimuksen replikointi rahamarkkinoilla.....	26
Kuva 2 – Korkoerokaupan toteutunut tuotto eräpäivän markkinakurssin mukaan.....	36
Kuva 3 – USD/JPY –kurssikehitys vuosina 1970-2010.....	47
Kuva 4 – Rajoitetun ja rajoittamattoman ostovoimapariteetin ennusteiden vertailu USD/CAD -valuuttaparilla .....	58
Kuva 5 – Ennustettujen ja toteutuneiden muutosten vertailu USD/CAD -valuuttaparilla.....	60
Kuva 6 – Korkoerokaupasta saatu tuotto eri valuuttapareilla .....	65

## 1 Johdanto

Valuuttakurssien mallintaminen ja ennustaminen on yksi taloustieteen tutkituimmista aiheista. Samanaikaisesti se on kuitenkin myös yksi taloustieteen vähiten tunnetuista aihealueista. Valuuttakurssit ovat arkipäiväisimpiä rahoitusinstrumentteja, joihin taloudelliset toimijat törmäävät päivittäin kansainvälistyvässä maailmassa. Valuuttakurssit ja niiden muutokset ovat tekijöitä, jotka vaikuttavat keskeisesti kuluttajien, yritysten, hallitusten ja keskuspankkien päätöksentekoon. Vuosikymmenien työstä ja tuhansista julkaistuista tutkimuksista huolimatta, ekonomisteille on osoittautunut ylitsepääsemättömäksi ongelmaksi laatia malli, joka selittäisi uskottavasti valuuttakurssien suhdetta muihin taloudellisiin fundamentteihin.

Valuuttakurssien määräytymiseen vaikuttavista tekijöistä tiedetään hämmästyttävän vähän. 1983 julkaistussa tutkimuksessa Meese ja Rogoff osoittivat, että yksinkertainen satunnaiskulkumalli, eli oletus siitä että valuuttakurssi pysyy paikallaan, on paras malli kuvaamaan valuuttakurssien muutoksia. Vuosikymmenten tutkimuksista huolimatta taloustieteilijöiden ei ole onnistunut luoda teoriaa, joka pystyisi selittämään valuuttamarkkinoiden tasapainoa muiden taloudellisten muuttujien avulla. Ehdotettujen teorioiden skaala on päätä huimaava. Yksinkertaisimmillaan valuuttakursseja on pyritty selittämään perusoppikirjoista tutuilla ostovoima- ja korkopariteettiehdolla. Monimutkaisimmasta päästä ovat yleisen tasapainon mallit, joissa valuuttamarkkinoiden tasapaino johdetaan aina yksittäisten toimijoiden mikrotaloudellisista preferensseistä lähtien. Mallien valtavasta kehityksestä huolimatta Meesen ja Rogoffin esittämä ”valuuttakurssien irtonaisuuden ongelma” on yhä ratkaisematta.

Kansainvälisen rahoituksen kirjallisuus keskittyy tutkimaan valuuttamarkkinoita lähinnä markkinoiden tehokkuuden näkökulmasta. Tämän tutkimushaaran keskeisin tulos on Faman (1984) esittämä termiinipremio-ongelma, eli ilmiö jossa valuuttakurssit pyrkivät keskimäärin kehittymään juuri päinvastaiseen suuntaan, kuin markkinat termiinikurssien muodossa odottavat. (Engel, 1996; Lewis, 1995) Termiinikurssit ennustavat muutokset suuntaa itse asiassa niin huonosti, että ilmiötä on vuosien saatossa ryhdytty hyödyntämään korkoerokauppana tunnetulla sijoitusstrategialla, jonka tuotto on ollut historiallisesti merkittävästi positiivinen useimmilla valuuttapareilla (Burnside et al., 2006).

Kaksi yllä esiteltyä kirjallisuuden haaraa ovat päätyneet lopputuloksiin, jotka ovat osittain ristiriidassa keskenään. Makrotaloudellisen kirjallisuuden mukaan valuuttakursseja ei pystytä ennustamaan, eli nykyisen kurssin on siis havaittu olevan paras ennuste tulevalle kurssille, mutta samanaikaisesti kurssimuutosten suuntaa pystytään kuitenkin ennustamaan termiinikurssien avulla. Ristiriitaiset tulokset selittyvät sillä, että tutkimuksissa käytetään erilaisia mittareita arvioimaan mallien ennustekykä. Makrotaloudellisessa kirjallisuudessa on keskitytty arvioimaan ennusteita ennustevirheen keskihajonnan perusteella, kun kansainvälisen rahoituksen kirjallisuus vastaavasti keskittyy arvioimaan ennusteita niiden suunnanennustamiskyvyn perusteella, sekä ennusteiden taloudellisen hyödynnettävyyden avulla.

Tämän tutkielman tavoitteena on tutkia muuttuvatko yleisesti tiedossa olevat tulokset valuuttakurssien ennustettavuudesta, kun ennustekykä mitataan eri kriteereillä. Empiirisessä osuudessa keskityn tutkimaan miten hyvin teoriasta johdetut valuuttakurssimallit ennustavat kurssimuutoksia. Arvioin suunnanennustamiskykyä kolmella eri kriteerillä: ennusteiden tilastollisen tarkkuuden, suunnanennustamiskyvyn ja mallien ennusteisiin pohjautuvien sijoitusstrategioiden tuottavuuden perusteella.

Tutkielman löydökset ovat hyvin linjassa aiemman tutkimuksen kanssa. Ennusteiden tilastollisen tarkkuuden valossa yksikään tutkituista malleista ei pysty päihittämään satunnaiskulkumallia. Samoin toteamme termiinikurssin sisältävän informaatiota, jonka avulla pystytään ennustamaan kurssimuutosten suuntaa kaikilla tutkituilla valuuttapareilla. Tämän informaation pohjalta laadituilla sijoituksilla olisi myös voitu saada myös merkittävää tuottoa, jota ei pystytä selittämään yksinomaan kasvaneella riskillä. Muiden tutkittujen mallien osalla näyttö suunnanennustamiskyvystä on ristiriitaista ja päädyn toteamaan että tulosten perusteella ei pystytä tekemään pitäviä johtopäätöksiä. Tutkielman keskeisin löydös on se, että ennusteiden arviointiin käytettävällä kriteerillä on todella merkitystä siihen, pystyykö malli ennustamaan kurssien muutoksia.

On tärkeää teroittaa myös tutkielman rajoitteita, sekä sitä mitä johtopäätöksiä tutkielman löydöksistä voidaan tehdä. Tutkielman tavoitteena ei ole muotoilla mallia, jolla pyritään aukottomasti selittämään kurssikehitystä taloudellisten fundamenttien avulla. Empiirisessä osuudessa käytetyt mallit on valittu pääasiassa niiden tieteellisen merkittävyyden perusteella. Toinen mallien valintaan vaikuttava tekijä on ollut mallien testaamiseen tarvittavan datan julkinen

saatavuus. Erityisesti haluan korostaa miten mallien taloudellisen merkittävyyden mittaamisen käytettävään tuottotasoon pitäisi suhtautua. Tuotto on laskettu historiallisen kurssikehityksen perusteella, ilman että strategiaa olisi käytännössä toteutettu markkinoilla. Käytäntö on tyyppinen kirjallisuudessa, jossa testataan markkinoiden tehokkuutta ja erilaisten sijoitusstrategioiden toimivuutta. (Bilson, 1981) Ex-post tuottoja tarkasteltaessa on kuitenkin tunnustettava, että jos sijoitusstrategioiden toimivuus olisi historiassa ollut sijoittajien tiedossa, olisi tällaisten sijoittajien toiminta saattanut vaikuttaa kurssikehitykseen. Lisäksi on vielä mainittava, että strategian historiallinen toimivuus ei missään nimessä ole taie siitä, että strategia tulee toimimaan myös tulevaisuudessa. Nämä rajoitteet on hyvä pitää mielessä puhuttaessa tuotosta ennustekyvyn mittarina. Tämän tutkielman kontekstissa tuottotasoa voikin olla terveellistä ajatella tilastollisena tunnuslukuna, joka ottaa huomioon mallien suunnanennustamiskyvyn lisäksi kurssimuutosten suuruuden.

Tutkielman rakenne on seuraavanlainen. Ensiksi 2. luvussa käyn lyhyesti läpi valuuttamarkkinoiden toimintaa ja valuuttainstrumentteihin liittyvää keskeistä terminologiaa. Seuraavaksi 3. luvussa käydään läpi makrotaloustieteessä esiteltyjä keskeisimpiä malleja ja 4. luvussa esitellään kansainvälisen rahoituksen tutkimusta valuuttamarkkinoiden tehokkuudesta ja termiinikurssien suunnanennustamiskyvystä. Nämä luvut muodostavat pohjan tutkimuksen empiiriselle osuudelle. 5. luvussa muotoillaan tutkimusongelma ja tutkimushypoteesit, minkä jälkeen 6. luvussa esitellään tutkimusmenetelmät ja käytettävät ennustemallit. 7. luvussa raportoidaan tulokset mallien ennustekyvystä. Lopuksi 8. luvussa teen yhteenvedon tutkielman keskeisimmistä löydöksistä.



## 2 Yleiskatsaus valuuttamarkkinoihin

Valuuttamarkkinoilla tarkoitetaan niitä kaupankäyntijärjestelmiä ja markkinapaikkoja, joissa käydään kauppaa erilaisilla valuuttainstrumenteilla. Valuuttamarkkina poikkeaa muista rahoitusmarkkinoista monella keskeisellä tavalla, mikä tekee siitä erityisen mielenkiintoisen tutkimuskohteen. Ensinnä, valuuttakauppaa ei käydä yhdessä keskitetyssä fyysisessä paikassa. Sen sijaan kaupankäynti tapahtuu tietoverkkojen välityksellä hajautettuna eri maanosiin. Käytännössä suurin osa valuuttakauppaa käyvistä yrityksistä ja pankeista on keskittynyt kouralliseen keskeisiin talouskeskuksiin ympäri maailman. Suurin yksittäinen tällainen keskus on Lontoo, jossa käydään 33% kaikesta valuuttakaupasta. Muita keskeisiä kaupankäyntikeskuksia ovat New York, Tokio, Sydney ja Singapore. Kaupankäyntipaikkojen maantieteellinen jakautuminen eri mantereille mahdollistaa kaupankäynnin jatkumisen 24 tuntia vuorokaudessa, viitenä arkipäivänä viikossa. Valuuttamarkkinoiden verkottuneesta luonteesta johtuen sille ei ole muodostunut yhtä keskitetty pörssiä, jonka tarjoamissa puitteissa kaupanteko tapahtuisi. Valuuttamarkkina onkin ns. OTC-markkina (Over-the-counter), jossa kaupankäynti tapahtuu suoraan markkinaosapuolien välillä.

Toinen keskeinen asia, joka erottaa valuuttamarkkinat muista rahoitusmarkkinoista on sen koko ja likviditeetti. OTC-luonteesta johtuen tarkan datan saaminen valuuttamarkkinoiden koosta on mahdotonta, toisin kuin pörssien kautta välitettävien instrumenttien kohdalla. Keskeisin ja luotettavin valuuttamarkkinoita ja sen kokoa käsittelevä tutkimus on kolmivuositainen julkaistava Bank of International Settlements:n keskuspankkikysely. Viimeisimmän kyselyn (BIS, 2010) mukaan valuuttamarkkina on maailman ylivoimaisesti suurin rahoitusmarkkina, jonka päivittäinen liikevaihto on noin 4 biljoonaa dollaria vuorokaudessa. Valuuttamarkkina on myös yksi nopeimmin kasvavista markkinoista. Markkinoiden päivittäinen vaihdanta on kasvanut tasaisesti 70-luvulta vuoteen 2004 asti, minkä jälkeen vuosina 2004–2010 markkina on kasvanut räjähdysmäiset 102%. Taulukossa 1 on listattu markkinoiden kaupankäyntivolyymin kehitys vuosina 1998-2010.

	<b>1998</b>	<b>2001</b>	<b>2004</b>	<b>2007</b>	<b>2010</b>
<b>Spot-kauppa</b>	568	386	631	1 005	1 490
<b>Johdannaistuotteet</b>					
Valuuttatermiinit	128	130	209	362	475
Valuutanvaihto- sopimukset	734	656	954	1 714	1 765
Valuuttaoptiot	97	67	140	243	250
<b>Yhteensä</b>	<b>1 527</b>	<b>1 239</b>	<b>1 934</b>	<b>3 324</b>	<b>3 980</b>

**Taulukko 1 - Valuuttamarkkinoiden kaupankäyntivolyyymi tuoteryhmittäin 1998-2010 (miljardia USD)**

BIS:n kolmivuositaiskysely selvittää myös kaupankäyntivolyymin jakautumista valuutoittain. Vuoden 2010 kyselystä selviää Yhdysvaltojen dollarin johtoasema maailmanvaluuttana. Dollari on mukana toisena valuuttana 85% kaikista valuuttatransaktiosta. Muiden merkittävien valuuttojen osuudet selviävät taulukosta 2.

<b>Valuutta</b>	<b>Markkinaosuus</b>
Yhdysvaltain dollari (USD)	84,9 %
Euro (EUR)	39,1 %
Japanin jeni (JPY)	19,0 %
Iso-Britannin punta (GBP)	12,9 %
Australian dollari (AUD)	7,6 %
Sveitsin frangi (CHF)	6,4 %
Kanadan dollari (CAD)	5,3 %
Hong Kongin dollari (HKD)	2,4 %
Ruotsin kruunu (SEK)	2,2 %
Uuden-Seelannin dollari (NZD)	1,6 %
Muut	18,6 %
<b>Yhteensä</b>	<b>200,0 %</b>

**Taulukko 2 - Kaupankäynnin jakautuminen valuutoittain**

Kuten taulukosta 1 ilmenee, valuuttatuotteet voidaan jaotella moneen eri kategoriaan. Karkea jako erottelee valuuttainstrumentit spot- ja johdannaisinstrumentteihin. Kaupankäynti Spot-

instrumenteilla on sitä, minkä useimmat ihmiset ymmärtävät valuutan vaihtamisena. Pankkien välisillä interbank-markkinoilla spot-kaupalla tarkoitetaan sovitun valuuttamäärän vaihtamista toiseen kahden pankkipäivän päästä sopimuksen solmimisesta. Jokainen valuuttapari muodostaa yhden spot-tuotteen, jolla markkinoilla käydään kauppaa. Spot-kurssi on siis yksinkertaisesti kahden valuutan välinen nimellinen valuuttakurssi

Valuuttakurssia on syytä miettiä valuuttojen muuntokertoimen sijaan rahoitusinstrumentin hintana, samoin kuin osakemarkkinoilla joilla hinta noteerataan osakkeen hintana rahassa. Samalla tavoin valuuttakurssia voidaan aina ajatella perusvaluutan hintana hintavaluutassa. Ongelmaksi muodostuu se, että on sopimuskysymys, mikä valuutta on perus- ja mikä hintavaluutta. Esimerkiksi euron (EUR) ja punnan (GBP) valuuttakurssi voidaan noteerata ”euron hintana punnissa”, jolloin valuuttakurssi on EUR/GBP. Tällöin euro on perusvaluutta ja punta on hintavaluutta. Toisaalta sama kurssi voidaan noteraata ”punnan hintana euroissa”, jolloin valuuttakurssi on GBP/EUR, eli edellisen käänteiskurssi. Väärinkäsitysten välttämiseksi interbank-markkinoilla valuuttakursseihin viitataan aina yhdistelmänä valuuttojen kolmikirjaimisista ISO-4217 koodeista siten, että ensimmäinen valuutta on perusvaluutta ja jälkimmäinen hintavaluutta.

<sup>1</sup> Euron ja punnan valuuttakurssin sijaan puhutaankin EUR/GBP – instrumentin hinnasta.<sup>2</sup>

Empiirisessä tutkimuksessa valuuttakurssien notaatio-ongelma ratkaistaan usein käsittelemällä kurssien logaritmeja (Fama, 1984). Tämä johtuu logaritmien laskusäännöstä, jonka mukaan käänteisluvun logaritmi on luvun logaritmin vastaluku. Eri valuuttakurssien poiketessa toisistaan ainoastaan etumerkin suhteen, on erityisesti kurssimuutosten käsittely suoraviivaista.

Teoreettisessa tutkimuksessa on syytä kiinnittää erityistä huomiota valuuttaparien notaatioon. Kirjallisuudessa käytetään kirjoittajan kotimaasta riippuen joko suoraa tai epäsuoraa notaatiota, jotka on määritelty alla. Noudatan läpi tämän tutkielman epäsuoraa notaatiota.

- Suorassa notaatiossa kotimaan valuutta on hintavaluutta. Tällöin kotimaisen valuutan vahvistuminen tarkoittaa kurssinlaskua.

---

<sup>1</sup> ISO-4217 koodit ovat uniikkeja kolmikirjaimisia kirjainlyhenteitä maan ja valuutan nimestä.

<sup>2</sup> On yleisesti sovittu että pankkien välisillä markkinoilla euro on aina perusvaluutta kaikissa valuuttapareissa. Myös USD on lähtökohtaisesti aina perusvaluutta, pl. valuuttapareissa GBP/USD, AUD/USD, EUR/USD. Muiden valuuttaparien kohdalla on markkina- ja maakohtaista miten päin kurssi noteerataan.

- Epäsuorassa notaatiossa kotimaan valuutta on perusvaluutta, jolloin kotimaisen valuutan vahvistuminen tarkoittaa valuuttakurssin nousua.

Valuuttajohdannaisilla tarkoitetaan valuuttainstrumentteja, joiden hinta riippuu kohde-etuutena olevasta spot-kurssista. Taulukosta 1 käy ilmi kuinka valuuttajohdannaiset muodostavat yli 60 % valuuttamarkkinoiden kokonaisvaihdannasta. Johdannaisten suosion kasvu perustuu niiden tarjoamiin mahdollisuuksiin suojautua valuuttakurssiriskeiltä. Viime vuosina johdannaisia on käytetty myös enenevässä määrin spekulatiivisiin tarkoituksiin niiden tarjoaman velkavivun johdosta. Johdannaisilla tapahtuva spekulointi onkin tärkeä likviditeetin lähde valuuttamarkkinoilla. (Howells & Bain, 2008) Valuuttajohdannaiset voidaan luokitella edelleen kolmeen kategoriaan:

1. Valuuttatermiini on sopimus tulevaisuudessa tapahtuvasta valuuttakaupasta, jonka kurssi on sovittu etukäteen. Kirjallisuudessa termiiniä kutsutaan tyypillisesti markkinoiden odotukseksi tulevaisuuden valuuttakurssista. Termiinit ja niiden hinnoittelu ovat keskeisessä osassa tämän tutkimuksen empiirisessä osuudessa ja niihin paneudutaan tarkemmin luvussa neljä.
2. Valuutanvaihtosopimus (swap) on yhdistelmä kahdesta samanaikaisesti solmitusta, erisuuntaisesta valuuttatermiinistä. Valuutanvaihtosopimuksella voidaan riskittömästi vaihtaa sovittu määrä valuuttaa toiseen valuuttaan, ennalta sovituksi ajaksi. Käytännössä valuutanvaihtosopimuksia käytetään muiden johdannaisten kassavirtojen kohdistamiseen, sekä yritysten ja pankkien rahoittamiseen eri valuuttojen välillä.
3. Valuuttaoptiot toimivat samoin kuin optiot muillakin finanssi-instrumenteilla, eli antavat ostajalleen oikeuden, mutta eivät velvollisuutta toteuttaa kaupan sovittuun kurssiin sovittuna eräpäivänä.

### 3 Valuuttakurssimallit

Edellisessä luvussa korostettiin sitä, kuinka valuuttakursseja on syytä ajatella rahoitusinstrumenttien hintoina. Tämän kaltainen arvopaperilähtöinen lähestymistapa valuuttakurssien määräytymiseen on luonnollinen seuraus siitä, että useimmat valuuttakurssit määräytyvät markkinoilla vapaasti niiden kysynnän ja tarjonnan mukaan. Markkinoilla sijoittajat ostavat niitä instrumentteja jotka he kokevat todellista arvoaan halvemmiksi ja vastaavasti myyvät

niitä jotka ovat todellista arvoaan kalliimpia. Keskeinen kysymys arvopaperilähtöisessä hinnoittelussa on tämän todellisen, fundamentaalisen arvon määrittäminen.

Modernin rahoitusteorian mukaan sijoitusinstrumentin hinta on sen tulevien kassavirtojen nykyarvo. (Luenberger, 2009) Tässä viitekehyksessä on suoraviivaista päätellä miten, *ceteris paribus*, osakkeen hinta nousee, jos yritys kasvaa odotettua nopeammin, tai miten joukkovelkakirjan hinta laskee yleisen korkotason noustessa. Valuuttakurssien tapauksessa tämänkaltaisten johtopäätösten tekeminen on vaikeaa, sillä valuuttakurssi on enemmän tai vähemmän sidoksissa jokaiseen kansantaloudelliseen muuttujaan. Jotta voitaisiin osoittaa samankaltaisia kausaalisuhteita taloudellisten fundamenttien ja valuuttakurssien muutosten välillä, on rakennettava makrotaloudellinen malli avotaloudesta, josta voidaan ratkaista suljetun muotoinen ratkaisu valuuttakurssille. Mallien rakentamista vaikeuttaa se, että muuttujien määrän lisääntyessä valuuttamarkkinoiden tasapainoa kuvaavasta yhtälöstä tulee nopeasti liian monimutkainen ollakseen käyttökelpoinen, tai edes ratkaistavissa. Tästä johtuen kaikki valuuttakurssimallit sisältävät vahvoja oletuksia ja yksinkertaistuksia. Juuri näiden syiden takia makrotalouden fundamentteihin perustuvat valuuttakurssimallit eivät ole kyenneet uskottavasti selittämään valuuttakurssien ja taloudellisten fundamenttien välistä suhdetta. Meese & Rogoffin (1983) julkaiseman merkittävän tutkimuksen jälkeen fundamenttien heikkoa selityskykyä on kutsuttu valuuttakurssien irtonaisuuden arvoitukseksi (exchange rate disconnect puzzle).

Tässä luvussa teen yleiskatsauksen merkittävimpiin valuuttakurssimalleihin. Tilarajoitusten johdosta monia merkittäviä malleja ei voida tämän tutkielman puitteissa käsitellä. Esitetyt mallit on valittu ensinnä niiden tieteellisen merkittävyyden perusteella, mutta tärkeä kriteeri on myös mallien empiirinen testattavuus julkisesti saatavissa olevalla datalla. Luvuissa 3.1-3-4 esitetyt mallit luovat perustan tutkielman empiiriselle osuudelle.

### 3.1 Perusmallit UIP ja PPP

Tässä osiossa esittelen kaksi perustavanlaatuaista relaatiota kansanvälisessä taloustieteessä: ostovoimapariteetin (Purchasing Power Parity, PPP) ja kattamaton korkopariteetin (Uncovered Interest Rate Parity, UIP). Nämä yksinkertaiset tasapaino- ja arbitraasiehtoihin perustuvat relaatiot toimivat perustana jäljempänä esiteltäville edistyneemmille malleille. Teen toistaiseksi vahvan oletuksen markkinaosapuolien riskineutraalisuudesta, eli siitä että toimijat eivät vaadi kompensatiota kantamastaan riskistä. Syynä oletuksen tekemiselle on tutkielman rakenteen

selkeyttäminen ja oletuksesta luovutaankin luvussa 4, jossa riski ja siitä vaadittava tuotto ovat keskeisessä roolissa.

Ostovoimapariteetti on mahdollisesti vanhin ja intuitiivisin valuuttakurssimuutoksia selittävä yhtälö. Ensimmäiset maininnat ostovoimapariteetista juontavat juurensa 1600-luvun Espanjaan (Rogoff, 1996). Huolimatta PPP:n iästä ja yksinkertaisuudesta, se on yksi kansanvälisen taloustieteen tutkituimmista ja kiistanalaisimmista relaatioista. PPP:n yksinkertaisin muoto on absoluuttinen ostovoimapariteetti, joka tunnetaan myös yhden hinnan lakina.

$$S = \frac{P^*}{P} \quad (1)$$

Absoluuttinen ostovoimapariteetti (1) määrittää yksinkertaisesti, että nimellinen valuuttakurssi heijastelee kahden valtion välistä hintatasoa. Taustalla oleva ajattelu on, että jos kotimainen hintataso  $P$  on korkeampi kuin ulkomainen hintataso  $P^*$ , kuluttajat siirtyvät kuluttamaan edullisia ulkomaisia tuotteita. Ulkomaisten tuotteiden lisääntynyt kysyntä lisää myös sen valuutan kysyntää, mikä vastaavasti vahvistaa ulkomaista valuuttaa. Kasvanut ulkomaisten tuotteiden kysyntä jatkuu niin kauan, kunnes nimellinen valuuttakurssi asettuu maiden hintatasojen määrittämälle tasapainotasolle.

Ensimmäinen modernin akateemisen muotoilun ostovoimapariteetista esitti ruotsalainen taloustieteilijä Gustav Cassel (1918). Hän painotti työssään dynaamisempaa näkemystä ostovoimapariteetista, jossa kahden valtion hintatason muutokset määrittävät nimellisen valuuttakurssin muutoksen. Tämä näkemys tunnetaan nimellä suhteellinen ostovoimapariteetti, jonka yhtälö voidaan johtaa seuraavasti absoluuttisen ostovoimapariteetin pohjalta.

$$\frac{S_{t+1} - S_t}{S_t} = \frac{\frac{P_{t+1}^*}{P_{t+1}} - \frac{P_t^*}{P_t}}{\frac{P_t^*}{P_t}} = \frac{(1 + \pi^*)}{(1 + \pi)} - 1 \quad (2)$$

Yhtälö (2) määrittää että nimellisen valuuttakurssin suhteellinen muutos ajanjaksolla  $t - t+1$  määräytyy koti- ja ulkomaisen inflaatiotason suhteen mukaan ( $\pi$  ja  $\pi^*$ ). Suhteellinen ostovoimapariteetti voidaan esittää myös logaritmisena approksimaationa.

$$\Delta S_t = \pi^* - \pi \quad (3)$$

Yhtälössä (3)  $\Delta s_t$  tarkoittaa nimellisen valuuttakurssin logaritmin muutosta välillä  $t - t+1$ .<sup>3</sup>

Ostovoimapariteetin kaikki kolme muotoilua nostavat esille monia keskeisiä kysymyksiä. Ensinnä on tärkeää määrittää mitä tarkoitetaan kansallisilla hintatasoilla. Käytännössä hintatasoina käytetään kansallisten viranomaisten julkaisemia hintaindeksejä. Useimmiten käytetty indeksi on kuluttajahintaindeksi, joka mittaa tietyn hyödykekorin hintaa perusvuoteen nähden. Jokaisen maan julkaisema hintaindeksi perustuu maalle ominaiseen kulutuskoriin, jonka sisältämät tuotteet ja painotukset poikkeavat muista maista. Näin ollen ostovoimapariteetti ei ota täydellisesti huomioon eroja eri maiden kulutuspreferensseissä. Esimerkiksi kullan hinnan nousu näkyy niiden maiden inflaatiossa, joissa hyödykekoreihin sisältyy kultakoruja, mutta muiden maiden hintaindekseissä ei muutosta tapahdu. Tässä tapauksessa osassa maista hintaindeksi kasvaa, vaikka todellisuudessa ulkomaisten tuotteiden ja valuuttojen kysyntä pysyy muuttumattomana. Tämä saattaa aiheuttaa poikkeamia ostovoimapariteetista.

Toinen huomionarvoinen asia on se, ettei ostovoimapariteetti ota huomioon ulkomaisten tuotteiden hintoihin vaikuttavia kuljetus- ja transaktiokustannuksia, kuten tulleja ja muita kansainvälisen kaupan esteitä. Rogoffin (1996) mukaan näistä syntyvät kustannukset käsittävät jopa 10 % kansainvälisen kaupan arvosta. Näin ollen kotimaisen kuluttajan on keskimäärin kannattamatonta siirtää kulutustaan ulkomaisiin tuotteisiin, jos tuotteiden kansainvälinen hintaero on alle 10 %. Ostovoimapariteetti lisäksi olettaa että kaikki hyödykkeet ovat vaihdettavissa kansainvälisesti. Kehittyneissä talouksissa yhä kasvava osa kulutuksesta on palveluiden kulutusta, mitä ei lähtökohtaisesti voi siirtää ulkomaisiin tuotteisiin. Myös tämä voi aiheuttaa poikkeamia ostovoimapariteetin määrittämisen valuuttakurssin ja todellisen valuuttakurssin välille.

Edellä esitettyjen huomioiden valossa ei ole yllättävää, että ostovoimapariteetista tehdyt empiiriset tutkimukset ovat olleet pääasiallisesti mallia vastaan. Ostovoimapariteetista tehdyt tutkimukset voidaan jakaa aikakausiin testeissä käytettyjen tilastollisten menetelmien hienostuneisuuden mukaan. 70-luvulla tutkijat keskittyivät analysoimaan ostovoimapariteetin pitävyyttä lineaaristen regressiomallien valossa. Näiden tutkimusten tulokset olivat lähes yksikantaan sekä absoluuttista, että suhteellista ostovoimapariteettia vastaan (Rogoff, 1996). Itse asiassa ostovoimapariteetti näyttää pitävän ainoastaan hyperinflatorisissa olosuhteissa, kuten 1. maailmansodan jälkeisessä Saksassa 1920- ja 30-luvuilla. (Frenkel, 1978).

---

<sup>3</sup> Yhtälön 3 johtamisessa on käytetty approksimaatiota  $\ln(1+x) = x$ , mikä pätee pienille  $x$ :n arvoille

Myöhemmät tutkimukset ovat tarkastelleet ostovoimapariteetta ”ankkurina” nimelliselle valuuttakurssille, eli sitä kuinka pitkällä aikavälillä kurssi pyrkii palautumaan kohti ostovoimapariteetin määrittämää reaalista valuuttakurssia. Tutkimusten mukaan erot nimellisen ja reaalisen valuuttakurssin välillä todella pienenevät ajan myötä, mutta erittäin hitaasti. Lukuisissa tutkimuksissa erojen puoliintumisajaksi on saatu 2.5 – 5 vuotta. Rogoffin (1996) mukaan reaalisten ja nimellisten valuuttakurssien välisten poikkeamien pysyvyys, yhdistettynä reaalisten kurssien suureen volatilitettiin on yksi kansainvälisen taloustieteen suurista ratkaisemattomista arvoituksista.<sup>4</sup> Kaiken kaikkiaan akateeminen konsensus on, että ostovoimapariteettia ei pidä ajatella jatkuvasti paikkaansa pitävänä valuuttakurssimallina, vaan pitkän aikavälinen tähtäimenä valuuttakurssille. Tähän havaintoon liittyy myös usein talousuutisissa käytetty terminologia joidenkin valuuttojen yli- tai aliarvostuksesta.

Ostovoimapariteetti on selkeästi riittämätön malli selittämään valuuttakurssien liikkeitä. Sinänsä tämä ei ole yllättävää, sillä malli perustuu arbitraasiin yksinomaan kansainvälisillä hyödykemarkkinoilla. Edellisessä luvussa totesimme valuuttamarkkinoiden päivittäisen vaihdannan olevan lähes 4 biljoonaa dollaria, mistä tavaroiden ja palveluiden kaupan osuus on marginaalisen pieni.<sup>5</sup> Valtaosan valuuttamarkkinoiden vaihdannasta tapahtuessa siis raha- ja arvopaperimarkkinoilla, on luonnollista sisällyttää ostovoimapariteetin viitekehykseen myös säästämis- ja investointipäätöksiin keskeisesti vaikuttava tekijä, eli korkotaso. Tämän saavuttaaksemme tarvitsemme relaation kuvaamaan korko- ja hintatason suhdetta. Fisherin (1930) hypoteesin mukaan rationaaliset päätöksentekijät perustavat intertemporaaliset kulutuspäätöksensä reaalikorkoon, eli nimelliseen riskittömään korkoon, josta on vähennetty odotettu inflaatio. Formaalisti nimellisen korkotason  $i$ , reaalikoron  $r$  ja odotetun inflaatiotason ( $\pi_e$ ) välinen suhde määritellään seuraavasti:

$$1 + i = (1 + r)(1 + \pi_e) \quad (4)$$

Usein Fisherin-hypoteesi esitetään logaritmisena approksimaationa

$$i = r + \pi_e \quad (5)$$

<sup>4</sup> Rogoff kutsuu tätä nimellä ”purchasing power puzzle”.

<sup>5</sup> World Trade Organization:n (2009) mukaan kansainvälisen kaupan yhteenlaskettu arvo oli 12,5 biljoonaa dollaria vuonna 2009.



Ottamalla odotusarvon suhteellisen ostovoimapariteetin kaavasta (3) ja sijoittamalla siihen Fisherin-hypoteesista (5) ratkaistut odotetut inflaatiotasot koti- ja ulkomaiselle taloudelle, voimme johtaa kaavan ennustetulle valuuttakurssin muutokselle.

$$E(\Delta s_t) = \pi_e^* - \pi_e = (i^* - i) + (r^* - r) \quad (6)$$

Jos lisäksi oletamme pääoman täydellisen liikkuvuuden, voimme määrittää reaalikorot yhtä suuriksi, jolloin yhtälö (6) supistuu muotoon:

$$E(\Delta s_t) = i^* - i \quad (7)$$

Yhtälö (7) tunnetaan riski-neutraalina kattamattomana korkopariteettina (UIP) tai kansanvälisenä Fisher-efektinä. Kattamattoman korkopariteetin mukaan korkean korkotason valuutat heikentyvät matalan korkotason valuuttoihin nähden ja toisin päin. Tämän prosentuaalisen muutoksen suurus on täsmälleen valuuttojen välisen korkoeron suuruinen. UIP on ostovoimapariteetin ohella yksi tutkituimmista relaatioista kansanvälisessä taloustieteessä. Kun otamme huomioon miten yhtälöä johtaessamme oletimme ostovoimapariteetin paikkaansa pitävyyden lisäksi täydellisen pääoman liikkuvuuden, ei ole yllättävää että suurin osa tutkimustuloksista on ollut UIP:ta vastaan. Mikä tärkeämpää, lukuisat tutkimukset eivät ainoastaan ole onnistuneet kumoamaan hypoteesit kattamattoman korkopariteetin toimivuudesta, vaan löytäneet näyttöä siitä, että todellisuudessa valuuttakurssit ovat liikkuneet juuri päinvastaiseen suuntaan kuin UIP:n perusteella voisi odottaa. Lewis (1995) ja Engel (1996) molemmat käyvät yksityiskohtaisesti läpi selityksiä UIP:n toimimattomuudelle. Osa kattamattoman korkopariteetin huonosta menestyksestä pystytään selittämään ottamalla huomioon sijoittajien epävarmoille tuotoille vaatima riskipremio. Tähän aiheeseen palataan luvussa neljä, jossa tarkastelemme realistisempaa ei-riskineutraalia versiota korkopariteetista.

Tässä osiossa esitellyt relaatiot ovat yksinkertaisimmat valuuttakurssien liikkeitä ja valuuttainstrumenttien hintaa selittävät mallit. Molempien mallien paikkaansa pitävyys on kyseenalaistettu lukuisissa tutkimuksissa, mutta siitä huolimatta tieteellinen yhteisö pitää niitä arvossaan, sillä ne tarjoavat kvantifioitavissa olevan näkökulman valuuttakursseja liikuttaviin tekijöihin. Yleisen näkemyksen mukaan ostovoima- ja korkopariteettia ei pidäkään ajatellaan jatkuvasti paikkaansa pitävinä malleina, vaan rakennuspalikoina monimutkaisemmille malleille. (Copeland, 2007)

## 3.2 Monetaristiset mallit

Edellisen osion pariteettimallit kuvaavat valuuttakurssin, hinta- ja korkotason välistä suhdetta ottamatta kantaa siihen millä tasolla näiden muuttujien kuuluisi talouden tasapainotilassa. Kehittääksemme kokonaisvaltaisen valuuttakurssimallin, tarvitsemme ensin makrotaloudellisen tasapainomallin, joka määrittää valuuttakurssiin vaikuttavien makrotekijöiden tasot talouden tasapainotilassa. Monetaristiset mallit ovat luokka tällaisia malleja, jotka korostavat rahamarkkinoiden merkitystä talouden tasapainon keskeisenä määrittäjänä. Esittelen alla kaksi monetaristista mallia jotka eroavat toisistaan niiden hintojen joustavuudesta tekemien oletusten perusteella: Frenkelin (1976), Mussan (1976) ja Bilsonin (1978) joustavien hintojen malli ja Dornbuschin (1976) jäykkien hintojen malliin perustuva Frankelin (1979) mallin.

### 3.2.1 Frenkel-Mussa-Bilson monetaristinen malli – joustavat hinnat

Joustavien hintojen mallin muotoilivat alun perin Frenkel (1976), Mussa (1976) ja Bilson (1978)<sup>6</sup>. Mussa ja Frenkel lähtivät ajattelussaan liikkeelle luvun alussa mainitsemaamme lähtökohdasta, että valuuttakurssi on ennen kaikkea kahden rahan suhteellinen hinta, ja määrittyy täten näiden rahojen kysynnän ja tarjonnan mukaan. Näin ollen rahamarkkinoiden tasapaino on keskeisessä osassa määritettäessä fundamentaalista hintaa valuuttakurseille. Mussa ottaa mallinsa lähtökohdaksi absoluuttisen ostovoimapariteetin, jonka olettaa pitävän jatkuvasti. Tämä tapahtuu idealisoidussa tilanteessa, jossa hinnat ovat täysin joustavia ja pääoma liikkuu esteettömästi. Hän huomauttaa absoluuttisen ostovoimapariteetin olevan itsessään riittämätön malli selittämään valuuttakurssin määräytymistä, sillä hintataso on itse asiassa vain välillinen muuttuja, joka heijastelee muutoksia rahan kysynnässä ja tarjonnassa. Tästä ajatuksesta kumpuava rahamarkkinoiden roolin korostaminen on tunnusomainen piirre kaikille monetaristisille malleille. FMB-mallissa rahan kysynnän ja tarjonnan tasapaino  $M^d = M^s = M$  määritellään seuraavanlaisen rahamarkkinayhtälön avulla

$$\frac{M}{P} = Y^k e^{-li} \quad (8)$$

---

<sup>6</sup> Tämän kappaleen rakenne mukaillee Neelyn ja Sarnon (2002) esitystä diskreetin mallin johtamisesta.

Yllä olevassa yhtälössä  $P$  on hintaindeksi,  $Y$  on bruttokansantuote,  $i$  nimellinen korko, sekä  $k$  ja  $l$  positiivisia vakioita<sup>7</sup>. Ottamalla luonnollinen logaritmi yhtälöstä 8, voidaan johtaa seuraavat yhtälöt koti- ja ulkomaisen talouden rahamarkkinoiden tasapainolle ajanjaksolla  $t$ .

$$m_t = p_t + ky_t - li_t \quad (9)$$

$$m_t^* = p_t^* + k^*y_t^* - l^*i_t^* \quad (10)$$

Ratkaisemalla yhtälöt 9 ja 10 muuttujien  $p_t$  ja  $p_t^*$  suhteen ja sijoittamalla ne absoluuttisen ostovoimapariteetin logaritmiseen versioon, saamme ratkaistua mallista lausekkeen logaritmiselle valuuttakurssille  $s_t$ . Mallia voidaan yksinkertaistaa olettamalla koti- ja ulkomaiset rahamarkkinat samankaltaisiksi ( $k = k^*$  ja  $l = l^*$ ), jolloin lausekkeeksi saadaan yhtälö 11.

$$s_t = p_t^* - p_t = (m_t^* - m_t) - k(y_t^* - y_t) + l(i_t^* - i_t) \quad (11)$$

Ei ole lähtökohtaisesti selvää miksi yllä mainittu malli kuvaa koko talouden tasapainoa, vaikka se perustuu ainoastaan tasapainoon rahamarkkinoilla. Koko talouden tasapaino seuraa kuitenkin mallissa implisiittisesti tehdyistä oletuksista, jotka takaavat talouden tasapainon kaikilla keskeisillä markkinoilla (raha-, hyödyke-, työ-, valuutta- sekä sijoitustuotemarkkinoilla). (Neely ja Sarno, 2002).

- Kelluvat valuuttakurssit takaavat valuuttamarkkinoiden tasapainon
- Täydellisen joustavat hinnat ja palkat takaavat tasapainon hyödyke- ja työmarkkinoilla.
- Rahamarkkinoiden tasapaino määrittyy yhtälön 8 mukaisesti
- Walrasin lain mukaan neljän yllämainitun markkinan tasapaino takaa tasapainon myös sijoitustuotemarkkinoilla (joukkovelkakirjamarkkinoilla)

### 3.2.2 Dornbusch-Frankel reaalikorkoeromalli – jähmeät hinnat

Dornbuschin (1976) kuuluisaan overshooting-malliin pohjautuvan Frankelin (1979) reaalikorkoeromallin keskeisin ero FMB-malliin on se, että hintojen oletetaan olevan joustavia ainoastaan pitkällä aikavälillä. Näin ollen ostovoimapariteetti pitää paikkaansa ainoastaan talouden pitkän aikavälin tasapainossa.

<sup>7</sup> Yhtälössä (8)  $k$  on rahan kysynnän tulojousto ja  $l$  rahan kysynnän puolijoustavuus korkotason muutosten suhteen.

$$\bar{s} = \bar{p}^* - \bar{p} \quad (12)$$

Viivat muuttujien päällä tarkoittavat niiden pitkän aikavälin tasapainotasoja. Olettamalla Frenkel-Bilsonin tapaan rahamarkkinoiden tasapainoa kuvaava yhtälö (8), valuuttamarkkinoiden pitkän aikavälin tasapaino voidaan määrittää seuraavasti.

$$\bar{s} = \bar{p}^* - \bar{p} = (\bar{m}^* - \bar{m}) - k(\bar{y}^* - \bar{y}) + l(\bar{i} - \bar{i}^*) \quad (13)$$

Pitkällä aikavälillä pääomien täydellinen liikkuvuus takaa maiden välisten reaalikorkojen olevan yhtä suuret, jolloin Fisherin hypoteesin (5) nojalla maiden välisten nimelliskorkojen ero on niiden inflaatio-odotusten erotuksen suuruinen ( $\bar{i} - \bar{i}^* = \pi_e^* - \pi_e$ ). Näin ollen yhtälö (13) voidaan muuntaa muotoon.

$$\bar{s} = \bar{p}^* - \bar{p} = (\bar{m}^* - \bar{m}) - k(\bar{y}^* - \bar{y}) + l(\pi_e^* - \pi_e) \quad (14)$$

Dornbusch-Frankel mallin keskeisin ero FMB-malliin on se, että hintojen jäykkyydestä johtuen valuuttakurssi ei liiku välittömästi yhtälön 14 määrittämään tasapainotilaan. Sen sijaan lyhyellä aikavälillä malli tekee valuuttakurssin muutoksista kaksi oletusta. Ensinnä malli olettaa kattamattoman korkopariteetin pitävän jatkuvasti:

$$E(\Delta s_t) = i^* - i \quad (15)$$

Tämän lisäksi mallissa oletetaan valuuttakurssin muutoksen riippuvan kahdesta muuttujasta: valuuttakurssin etäisyydestä tasapainokurssiin tarkasteluhetkellä ( $s - \bar{s}$ ), sekä pitkän aikavälin odotetusta inflaatioerosta ( $\pi_e^* - \pi_e$ ).

$$E(\Delta s_t) = -\theta(s - \bar{s}) + \pi_e^* - \pi_e \quad (16)$$

Yhtälössä (16)  $\theta$  on parametri, joka määrittää valuuttamarkkinoiden epätasapainon korjaantumisnopeuden. Olettamalla koti- ja ulkomaisen rahan määrän ja tulojen olevan tarkasteluhetkellä pitkän aikavälin tasapainossa,<sup>8</sup> voidaan yhtälöt 14, 15 ja 16 yhdistämällä ratkaista yhtälöön 11 rinnastettava lauseke tarkasteluhetken valuuttakurssille:

<sup>8</sup> Toisin sanoen asettamalla  $\bar{y} = y$ ,  $\bar{y}^* = y^*$ ,  $\bar{m} = m$  ja  $\bar{m}^* = m^*$ . Frankelin (1979) mukaan malli on ratkaistavissa myös ilman tätä sievennystä, mutta tämä ei kuitenkaan muuta mallista tehtäviä johtopäätöksiä, joten noudatan alkuperäistä esitystapaa.

$$s = m^* - m - k(y^* - y) - \frac{1}{\theta}(i^* - i) + \left(\frac{1}{\theta} + l\right)(\pi_e^* - \pi_e) \quad (17)$$

On huomattavaa, että asettamalla inflaatio-odotustermin kertoimen  $\frac{1}{\theta} + l$  nolaksi yhtälö 17 DF-malli on FMB-mallin erikoistapaus. Tällä erikoistapauksella ei kuitenkaan ole mielekästä reaalitalouteen pohjautuvaa tulkintaa.

### 3.2.3 Muita huomionarvoisia malleja

Edellä esiteltyjen mallin lisäksi kuluneen 50 vuoden aikana on kehitetty lukuisia muita valuuttakurssimalleja, joita esittelen tässä luvussa lyhyesti. Ennen Bretton Woods –valuuttakurssijärjestelmän hylkäämistä 1970-alussa, edistynein malli oli Robert Mundellin ja Marcus Flemingin vuonna 60-luvulla kehittämä MF-malli. (Copeland, 2007) MF-mallin tunnusomainen piirre on oletus hintatason kiinteystestä. AS-AD – viitekehyksessä oletus voidaan kuvata vaakasuorana tarjontakäyränä, minkä johdosta talouden tasapainotila määrittyy talouden kokonaiskysynnän mukaan. Käytännössä malli on siis IS-LM – mallin laajennus, jossa maan valuuttakurssi määrittyy vaihtotaseen yli- tai alijäämän mukaan. MF-mallia ei enää pidetä realistisena kuvauksena valuuttamarkkinoiden tasapainosta sen sisältämien epärealististen oletusten takia. Malli olettaa täysin kiinteän hintatason lisäksi talouden toimijoiden omaavan staattiset odotukset valuuttakurssin kehityksestä, eli talouden fundamenttien muutokset eivät vaikuta toimijoiden odotuksiin tulevasta valuuttakurssista.<sup>9</sup> (Copeland, 2007) MF-mallin keskeinen muuttuja, eli vaihtotaseen tasapaino voidaan kuitenkin sisällyttää realistisempaan monetaristiseen malliin. Hooper ja Morton (1982) esittelevät DF-mallin laajennuksen, joka ottaa huomioon myös maiden vaihtotaseen yli- tai alijäämäisyyden valuuttamarkkinoiden tasapainoa määrittävänä tekijänä.

Monetaristisiin malleihin on esitetty Hooperin ja Mortonin –mallin lisäksi lukuisia muita laajennuksia. Portfolio-tasapaino-malli (Portfolio Balance model) on laajennus, jossa taloudellisten toimijoiden ei oleteta olevan yhdentekeviä maiden välisten sijoitustuotteiden (joukkovelkakirjojen) välillä. Mallissa ratkaistaan optimaaliset painot sijoittajien koti- ja ulkomaisista sijoitustuotteista koostuvalle portfoliolle, mikä heijastuu myös valuuttamarkkinoiden

---

<sup>9</sup> Monetarististen mallien voidaan osoittaa olevan yhteensopivia rationalististen odotusten kanssa staattisten odotusten sijaan. Aihetta käsitellään tarkemmin luvussa 3.3.

tasapainoon. Sijoitustuotemarkkinoiden lisäksi toimijoiden poikkeavat preferenssit eri valuuttojen välillä voidaan ottaa huomioon myös rahamarkkinoilla.

”Currency Substitution” -mallissa rahamarkkinoiden tasapaino voidaan johtaa lähtökohdista, joissa toimijoiden annetaan hajauttaa rahavaransa useampaan valuuttaan. Mallissa ei oleteta, että ulkomainen valuutta olisi kotimaisille toimijalle käypä maksuväline. Sen sijaan rahaa tarkastellaan ainoastaan sen roolissa arvon säilyttäjänä. Esimerkki tapauksesta, jossa toimijan kannattaa hajauttaa rahavarallisuuttaan useampaan valuuttaan, on tilanne jossa toisen valuutan odotetaan heikkenevän voimakkaasti. Tällöin hyötyään maksimoivan toimijan kannattaa siirtää osa varallisuudestaan pois heikkenevästä valuutasta. Tämän kaltainen toiminta luonnollisesti vaikuttaa valuuttojen kysyntään ja tarjontaan, sekä valuuttamarkkinoiden tasapainoon. Molemmat tässä mainitut laajennukset tarjoavat uskottavia selityksiä valuuttakurssien määrytymiseen vaikuttavista tekijöistä, mutta empiiriseltä kannalta niiden ongelmana ovat malleihin sisältyvät vaikeasti mitattavat muuttujat. Erityisesti malleissa keskeisenä muuttujana olevan varallisuuden määrittäminen muodostaa esteen mallien empiiriselle testaamiselle. (Copeland, 2007)

Kaikki edellä mainitut valuuttakurssimallit ovat makrotaloudellisia malleja, joiden ratkaisu perustuu tasapainoon vain osassa talouden markkinoissa, pääasiallisesti tasapainoon rahamarkkinoilla. Muiden markkinoiden tasapaino taataan tekemällä tiettyjä oletuksia, kuten FMB-mallin tapauksessa luvussa 3.2.1 todettiin. Kirjallisuudessa tällaisia malleja kutsutaan osittaisen tasapainon malleiksi (partial equilibrium models), sillä niiltä puuttuu mikrotaloudellisista muuttujista johdettu perusta. Robert Lucas kritisoi vuonna 1976 julkaistussa merkittävässä artikkelissaan osittaisen tasapainon malleja siitä, että ne eivät ota huomioon talouden rakenteellisten muutosten, kuten kuluttajien mieltymysten vaihtumisen merkitystä talouden tasapainoon.

Valuuttamarkkinoiden kontekstissa esimerkki tällaisesta rakenteellisesta muutoksesta on siirtyminen yhteisvaluutta euron käyttöön, mikä on saattanut vaikuttaa taloudellisten toimijoiden rahan kysyntään vaikuttaviin preferensseihin, muuttaen rahamarkkinoiden ja siten koko talouden tasapainoa. ”Lucas-kritiikin” saattelemana taloustieteilijät ryhtyivät kehittämään ns. yleisen tasapainon malleja (general equilibrium model), joissa talouden tasapaino perustuu toimijoiden mikrotaloudellisiin mieltymyksiin ja hyötyfunktioihin.

Lucas (1982) julkaisi itse yhden ensimmäisistä yleisen tasapainon malleista avoimelle taloudelle, missä valuuttamarkkinoiden tasapaino voidaan johtaa hyötyään maksimoivien toimijoiden hyötyfunktioista lähtien. Lucas-mallista johdettu ratkaisu valuuttakurssin fundamentaaliselle arvolle osoittaa, että Lucas-malli on itse asiassa erikoistapaus FMB-mallista, jossa ei esiinny korkoerotermiä, jolloin valuuttamarkkinoiden tasapaino määritellään ainoastaan rahamarkkinoiden ja käytettävissä olevien tulojen mukaan (yhtälö 18).

$$s = m^* - m - k(y^* - y) \quad (18)$$

Kattavin ja tunnetuin, kattavan mikrotaloudellisen pohjan omaava valuuttakurssimalli on Maurice Obstfeldin ja Kenneth Rogoffin (1995) Redux-malli, jossa valuuttamarkkinoiden tasapaino johdetaan perinpohjaisesti kuluttajan ja yrityksen teorioiden pohjalta. Kattavan mikrotaloudellisen pohjan lisäksi Redux-mallin merkittävä ero edellä esiteltyihin malleihin on se, että siinä koti- ja ulkomaisen talouden tasapainot määräytyvät samanaikaisesti. Muissa esiteltyissä malleissa kotimaisen talouden muutoksien ei oleteta vaikuttavan ulkomaisen talouden tasapainoon. Perusteluna tälle oletukselle on oletus kotimaisen talouden pienestä koosta ulkomaiseen talouteen verrattuna. Tämän piirteen johdosta Redux-mallia kutsutaan kahden talouden malliksi. Empiiriseltä kannalta Redux-mallin ja sen lukuisten laajennusten testaamisen tekee ongelmalliseksi niissä esiintyvien muuttujien, kuten hyötyfunktioiden ja niiden sisältämien parametrien, havainnoimisen vaikeus. Käytännössä näiden mallien empiirinen testaaminen onkin mahdotonta ja niiden hyödyllisyys tämän tutkielman kontekstissa rajallinen.

### 3.3 Empiirinen tutkimus monetaristisista malleista ja satunnaiskulku

Edellä esiteltyt valuuttakurssimallit poikkeavat niissä tehtyjen oletusten ohella myös niistä saatavien ennusteiden ja johtopäätösten suhteen. Mitkä näistä malleista siis kuvaavat parhaiten todellisuutta? Occamin partaveitsenä tunnetun periaatteen mukaan on syytä suosia malleja jotka pohjautuvat mahdollisimman pieneen määrään oletuksia. Valuuttakurssimallien tapauksessa ongelmana on se, että eri mallit pohjautuvat keskenään ristiriitaisiin oletuksiin, kuten esimerkiksi oletuksiin hintatason kiinteydestä tai joustavuudesta. Eri oletuksiin perustuvien mallien paremmuusjärjestyksen on siis pohjauduttava niistä johdettujen ennusteiden ja johtopäätösten testaamiseen ekonometrisin menetelmin.

Valuuttakurssimallien empiirinen testaaminen, mikä on tämänkin tutkielman pohjimmainen tavoite, on yksi empiirisen taloustieteen tutkituimmista aiheista. Mallien kehittämisen aikoihin 1970-luvulla aihetta pidettiin loppuun käsiteltynä, sillä sovitettaessa malleja saatavilla olevaan dataan lineaarisen regression keinoin, olivat tulokset pääosin malleja puoltavia. Esimerkiksi Frankel (1979) osoitti DF-mallin muuttujien selittävän yli 90 prosenttia DEM/USD kurssin vaihtelusta.<sup>10</sup>

Pian kuitenkin ymmärrettiin, että Frankelin käyttämä menetelmä ei anna totuudenmukaista kuvaa mallien kyvystä selittää valuuttainstrumenttien fundamentaalista hintaa. Frankelin käyttämässä OLS-regressiossa mallin parametrien arvot estimoidaan ensiksi käyttäen havaintoja koko näytejakson ajalta. Tämän jälkeen optimaalisia parametreja käytetään selittämään fundamentaalinen valuuttakurssi jokaisella näytteen ajanjaksolla. Ongelmana tässä menetelmässä on se että ajankohdan  $t$  fundamentaalisen valuuttakurssin ratkaisussa käytetyt parametrit sisältävät informaatiota tulevista ajanjaksoista  $t+1$ ,  $t+2$  ...  $t+n$ . Tällä, niin kutsutulla näytteen sisäisellä (in-sample) menetelmällä siis testataan valuuttakurssimallien paikkansapitävyyttä *ex-post*, vaikka todellisena intressinä olisi tutkia valuuttakurssimallien toimivuutta *ex-ante*.

Richard Meese ja Kenneth Rogoff (1983) osoittivat merkittävässä artikkelissaan, että testattaessa valuuttakurssimalleista saatavia ennusteita *ex-ante*, toimivat valuuttakurssimallit hämmästyttävän huonosti. Meese ja Rogoff tutkivat Frenkel-Mussa-Bilson-, Dornbusch-Frankel- sekä Hooper-Morton – malleista johdettujen valuuttakurssiennusteiden paikkansapitävyyttä näytteen ulkopuolisella (out-of-sample) menetelmällä. Meese ja Rogoff käyttivät tutkimuksessaan rullaavaksi regressioksi kutsuttua menetelmää. Menetelmässä kuukausittaisesta datasta koostuva näyte jaettiin oppimisperiodiin ja testausperiodiin. Tämän jälkeen toimittiin seuraavasti:

1. Oppimisperiodin (toukokuu 1973 – marraskuu 1976) datalla estimoitiin alustavat parametrien arvot selittäville muuttujille.
2. Alustavia parametreja käytettiin seuraavaksi luomaan ennuste testausperiodin ensimmäiselle ajanjaksolle (joulukuu 1976). Näin saatua ennustetta verrattiin toteutuneeseen valuuttakurssiin, josta saatiin tietoon ennusteen virhe.
3. Seuraavaksi Meese ja Rogoff kasvattivat oppimisperiodin pituutta käsittämään juuri testatun ajankohdan ja kohtien 1. ja 2. mukaisesti a) estimoivat uudet parametrit

---

<sup>10</sup> Frankel sovitti mallia pienemmän neliösumman menetelmällä (Ordinary Least Squares Regression, OLS-regressio) ja sai selityssastetta kuvaavaksi  $R^2$  luvuksi 0.92.



pidennetylle oppimisperiodille sekä b) loivat ennusteen seuraavalle periodille ja kirjasivat ylös ennusteen virheen.

Toistettuaan yllä olevia kohtia, kunnes tiedossa oli ennusteet ja niiden toteutuneet virheet koko testausperiodille, tutkijat laskivat kullekin mallille keskimääräisen neliöidyn virheen neliöjuuren (Root mean squared error, RMSE).

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (E(s_t) - s_t)^2} \quad (19)$$

RMSE:n yhtälössä  $n$  on testausperiodin pituus,  $E(s_t)$  on mallista saatu ennuste ajanjaksolle  $t$  ja  $s_t$  toteutunut valuuttakurssi. RMSE:n voi ajatella mittaavan ennustevirheiden volatilitteettia. Näin ollen ennuste on sitä parempi mitä pienempi sen RMSE on. Meesen ja Rogoffin keskeisin tulos oli, että RMSE-kriteerillä mitattuna kaikki testatut mallit hävisivät yksinkertaisimmalle mahdolliselle valuuttakurssimallille – satunnaiskululle (random walk). Random walk – malli yksinkertaisesti olettaa, että valuuttakurssi ajanhetkellä  $t + 1$  on sama kuin valuuttakurssi ajanhetkellä  $t$  lisättynä normaalijakautuneella satunnaismuuttujalla  $u_t$ . Formaalisti:

$$s_{t+1} = s_t + u_t \quad u_t \sim N(0, \sigma^2) \quad (20)$$

$$E(s_{t+1}) = s_t \quad (21)$$

Meesen ja Rogoffin havainto taloudellisten fundamenttien kyvyttömyydestä selittää valuuttakurssien liikkeitä oli alaa mullistava. Tuloksen merkittävyyttä korostaa se, että malleista tehdyt ennusteet eivät tosiasianssa olleet täysin *ex-ante*, sillä johtaessaan ennusteita seuraavan periodin valuuttakurssille miehet käyttivät selittävien muuttujien toteutuneita arvoja. Valuuttakurssit siis näyttivät olevan täysin irtonaisia taloudellisista fundamenteista. Meesen ja Rogoffin mukaan ilmiötä alettiin kutsua valuuttakurssien irtonaisuuden ongelmaksi (Exchange rate disconnect puzzle).

Tulosta yritettiin selittää aluksi datasta ja puutteellisista ekonometrisistä menetelmistä johtuvana ilmiönä. Kuten luvussa 3.2 todettiin, testattujen mallien selittävät muuttujat eivät ole eksogeenisiä, mikä aiheuttaa harhaisuutta parametrien estimaateissa (simultaneous equations bias). Meese ja Rogoff (1983) pyrkivät itse korjaamaan tästä johtuvia ongelmia sovittamalla malleja instrumenttimuuttuja-regressiolla (IV-regressio), joka ottaa estimoitaessa huomioon

selittävien muuttujien korrelaation mallin virhetermin kanssa. (Dougherty, 2005) IV-regressiosta saadut tulokset eivät kuitenkaan poikenneet merkittävästi alkuperäisistä tuloksista.

Toinen ongelma Meesen ja Rogoffin käyttämässä metodologiassa on aikasarjojen epästationaarisuus. Epästationaaristen aikasarjojen regressiosta saadut estimaatit ovat harhaisia riippumatta käytettyjen aikasarjojen pituudesta.<sup>11</sup> Myöhemmissä tutkimuksissa ongelma on vältetty tutkimalla muuttujien stationaarisia 1. differenssejä muuttujien absoluuttisten tasojen sijaan. Vaikka epästationaarisuus onkin jatkotutkimuksissa otettu huomioon, tulokset ovat pysyneet pääosin muuttumattomia. (Mark, 1995)

Kolmas kritiikin kohde tulosta vastaan oli käytettyjen aikasarjojen lyhyys. Tutkimuksessa saatujen estimaattien luotettavuus asetettiin kyseenalaiseksi, sillä kellovasta valuuttakursseista on saatavissa dataa ainoastaan vuodesta 1973 eteenpäin, mistä saattoi aiheutua vaihtelevia ja epäluotettavia estimaatteja. Ajan myötä väitetty ongelma on ratkennut itsestään, kun dataa on ollut saatavilla pidemmältä ajanjaksolta, mikä on mahdollistanut myös pitkän horisontin ennusteiden tutkimisen. Merkittävimmät Meesen ja Rogoffin löydöksen vastaiset tulokset on saatu nimenomaan pitkistä, yli 12 kuukauden päähän ulottuvista ennusteista. Mark (1995) tutki Frenkel-Mussa-Bilson – mallista johdettuja ennusteita neljälle valuuttaparille vuosina 1973 –1991. Mark vertasi mallista saatujen ennusteiden MSE-lukua random walk -mallin MSE:hen ja laski niiden välisen suhteen, eli Theilin U-luvun.<sup>12</sup> Tutkimuksen tulokset on tiivistetty alla olevaan taulukkoon.

<u>USD/CAD</u>		<u>USD/JPY</u>		<u>USD/DEM</u>		<u>USD/CHF</u>	
3 kk	0.998 (0.914)	3 kk	0.988 (0.257)	3 kk	1.015 (0.339)	3 kk	0.997 (0.266)
12 kk	1.119 (0.538)	12 kk	0.928 (0.207)	12 kk	1.037 (0.288)	12 kk	0.981 (0.263)
24 kk	1.145 (0.397)	24 kk	0.819 (0.162)	24 kk	1.002 (0.217)	24 kk	0.917 (0.219)
36 kk	1.436 (0.578)	36 kk	0.712 (0.148)	36 kk	0.796 (0.092)	36 kk	0.738 (0.132)
48 kk	1.699 (0.636)	48 kk	0.574 (0.119)	48 kk	0.524 (0.025)	48 kk	0.411 (0.023)

**Taulukko 3 – FMB-mallin Theilin U-luku ja luottamustaso (Mark, 2005)**

<sup>11</sup> Epästationaarisella aikasarjalla tarkoitetaan aikasarjoja, joiden tilastollinen jakauma (erityisesti keskiarvo) ei muutu ajan myötä. Aikasarjoihin liittyviä tilastollisia ongelmia käsitellään tarkemmin kappaleessa 5 ja 6.

<sup>12</sup> MSE, eli "Mean Squared error" -luku kuvaa ennustevirheen varianssia ja on täten RMSE-luvun (19) neliö.

Taulukossa yhtä pienempi U-luku tarkoittaa että FMB-malli peittoaa tarkkuudellaan satunnaiskulkumallin ja yhtä suurempi U-luku vastaavasti tarkoittaa satunnaiskulun pärjänneen paremmin. Lukujen alla on listattu suluissa luottamustaso, jolla nollahypoteesi satunnaiskulkumallin paremmuudesta voidaan hylätä.<sup>13</sup>

Taulukosta ilmenee että USD/DEM ja USD/CHF valuuttapareilla monetaristisen mallin ennustevirhe on pienempi kaikilla ennustehorisonteilla. Paremmuus on tosin tilastollisesti merkittävä 5 % luottamustasolla vain 48 kuukauden ennusteissa. USD/JPY – valuuttaparilla random walk – mallin ennustevirhe on pienempi 3 kuukauden horisontilla, mutta monetaristinen malli peittoaa sen pidemmillä horisonteilla. USD/CAD – parin tapauksessa näyttö on päinvastaista, eli monetaristisen mallin ennustevirhe kasvaa ennustehorisontin pidentyessä. Mark toteaa että näytejakso on liian lyhyt jotta tuloksista voitaisiin vetää kiistattomia johtopäätöksiä monetaristisen mallin ennustekyvystä, mikä heijastuu erityisesti tilastollisen testien korkeina p-lukuina.

Mark ja Sul (2001) pyrkivät ratkaisemaan tilastollisen merkittävyyden ongelman tutkimalla pitkän horisontin ennusteita 19 valuutasta muodostetulla paneelilla. Myös he löytävät näyttöä siitä, että pitkällä horisontilla fundamenttimallit pystyvät ennustamaan kurssimuutoksia luotettavasti. Ristiriitaisista tuloksista huolimatta Markin tutkimusta pidetään kuitenkin näyttönä siitä, että Meesen ja Rogoffin löydökset eivät ole pitkillä ennustehorisonteilla niin synkkiä kuin yleisesti on luultu. (Rogoff ja Stavrakeva, 2008)

Lista ehdotetuista selityksistä valuuttakurssien irtonaisuuden ongelman ratkaisemiseksi on lähes loputon. Edellä mainittujen tapausten ohella myöhemmissä tutkimuksissa on ongelmaa yritetty selittää muun muassa: ei-monetarististen mallien tuomilla parannuksilla ennusteisiin, parametrien muuttumisella ajan myötä sekä mallien epälineaarisuudella. (Neely ja Sarno, 2002) Perinpohjaisesta tutkimuksesta huolimatta, valuuttakurssien irtonaisuuden ongelmaa pidetään edelleen pääosin ratkaisemattomana.

Perimmäinen ongelma fundamentteihin perustuvien valuuttakurssimallien kanssa on fundamenttien pieni varianssi yhdistettynä valuuttamarkkinoiden suureen volatilitettiin. Malleista estimoitujen parametrien suuruusluokan pitäisi olla huomattavasti teorian indikoimia

---

<sup>13</sup> Kyseessä on yksipuolinen 95 % luottamustasoon perustuva testi. Testi ottaa huomioon Markin käyttämästä metodologiasta aiheutuvan ennusteiden harhaisuuden, joka on seurausta autokorrelaatiosta joka aiheutuu käytettäessä pitkän horisontin ennustamiseen dataa, jonka näytteenottoväli on ennustehorisonttia tiheämpi. (Hansen ja Hodrick, 1980).

arvoja suurempi, jotta valuuttakurssien voimakas heilunta voitaisiin malleilla selittää. Kirjallisuudessa onkin esitetty arvioita, että malleista puuttuisi keskeinen kurssiliikkeitä selittävä muuttuja. Martin Evans ja Richard Lyons (2005) ehdottavat yhdeksi tällaiseksi muuttujaksi valuuttojen osto- ja myyntipainetta (Order Flow), jonka sisällyttämisen valuuttakurssimalliin he toteavat parantavan ennusteita huomattavasti. Tämän kaltaisen, markkinoiden mikrostruktuuriin liittyvää tutkimusta kuitenkin rajoittaa Order Flow – datan rajattu saatavuus.

Vaikka valuuttakurssimalleista puuttuisikin jokin keskeinen muuttuja, ei ole selvää miksi ne häviävät random walk -mallille. Charles Engel ja Kenneth West (2005) esittävät mielenkiintoisen näkökulman siihen, miten valuuttakurssien satunnaiskulku voi itse asiassa olla seurausta mallien toimivuudesta. Kaikki edellä esiteltyt mallit ilmaisevat valuuttamarkkinoiden tasapainon tarkasteluhetken fundamenttien avulla. Tämä on toimiva lähestymistapa valuuttakurssien mallintamiseen jos fundamentteihin kohdistuvat shokit ovat pysyviä. Todellisuudessa valuuttakurssien, kuten muidenkin rahoitusinstrumenttien, kurssit riippuvat kuitenkin selittävien muuttujien nykytason lisäksi myös odotuksista muuttujien tulevasta tasosta.

Engelin ja Westin ajatus voidaan esittää johtamalla eteenpäin katsova ratkaisu FMB-mallille (yhtälö 11). Jos oletamme toimijoiden muodostavan valuuttakurssiodotuksensa kattamattoman korkopariteetin yhtälön (7) mukaisesti, voimme korvata valuuttakurssiyhtälössä korkoeroa kuvaavan termin odotuksella valuuttakurssin muutoksesta ja ratkaista yhtälön  $s_t$ :n suhteen.<sup>14</sup>

$$s_t = \tilde{m}_t - k\tilde{y}_t + lE_t(\Delta s_t) \quad (22)$$

$$s_t = \frac{1}{1+l} [\tilde{m}_t - k\tilde{y}_t + lE_t(s_{t+1})] \quad (23)$$

$$s_t = \frac{1}{(1+l)} \left\{ \tilde{m}_t - k\tilde{y}_t + \frac{l}{1+l} E_t[\tilde{m}_{t+1} - k\tilde{y}_{t+1} + lE_{t+1}(s_{t+2})] \right\} \quad (24)$$

Jatkamalla eteenpäin sijoittamista ja huomioimalla että  $\lim_{i \rightarrow \infty} \frac{l}{1+l} = 0$ , yhtälö sievenee muotoon:

$$s_t = \frac{1}{(1+l)} \sum_{i=0}^{\infty} \left( \frac{l}{1+l} \right)^i E_t(\tilde{m}_{t+i} - k\tilde{y}_{t+i}) \quad (25)$$

<sup>14</sup> Yhtälöissä 22-25 esiintyvät aaltoviivalliset muuttujat tarkoittavat vastaavien muuttujien koti- ja ulkomaisten tasojen erotuksia.

Yhtälö 24 on rationaalisten odotusten mukainen ratkaisu Frenkel-Mussa-Bilson –mallille.<sup>15</sup> Yhtälö muistuttaa läheisesti muiden rahoitusinstrumenttien nettonykyarvoon perustuvia hinnoittelumalleja, jos kertoimen  $\frac{l}{1+l}$  ajattelee diskonttaustermiksi. Engel ja West osoittavat että yllä oleva valuuttakurssiyhtälö tuottaa aikasarjoja, joita on äärimmäisen vaikea erottaa satunnaiskulusta, jos mallin diskonttaustermi ja muuttujat täyttävät seuraavat kaksi ehtoa.

1. Diskonttaustermi on lähellä yhtä. Diskonttaustermissä esiintyvä muuttuja  $l$  on rahan kysynnän puolijousto korkotason muutosten suhteen. Engel ja West arvioivat teorian ja empiiristen tutkimusten perusteella diskonttaustermiin olevan todellisuudessa välillä 0.97–0.98.
2. Vähintään yhden selittävän fundamentin aikasarja on integroitunut asteella  $I(1)$ , eli aikasarja ei itsessään ole stationaarinen, mutta sen 1. differenssi on. Tutkimuksessa esitetään näyttöä myös tämän ehdon toteutumisesta.

Engel ja West korostavat, että heidän tuloksensa eivät varsinaisesti kerro valuuttakurssien ennustamisen olevan mahdotonta, vaan hyvin vaikeaa. Meesen ja Rogoffin muotoilemaan ongelmaan tutkimus tarjoaa kuitenkin elegantin vastauksen – fundamenttien nykyisiin arvoihin perustuvien valuuttakurssimallien satunnaiskulkumallin välinen ristiriita voi olla selitettävissä sijoittajien odotuksista johtuvaksi.

Helppo selitys valuuttakurssimallien huonolle menestykselle olisi todeta, että huonolle perustalle rakennettu talo ei voi olla kestävä. Kaikki valuuttakurssimallit perustuvat jossain määrin luvun alussa esiteltyihin ostovoima- ja korkopariteetteihin, jotka todettiin riittämättömiksi kuvauksiksi kansainvälisen talouden realiteeteista. Tämän tutkielman taustalla oleva ajatus kuitenkin on, että aiheesta ei ole sanottu vielä viimeistä painavaa sanaa. Tutkielman 6. luvussa palataan valuuttakurssiennusteiden arviointiin uudella näytejaksolla ja uusilla arviointikriteereillä. Erityisesti mallien kykyä ennustaa kurssimuutosten suuntaa on tutkittu huomattavan vähän. Ennen tutkielman empiiristä osuutta seuraavassa luvussa esitelläänkin suunnan ennustamiseen ja sen taloudelliseen merkitykseen liittyvää teoriaa kansainvälisen rahoituksen saralta.

---

<sup>15</sup> Tarkemmin sanottuna yhtälö 24 on rationaalisten odotusten mukainen, rationaalisia hintakuplia sisältämätön ratkaisu mallille. (Sarno ja Taylor, 2002, 109).

## 4 Spekulointi valuuttamarkkinoilla

Edellinen luku keskittyi tarkastelemaan valuuttakursseja makrotalouden näkökulmasta. Tämän luvun fokus on edelleen valuuttamarkkinoissa, mutta aihetta tarkastellaan kansainvälisen rahoituksen näkökulmasta. Makrotaloudellisten muuttujien ja valuuttakurssien välisten suhteiden tunteminen on tärkeää, mutta pohjimmiltaan hinnanmuodostus valuuttamarkkinoilla perustuu sijoittajien keskenään käymään keinotteluun. Makrotaloudellisten mallien ennustaman valuuttamarkkinoiden tasapainon voi ajatella olevan tämän jatkuvasti tapahtuvan kaupankäynnin ja hinnanmuodostuksen sivutuote. Markkinaosapuolien osto- ja myyntipäätöksiä ohjaa ennen kaikkea riski ja sen kantamisesta korvauksena saatava tuotto, mihin tämän luvun sisältö keskittyy.

### 4.1 Riskineutraalisuuden hylkääminen – termiinit ja tehokkaat markkinat

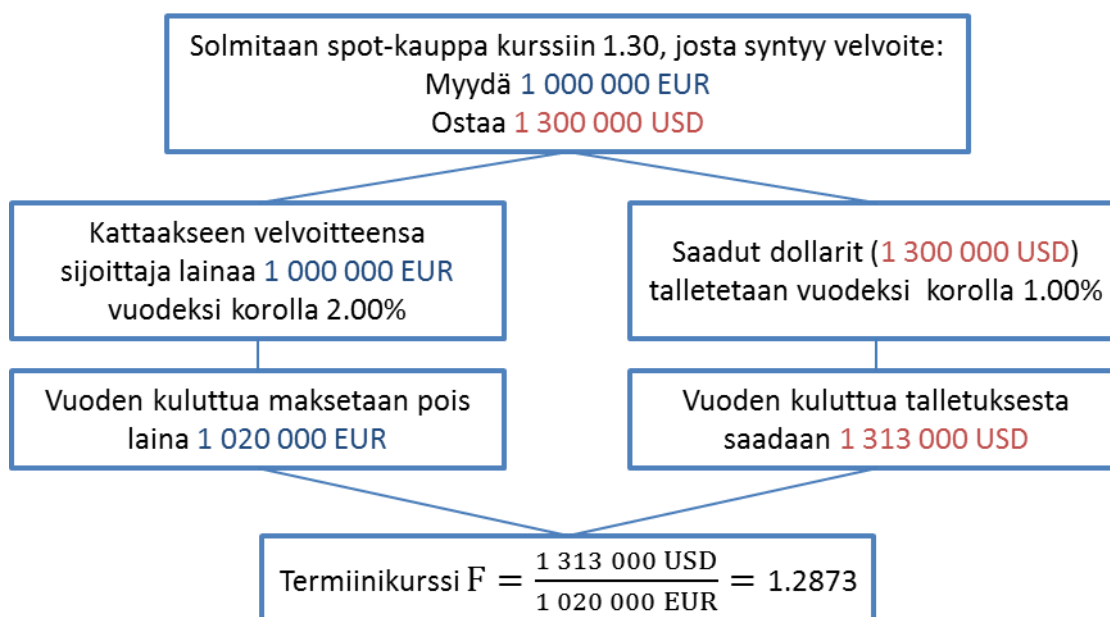
Valuuttakurssispekuloinnille on tunnuksenomaista korkea velkavivun käyttö. Korkea vipu ei ole ainoastaan institutionaalisten sijoittajien saatavilla, vaan myös piensijoittajat voivat saada ns. retail-brokereilta käyttöönsä yli 100-kertaisen velkavivun. (BIS, 2010) Korkea velkavipu perustuu siihen tosiseikkaan, että lähtökohtaisesti valuuttakaupat toteutetaan kahden pankkipäivän kuluttua kaupanteosta (spot-kauppa). Näin ollen sijoittajalla on mahdollisuus spekuloida valuuttakurssien liikkeillä spot-markkinoilla, jos hän vain sulkee positionsa avista-kaupalla ennen spot-kaupan arvopäivää.<sup>16</sup> Merkittävää tämänkaltaisessa lyhytaikaisessa spekuloinnissa on, että ilman johdannaistuotteita ja lähes täysin ilman alkupääomaa, voidaan tehdä huomattavan suuria sijoituksia.

Pidemmällä, yli kahden pankkipäivän sijoitushorisontilla spekulointiin voidaan käyttää valuuttatermiinejä, jotka ovat yhdistelmiä valuutta- ja rahamarkkinasijoituksista. Alla kuvio esittää miten rahamarkkinoilla voidaan kattaa yli kahden pankkipäivän pituisten horisonttien synnyttämää ajallista eroa ja miten se vaikuttaa efektiiviseen valuuttakurssiin.

---

<sup>16</sup> Avista-kaupalla tarkoitetaan kauppvoja, jotka toteutuvat samana päivänä (over night, o/n) tai seuraavana pankkipäivänä (tomorrow/next day, t/n).

Sijoittaja haluaa vaihtaa 1 000 000 EUR dollareiksi vuoden kuluttua



**Kuva 1 – Termiinisopimuksen replikointi rahamarkkinoilla**

Kuvassa 1 esitetään, kuinka sijoittajat voivat riskittömästi sopia kurssin tulevaisuudessa tapahtuvalle valuuttakaupalle. Kuvassa laskettua efektiivistä valuuttakurssia ( $F$ ) kutsutaan termiinikurssiksi. Yllä olevan kuvion periaate voidaan ilmaista formaalisti katettuna korkopariteettina, tai sen logaritmisena approksimaationa:

$$F_t = \frac{(1 + i_t^*)}{(1 + i_t)} \times S_t \quad (26)$$

$$f_t - s_t = i_t^* - i_t \quad (27)$$

Yllä olevissa yhtälöissä  $F_t$  on termiinikurssi ja  $f_t$  vastaavasti termiinikurssin logaritmi ajanhetkellä  $t$ . Katetun korkopariteetin yhtälö on lähes identtinen kattamattoman korkopariteetin yhtälön (7) kanssa, ainoastaan odotettu kurssi  $E(s_{t+1})$  on korvattu termiinikurssilla  $F_t$ . Termiinikurssista puhutaankin yleisesti ”markkinoiden odotuksena tulevasta kurssista”. Katetun korkopariteetin mukaan markkinat siis odottavat kurssimuutoksen olevan tarkalleen maiden välisen korkoeron suuruinen. Kuvan 1 perusteella on selvää, että jos termiinikurssi poikkeaa katetun korkopariteetin mukaisesta arvosta, on sijoittajien mahdollista tehdä riskitöntä voittoa ostamalla/myymällä termiinejä väärään kurssiin ja tekemällä vastakkaisen suuntainen kauppa rahamarkkinoilla katetun korkopariteetin mukaiseen kurssiin. Katettu korkopariteetti on toisin sanottuna arbitrasiehto, jonka voi olettaa toimivan paremmin kuin kattamaton korkopariteetti. Taylor (1987) tutki katetun

korkopariteetin toimivuutta hyvin tarkalla, päivän sisäisestä datasta koostuvalla näytteellä ja havaitsi sen kuvaavaan termiinien hinnoittelua äärimmäisen tarkasti.

Termiineistä puhuttaessa käytetään usein terminologiaa termiinipreemiosta ja – diskontosta markkinoiden odottaman muutoksen suunnan mukaan. On tärkeää tehdä ero näiden termien ja jäljempänä määritettävän riskipreemion välille:

- Termiinikurssin sanotaan olevan preemiolla kun termiinikurssi on spot-kurssia korkeampi. Tällöin markkinat odottavat kotimaisen valuutan vahvistuvan (kurssin nousevan), sillä kotimainen korkotaso on ulkomaista matalampi.
- Termiinikurssi on diskontolla kun sen on spot-kurssia matalampi. Tällöin markkinat odottavat kotimaisen valuutan heikkenevän (kurssin laskevan), sillä kotimainen korkotaso on ulkomaista korkeampi.

Edellisessä luvussa kattamaton korkopariteetti esiteltiin riskineutraalissa muodossa, eli sijoittajien ei odotettu vaativan hyvitystä tulevaan kurssiin liittyvästä epävarmuudesta. Kevennämme nyt tätä oletusta ja oletamme realistisemmin sijoittajien olevan riskiaversiivisiä ja vaativan riskipreemion kantamastaan riskistä. Tällöin valuuttatermiini voidaan stokastisesti mieltää markkinoiden määrittämäksi tulevan valuuttakurssin varmuusekvivalentiksi (Certainty Equivalent). Varmuusekvivalentilla tarkoitetaan varmaa lopputulosta, jonka odotettu hyöty on yhtä suuri kuin epävarman lopputuloksen, jonka tuotto saattaa vaihdella. (Jehle ja Reny, 2001) Tältä pohjalta Fama (1984) määrittelee termiinikurssin seuraavasti.

$$f_t = E^m(s_{t+1}) + \rho_t \quad (28)$$

Kaavassa (27)  $E^m(s_{t+1})$  on markkinoiden odotus tulevasta valuuttakurssista, joka saattaa olla rationaalisten odotusten mukainen matemaattinen odotusarvo tulevasta kurssista ( $E(s_{t+1})$ ). Muuttuja  $\rho_t$  on vastaavasti sijoittajien vaatima riskipremio. Koska yhtälö on määritelty logaritmeissa, voidaan riskipreemiota tulkita seuraavasti:  $\rho_t$  määrittää kuinka monta prosenttia termiinikurssia parempi odotetun valuuttakurssin täytyy olla, jotta markkinaosapuolet keskimäärin olisivat yhdentekeviä terminoinnin ja terminoimatta jättämisen välillä.

On syytä korostaa, että yhtälö (27) ei kerro kaikkien markkinaosapuolien olevan yhdentekeviä terminoinnin suhteen, sillä markkinaosapuolilla saattaa olla heterogeeniset riskipreferenssit. Sen sijaan yhtälö käsittelee markkinoita kokonaisuutena, mistä herää kaksi keskeistä kysymystä:



1. Miten markkinat keskimäärin määrittävät vaatimansa riskipreemion suuruuden?
2. Miten markkinat keskimäärin muodostavat odotuksensa tulevasta valuuttakurssista?

Molemmat kysymykset liittyvät keskeisesti käsitteeseen valuuttamarkkinoiden tehokkuudesta. Faman (1970) alkuperäinen muotoilu tehokkaiden markkinoiden hypoteesista määrittää, että markkinoiden käyttäessä tehokkaasti kaiken saatavilla olevan informaation, on yksittäisen toimijan mahdotonta saada jatkuvasti ylisuuria tuottoja. Ylisuurella tuotolla tarkoitetaan tässä yhteydessä tuottoa, joka ylittää markkinoiden keskimääräisen tuoton lisättynä riskipreemiolla. Hypoteesin taustalla oleva ajattelu on, että markkinaosapuolet tekevät sijoituspäätöksensä kaiken käytössään olevan informaation perusteella, rationaalisten odotusten mukaisesti.<sup>17</sup> Markkinaosapuolten sijoituspäätökset siis heijastelevat heidän käytössään olevaa informaatiota, mikä puolestaan heijastuu markkinakurssiin välittömästi. Fama (1970) jaottelee edelleen markkinoiden tehokkuuden kolmeen luokkaan hintojen heijastaman informaation laajuuden mukaan.

- Heikosti tehokkailla markkinoilla hinnat heijastavat kaikkea historialliseen kurssikehitykseen liittyvää informaatiota. Heikosti tehokkailla markkinoilla teknisellä analyysillä ei voida saavuttaa ylisuuria tuottoja. Teknisellä analyysillä tarkoitetaan valuuttakurssiennusteita, jotka perustuvat valuuttakurssien aikasarja-analyysiin tai osto- ja myyntisignaalien tunnistamiseen kurssikäyristä.
- Markkinat ovat keskivahvasti tehokkaat, kun markkinahinnat heijastavat kaikkea historiallista ja julkisesti saatavilla olevaa informaatiota. Tällöin ei teknisellä, eikä edellisessä luvussa esitellyllä fundamentaalisella analyysillä, voida saavuttaa ylisuuria tuottoja.
- Vahvasti tehokkailla markkinoilla hinnat heijastavat kaikkea informaatiota, mukaan luettuna salainen ja yksityinen informaatio. Valuuttamarkkinoiden ei realistisesti ajatella olevan vahvasti tehokkaat, sillä valuuttakurssit eivät tutkitusti pysty ennakoimaan salassa valmisteltavia ja toteutettavia keskuspankkien interventioita (Sarno ja Taylor, 2002)

On tärkeää huomata, että tehokkaiden markkinoiden hypoteesi on tosiasiasa yhdistetty hypoteesi markkinoiden odotusten rationaalisuudesta ja toimijoiden riskipreemion määrittämiseen käyttämästä mallista. Näin ollen vastaus molempiin yllä esitettyihin kysymyksiin selviää

---

<sup>17</sup> Rationaalisten odotusten hypoteesi määrittää, että toimijoiden odotus tulevasta muuttujan arvosta on yhtä suuri kuin muuttujan ehdollinen odotusarvo käytettävissä olevan informaation suhteen. (Copeland, 2007)

valuuttamarkkinoiden tehokkuuteen liittyvästä tutkimuksesta. Valuuttamarkkinoiden tehokkuutta tutkivassa kirjallisuudessa lähtökohtana tutkimukselle on yleensä termiinien kyky selittää valuuttakurssin liikkeitä – jos termiinikurssi systemaattisesti ennustaa väärin valuuttakurssin muutoksen, voi valistunut sijoittaja hyödyntää tätä tehottomuutta ottamalla termiinikurssin vastaisen näkemyksen. Kyseistä tutkimusongelmaa voidaan lähestyä regressioanalyysin keinoin tutkimalla yhtälön (29) tyyppistä regressiomallia.

$$s_{t+1} - s_t = \alpha + \beta(f_t - s_t) + u_t \quad (29)$$

Yhtälössä vasemmalla puolella oleva termi kuvaa valuuttakurssin toteutunutta prosentuaalista muutosta ajanjaksolla  $t - t+1$ . Selittävänä muuttujana mallissa on termiinipremio ajanhetkellä  $t$ . Lisäksi  $\alpha$  ja  $\beta$  ovat mallista estimoitavia parametreja ja  $u_t$  luonnollisesti virhetermi. Yhtälöä (29) kutsutaan yleisesti Faman (1984) julkaiseman merkittävän tutkimuksen mukaan Fama-regressioksi. Nollahypoteesina Faman regressioanalyysissä on  $\beta = 1$ , mikä toteutuessaan tarkoittaa markkinoiden ennustavan valuuttakurssin muutokset oikein termiinipremion muodossa, eli toisin sanottuna osoittaisi valuuttamarkkinoiden olevan tehokkaat. Faman keskeisin ja merkittävin löydös on yllättäen se, että  $\beta$ :n estimaatit eivät ainoastaan merkittävästi poikenneet yhdestä, vaan olivat negatiivisia jokaiselle tutkitulle valuuttapareille. Käytännössä tämä löydös tarkoittaa, että valuuttakurssit muuttuvat keskimäärin juuri päinvastaiseen suuntaan kuin termiinikurssi ennustaa. Fama ei ollut ensimmäinen joka havaitsi, termiinipremion ennustusvoimaan liittyvät ongelmat, mutta hänen regressioanalyysiin perustuvan tutkimuksensa jälkeen tätä paradoksaalista ilmiötä on kutsuttu kirjallisuudessa termiinipremio-ongelmaksi, jonka selittäminen on osoittautunut ylitsepääsemättömän hankalaksi. Ilmiön on lukuisissa myöhemmissä tutkimuksissa todettu ilmenevän lähes kaikilla valuuttapareilla ja periodeilla. (Lewis, 1995)

On tärkeää huomata, että Faman löydös  $\beta < 1$  tarkoittaa itse asiassa vain niin sanotun yksinkertaisen markkinatehokkuuden hylkäämistä. Yksinkertaisella markkinatehokkuudella tarkoitetaan yhdistettyä hypoteesia markkinaosapuolien riski-neutraaliudesta ja näiden odotusten rationaalisuudesta. (Sarno ja Taylor, 2002) Tätä tulosta sivuttiin jo luvussa 3.1 kattamattoman korkopariteetin esittelyn yhteydessä. Faman tulosten valossa voimme analyttisesti todeta kattamattoman korkopariteetin toimimattomuuden sijoittamalla katetun korkopariteetin yhtälön (26) Fama-regression yhtälöön (29), jolloin analyysi muuttuu kattamattoman korkopariteetin testaamiseksi. Tällöin löydös  $\beta \neq 1$  on tulkittavissa kattamattoman korkopariteetin

rikkoutumiseksi. Tämän johdosta termiinipreemio-ongelmaa kutsutaankin yleisesti myös kattamattoman korkopariteetin ongelmaksi.

Termiinipreemio-ongelman selittämiseen keskittyvä kirjallisuus on lähes yhtä kattavaa kuin valuuttakurssien irtonaisuuden ongelmaan keskittynyt tutkimus. Valtaosa julkaistuista tutkimuksista keskittyy selittämään ongelmaa yksinkertaisen tehokkuuden sisältämien oletusten rikkoutumisella: sijoittajat joko vaativat ajan myötä vaihtelevan riskipreemion termiinikeinottelusta tai ovat epärationaalisia. Lewis (1995) ja Engel (1996) ovat erinomaisia yhteenvetoja lukuisista ongelman ratkaisuksi ehdotetuista selityksistä, joita esittelen seuraavaksi.

Käsittelen ensin riskipreemioon perustuvia selityksiä ongelmalle. Pitääkseni notaation yksinkertaisena oletan toistaiseksi markkinoiden muodostavan oletuksensa rationaalisesti. Fama-regression kontekstissa sijoittajien vaatima riskipreemio tarkoittaa sitä, että mallissa selittävänä muuttujana oleva termiinipreemio ei heijastele ainoastaan sijoittajien rationaalisia odotuksia tulevasta valuuttakurssista, vaan myös riskipreemiota. Formaalisti tämä voidaan esittää vähentämällä valuuttakurssi  $s_t$  yhtälön (28) molemmilta puolilta, jolloin termiinipreemion kaavaksi saadaan  $f_t - s_t = E(\Delta s_t) + \rho_t$ . Fama (1984) esittää OLS-regression määritelmien avulla, miten nollasta poikkeava, ajan myötä vaihteleva riskipreemio muuttaa parametrin  $\beta$  tulkintaa.<sup>18</sup>

$$\beta = \frac{\text{Cov}(E(\Delta s_t), f_t - s_t)}{\text{Var}(f_t - s_t)} = \frac{\text{Var}(E(\Delta s_t)) + \text{Cov}(\rho_t, E(\Delta s_t))}{\text{Var}(f_t - s_t)} \quad (30)$$

Kaavan (30) mukaan riskipreemio pystyy selittämään  $\beta$ :n negatiiviset arvot, jos markkinoiden vaatima riskipreemio on negatiivisesti korreloitunut markkinoiden odottaman muutoksen suuruuden kanssa ( $\text{Cov}(\rho_t, E(\Delta s_t)) < 0$ ). Kaavan tarjoamaan selitykseen kuitenkin liittyy epäuskottavia piirteitä, sillä on vaikeaa kuvitella miksi sijoittajat vaatisivat pienempää riskipreemiota tilanteissa, joissa he odottavat suuria markkinaliikkeitä ja sitä myötä kasvanutta volatilitteettia. Lisäksi näiden kahden muuttujan kovarianssin pitäisi olla itseisarvoltaan huomattavan suurta, jotta sillä voitaisiin selittää  $\beta$ :n negatiiviset arvot. Tutkijoilla onkin ollut vaikeuksia löytää mallia riskipreemiolle, jolla termiinipreemio-ongelma pystyttäisiin uskottavasti osoittamaan riskipreemiosta johtuvaksi.

---

<sup>18</sup> Kaava 30 perustuu yhden selittävän muuttujan OLS-regression ominaisuuteen, jonka mukaan todellista mallia  $y = a + bx$  estimoitaessa paras estimaatti kertoimelle  $b$  voidaan ratkaista kaavalla  $\beta = \frac{\text{Cov}(y,x)}{\text{Var}(x)}$ .

Varhainen tutkimus 1980-luvulla pyrki mallintamaan riskipreemiota osakemarkkinoilta lainatun CAP – mallin (Capital Asset Pricing Model) avulla. CAP-malliin keskittyneiden tutkimusten tyypillinen johtopäätös oli, että riskipremio ei tilastollisesti merkittävästi poikkea nolasta, eikä täten pysty itsenäään selittämään termiinipremio-ongelmaa. (Lewis, 1995) Teoreettiselta kannalta CAP-mallin heikkoutena on se, että siinä valuuttamarkkinoiden tasapaino ei määrydy samanaikaisesti riskipreemion kanssa. CAP-malli on siis luonteeltaan osittaisen tasapainon malli, minkä vuoksi siihen voidaan osittaisen tasapainoon perustuvien valuuttakurssimallien tapaan kohdistaa Lucas-kritiikki.

CAP-malliin liittyvien teoreettisten ja empiiristen ongelmien takia myöhemmissä tutkimuksissa riskipreemiota on pyritty mallintamaan yleisen tasapainon mallien, kuten luvussa 3.2.4 mainitun Lucas (1982) – mallin avulla. Yleisen tasapainon malleissa valuuttamarkkinoiden tasapaino ratkaistaan kuluttajien hyödyn maksimoinnista lähtien, jolloin myös riskipremio- ja valuuttamarkkinoiden tasapaino määrytyvät samanaikaisesti. Tyypillisesti yleisen tasapainon malleissa kuluttajien hyötyä kuvataan CRRA-hyötyfunktiolla.<sup>19</sup>

$$U(C_t) = \frac{C_t^{1-\phi}}{(1-\phi)} \quad (31)$$

Yhtälön (31) mukaan kuluttajien hyöty riippuu heidän kulutuksestaan  $C_t$ , joka koostuu koti- ja ulkomaisten tuotteiden kulutuksesta, sekä parametrista  $\phi$ . CRRA-hyötyfunktion hyödyllinen ominaisuus on parametrin  $\phi$  tulkinta kuluttajien relatiivisen riskiaversion kertoimena (RRK), joka on riippumaton kulutuksen tasosta. Tämä ilmenee sijoittamalla kaava (30) Arrow-Pratt:n määritelmään relatiivisesta riskiaversiosta (Jehle ja Reny, 2001):

$$RRK = -\frac{C_t U''(C_t)}{U'(C_t)} = -\frac{C_t(-\phi)C_t^{(-\phi-1)}}{C_t^{-\phi}} = \phi \quad (32)$$

Parametri  $\phi$  siis määrittää kuluttajien suhtautumisen riskiin, eli jos  $\phi = 0$  kuluttaja on riskineutraali ja vastaavasti jos  $\phi > 0$  kuluttaja on riskiaversiivinen. Engelin (1996) mukaan Lucas-mallista voidaan johtaa seuraavanlainen ilmaisu mallin tasapainoa kuvaavalle riskipreemiolle:

$$\rho_t = E(s_{t+1}) - f_t = 0,5 \text{Var}(s_{t+1}) + \text{cov}(s_{t+1}, p_{t+1}) + \phi \text{cov}(s_{t+1}, c_{t+1}) \quad (33)$$

<sup>19</sup> CRRA on lyhenne termistä "Constant Relative Risk Aversion".

Lucas-mallista ratkaistuun riskipreemioon liittyy kaksi keskeistä ongelmaa, joiden takia sitä ei yleisesti pidetä uskottavana selityksenä termiinipreemio-ongelmalle. Ensinnä mallista voidaan havaita, että riskipreemio ei ole nolla, vaikka kuluttajat olisivat riskineutraaleja. Tämä on seurausta siitä, että yhtälön (32) oikean puolen kaksi ensimmäistä termiä eivät riipu parametrissa  $\phi$ . Kirjallisuudessa näiden kahden termin summaa kutsutaan Jensenin epäyhtälötermiksi.<sup>20</sup> Jensenin epäyhtälötermin taloudellista merkittävyyttä on tutkittu paljon, mutta sen merkityksen on lukuisissa tutkimuksissa havaittu olevan pieni. (Engel, 1996) Toinen, keskeisempi ongelma Lucas-mallissa on se, että kuluttajien riskiaversiivisuudesta riippuva, varsinainen riskipreemiotermi riippuu myös valuuttakurssin ja kulutuksen kovarianssissa. On hyvin tunnettu tosiasia, että kuluttajat tasoittavat kulutustaan ajanjaksojen välillä, minkä seurauksena kovarianssi kulutuksen ja valuuttakurssin välillä on pieni. Näin ollen, jotta Lucas-mallin mukainen riskipreemio pystyisi selittämään termiinipreemio-ongelman, pitäisi parametrin  $\phi$  saada epäuskottavan korkeita arvoja. (Friedman, 1957; Lewis, 1995)

Riskipreemio ei selvästi itsessään pysty antamaan uskottavaa vastausta Faman esittämään haasteeseen. Toinen mahdollinen luokka selityksiä liittyy markkinaosapuolien odotusten epärationalisuuteen.

Kirjallisuudessa on esitetty lukuisia selityksiä sille, mistä markkinoiden epärationaliset odotukset voivat aiheutua. Varhaisimmat epärationalisiin odotuksiin liittyvät selitykset keskittyivät niin kutsuttuun peso-ongelmaan. Peso-ongelmaksi kutsutaan tilannetta, jossa markkinat saattavat lyhyellä aikavälillä vaikuttaa epärationalisilta, kun sijoittajien odotuksiin vaikuttaa epätodennäköinen, mutta merkitysarvoltaan suuri tapahtuma. Krasker (1980) oli ensimmäinen tutkija, joka raportoi ilmiöstä Peso-ongelman nimellä. Nimi juontaa juurensa vuoden 1976 Meksikon Peson devalvaation. Vuonna 1976 valuuttamarkkinoilla huhuttiin merkittävästä devalvaatiosta ja sijoittajat spekuloidivat devalvaation ajankohdalla termiinimarkkinoilla. Spekuloinnin seurauksena USD/MXN -termiineitä vaihdettiin diskontolla, vaikka Peson kurssi oli sidottu kiinteästi dollariin. Valuuttamarkkinat siis vaikuttivat tehottomilta jokaisella periodilla, jolla devalvaatiota ei tapahtunut vaikka sijoittajat toimivatkin rationaalisesti. Peso-ongelma on siis ennen kaikkea pienestä havaintomäärästä aiheutuva ilmiö, jolla voitaisiin selittää hetkittäin

---

<sup>20</sup> Jensenin epäyhtälötermi syntyy siitä, että yhtälöä (32) johdettaessa log-linearisoidaan konvekssi yhtälö. Graafisesti tämän voi ajatella tarkoittavan tilannetta, jossa konveksin yhtälön kahden pisteen väliin piirretty sekantti on aina ylempänä kuin yhtälö itse.

parametrin  $\beta$  negatiiviset arvot Fama-regressiossa, mutta ei negatiivisia estimaatteja läpi koko havaintojakson.

Toinen mahdollinen selitys markkinoiden epärationaalisuudelle on asteittain tapahtuva oppiminen. Jos taloudellisessa tilanteessa tapahtuvien muutosten todellista merkitystä ei osata arvostaa välittömästi oikein, markkinat saattava *ex-post* näyttää epärationaalisilta, vaikka ne ovat toimineet rationaalisesti päätöksentekohetkellä käytettävissä olleen informaation mukaan. Lewis (1989) osoittaa että dollarin ilmiömäinen vahvistuminen 1980-luvun alussa, jonka aikana termiinimarkkinat odottivat dollarin heikkenevän, voidaan osittain selittää markkinoiden asteittaisella oppimisella Yhdysvaltojen kiristyneen rahapolitiikan pysyvyydestä.

Toinen ehdotettu selitys ”dollarin häikäisevälle vahvistumiselle” 1980-luvulla<sup>21</sup> on rationaalisten kuplien esiintyminen valuuttamarkkinoilla. Rationaalisilla kuplilla tarkoitetaan ilmiötä, jonka mukaan eteenpäin katsovilla malleilla voi fundamentteihin perustuvan ratkaisun lisäksi olla ääretön joukko ns. kuplia sisältäviä ratkaisuja. Kuplilla tarkoitetaan tilannetta, jossa sijoittajat ostavat instrumentteja, joiden fundamentaalisen arvon tietävät olevan nykyistä arvoa alempi, sillä he tietävät muiden toimivan samoin, mikä aiheuttaa instrumentin hinnan nousemisen entisestään. Rationaalisten kuplien läsnäolo voi saada markkinat näyttämään tehottomilta, vaikka ne toimisivatkin täysin rationaalisesti. (Sarno ja Taylor, 2002) Rationaalisia kuplia ei kuitenkaan pidetä täysin uskottavana selityksenä termiinipreemio-ongelmalle, niihin liittyvien empiiristen ja teoreettisten ongelmien takia. Ensinnä kuplien tunnistaminen on erittäin vaikeaa, sillä kuplien tunnistaminen valuuttamarkkinoilta sisältää implisiittisesti oletuksen siitä, että myös valuutan fundamentaalinen arvo on tiedetty. Kuten luvussa 3 todettiin, tämä ei ole triviaali kysymys. Toinen keskeinen ongelma on se, että kuplat, kuten peso-ongelmat ovat pohjimmiltaan väliaikainen ilmiö, eikä niillä siten voida uskottavasti selittää miksi  $\beta$ :n estimaatit ovat jatkuvasti negatiivisia.

Edellä esitetty lista selityksistä termiinipreemio-ongelmalle ei missään nimessä ole täydellinen. Myöhemmässä tutkimuksessa on tutkittu muun muassa epärationaalisten toimijoiden läsnäoloa markkinoilla (Sarno ja Taylor, 2002), epäsäännöllistä sijoitusportfolioiden uudelleen allokointia (Bachetta ja van Wincoop, 2010) ja markkinoiden mikrorakenteesta johtuvaa epätäydellistä informaatiota (Burnside et al., 2007). Yhteistä kaikille esitetyille selityksille on se, että kunkin niistä

---

<sup>21</sup> Dollarin kurssikehityksestä vuosina 1980-1985 käytetään yleisesti nimeä ”Dazzling Dollar”. Tänä ajanjaksona dollari vahvistui lähes 50% kaikkia muita keskeisiä länsimaisia valuuttoja vastaan. (Rogoff, 1985)

ydinajatus on pohjimmiltaan looginen, mutta eristyksissä muista selityksistä mikään niistä ei kykene täysin vastaamaan Faman esittämään haasteeseen.

## 4.2 Termiinipremio-ongelman hyödyntäminen – korkoerokauppa

Edellisessä osiossa esitetty termiinipremio-ongelma on ostovoimapariteetti-ongelman ja valuuttakurssien irtonaisuuden ongelman rinnalla yksi suurimmista kansainvälisen taloustieteen ratkaisemattomista arvoituksista. Vaikka ilmiön selittäminen on itsessään mielenkiintoinen aihe, on vuosien saatossa kirjallisuuteen kehittynyt tutkimuksen haara, joka ilmiön selittämisen sijaan tutkii sen taloudellista hyödyntämistä. Bilson (1981) esitti, että termiinipremio-ongelmaa on syytä tutkia irrallaan perinteisestä markkinoiden tehokkuuden käsitteestä, ja sen implikaatioista markkinoiden rationaalisuuteen. Bilson nimeää tutkimusongelmansa spekulatiivisen tehokkuuden hypoteesiksi. Hypoteesin mukaan markkinat ovat spekulatiivisesti tehokkaat jos markkinoiden spekulointiin käytettävissä olevan pääoma on täydellisen joustavaa. Tällöin sijoittajien harjoittama arbitraasi varmistaa sen, ettei markkinoilla voida saavuttaa ylisuuria tuottoja. Valuuttamarkkinoiden kontekstissa tämä tarkoittaa sitä, että termiinikurssi on harhaton ennuste tulevasta valuuttakurssista.

Spekulatiivisen tehokkuuden hypoteesin luonteen johdosta aihetta on valuuttamarkkinoilla luontevaa tutkia termiinikeinotteluun perustuvien sijoitusstrategioiden, sekä niistä saatavien tuottojen kautta. Yksinkertaisten termiineihin perustuvien sijoitusstrategioiden tuottorakenne on lineaarinen, minkä ansiosta valuuttamarkkinoilla toimivan sijoittajan ei varsinaisesti tarvitse ennustaa valuuttakurssin tasoa, vaan pelkästään muutoksen suuntaa. Bilson itse testasi hypoteesiaan laskemalla tuottoa, joka olisi saavutettu termiinispekulointiin perustuvalla sijoitusstrategialla vuosina 1980-1981.<sup>22</sup> Hän havaitsi että strategian noudattamisesta olisi saatu kumulatiivinen tuotto, joka oli periodin lopussa 46 keskihajonnan päässä nollasta, eli erittäin tilastollisesti merkittävästi positiivinen.

Bilsonin tutkimuksen hengessä on viime vuosina tehty lukuisia tutkimuksia valuuttamarkkinoiden spekulatiivisesta tehokkuudesta. Näiden tutkimusten keskeinen huomio on se, että termiinikurssin huono menestys ennusteena tulevan valuuttakurssin tasosta ei tarkoita termiinikurssien olevan

---

<sup>22</sup> Bilsonin (1981) strategia perustui 4 viikon horisontilla tehtyihin ennusteisiin, joita johdettiin Meesen ja Rogoffin (1983) tapaan rullaavalla regressiolla, hyvin lähellä Fama-regressiota olevasta mallista. Mallin avulla pyrittiin ennustamaan ennen kaikkea kurssimuutoksen suuntaa.

käyttökelvottomia ennustamistarkoituksiin. Nimittäin tieto siitä, että termiinikurssit keskimäärin ennustavat kurssimuutoksen suunnan väärin, pitää itsessään sisällä arvokasta informaatiota kurssimuutoksen suunnasta. Lukuisat tutkijat ovat tarkastelleet tämän informaation hyödyntämistä ns. korkoerokaupan (Carry trading) muodossa. (Burnside et al., 2006; Clarida et al., 2009; Jylhä ja Suominen, 2010)

Korkoerokauppa on laajasti tunnettu sijoitusstrategia, joka nimensä mukaisesti perustuu valuuttojen välisten korkoerojen hyödyntämiseen. Yksinkertaisimmallaan korkoerokaupalla tarkoitetaan strategiaa, jossa rahaa lainataan matalan korkotason valuutassa ja sijoitetaan korkean korkotason valuuttaan. Tällöin, jos valuuttakurssit pysyvät muuttumattomina, sijoittaja saa sijoituksen ajalta maiden korkotasojen erotuksen mukaista tuottoa.<sup>23</sup> Käytännössä sijoittajat odottavat valuuttakurssien muuttuvan, mutta edellisessä luvussa esitetyn analyysin perusteella tiedämme että muutos on usein sijoittajille suotuisan suuntainen: korkean korkotason valuutat pyrkivät vahvistumaan matalan korkotason valuuttoihin nähden, mikä laskee sijoittajan lainan arvoa ja vastaavasti nostaa sijoitusten arvoa. Sijoittajat siis hyötyvät kurssin liikkeessä päinvastaiseen suuntaan, kuin kattamattoman korkopariteetin perusteella voisimme odottaa. Nämä valuuttaliikkeistä mahdollisesti syntyvät tuotot ovat korkoerokaupan tuottojen toinen lähde.

Edellisen luvun perusteella tiedämme myös, että yllä olevan kaltainen strategia on replikoitavissa termiinisopimuksilla, sillä termiinisopimukset hinnoitellaan korkoeron mukaisesti. Termiineillä toteutetussa korkoerokaupassa sijoittajat ostavat termiinisopimuksia, kun niitä vaihdetaan diskontolla ( $F_t < S_t$ ). Vastaavasti sijoittajat myyvät termiinisopimuksia, kun niitä vaihdetaan preemiolla ( $F_t > S_t$ ).<sup>24</sup> Toisin sanottuna sijoittajat valitsevat sijoituspositionsa päinvastaisen suuntaisesti termiinin ennusteisiin nähden. Termiinin eräpäivänä sijoittajat sulkevat valuuttapositionsa tekemällä vastakaupan termiinille eräpäivän markkinakurssiin. Näin toteutetun korkoerokaupan tuotto voidaan määritellä formaalisti seuraavasti.

---

<sup>23</sup> Sijoitusposition kantamisesta saadaan siis positiivinen tuotto (positive carry).

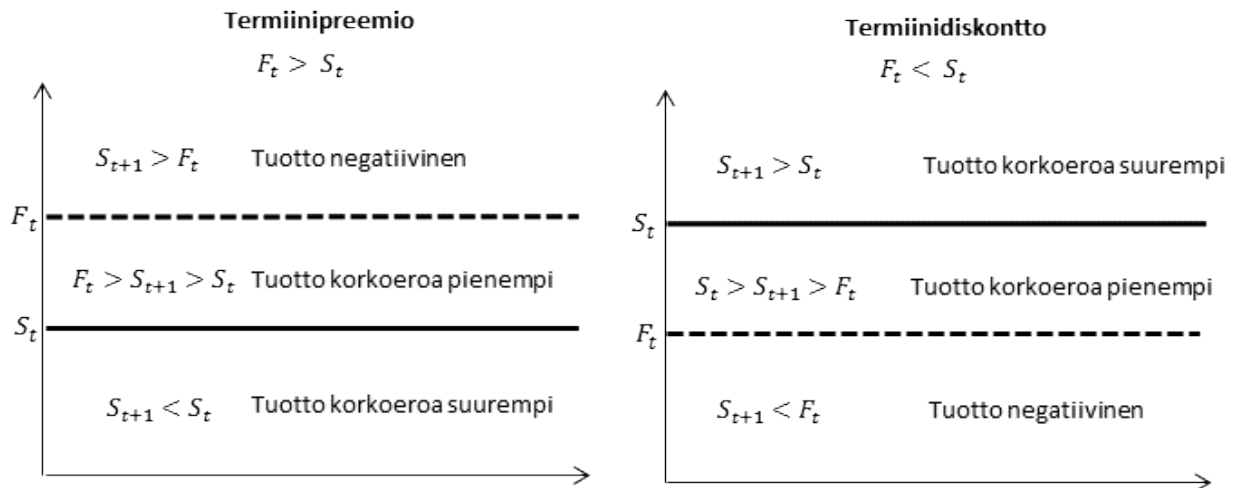
<sup>24</sup> Kappaleessa 2 esiteltiin valuuttainstrumenttien ostamiseen ja myymiseen liittyvää terminologiaa. Esim. EUR/GBP termiinin ostamisella tarkoitetaan sopimusta, jossa tulevaisuudessa ostetaan euroja (perusvaluutta) ja myydään puntia (hintvaluutta).



$$x_t = \begin{cases} 1 & \text{jos } F_t > S_t \\ -1 & \text{jos } F_t < S_t \end{cases} \quad (34)$$

$$r_t = x_t \left( \frac{F_t}{S_{t+1}} - 1 \right) \quad (35)$$

Yhtälöissä  $x_t$  on binaarinen muuttaja, joka määrittää position suunnan termiinipreemion perusteella ja  $r_t$  strategiasta periodilla  $t - t+1$  saatu tuotto. Vaikka termiineillä toteutettua korkoerokauppaa kuvaavissa yhtälöissä ei eksplisiittisesti esiinny korkoeroa, voidaan strategian tuotto hajottaa edelleen korkoerosta ja valuuttakurssiliikkeistä johtuviin komponentteihin. Alla oleva kuvio selventää strategian tuoton, korkoeron ja eräpäivän valuuttakurssin välistä suhdetta.



**Kuva 2 – Korkoerokaupan toteutunut tuotto eräpäivän markkinakurssin mukaan**

Kuviosta selviää kuinka korkoerokaupasta saadut tuotot voidaan jakaa kolmeen tapaukseen.

1. Strategian tuotto on negatiivinen jos ja vain jos termiini ennustaa kurssimuutoksen suunnan oikein ja toteutunut liike on suurempi kuin ennustettu.
2. Jos termiiniarvio ennusti kurssimuutoksen suunnan oikein, mutta kurssiliikkeen suuruus on pienempi kuin termiini ennakoiti, on strategian tuotto positiivinen, mutta pienempi kuin valuuttojen korkoero.
3. Jos termiiniarvio ennustaa kurssimuutoksen suunnan väärin, muodostuu strategian tuotto sekä korkoerosta että sijoittajalle suotuisasta valuuttakurssiliikkeestä, jolloin strategian tuotto korkoeroa suurempi.

Bilson (1981) tutki valuuttamarkkinoiden spekulatiivista tehokkuutta tarkastelemalla ainoastaan strategiasta saatavia tuottoja. Tämän kaltainen lähestymistapa ei kuitenkaan huomioi sitä, että korkea tuotto saattaa olla seurausta sijoitusstrategiaan liittyvistä riskeistä. Korkoerokauppaa kuvaillaan usein riski-arbitraasiksi, sillä se on nollakustanteinen strategia jonka odotettu tuotto on positiivinen, mutta johon liittyy kuitenkin valuuttakurssiliikkeiden myötä riskejä. (Burnside et. al., 2006) Sijoitusstrategioiden arvioinnissa niihin liittyvät riskit voidaan ottaa huomioon laskemalle strategioille Sharpen (1994) luku, joka määritellään seuraavasti.

$$S = \frac{\bar{r} - \bar{r}^f}{\sigma} \quad (36)$$

Yhtälön (35) mukaan Sharpen luku ( $S$ ) määritellään osamääränä, jossa osoittaja on aritmeettinen keskiarvo strategian ylimääräisistä, eli riskittömän tuoton ylittävistä tuotoista tarkasteluajanjaksolla. Yhtälön nimittäjä on vastaavasti strategian tuottojen volatilitteetti. Nollakustanteisena sijoitusstrategiana korkoerokaupalla ei ole vaihtoehtoiskustannuksia, jolloin kaikki siitä saatavat tuotot ovat ylimääräisiä ( $\bar{r}^f = 0$ ). Sharpen lukua voi ajatella strategian riskikorjattuna tuottona, sillä mitä suurempi tuotto saavutetaan, mitä pienemmällä volatilitteetilla, sitä parempi strategian Sharpen luku on.

Burnside et al. (2006) tutkivat termiineillä toteutetun korkoerokaupan tuottoja vuosina 1977-2005. Tutkijat laskevat strategialle historiallisen tuoton yhdeksällä punttaa vastaan noteeratulla valuutalla. He saavat kuukausittaiseksi Sharpen luvuksi 0.18, joka on huomattavan korkea. Vertailukohtana voidaan pitää S&P 500 -osaindeksiä, jolle vastaava luku samalla ajanjaksolla oli 0.14. Tulos osoittaa että korkoerokaupasta saatavia tuottoja ei voi sivuuttaa seurauksena kasvaneesta riskistä. Tämä viittaa siihen että valuuttamarkkinat eivät ole spekulatiivisesti tehokkaat, vaikka sijoittajien riskiversiivisuus otettaisiin huomioon.

Korkoerokauppa ei ole pelkästään akateeminen kuriositeetti, sillä sijoittajien tiedetään hyödyntävän strategiaa aktiivisesti käytännössä. Jylhä ja Suominen (2010) osoittavat että hedge-rahastojen tuotot ovat korreloituneet korkoerokaupan tuottojen kanssa, mikä on viittaa siihen että rahastot ovat hyödyntäneet strategiaa aktiivisesti. Korkoerokauppa ei ole kuitenkaan ainoastaan suurien instituutioiden käyttämä strategia, sillä viime vuosina pankit ovat tuoneet markkinoille piensijoittajille suunnattuja rahastoja, jotka perustuvat korkoerokauppaan eniten vaihdetuilla valuutoilla. Esimerkki tällaisesta rahastosta on Deutsche Bankin ”Powershares G10

Currency Harvest Fund”, jonka sijoitusstrategia perustuu korkoerokaupparportfolioon, joka rakentuu positioista maailman kymmenessä likvideimmässä valuutassa. (Deutsche Bank, 2011) Tyypillisesti käytettyjä rahoitusvaluuttoja ovat Sveitsin frangi (CHF) ja Japanin jeni (JPY). Sijoitusvaluuttoina käytetään tyypillisesti korkean korkotason valuuttoja, joita ovat perinteisesti olleet Australian dollari (AUD) ja Uuden-Seelannin dollari (NZD). Tämänkaltaiset rahastot tekee erityisen houkuttelevaksi niiden tuottojen matala korrelaatio muihin sijoitusinstrumentteihin nähden, mikä antaa sijoittajille mahdollisuuden hajauttaa tehokkaasti sijoitusportfolion systemaattista riskiä. (Jylhä ja Suominen, 2010)

Korkoerokaupaksi voidaan laskea myös kotitalouksien ottamat valuuttaluotot. McCauleyn (2010) mukaan erityisesti Itä-Euroopassa, jossa korkotaso on perinteisesti ollut läntistä Eurooppaa korkeampi, on ollut yleistä nostaa asuntolaina ulkomaisessa matalan koron valuutassa, esimerkiksi euroissa tai Sveitsin frangeissa. Näin tehdessään kotitaloudet saavat laina-ajalta korkotuottoa matalamman lainakoron muodossa, mutta altistuvat samalla valuuttakurssiriskille. Ilmiön mittakaava on ollut 2000-luvulla valtava. Itä-Euroopassa valuuttaluottojen osuus koko lainakannasta on vaihdellut Tšekin 25 prosentista Latvian 90 prosenttiin.

On relevanttia kysyä, ovatko valuuttamarkkinat todella niin tehottomat, että korkoerokaupan kaltainen anomalia voi säilyä markkinoilla vuodesta toiseen? Brunnermeier et al. (2008) tarjoavat mielenkiintoisen selityksen korkoerokaupasta saatavien tuottojen pysyvyydelle, ja sitä kautta myös termiinipreemio-ongelmalle itsessään. He teoretisoivat, että sijoittajien likviditeettirajoitteiden myötä korkoerokauppa ei ole ainoastaan termiinipreemio-ongelman käytännöllinen seuraus, vaan myös ilmiön perimmäinen syy. Tutkimuksessa rationalisoidaan sijoitusvaluutan korkotason odottamattoman nousun seurauksista seuraavasti. Sijoittajat joiden riskiaversiivisuus on riittävän matala, ottavat matalakorkoista lainaa rahoitusvaluutassa ja allokoivat nämä varat sijoitusvaluutan rahamarkkinoille, mikä lisää sijoitusvaluutan kysyntää ja täten vahvistaa sitä, vastoin korkopariteetin ennustetta. Sijoittajien likviditeettirajoitteista johtuen valuutan arvo ei kuitenkaan välittömästi nouse lopulliselle tasolleen, vaan se tapahtuu hiljattain. Ajan myötä sijoittajat siis rakentavat itselleen yhä suuremman lyhyen position rahoitusvaluutan rahamarkkinoilla ja vastaavasti yhä suuremman pitkän position sijoitusvaluutan rahamarkkinoilla. Tämän seurauksena strategian valuuttakurssiliikkeistä johtuvat tuotot kasvavat entisestään ja strategia houkuttelee yhä enemmän pääomia. Korkoerokauppa on siis pohjimmiltaan itseään ruokkiva ilmiö.

Brunnermeier et al. sivuavat myös toista tärkeää aihetta, eli korkoerokaupan negatiivisia ulkoisvaikutuksia. Tutkijat toteavat, että vaikka korkoerokaupan mukaiset valuuttapositiot muodostuvat pitkällä aikajänteellä, tapahtuu positioiden ”purkautuminen” hyvin nopeasti, mikä näkyy suurina heilahduksina sekä rahoitus- että sijoitusvaluuttojen kurseissa. Galati et al. (2007) korostavat, että korkoerokauppapositioden purkautuminen ei välttämättä ole sidoksissa valuuttaparin talouksien fundamentteihin, vaan saattaa johtua täysin ulkoisista tekijöistä. He nostavat esille tunnetun esimerkin Japanin jenin historiallisesta vahvistumisesta lokakuussa 1998, jolloin kahden päivän aikana jeni vahvistui yli 15% dollaria vastaan. Kyseistä kurssiromahdusta ei edeltänyt mitään merkittäviä uutisia tai datan julkistuksia. Perimmäistä syytä sille, mikä laukausi kyseisen kurssiromahduksen ei saada selville koskaan, mutta tutkijat pitävät kuitenkin selvänä korkoerokaupan merkittävää roolia tapauksen katalyyttinä. Kurssilaskun alettua strategiaa käyttäneet sijoittajat ryhtyivät kiihtyvään tahtiin ostamaan jenejä sulkeakseen rahoituspositionsa, mikä syvensi kurssiromahdusta. Sijoittajia ei ajanut tilanteessa ainoastaan tappiodensa rajoittaminen, vaan myös johdannaissopimuksilla toteutettuihin strategioihin liittyvät vakuuskysymykset. Rahoituslaitokset vaativat asiakkailtaan usein johdannaissopimukseen liittyen vakuuden, joka on vaihteleva prosenttiosuus sopimuksen nimellisarvosta. Johdannaisten markkina-arvon laskiessa sijoittaja voi joutua kasvattamaan vakuuttaan. Jos sijoittajalla ei ole tähän varaa, tehdään ns. ”margin call”, jolloin koko johdannaispositio suljetaan sen hetkiseen markkinatasoon. (Luenberger, 2009)

Merkillepantavaa tapauksessa on se, miten maailman kahden suurimman talouden välinen valuuttakurssi, joka on yksi maailman likvideimmistä rahoitusinstrumenteista, voi romahtaa ilman muutoksia taloudellisissa fundamenteissa. Tämän kaltaisen romahduksen tekee mahdolliseksi strategiaan liittyvien positioiden valtava koko, jotka ovat tähän päivään mennessä kasvaneet huomattavasti yli vuosikymmenen takaisista luvuista. Valuuttamarkkinan OTC-luonteen takia korkoerokaupan suosiota on mahdotonta selvittää tarkkaan, mutta analyytikot arvioivat positioiden kooksi nykyään noin 1.5 biljoonaa dollaria. (Financial Times, 2010) Vuosien 2007-2008 talouskriisissä korkoerokaupalla oli vielä edellistä esimerkkiä dramaattisempia vaikutuksia pienten sijoitusvaluuttojen talouksiin. Plantin ja Shin (2011) huomauttavat kuinka korkoerokaupan

purkautuminen käytännössä lopetti Islannin kruunun kansainvälisesti vaihdettavana valuuttana, sen arvon romahdettua lokakuussa 2008 lähes kolmannekseen syyskuun 2008 tasosta.<sup>25</sup>

Brunnermeier et. al (2008) kuvaavat korkoerokaupan tuottoja osuvasti ”kulkemisena portaita pitkin ylös ja hissillä alastulemisena”. Tilastotieteen termein tällä tarkoitetaan sitä, että korkoerokaupasta saatavat tuotot eivät ole normaalijakautuneita. Vaikka strategian keskimääräinen tuotto onkin positiivinen, on tuottojen todennäköisyysjakaumassa keskittynyt normaalijakaumaa suurempi todennäköisyysmassa äärimmäisille negatiivisille tuotoille. Myös Burnside et. al. (2006) raportoivat korkoerokaupan tuottojakaumassa esiintyvän tällaista negatiivista vinoumaa. Tämän kaltaisen tuottoprofiilin omaavien strategioiden sanotaan olevan alttiita ”mustille joutsenille”, eli tapahtumille joiden pitäisi normaalijakauman mukaan tapahtua äärimmäisen harvoin, mutta joita todellisuudessa tapahtuu verrattain usein. (Taleb, 2007) Näillä perusteilla voidaan kritisoida Sharpen luvun kykyä selittää korkoerokaupan todellista riskikorjattua tuottoa, sillä luku olettaa tuottojen olevan normaalijakautuneita.

Sharpen luku ei siis anna täysin totuudenmukaista kuvaa korkoerokaupan riskin ja tuoton suhteesta. Viime vuosina tehdyt tutkimustulokset eivät tästä heikkoudesta huolimatta tue hypoteesia valuuttamarkkinoiden spekulatiivisesta tehokkuudesta. Jurek (2007) osoittaa, että korkoerostrategia, johon sisältyy valuuttaoptioiden avulla rakennettu suoja kurssiromahduksia vastaan, pienentää strategian tuottoja vain noin 40 % prosenttia.

Tämän tutkielman näkökulmasta merkittävin löydös valuuttamarkkinoiden spekulatiivisen tehokkuuteen liittyvästä tutkimuksesta on se, että termiinipremio-ongelmaa on syytä tarkastella syklisenä ilmiönä. Tutkimusten mukaan valuuttamarkkinoilla esiintyy pitkiä ajanjaksoja, jolloin korkopariteetti ei toimi, eli Fama-regression kulmakerroin  $\beta$  on negatiivinen. Tämä on osittain seurausta korkoerokaupan itseään ruokkivasta luonteesta. Toisaalta näiden ajanjaksojen vastapainona esiintyy lyhyitä periodeja, jolloin on merkittävästi yhtä suurempi. Nämä ajanjaksot vastaavasti liittyvät korkoerostrategian mukaisten positioiden purkautumiseen. Tällä havainnolla on keskeinen vaikutus valuuttakurssiennusteisiin liittyvään empiiriseen tutkimukseen. Puhtaasti termiinipremio-ongelmaan ja Fama-regressioon keskittyvän tutkimuksen voi ajatella mittaavan sitä, kuinka usein termiinikurssi ennustaa kurssimuutoksen suunnan oikein. Markkinoiden spekulatiiviseen tehokkuuteen liittyvän tutkimuksen näkökulmasta kaikki periodit eivät kuitenkaan

---

<sup>25</sup> Bloomberg (2008) uutisoi, kuinka kruunu heikkeni euroa vastaan tasolta 122 tasolle 340 kuukauden aikana syksyllä 2008.

ole keskenään yhtä merkittäviä, sillä rahallisesti mitattuna ei välttämättä ole kannattavaa olla ”suurinta osaa ajasta vähän oikeassa, mutta hetkittäin todella pahasti väärässä”.

Tässä luvussa on esitelty kirjallisuutta valuuttakurssiennusteista, jotka pohjautuvat malliin jonka ainoa selittävä muuttuja on valuuttojen välinen korkoero. Kirjallisuuskatsauksen perusteella voidaan vetää johtopäätös, että termiinipremio todella sisältää informaatiota, jota voidaan käyttää ennustamaan valuuttakurssien muutoksen suuntaa. Tämä löydös on ristiriidassa luvussa 3 läpikäydyn kirjallisuuden kanssa, jonka mukaan Meesen ja Rogoffin (1983) muotoilema ongelma valuuttakurssien ennustamisen mahdottomuudesta on yhä ratkaisematon.

Luvuissa 3 ja 4 esiteltyjen tutkimusten erona on mallien lisäksi ennusteiden arvioimiseen käytetyt kriteerit. Siinä missä luvussa 3 esitelty kirjallisuus arvioi eri malleista johdettuja ennusteita niiden ennustevirheen varianssin perusteella, tässä luvussa on keskitytty arvioimaan termiinikurssien sisältämästä informaatiosta johdettuja ennusteita suunnan ennustamisen ja ennusteiden taloudellisen hyödyntämisen näkökulmista. On hyvä huomata, että termiinipremioihin perustuva valuuttakurssimalli on itse asiassa erikoistapaus luvussa 3 esitellyistä malleista, missä korkoeroa lukuun ottamatta kaikkien muiden muuttujien parametrit on asetettu nollassa. Tämän johdosta on luontevaa tutkia miten hyvin myös muihin taloudellisiin fundamentteihin perustuvat mallit onnistuvat suunnan ennustamisessa ja miten suuria tuottoja niistä johdetuilla ennusteilla voidaan saavuttaa. Tutkielman seuraavat luvut keskittyvätkin fundamenttimalleista johdettujen ennusteiden arviointiin näiden vaihtoehtoisten mittarien valossa.

## 5 Tutkimusongelma ja hypoteesit

Valuuttakurssien ennustamiseen liittyvän kirjallisuuden voi tiivistää arvioivan ennusteita kolmella eri kriteerillä. Ensinnä, luvussa 3 esitelty makrotaloustieteellinen kirjallisuus arvioi valuuttakurssiennusteita ennustevirheen varianssin perusteella, jonka mittaamiseen käytetään tyypillisesti RMSE-lukua tai Theilin U-lukua. Tässä tutkimushaarassa tyypillinen lopputulos on se, että strukturaaliset mallit eivät peittoa naivia satunnaiskulkumallia, eli ennustetta siitä että valuuttakurssi pysyy paikallaan. Tämän tutkielman ensimmäinen tutkimusongelma on tämän lukuisia kertoja vahvistetun tuloksen tarkistaminen päivitetyllä datalla.

*Hypoteesi 1: Meesen ja Rogoffin (1983) löydösten vastaisesti luvussa 3 esitellyistä valuuttakurssimalleista johdetut ex-post ennusteet peittoavat satunnaiskulku-mallin naivit ennusteet ennustevirheen keskihajonnan (RMSE-luvun) perusteella mitattuna.*

Kriteerinä RMSE mittaa ennusteiden tarkkuutta perinteisessä tilastotieteellisessä mielessä, mutta käytännölliseltä kannalta katsottuna kriteerin ongelma on se, etteivät ne ota kantaa siihen ovatko ennusteet oikean suuntaisia.

Luvussa 4.1 esitelty kansainväliseen rahoitukseen ja Faman (1970) tehokkaiden markkinoiden hypoteesiin liittyvä kirjallisuus keskittyy tutkimaan termiinikursseja ennusteina tulevasta valuuttakurssista. Arviointikriteerinä tässä kirjallisuudessa on se, onko Fama (1984) -regression kulmakerroin  $\beta$  positiivinen vai negatiivinen. Muihin valuuttakurssimalleihin yleistettynä tämän voi ajatella mittaavan sitä kuinka usein ennuste on oikean suuntainen. Tämän tutkielman kannalta ensimmäinen tähän kirjallisuuden haaraan perustuva tutkimusongelma on termiinikurssien ja muiden mallien kyky ennustaa kurssimuutoksen suuntaa.

*Hypoteesi 2: Valuuttakurssimalleista johdetut ex-post ennusteet pystyvät ennustamaan kurssimuutoksen suuntaa yli 50% tapauksista.*

Kolmas ennusteiden arviointikriteeri on niiden taloudellinen merkitys. Luvussa 4.2 esitelty valuuttamarkkinoiden spekulatiiviseen tehokkuuteen liittyvä tutkimus yhdistää ennusteiden oikeansuuntaisuuteen tärkeän komponentin, eli sen onko ennuste oikeassa erityisesti suurien markkinaliikkeiden kohdalla. Ennusteen hyvyden mittarina käytetään tuottoa, joka olisi saatu jos ennusteen mukaisesti olisi otettu spekulatiivinen sijoituspositio. Lisäksi tuottoa tarkastellaan sijoituksen riskisyyden suhteen.

*Hypoteesi 3: Jos valuuttakurssimalleista johdetuttujen ennusteiden pohjalta olisi otettu spekulatiivinen sijoituspositio, tästä saatava (riskikorjattu) tuotto olisi ollut positiivinen.*

Tutkielman empiirisen osuuden keskiössä on kysymys arviointikriteerin valinnasta. Aiemmassa tutkimuksessa malleja ei ole samanaikaisesti mitattu kaikilla edellä mainituilla mittareilla. Mallin viimeinen tutkimusongelma on vertailla kaikkien kolmen mittarin konsistenssia, eli antavatko erilaiset mittarit saman paremmuusjärjestyksen malleille.

*Hypoteesi 4: Valuuttakurssiennusteiden paremmuusjärjestys riippuu niiden arviointiin käytetyistä kriteereistä.*



## 6 Data ja menetelmät

### 6.1 Näytejakson ja valuuttaparien valinta

Tutkielmassa käytetty näyte koostuu kuuden valtion taloudellisista fundamenteista, sekä viidestä valuuttakurssista Yhdysvaltain dollaria vastaan. Näytteen sisältämät taloudet ja valuutat ovat: Yhdysvallat (perusvaluutta kaikissa valuuttapareissa), Kanada (USD/CAD), Japani (USD/JPY), Sveitsi (USD/CHF), Australia (USD/AUD) ja Iso-Britannia (USD/GBP). Näytteessä edustettujen talouksien valintaan vaikutti kaksi keskeistä tekijää:

1. Kaikki valitut valuutat sisältyvät maailman 10 vaihdetuimman valuutan joukkoon. Valuuttojen osuudet kokonaisvaihdannasta esiteltiin taulukossa 2.
2. Kelluvat valuuttakurssit ja pääoman liikkuvuuden rajoitteet. Näytteen sisältämät valtiot, pois lukien Australia, omaksuivat käyttöönsä kelluvat valuuttakurssit ensimmäisten joukossa 1970-luvulla. Lisäksi näytteen sisältämät taloudet olivat ensimmäisiä, jotka poistivat niiden pääoman vapaalle liikkuvuudelle asettamat esteet. (Roberts, 1999)

Kaikki tutkielmassa esitellyt valuuttakurssimallit riippuvat jossain määrin oletuksesta pääoman vapaasta liikkuvuudesta. Jos kellovissa valuuttakursseista olisi saatavilla pidempiä aikasarjoja, olisi optimaalista valita näytteen aloituskohdaksi vuosi, jolloin kaikki valuuttaparit olivat vapaasti kelluvia ja pääomaliikkeet maihin rajoittamattomia. Valitettavasti näin myöhäinen aloitusajankohta pienentäisi ennusteiden tehokkuuden testaukseen käytettävissä olevaa periodia kolmanneksella. Näin ollen kunkin valuuttaparin näyte on asetettu alkamaan mahdollisimman pian vuoden 1972 alun jälkeen, jolloin Yhdysvallat siirtyi kelluviin valuuttakursseihin. Tämä valinta on linjassa edellisten tutkimusten kanssa (Meese&Rogoff, 1983; Mark, 1995). Poikkeus muihin valuuttapareihin on USD/AUD, jossa näytteen aloitusvuodeksi on valittu 1984, jolloin Australian dollari muuttui vapaasti kelluvaksi. (DeBelle ja Plumb, 2006)

Ennusteiden luomisessa käytän samaa rullaavan regression -metodologiaa kuin Meese ja Rogoff (1983). Metodologia kuvailtiin pääpiirteittäin Luvussa 3.3, mutta luettavuuden säilyttämiseksi kuvaan menetelmän uudestaan. Koko näyte on siis jaettu kahteen osaan: opetus- ja testausperiodiin. Ennusteiden laatimisen ensimmäinen askel on estimoida mallien sisältämille parametreille alustavat arvot oppimisperiodin sisältämällä datalla. Näiden parametrin avulla luodaan ennuste testausperiodin ensimmäiselle ajanjaksolle. Tätä ennustetta verrataan

seuraavaksi toteutuneeseen kurssiliikkeeseen. Näiden erotus, eli ennustevirhe otetaan talteen, minkä jälkeen opetusperiodia siirretään yhdellä kvartaalilla eteenpäin, jolloin saadaan laadittua ennuste oppimisperiodin seuraavalle kvartaalille. Harjoitusta jatketaan niin kauan, että saadaan tietoon ennusteet ja ennustevirheet jokaiselle testausperiodin ajanhetkelle.

Rullaavassa regressiossa estimointiin käytettävä ikkuna pysyy koko harjoituksen ajan samanpituisena, liikkuen eteenpäin uusia ennusteita laadittaessa. Vaihtoehtoinen metodi olisi käyttää rekursiivista regressiota, jossa parametrien estimointiin käytettäisiin kaikkea ennusteen laatimisajankohtaa edeltävää dataa. Tällöin estimointiin käytettävän ikkunan alkukohta pysyisi samana ja ikkunan koko kasvaisi jokaisen ennusteen myötä yhdellä kvartaalilla. Käytettäessä rullaavaa regressiota rekursiivisen sijaan saavutetaan se etu, että malli pystyy nopeasti mukautumaan muutoksiin fundamenttien ja valuuttakurssin välisissä suhteissa. Pääomaliikkeille asetettujen rajoitteiden muuttuessa on syytä olettaa, että mallien parametrit todella muuttuvat. Rullaavassa regressiossa tämä otetaan huomioon sillä, että näytteen alussa ennustamiseen käytettävä data pitää aluksi sisällään havaintoja, jolloin pääomaliikkeitä on rajoitettu, mutta rajoitteiden poistuessa parametrit päivittyvät pääomarajoitteiden poistuessa.

Opetusperiodin alkukohta on määritetty kullekin valuuttaparille luvun alkupuolella mainittujen huomioiden mukaan. Opetusperiodin pituuden määrittämiseen on vastaavasti vaikuttanut kaksi tekijää. Ensinnä, opetusperiodiin halutaan riittävästi havaintoja, jotta parametrit voidaan estimoida luotettavasti. Toisaalta, testausperiodille halutaan jättää käytettäväksi mahdollisimman paljon dataa. Opetusperiodin loppukohta on määritetty alkamaan kullekin valuuttaparille siitä kvartaalista, josta lähtien on saatavilla dataa termiinikursseista.<sup>26</sup> Termiinikurssien aikasarjoja on saatavilla muuta dataa huomattavasti muuta dataa suppeammalta periodilta, johtuen johdannaismarkkinoiden myöhäisestä kehityksestä. Liitteessä 1 on esitelty tarkat alkamis- ja päättymisajankohdat kunkin valuuttaparin oppimis- ja testausperiodeille.

## 6.2 Datan kuvaus

Neljännesvuosittainen data on kerätty pääosin IMF:n *International Financial Statistics* tietokannasta ja pitää sisällään seuraavat muuttujat.<sup>27</sup>

---

<sup>26</sup> Tämä ei koske USD/AUD –valuuttaparia, jonka oppimisperiodi on asetettu alkamaan valuuttakurssin kellumisesta ja päättymään 10 vuoden päähän.

<sup>27</sup> Tarkempi kuvaus datasta löytyy liitteestä 1

- Rahan määrää ( $M$ ) kuvaava muuttuja on suppea raha M1 kaikilla talouksilla, paitsi Iso-Britanniassa, jolla muuttujana on keskuspankin julkaisema M0. Englannin keskuspankki lopetti M0 datan julkaisun 2005 toisella kvartaalilla, minkä vuoksi USD/GBP –ennusteet loppuvat 5 vuotta muita valuuttapareja aikaisemmin.
- Korkotasoa ( $i$ ) mitataan keskuspankin ohjauskorolla
- Inflaatiota ( $\pi$ ) kuvaa kuluttajahintaindeksin 12-kuukauden prosentuaalinen muutos
- Käytettävissä olevia tuloja ( $Y$ ) mitataan teollisuustuotantoindeksillä
- Valuuttakurssi ( $S$ ) on noteerattu Yhdysvaltain dollaria vastaan siten, että USD on aina perusvaluutta.
- Termiinikurssin ( $F$ ) ratkaisemiseen käytetty termiinipremio on haettu Bloomberg:lta.

Edellisissä luvuissa esitellyn teorian mukaisesti olemme erityisesti kiinnostuneet muuttujien logaritmeista ja taloudellisten fundamenttien erotuksista maiden välillä. Mallit, ja niiden sisältämät muuttujat on kuvailtu tarkemmin luvussa 6.4.

Datan kuvailun yhteydessä on syytä kiinnittää huomiota mallin sisältämien muuttujien stationaarisuuteen. Käytettäessä regressioanalyysiä mallien sisältämien parametrien estimointiin, törmätään usein epästationaarisuudesta johtuviin virheellisiin tuloksiin. Virheellisillä tuloksilla viitataan yleisesti tunnettuun tilanteeseen, jossa selitettäessä epästationaarista muuttujaa muilla epästationaarisilla muuttujilla, saadaan tulokseksi voimakas korrelaatio näiden välillä, vaikka muuttujilla ei todellisuudessa olisi mitään yhteyttä toisiinsa (Dougherty, 2005).

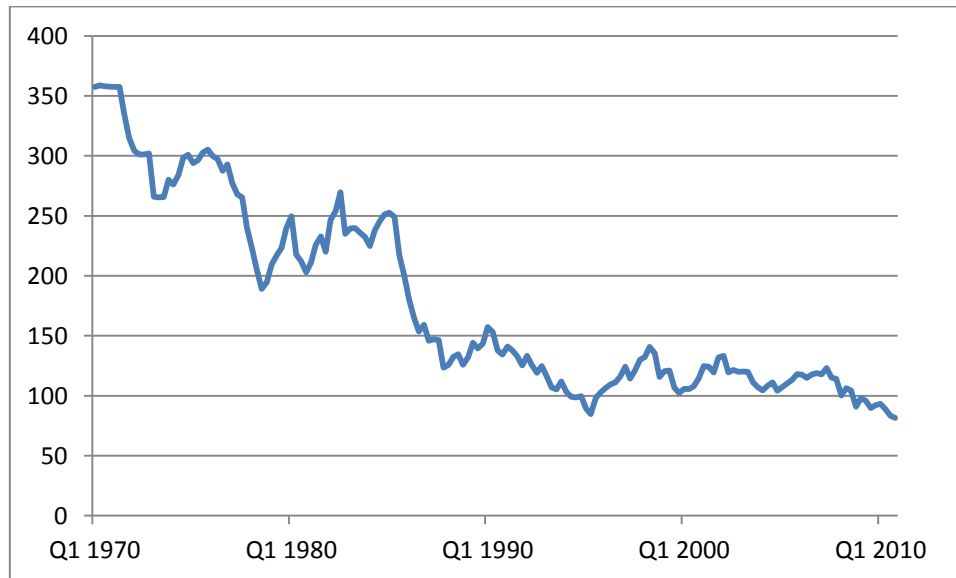
Ennen stationaarisuus-testien suorittamista määrittelen stationaarisuuden käsitteen. Aikasarjan sanotaan olevan heikosti stationaarinen, jos sen keskiarvo ja varianssi eivät muutu ajan myötä, minkä lisäksi aikasarjan havaintojen kovarianssi ei riipu ajanhetkestä, vaan ainoastaan havaintojen ajallisesta erosta.<sup>28</sup> Heikosti stationaarinen prosessi määritellään formaalisti seuraavasti. (Brooks, 2008)

1. Havaintojen keskiarvo ei riipu ajanhetkestä  $t$ :  $(y_t) = \mu$
2. Havaintojen varianssi ei riipu ajanhetkestä  $t$ :  $ar(y_t) = \sigma^2$
3. Havaintojen kovarianssi riippuu ainoastaan niiden ajallisesta erosta:  $cov(y_t, y_s) = \gamma_{t-s}$

---

<sup>28</sup> Aikasarjan sanotaan olevan vahvasti stationaarinen jos kaikilla muuttujilla  $y_t$  on sama jakauma.

Valuuttakursseissa ilmenee tyypillisesti pitkiä nousuja ja laskuja, jotka viittaavat niiden epästationaarisuuteen. Esimerkki tällaisesta muutoksesta on kuvaajaan 3 piirretty USD/JPY -kurssin kehitys vuosina 1970–2010. Kuviossa näkyy selkeä laskutrendi, minkä vuoksi voidaan jo silmämääräisesti todeta, että havaintojen keskiarvo riippuu tarkasteluhetkestä. Jos USD/JPY -kurssia selittävän regressiomallin selittävänä muuttujana on toinen epästationaarinen sarja, ovat selittäville muuttujille estimoidut parametrit virheellisiä, ja mallista saadut ennusteet täten vääriä.



**Kuva 3 – USD/JPY –kurssikehitys vuosina 1970-2010**

Kirjallisuudessa pidetään hyvin tunnettuna tosiasiana, että valuuttakurssit ja niiden logaritmit ovat integroituneita asteella 1. (Engel ja West, 2005) Aikasarjan sanotaan olevan  $I(1)$ , eli integroitunut asteella 1, jos se itsessään on epästationaarinen, mutta sen 1. differenssi on stationaarinen. Olen testannut tutkielmassa käytettävien logaritmisten aikasarjojen stationaarisuutta laajennetulla Dickey-Fuller -testillä (ADF-testi). ADF-testin nollahypoteesi on, että aikasarja sisältää yksikköjuuren ja on täten epästationaarinen (Brooks, 2008). Vaihtoehtoinen hypoteesi vastaavasti on, että prosessi on stationaarinen. Kriittiset arvot ADF-testin tunnusluvuille on raportoitu alla olevassa taulukossa 4.<sup>29</sup>

<sup>29</sup> Olen käyttänyt Stata:n "dfuller" funktiota testin suorittamiseen. Statan käyttämät kriittiset arvot testin tunnusluvuille perustuvat Hamiltonin (1994) taulukoimiin arvoihin. Taulukossa esitetyt testitulokset on tehty oletuksella, että mallissa ei ole aikatrendiä ja malliin sisältyy yksi viive. ADF-testin kohteena olevassa autoregressiivisessä mallissa kuitenkin sallitaan vakiotermi, mikä tarkoittaa että ADF-testin nollahypoteesi on, että aikasarja noudattaa satunnaiskulkua, jossa on vakiotermi. Kokeilut laajemmilla viiveillä ja trendin lisäämisellä eivät muuttaneet tulosten tilastollista merkittävyyttä.

USDAUD		USDGBP		USDJPY	
ccy_pair	-1.58	ccy_pair	-2.57*	ccy_pair	-1.26
i_dif	-3.42**	i_dif	-3.64***	i_dif	-3.58**
m_dif	-0.58	m_dif	-0.91	m_dif	-1.53
ip_dif	-1.82	ip_dif	-0.02	ip_dif	-0.9
inf_dif	-4.60***	inf_dif	-3.69***	inf_dif	-2.71*

USDCAD		USDCHF	
ccy_pair	-1.51	ccy_pair	-2.01
i_dif	-3.40**	i_dif	-1.80
m_dif	0.29	m_dif	-0.69
ip_dif	-1.91	ip_dif	-2.21
inf_dif	-2.89**	inf_dif	-2.55

Tähdet viittaavat tilastollisen merkittävyyden tasoon: \*\*\* = 1% \*\* = 5% \* = 10%  
 Muuttujista **ccy\_pair** on valuuttakurssin logaritmi, **i\_dif** korkoero valuuttojen välillä, **m\_dif** rahan määrien logaritmien erotus, **ip\_dif** teollisuustuotannon logaritmien erotus ja **inf\_dif** inflaatiotasojen erotus

#### Taulukko 4 – ADF-testin tulokset mallien selittäville muuttujille

ADF-testin tulokset ovat odotetunlaisesti kaksijakoiset. Valuuttapareista ainoastaan USD/GBP viittaa stationaarisuuteen ja sekin ainoastaan 10 % -luottamustasolla. Korkoero ja inflaatiotaso ovat USD/CHF – valuuttaparia lukuun ottamatta tilastollisesti merkitsevästi stationaarisia, kuten prosentuaalisten muuttujien erotukselta voisi odottaa. Teollisuustuotannon ja rahamäärien erotukset vastaavasti ovat epästationaarisia. Kun muuttujista otetaan 1. differenssi, ovat kaikki muuttujat stationaarisia 1 % merkitsevyystasolla. Noudattaen edeltävän kirjallisuuden esimerkkiä (Cheung et al., 2005) käsittelem kaikkia regressioanalyysin avulla estimoitavia malleja 1. differensseissä, lukuun ottamatta luvun 6.5 loppupuolella esiteltäviä virheenkorjausmalleja.

### 6.3 Regressiomallin valinta

Ennusteiden laadinnassa käytän tavallista pienimmän neliösumman regressiota (Ordinary least squares regression, OLS-regressio). Jos olisimme kiinnostuneita testaamaan mallien parametrien todellisia arvoja, antaisi OLS-regressio meille todennäköisesti virheellisiä tuloksia kahdesta syystä.

Ensinnä, kuten luvussa 3 todettiin, mallin valuuttakurssien ja fundamenttien relaatio ei välttämättä todellisuudessa ole yksisuuntainen, kuten malleissa oletetaan. Sen sijaan valuuttakurssit ja fundamentit saattavat määriytyä samanaikaisesti. Tämä saattaa aiheuttaa harhaisuutta parametrien estimaateissa (ns. simultaneous equations bias). Toinen mahdollinen ongelma OLS-regressiossa on heteroskedastisuus, jonka korjaamiseksi olisi perusteltua käyttää yleistettyä

pienemmän neliö summan regressiota (Generalized least squared regression, GLS-regressio). GLS-regressiossa heteroskedastisuus otetaan huomioon ratkaisemalla mallin parametrien arvot minimoimalla residuaalien neliöiden summa, joka on painotettu havaintojen varianssilla (OLS-regressiossa minimoidaan residuaalien painottamatonta keskiarvoa). (Dougherty, 2005)

Edellä mainituista ongelmista huolimatta lukuisissa edellisissä tutkimuksissa on päädytty käyttämään OLS-regressiota ennusteiden laadinnassa. (Chinn ja Meese, 1995; Cheung et al., 2005) Pääasiallinen perustelu OLS-regression käytölle on se, että tämän kaltaisissa tutkimuksissa tarkastelun kohteena eivät ole parametrien todelliset, oikeat arvot, vaan malleista saatavien ennusteiden tarkkuus. Toisin sanottuna tutkimushypoteesimme mukaan emme ole kiinnostuneet tavasta, jolla ennusteet tehdään, vaan yksinomaan siitä kuinka tarkkoja ennusteet ovat. Näin ollen olen siis päätenyt käyttämään OLS-regressiota mallien estimointiin.

## 6.4 Testattavat mallit

Yllä kuvatun metodologian avulla luodaan ennusteita seuraavista malleista, joiden teoreettinen tausta esiteltiin luvuissa 3 ja 4. Muuttujien epästationaarisuudesta johtuen keskityn tarkastelemaan valuuttakurssin logaritmisiä muutoksia, jotka voidaan tulkita ennusteiksi prosentuaalisesta muutoksesta.

### Satunnaiskulku (Random-walk, RW)

Satunnaiskulku toimii vertailukohtana kaikille muille malleille. Mallin mukaan odotettu valuuttakurssi periodille  $t + 1$  on nykyinen valuuttakurssi  $s_t$  lisättynä normaalijakautuneella satunnaismuuttujalla. Odotettu prosentuaalinen muutos on siis nolla.

$$E(s_{t+1} - s_t) = 0 \quad (37)$$

### Terminikurssi

Terminikurssia voidaan itsessään käyttää ennusteena valuuttakurssille, eli ennustettu kurssimuutos on termiinipreemion ( $f_t - s_t$ ) suuruinen. On hyödyllistä muistaa, että jos katettu korkopariteetti pitää paikkaansa, määräytyy termiinipremio valuuttojen välisen korkoeron mukaan ( $f_t - s_t = i_t^* - i_t$ ). Näin ollen terminikurssin ennusteita voidaan ajatella myös kattamattoman korkopariteetin mukaisina ennusteina.

$$E(s_{t+1} - s_t) = f_t - s_t \quad (38)$$

### Rajoittamaton korkopariteetti

Yhtälön (38) mukaisesti laadittu ennuste olettaa implisiittisesti, että kattamaton korkopariteetti pitää paikkaansa jatkuvasti. Luvussa 4 esitellyn kirjallisuuden perusteella tiedämme kuitenkin, että korkopariteetti ei todellisuudessa toimi, minkä seurauksena toteutuneen kurssimuutoksen on usein havaittu olevan jopa päinvastaisen suuntainen kuin mitä termiinkurssin perusteella voitaisiin olettaa. Voimme ottaa tämän havainnon huomioon muodostamalla ennusteita kurssimuutoksesta rajoittamattoman korkopariteetin mukaan. Rajoittamattomassa korkopariteetissa oletamme, että kurssimuutos määrittyy seuraavanlaisen regressiomallin mukaan:

$$s_{t+1} - s_t = \beta_0 + \beta_1(i_t^* - i_t) + u_t \quad (39)$$

Estimoimalla parametreille  $\beta_0$  ja  $\beta_1$  arvot opetusperiodin datalla, voimme luoda niiden pohjalta ennusteita kurssimuutoksesta yhtälön mukaan (40). Katetun korkopariteetin pitäessä paikkaansa, voimme havaita, että yhtälö (38) on itse asiassa erikoistapaus yhtälöstä (40), jossa  $b_0 = 0$  ja  $b_1 = 1$ . Tämän johdosta kutsun mallia rajoittamattomaksi korkopariteetiksi.

$$E(s_{t+1} - s_t) = b_0 + b_1(i_t^* - i_t) \quad (40)$$

### Ostovoimapariteetti

Siinä missä korkopariteetin mukaan korkoero ohjaa valuuttakurssien muutoksia, ennustaa suhteellinen ostovoimapariteetti kurssimuutoksen olevan maiden välisen inflaatioeron suuruinen. Ostovoimapariteetin mukaisia ennusteet laaditaan seuraavalla yhtälöllä:

$$E(s_{t+1} - s_t) = \pi_t^* - \pi_t \quad (41)$$

### Rajoittamaton ostovoimapariteetti

Luvussa 3.1 esitellyn kirjallisuuden mukaan ostovoimapariteetti ei päde jatkuvasti sen paremmin kuin korkopariteettikaan. Voimme laatia ostovoimapariteetista samankaltaisen rajoittamattoman ennusteen, kun korkopariteetista yhtälön (42) mukaan.

$$E(s_{t+1} - s_t) = b_0 + b_1(\pi_t^* - \pi_t) \quad (42)$$

Parametrit  $b_0$  ja  $b_1$  ovat jälleen oppimisperiodin datasta estimoituja parametreja. Parametrien arvoille ei aseteta mitään rajoituksia, eli oppimisperiodin datasta riippuen on mahdollista, että rajoittamaton ostovoimapariteetti voi ennustaa kurssin kehittyvän päin vastaiseen suuntaan, kuin rajoitetun ostovoimapariteetin perusteella voisi olettaa. Rajoitetulla ostovoimapariteetilla viitataan edellisen kappaleen malliin, jossa parametrien arvoiksi on asetettu:  $b_0 = 0$  ja  $b_1 = 1$ .

### Frenkel-Mussa-Bilson –malli (FMB-malli)

Seuraava estimoitava malli on luvussa 3.2 esitelty Frenkel-Mussa-Bilson –malli. FMB-malli poikkeaa edellä esitellyistä malleista siinä, että se estimoidaan ensimmäisissä differensseissä. FMB-mallin ratkaisussa (yhtälössä 43) valuuttakurssin tasapainotason osoitetaan riippuvan maiden fundamenttien välisistä erotuksista.<sup>30</sup> Aikasarjojen epästationaarisuuden johdosta emme voi kuitenkaan estimoida mallia (43) suoraan, vaan joudumme keskittymään valuuttakurssin muutosten ennustamiseen. Ennusteet laaditaan yhtälön (44) mukaisesti.

$$s_t = (\tilde{m}_t) - k(\tilde{y}_t) + l(\tilde{i}_t) \quad (43)$$

$$E(s_{t+1} - s_t) = b_0 + b_1(\tilde{m}_{t+1} - \tilde{m}_t) + b_2(\tilde{y}_{t+1} - \tilde{y}_t) + b_3(\tilde{i}_{t+1} - \tilde{i}_t) \quad (44)$$

Yhtälön (44) muotoilun erot teorian mukaiseen yhtälöön (43) kaipaavat hieman selvennystä. Ensinnäkin teorian mukaisessa yhtälössä (43) rahan määrän kerroin on rajoitettu yhdeksi ( $b_1 = 1$ ). Toiseksi yhtälössä (43) ei myöskään esiinny vakioitermiä ( $b_0 = 0$ ). Teorian indikoimista rajoitteista huolimatta olen päätenyt Cheung et al.:n (2005) tavoin estimoimaan FMB-mallin vakiotermin kanssa, ilman rajoitteita. Tällä tavoin malli pystyy paremmin ottamaan huomioon parametreissa ajan myötä tapahtuvia muutoksia.

Toinen, vastakkainen lähestymistapa olisi laatia ennusteet mallilla, jossa parametrien arvot olisi asetettu *a priori*. Kuuluisaa tutkimustaan seuranneessa artikkelissaan Meese ja Rogoff (1983b) testaavat useita fundamentteihin perustuvia malleja, joiden parametrit on vakioitu etukäteen teorian indikoimilla arvoilla. Mark (1995) on toinen esimerkki tutkimuksesta, jossa parametrien arvot on määritetty etukäteen. Ongelmana tämän kaltaisessa lähestymistavassa on se, että teoria ei ole yksimielinen siitä mitä arvoja parametrien kuuluisi saada. Meese ja Rogoff (1983b) joutuvatkin testaamaan yksinään FMB-mallista 150 erilaista kombinaatiota. Tämän tutkielman puitteissa näin monen erilaisen variaation testaaminen ei valitettavasti ole mahdollista.

<sup>30</sup> Aaltoviivat muuttujien päällä viittaavat ulko- ja kotimaisten muuttujien tasojen erotukseen.



## Dornbusch-Frankel –malli (DF)

FMB-mallin tavoin Dornbuschin (1976) ja Frankelin (1979) jäykkiin hintoihin perustuvasta mallista (45) voidaan johtaa ennuste valuuttakurssin logaritmiselle muutokselle. DF-mallissa esiintyvä inflaatio-odotuksien erotusta kuvaava termi  $\tilde{\pi}^e$  ei ole suoraan havainnoitavissa, joten käytän Meesen ja Rogoffin (1983) ja Frankelin (1979) tapaan kahdentoista kuukauden toteutunutta inflaatiota proxy-muuttujana inflaatio-odotukselle.

$$s = (\tilde{m}_t) - k(\tilde{y}_t) - \frac{1}{\theta}(\tilde{i}_t) + \left(\frac{1}{\theta} + l\right)(\tilde{\pi}_t^e) \quad (45)$$

Ennusteet kurssimuutoksilla saadaan luotua yhtälöstä (46).

$$E(s_{t+1} - s_t) = b_0 + b_1(\tilde{m}_{t+1} - \tilde{m}_t) + b_2(\tilde{y}_{t+1} - \tilde{y}_t) + b_3(\tilde{i}_{t+1} - \tilde{i}_t) + b_4(\tilde{\pi}_{t+1} - \tilde{\pi}_t) \quad (46)$$

## Virheenkorjausmallit

On tärkeää huomata, että estimoitaessa FMB ja DF –malleja 1. differensseissä, esiintyy ennusteyhtälöiden (yhtälöt 44 ja 46) oikealla puolella selittävien muuttujien arvot ajanhetkellä t+1. Ennusteiden laadinnassa käytetään siis selittävien muuttujien toteutuneita muutoksia ennustettaessa valuuttakurssin muutosta välillä t – t+1. Tämä tarkoittaa sitä, että malleista saatavat ennusteet eivät ole puhtaasti *ex-ante*, sillä ennusteiden laatijoilla ei todellisuudessa ole ollut käytettävissä informaatiota fundamenttien toteutuneista muutoksista.

Differensseistä laadittujen ennusteiden käyttöä voidaan kuitenkin perustella kahdella tekijällä. Ensinnä, selittävien muuttujien ennustaminen on vähintäänkin yhtä vaikeaa kuin valuuttakurssien muutosten. Jos lähtisimme tielle, jossa valuuttakurssin lisäksi ennustaisimme myös selittävien muuttujien arvoja, olisi äärimmäisen vaikeaa erotella johtuuko mallin tehokkuus tai tehottomuus mallin virheellisyydestä, vai huonolaatuisesta datasta jota mallissa käytetään. Toiseksi, aiemmassa tutkimuksessa on havaittu, että selittävien muuttujien toteutuneet arvot eivät todellisuudessa ole optimaalisia kurssimuutosten ennustamiseen, sillä markkinaosapuolet laativat näkemyksensä *ennustettujen* muutosten perusteella. Faust et al. (2001) havaitsivat että, mallien ennusteteho parani, kun ennusteet laadittiin käyttämällä analyytikkojen tekemiä ennusteita muutoksista toteutuneiden muutosten sijaan. Tämän tiedon valossa tekemämme oikaisu ei ole niin vakava, sillä voimme ajatella toteutuneita muutoksia proxynä ennusteille muutoksista, joiden saatavuus on

valitettavasti rajallinen. 1. differenssissä estimoiduille malleille annettu informatiivinen etu on kaikesta huolimatta syytä pitää mielessä tuloksia analysoitaessa.

Monetaristisista malleista voidaan kuitenkin laatia myös puhtaita *ex-ante* ennusteita käyttämällä ns. virheenkorjausmallia (Error correction model, ECM), josta on karsittu lyhyen aikavälin dynamiikka pois. Käytän monetarististen mallien ECM-ennusteiden laatimisen Englen ja Grangerin (1987) esittelemää kaksiaskeleista metodia, jonka perimmäinen toimintaperiaate muistuttaa korko- ja ostovoimapariteettimallien rajoittamattomien ennusteiden laatimisessa käytettyä menetelmää.

Ensimmäinen askel on estimoida valuuttakurssille tasapainoarvo ( $\hat{s}_t$ ) käyttämällä selittävien muuttujien tasoja muutosten sijaan. FMB- ja DF-malleille estimoidaan siis seuraavat regressiomallit (47) ja (48):

$$s_t = b_0 + b_1 \tilde{m}_t + b_2 \tilde{y}_t + b_3 \tilde{l}_t + u_t = \hat{s}_t + u_t \quad (47)$$

$$s_t = b_0 + b_1 \tilde{m}_t + b_2 \tilde{y}_t + b_3 \tilde{l}_t + b_4 \tilde{\pi}_t + u_t = \hat{s}_t + u_t \quad (48)$$

Muuttujien epästationaarisuudesta johtuen yllä olevien mallien tulokset ovat todennäköisesti virheellisiä. Varsinaisen tasoennusteen sijaan olen kuitenkin kiinnostunut valuuttakurssin poikkeamasta tasapainostaan. Tämä poikkeama on kullakin ajan hetkellä regressiomallin virhetermin  $u_t$  suuruinen ( $u_t = s_t - \hat{s}_t$ ). Englen ja Grangerin metodin toinen askel onkin seuraavaksi estimoida yhtälön (49) mukaiselle mallille parametrien  $\beta_0$  ja  $\beta_1$  arvot.

$$s_{t+1} - s_t = \beta_0 + \beta_1(u_t) + v_t \quad (49)$$

Yhtälöä (49) voidaan tulkita siten, että valuuttakurssin muutoksia selittää valuuttakurssin taipumus palautua kohti tasapainoarvoaan. Tämän korjausliikkeen nopeutta mittaa parametri  $\beta_1$ . Esimerkiksi, jos valuuttakurssi on hetkellä  $t$  tasapainoarvoaan korkeammalla tasolla ( $u_t = s_t - \hat{s}_t > 0$ ), odotetaan kurssin laskevan. Näin ollen on perusteltua olettaa, että parametri  $\beta_1$  saisi negatiivisia arvoja. Parametrin suuruus kertoo siitä, kuinka nopeasti markkinoiden oletetaan korjaavan epätasapainoaan. Arvo  $\beta_1 = -0.5$  tarkoittaisi kurssin korjaavan 50 % epätasapainostaan kvartaalin aikana. Kun parametrien arvot on saatu estimoitua, voidaan malleista laatia ennusteita yhtälön (50) mukaisesti.

$$E(s_{t+1} - s_t) = b_0 + b_1(u_t) \quad (50)$$

Virheenkorjausmallien pohjalla on oletus, että valuuttakurssit todella pyrkivät palautumaan yhtälöistä (47) ja (48) johdettuihin tasapainoihin. Muodollisesti tällä tarkoitetaan sitä, että valuuttakurssit ja niitä selittävät muuttujat ovat yhteisintegroituneita. (Brooks, 2008) Muuttujien yhteisintegroituvuutta voidaan tutkia tarkastelemalla virhetermin  $u_t$  stationaarisuutta, jota olen selittävien muuttujien stationaarisuuden tapaan testannut ADF-testillä. Testin tulokset on raportoitu alla olevassa taulukossa.<sup>31</sup>

USDAUD		USDGBP		USDJPY	
FMB-malli	-2.08**	FMB-malli	-2.93***	FMB-malli	-1.69*
DF-malli	-2.55**	DF-malli	-3.05***	DF-malli	-1.63*

USDCAD		USDCHF	
FMB-malli	-2.380**	FMB-malli	-2.64***
DF-malli	-2.13**	DF-malli	-2.65***

Tähdet viittaavat tilastollisen merkittävyyden tasoon: \*\*\* = 1% \*\* = 5% \* = 10%

### Taulukko 5 – ADF-testin tulokset tasoregressioiden residuaaleille

ADF-testien tulokset viittaavat siihen, että residuaalit ovat stationaarisia. USD/JPY –valuuttaparilla tulokset ovat merkittäviä ainoastaan 10% merkitsevyydellä. ADF-testin tehon tiedetään kuitenkin olevan rajallinen pienillä näytteillä, minkä takia en pidä tulosta liian huolestuttavana. (Brooks, 2005) Näin ollen raportoin seuraavassa luvussa virheenkorjausmallien tulokset kaikille valuutoille.

Alla olevaan taulukkoon on koottu yhteenveto kaikista testattavista malleista, niissä käytettävistä muuttujista sekä siitä, saadaanko malleista todellisia ex-ante ennusteita.

<sup>31</sup> Testi on jälleen suoritettu Statan "dfuller" komennolla. Makromuuttujien yhteydessä ADF-testissä oletettiin aikasarjojen olevan toteutumia autoregressiivisistä prosesseista, joissa esiintyy vakiotermi. Toisin sanoen aiemmin suoritettujen ADF-testien nollahypoteesina oli, että prosessi seuraa satunnaiskulkua jossa on ajautumaa (random walk with drift). Tässä tapauksessa ei ole syytä olettaa, että residuaalien aikasarjoissa löytyisi koko aikasarjan kattavaa trendiä, joten testi suoritetaan ilman vakiotermejä käyttäen "noconstant" parametria Statassa.

	Korkoero	Rahan määrien erotus	Teol. tuotantojen erotus	Inflaatioero	Todellinen ex-ante ennuste?
Random walk (RW)	-	-	-	-	Kyllä
Termiini	Taso	-	-	-	Kyllä
UIP rajoittamaton	Taso	-	-	-	Kyllä
PPP rajoitettu	-	-	-	Taso	Kyllä
PPP rajoittamaton	-	-	-	Taso	Kyllä
FMB -malli	Muutos	Muutos	Muutos	-	Ei
DF -malli	Muutos	Muutos	Muutos	Muutos	Ei
FMB -malli (ECM)	Taso	Taso	Taso	-	Kyllä
DF -malli (ECM)	Taso	Taso	Taso	Taso	Kyllä

Taulukko 6 – Yhteenveto mallien sisältämistä muuttujista

## 6.5 Ennusteiden arviointikriteerit

Ennusteiden tarkkuuden arviointiin käytän kolmea erillistä mittaria. Ensimmäisen tutkimushypoteesin mukaisesti arvioin, onko mallien ennustevirheen keskihajonta (RMSE) pienempi, kuin satunnaiskulkumallin ennustevirhe. RMSE luku lasketaan kaavalla:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (E(\Delta S_{t+1}) - \Delta S_{t+1})^2} \quad (51)$$

Suunnanennustamiskyvyn arvioinnissa tarkastelen jokaisen ennusteperiodin kohdalla, oliko ennuste samansuuntainen kuin todellisuudessa toteutunut kurssimuutos. Mallien paremmuutta arvioidaan oikean suuntaisten ennusteiden prosenttiosuudella kaikista ennusteista. Tulosten tilastollista merkittävyyttä mitaan yksisuuntaisella binomitestillä.

Malleista johdettujen ennusteiden taloudellista merkitystä tutkin tuotolla, joka olisi saavutettu jos mallin mukaisesti olisi otettu valuuttatermiinillä sijoituspositio. Esimerkiksi, jos kurssin ennustetaan nousevan (dollarin vahvistuvan), solmitaan termiini jossa 3 kuukauden kuluttua ostetaan dollareita tekohetken termiinikurssiin. 3 kuukauden kuluttua termiinin eräpäivänä positio suljetaan vastakaupalla, joka tehdään eräpäivän markkinakurssiin. Formaalisti strategian tuotto määritellään yhtälön (52) mukaan.

$$r_t = \begin{cases} \left( \frac{S_{t+1}}{F_t} - 1 \right) & \text{jos } E(S_{t+1}) > S_t \\ \left( \frac{F_t}{S_{t+1}} - 1 \right) & \text{jos } E(S_{t+1}) < S_t \end{cases} \quad (52)$$

Sijoitusstrategia toteutetaan valuuttatermiineillä, sillä niiden solmiminen ei vaadi pääomaa sijoitushetkellä. Tämän ansiosta tuoton laskennassa ei tarvitse ottaa huomioon rahoituskustannuksia, joita syntyisi jos positio otettaisiin spot-markkinoilla (tällöin sijoittajan olisi lainattava joko dollareita tai hintavaluutaa voidakseen muodostaa position). Sijoitusstrategian kumulatiivista tuottoa laskettaessa oletetaan, että sijoittaja tekee ensimmäisellä periodilla 1 dollarin suuruisen sijoituksen. Seuraavilla periodilla sijoitetaan jälleen 1 USD + edellisistä periodeista syntynyt voitto/tappio.

Datan saatavuudesta johtuen eri valuuttapareilla on eripituiset testausperiodit, joten kumulatiivisen tuoton sijaan raportoin kunkin ennustemallin vuosituoton.<sup>32</sup> Vertailukohta strategioiden tuotoille on nollatuotto, joka olisi saatu satunnaiskulkumallilla, sillä malli ei ota kantaa kurssin muutokseen tai sen suuntaan.

## 7 Empiiriset tulokset

### 7.1 Ennusteiden tilastollinen tarkkuus

Edellisen luvun malleista johdettujen ennusteiden tilastollinen tarkkuus on vedetty yhteen alla olevassa taulukossa 7. Kunkin valuuttaparin kohdalla, on jokaiselle mallille laskettu ennustevirheen keskihajonta (RMSE-luku). Lisäksi kunkin ennusteen RMSE-luvun alle on kirjattu sijaluku, joka kertoo kuinka hyvin malli vertautuu muihin malleihin.

---

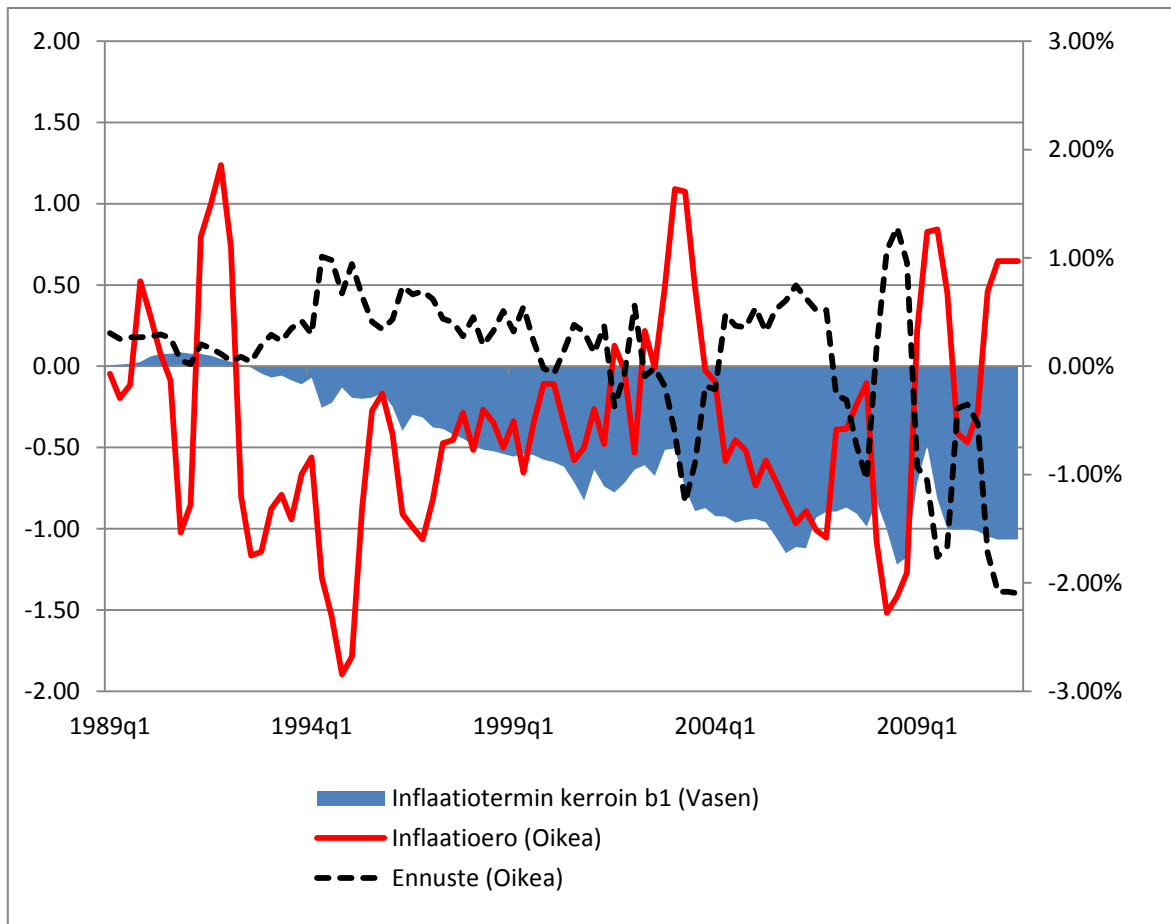
<sup>32</sup> Koska vuosituotto lasketaan kumulatiivisesta tuotosta, vastaa se strategian tuoton geometristä keskiarvoa.

Malleista laadittujen ennusteiden tarkkuus - RMSE									
	RW	Termiini	UIP (est.)	PPP	PPP (est.)	FMB	DF	FMB-ECM	DF-ECM
<b>USD/CAD</b>	3.37 % (2)	3.44 % (3)	3.52 % (6)	3.82 % (9)	3.27 % (1)	3.49 % (5)	3.49 % (4)	3.62 % (7)	3.67 % (8)
<b>USD/AUD</b>	6.01 % (1)	6.12 % (2)	6.32 % (6)	6.48 % (7)	6.16 % (3)	6.18 % (4)	6.22 % (5)	6.68 % (8)	6.71 % (9)
<b>USD/GBP</b>	4.97 % (1)	5.04 % (4)	5.32 % (9)	5.21 % (8)	5.11 % (5)	5.01 % (3)	5.00 % (2)	5.18 % (7)	5.17 % (6)
<b>USD/CHF</b>	5.99 % (1)	6.06 % (3)	6.35 % (8)	6.04 % (2)	6.18 % (5)	6.24 % (6)	6.13 % (4)	6.32 % (7)	6.45 % (9)
<b>USD/JPY</b>	6.08 % (1)	6.19 % (4)	6.11 % (2)	6.57 % (9)	6.25 % (5)	6.53 % (8)	6.52 % (7)	6.18 % (3)	6.31 % (6)

**Taulukko 7 – Malleista laadittujen ennusteiden tilastollinen tarkkuus RMSE-luvulla mitattuna**

Tulokset ovat lähes kauttaaltaan linjassa Meesen ja Rogoffin (1983) alkuperäisten löydösten kanssa. Satunnaiskulku (RW) on RMSE-luvun mukaan tehokkain ennuste kaikissa valuuttakursseissa, lukuun ottamatta USD/CAD –valuuttaparia, jossa hieman yllättäen vapaasti estimoiduilla parametreilla mallinnettu ostovoimapariteetti (PPP) tuottaa pienimmän RMSE-luvun (0.10 alle satunnaiskulun RMSE:n). Keskityn aluksi tutkimaan mistä rajoittamattoman PPP-mallin paremmuus tässä tapauksessa johtuu.

Erikoiseksi tilanteen tekee se, että *rajoitetun* PPP-mallin pohjalta luodut ennusteet ovat vastaavasti huomattavasti satunnaiskulkua epätarkempia (0.45 yli satunnaiskulun RMSE:n). Tarkempi analyysi paljastaa, että USD/CAD:n tapauksessa rajoittamattoman ostovoimapariteetin ylivertaisuus rajoitettuun versioon johtuu siitä, että yhtälön (42) parametri  $b_1$  saa negatiivisia arvoja läpi koko näytteen. Teorian indikoima arvo, jonka mukaan *rajoitetun* PPP:n ennusteet on laadittu, on  $b_1 = 1$ . Tämä tarkoittaa sitä, että USD/CAD –kurssi on kehittynyt läpi näytteen juuri päinvastaiseen suuntaan, kuin ostovoimapariteetin perusteella voitaisiin olettaa. Ilmiötä on kuvattu alla kuvassa 4.



**Kuva 4 – Rajoitetun ja rajoittamattoman ostovoimapariteetin ennusteiden vertailu USD/CAD -valuuttaparilla**

Kuvaajassa värjätty alue kuvaa parametrin  $b_1$  kehitystä näytteen aikana. Parametri saa positiivisia arvoja ainoastaan näytteen alussa, mutta 1990-luvun alkupuolelta lähtien se on negatiivinen. Kuvaajassa tumma yhtenäinen viiva kuvaa inflaatioeroa, eli rajoitetun PPP-mallin ennustetta prosentuaaliselle kurssimuutokselle. Tumma katkoviiva vastaavasti kuvaa rajoittamattoman PPP-mallin ennustetta, joka muutamia poikkeuksia lukuun ottamatta on vastakkaisen merkkinen kuin inflaatioero. Kuvan 4 pohjalta voidaan siis todeta ostovoimapariteetin toimivan erittäin huonosti USD/CAD –valuuttaparin kohdalla.

Rajoittamattoman PPP-mallin ennustustulos ei kuitenkaan ole tilastollisesti merkittävästi satunnaiskävelyä tehokkaampi. Aiempien tutkimusten tapaan (Mark, 1995; Chinn ja Meese, 1995) tavoin olen testannut Diebold-Mariano (1995) testillä onko PPP-mallin 0.10% parannus RMSE:ssä

satunnaiskävelyyn nähden tilastollisesti merkitsevä.<sup>33</sup> DM-testin p-luku on 0.22, eli päädyn toteamaan ettei tuloksista löydy tukea 1. hypoteesillemme, jonka mukaan makromuuttujiin perustuvat mallit pystyisivät päihittämään satunnaiskulku-mallin ennustekyvylään. Emme siis pysty hylkäämään nollahypoteesia valuuttakurssien ennustamattomuudesta.

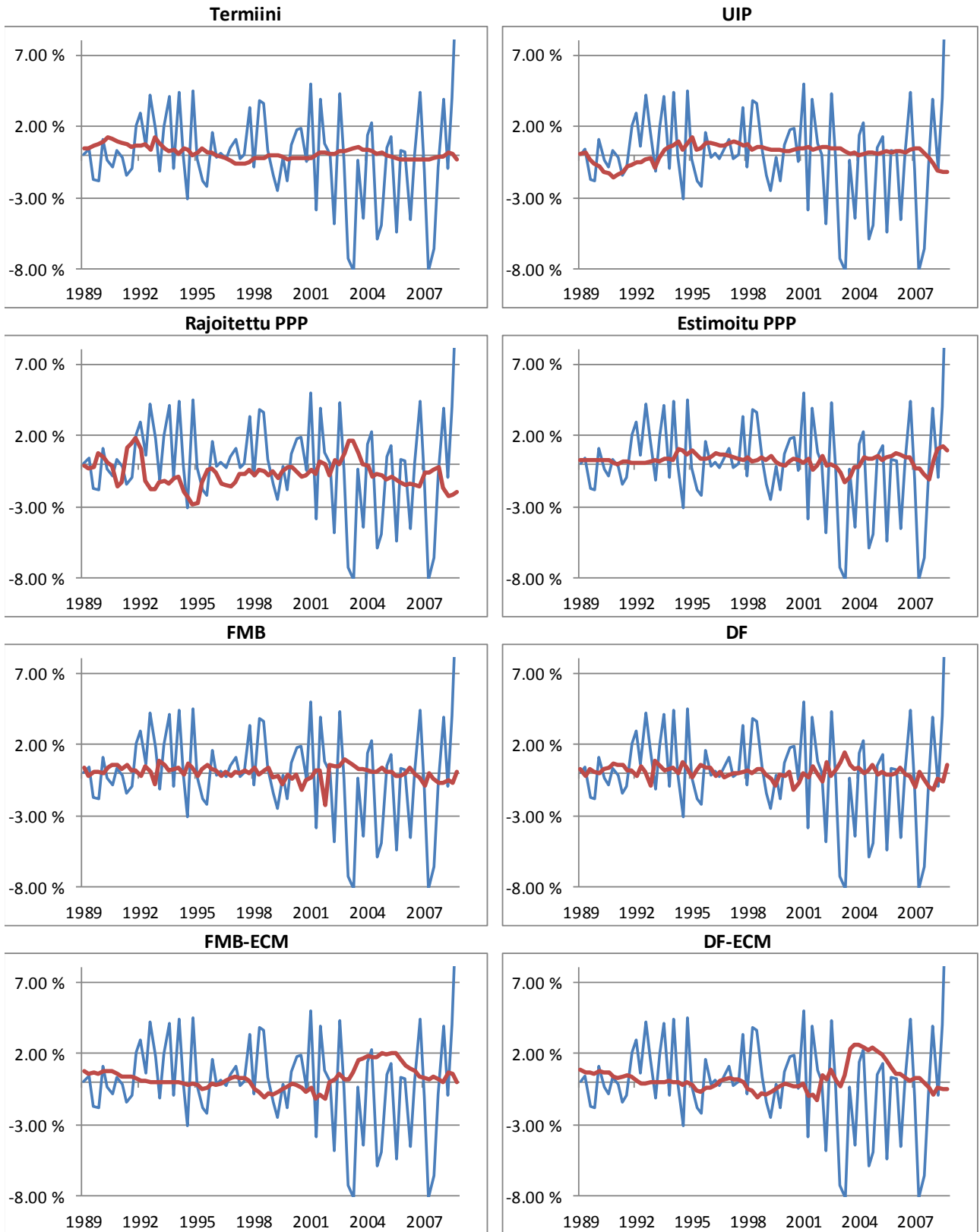
Mallien heikko menestys kaipaa tarkempaa analyysia. Monetaristisen FMB- ja DF-mallien kohdalla tilanne on erityisen synkkä, sillä annoimme ensimmäisissä differensseissä estimoiduille malleille valtavan informatiivisen edun käyttämällä ennusteiden luontiin fundamenttien toteutuneita muutoksia. Tästä edusta huolimatta mallit eivät kyenneet peittoamaan satunnaiskulkumallia yhdenkään valuuttaparin kohdalla.

Kaikkien mallien heikkoon ennustustarkkuuteen löytyy yhteinen juurisyy, jonka jo Meese ja Rogoff (1983) havaitsivat alkuperäisessä tutkimuksessaan. Mallien perusongelma on se, että talouden fundamenttien volatilitteetti on huomattavasti pienempää kuin valuuttakurssien volatilitteetti. Malleista johdetut ennusteet ovat siis systemaattisesti toteutuneita muutoksia pienempiä, minkä takia RMSE-luvut jäävät korkeiksi, vaikka malli olisikin osannut ennustaa muutoksen suunnan oikein. Kuvassa 5 on esimerkkinä tästä ilmiöstä vertailtu USD/CAD -kurssin toteutuneita prosentuaalisia muutoksia (ohut vaalea viiva) ja mallien ennustamiin muutoksiin (paksu tumma viiva).

---

<sup>33</sup> Testi on toteutettu Statan "dmario" funktiolla. DM-testin nollahypoteesi on se, että kaksi ennusteajasarjaa ovat yhtä tehokkaita MSE-kriteerillä mitattuna. Testin tuloksena saatava S-statistiikka on asympotoottisesti normaalijakautunut, eli sen tulkinta on suoraviivaista.





Kuva 5 – Ennustettujen ja toteutuneiden muutosten vertailu USD/CAD -valuuttaparilla

Kuvaajista näkee hyvin, minkä vuoksi satunnaiskulkumallin ennusteet lähtökohtaisesti ennustavat parhaiten valuuttakurssien muutoksia. Valuuttakurssin muutos näyttää olevan heiluvan satunnaisesti nollan ympärillä ja muutosten suurusluokka vaihtelee välillä -8% - 15%. Mallien ennusteet kurssimuutokselle ovat kertaluokkaa pienempiä. Virheenkorjausmallit ovat ainoita, jotka koskaan ennustavat yli 2% suuruisia muutoksia USD/CAD -kurssille. Kokonaiskuva on hyvin samankaltainen muillakin valuuttapareilla.

Yllä esitetyt löydökset ovat kaiken kaikkiaan hyvin linjassa luvussa 3 esitellyn kirjallisuuden löydösten kanssa. Pääasiallinen havainto on, että valuuttakurssi näyttää noudattavan satunnaiskulkua, jonka volatilitetti on suuri. Malleissa käytettävät selittävät muuttujat eivät vastaavasti muutu läheskään niin paljon, että niillä voitaisiin uskottavasti selittää valuuttakurssien muutoksia.

## 7.2 Ennusteiden tarkkuus suunnan ennustamisessa

Toinen tutkimushypoteesi oli tutkia pystyvätkö valuuttakurssimallit ennustamaan suunnan muutoksia satunnaiskulkua paremmin. Alla olevaan taulukkoon on listattu oikean suuntaisten ennusteiden osuus kaikista ennusteista, sekä suluissa p-luku yksisuuntaisesta binomitestistä. Binomitestin nollahypoteesi on, että malli ennustaa suunnan oikein 50 % todennäköisyydellä. Vaihtoehtoinen hypoteesi on, että mallin ennustaa muutoksen suunnan oikein yli 50% todennäköisyydellä.

Mallien kyky ennustaa kurssimuutoksen suuntaa									
	RW	Termiini	UIP (est.)	PPP	PPP (est.)	FMB	DF	FMB-ECM	DF-ECM
<b>USD/CAD</b>	50 %	46 %	50 %	43 %	<b>59 %</b>	44 %	41 %	48 %	48 %
	-	(0.78)	(0.54)	(0.93)	<b>(0.07)</b>	(0.89)	(0.95)	(0.71)	(0.71)
<b>USD/AUD</b>	50 %	36 %	45 %	38 %	55 %	53 %	47 %	44 %	44 %
	-	(0.99)	(0.81)	(0.98)	(0.27)	(0.36)	(0.73)	(0.87)	(0.87)
<b>USD/GBP</b>	50 %	45 %	48 %	45 %	51 %	49 %	52 %	44 %	44 %
	-	(0.83)	(0.68)	(0.83)	(0.50)	(0.59)	(0.41)	(0.88)	(0.88)
<b>USD/CHF</b>	50 %	43 %	49 %	50 %	43 %	48 %	53 %	<b>60 %</b>	<b>60 %</b>
	-	(0.92)	(0.63)	(0.54)	(0.92)	(0.70)	(0.30)	<b>(0.03)</b>	<b>(0.03)</b>
<b>USD/JPY</b>	50 %	43 %	<b>58 %</b>	53 %	47 %	52 %	49 %	53 %	<b>58 %</b>
	-	(0.91)	<b>(0.09)</b>	(0.33)	(0.75)	(0.41)	(0.59)	(0.33)	<b>(0.09)</b>

Taulukko 8 – Oikean suuntaisten ennusteiden osuus mallien ennusteista ja tulosten tilastollinen merkitsevyys

40 laaditusta ennusteesta 5 ennustaa suunnan muutoksia oikein yli puolet ajasta tilastollisesti merkitsevästi (10% luottamustasolla). Edellisen luvun tavoin USD/CAD-parissa rajoittamaton PPP-malli erottuu edukseen ennustekyvylään, ennustaen 59% suunnan muutoksista oikein. 1. differensseissä estimoitujen monetarististen mallien kohdalla tilanne on jälleen synkkä. Sekä FMB että DF -mallit ennustavat suunnan muutosta useammin väärin kuin oikein. Lisäksi aikasarjoilla, joissa mallit ennustavat suuntaa oikein, jäävät tulosten p-luvut jäävät niin korkeiksi, että ne eivät ole tilastollisesti merkitseviä. Hieman yllättäen monetarististen mallien virheenkorjaus-spesifikaatiosta saadaan hyviä tuloksia USD/CHF ja USD/JPY -valuuttapareilla. On mielenkiintoista myös huomata, että virheenkorjausmallien tulokset ovat lähes identtiset keskenään, poiketen toisistaan USD/JPY valuuttaparin tapauksessa. Keskityn seuraavaksi analysoimaan tarkemmin virheenkorjausmallien hyviä tuloksia.

On vaarallista vetää tämän kaltaisten tulosten perusteella johtopäätöksiä, siitä että olemme löytäneet mallin joka peittoaa satunnaiskulun ennustekyvylään. On hyvin mahdollista, että tulos on seurausta tiedon kalastelusta (data snooping). Tiedon kalasteluun perustuvia tuloksia syntyy, kun testataan rajatulla näytteellä suuri määrä erilaisia hypoteeseja. (Brooks, 2008) Harjoituksemme koostuu 8 eri mallin estimoinnista viidelle valuuttaparille, minkä tuloksena syntyy 40 eri ennusteajaksarjaa. On hyvin todennäköistä, että näin suuresta määrästä testejä löytyy myös tuloksia jotka peittoavat satunnaiskulun.<sup>34</sup>

Ongelma on hyvin tunnettu valuuttakurssien ennustamiseen liittyvässä kirjallisuudessa, jossa aikasarjoja on saatavilla hyvin rajoitetulta ajalta. Lähes 40 vuoden aikana, jolloin valuuttakurssit ovat olleet kelluvia, on eri tutkijoiden toimesta testattu lukematon määrä erilaisia malleja. Rogoffin ja Stavrakevan (2008) mukaan positiiviset tulokset on pyrittävä aina varmistamaan joko muilla valuuttapareilla, eri ajanjaksoilla tai tilastollisilla testeillä, jotka ottavat huomioon tiedon louhinnasta syntyvän harhan. Yksi esimerkki tällaisesta testistä on Whiten (2000) "Reality Check" – testi, joka ottaa tilastollisen merkittävyyden tasossa huomioon sen, että samanaikaisesti testataan monia hypoteeseja. Whiten testi kuuluu "bootstrapping" –tekniikkaa hyväksi käyttävien testien joukkoon. Bootstrappingillä tarkoitetaan menetelmää, jossa mallin pohjalta saadusta

---

<sup>34</sup> Tiedon kalastelua ja sen ongelmia kuvataan usein seuraavalla satunnaisotantaan liittyvällä esimerkillä. Jos kadulta valitaan 367 satunnaisesti valittua henkilöä sisältävä otos, löytyy näytteestä vähintään kaksi ihmistä joilla on sama syntymäpäivä. Kun testaamme riittävän kauan hypoteeseja saman syntymäpäivän omaavien henkilöiden taustatiedosta, löydämme väistämättä yhteisen tekijän, jonka pohjalta voimme vetää datan tukemia johtopäätöksiä, joilla ei kuitenkaan ole todellisuuspohjaa. Esimerkiksi: 18. joulukuuta syntyneillä ihmisillä on kasvanut todennäköisyys sairastua sydän- ja verisuonitauteihin.

ennusteikasarjasta luodaan satunnaisotannalla suuri määrä uusia näytteitä, joiden pohjalta voidaan estimoida luotettava jakauma ennusteiden oikeansuuntaisuudelle. Tämän jakauman avulla voidaan vastaavasti tehdä luotettavampia testejä tulosten tilastolliselle merkittävyydelle. Whiten testi on laskennallisesti hyvin intensiivinen, joten sen suorittaminen ei valitettavasti ole mahdollista tämän tutkielman puitteissa.

Virheenkorjausmallien kohdalla on huomattava, että niiden menestys USD/CAD, USD/AUD ja USD/GBP valuuttapareilla on heikkoa. Molemmat mallit ennustavat kurssimuutoksen suunnan useammin väärin kuin oikein kaikissa näissä valuuttapareissa. On siis hyvin mahdollista että USD/CHF ja USD/JPY kurseista saadut hyvät tulokset ovat seurausta nimenomaan tiedonlouhinnasta. Tyydyn tutkielman toisen tutkimushypoteesin kohdalla toteamaan, että virheenkorjausmallien osalta löytyy osittaista näyttöä sen puolesta, että nämä mallit pystyvät ennustamaan kurssimuutoksen suuntaa, mutta tulosten ristiriitaisuuden takia nollahypoteesia ei pystytä vakuuttavasti kumoamaan.

Lopuksi kiinnitän vielä huomiota termiinikurssin suunnanennustamiskykyyn. Termiinikurssi ennustaa muutoksen suuntaa puhdasta sattumaa huonommin kaikilla valuuttapareilla. Huomionarvoiseksi termiinikurssin tekee kuitenkin binomitestien silmiinpistävän korkeat p-luvut. USD/CHF ja USD/JPY valuuttapareissa p-luvut ovat yli 0.90 ja USD/AUD valuuttaparissa p-luku on erittäin korkea - 0.99. Näin korkeat luvut viittaavat siihen, että termiinikurssi ennustaa suunnan muutoksia *väärin* tilastollisesti merkittävästi. Tämä tulos on hyvin linjassa luvussa 4 läpikäydyn kirjallisuuden kanssa, jossa käsitellään termiinipreemio-ongelmaa. Tämän tuloksen innoittamana olen lisännyt seuraavassa luvussa tutkittavien sijoitusstrategioiden joukkoon käänteisen termiinistrategian, joka tunnetaan yleisemmin siis korkoerokauppana.

### 7.3 Ennusteiden taloudellinen hyödyntäminen

Tutkielman kolmas tutkimushypoteesi oli vertailla millaista tuottoa olisi saatu, jos mallien ennusteiden mukaan olisi otettu spekulatiivinen sijoituspositio. Eri malleihin pohjautuvien sijoitusstrategioiden vuosituotot on listattu taulukkoon 9. Tuoton lisäksi taulukossa ilmoitetaan strategian Sharpen luku.

Mallien ennusteista saatu spekulatiivinen tuotto										
	RW	Termiini	Termiini (käänteinen)	UIP (estimoitu)	PPP (rajoitettu)	PPP (estimoitu)	FMB	DF	FMB-ECM	DF-ECM
<b>USD/CAD</b>	0 % 0.00	-2.59 % -0.39	<b>2.66 %</b> <b>0.39</b>	-1.94 % -0.29	-1.78 % -0.27	<b>2.96 %</b> <b>0.43</b>	-1.69 % -0.24	-1.41 % -0.20	-3.30 % -0.51	-3.17 % -0.48
<b>USD/AUD</b>	0 % 0.00	-7.99 % -0.70	<b>8.68 %</b> <b>0.75</b>	<b>2.76 %</b> <b>0.22</b>	-4.28 % -0.36	-1.34 % -0.11	<b>1.57 %</b> <b>0.13</b>	-2.90 % -0.24	-6.05 % -0.52	-4.85 % -0.41
<b>USD/GBP</b>	0 % 0.00	-4.03 % -0.41	<b>4.20 %</b> <b>0.42</b>	-1.13 % -0.11	-3.52 % -0.36	-2.10 % -0.21	<b>2.95 %</b> <b>0.29</b>	<b>2.43 %</b> <b>0.24</b>	-2.90 % -0.29	-3.21 % -0.32
<b>USD/CHF</b>	0 % 0.00	-1.17 % -0.10	<b>1.18 %</b> <b>0.10</b>	<b>1.05 %</b> <b>0.09</b>	<b>2.06 %</b> <b>0.17</b>	-3.45 % -0.29	-2.25 % -0.19	<b>0.06 %</b> <b>0.00</b>	<b>6.17 %</b> <b>0.52</b>	<b>5.51 %</b> <b>0.46</b>
<b>USD/JPY</b>	0 % 0.00	-4.48 % -0.37	<b>4.69 %</b> <b>0.39</b>	<b>5.70 %</b> <b>0.47</b>	<b>0.06 %</b> <b>0.00</b>	-2.40 % -0.19	-2.48 % -0.20	-2.59 % -0.21	<b>3.64 %</b> <b>0.29</b>	<b>6.04 %</b> <b>0.49</b>

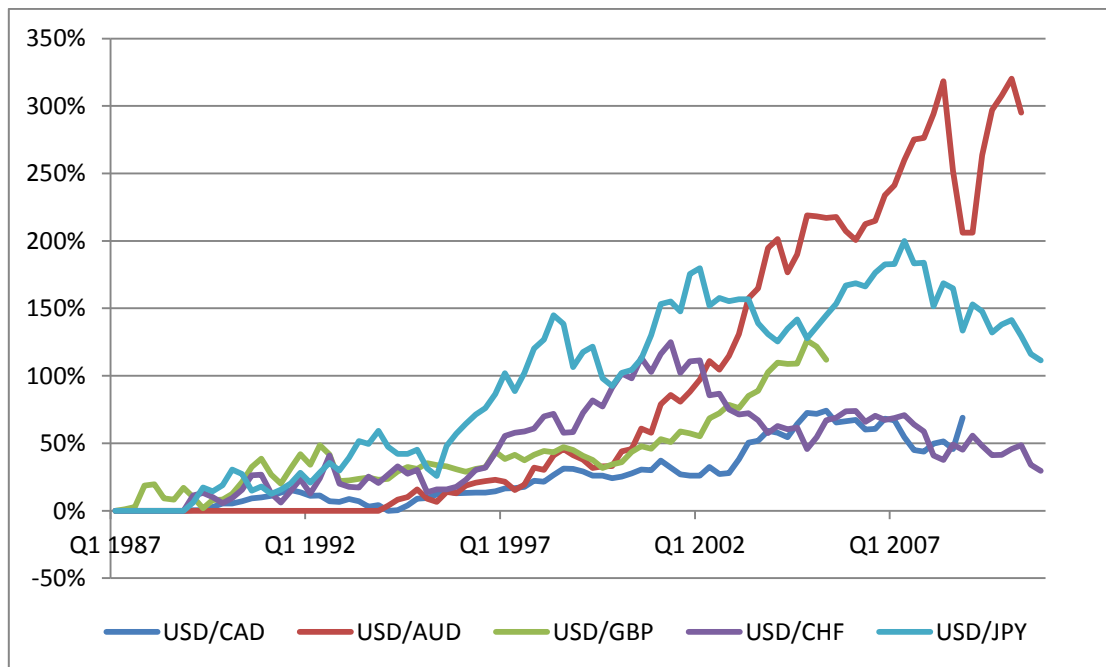
**Taulukko 9 – ennusteista saatavissa ollut spekulatiivinen tuotto**

Taulukosta nousevat ensimmäisenä esille samat strategiat, jotka menestyivät myös edellisessä luvussa. Kaikki mallit, jotka pystyivät ennustamaan kurssimuutosten suuntaa tilastollisesti merkittävästi oikein, olisivat myös antaneet positiivista tuottoa. Näistä malleista saadut vuosituotot vaihtelevat 2.96 % ja 6.17 % välillä. On korostettava, että kaikki nämä tuotot ovat ns. ylimääräistä tuottoa, sillä sen saamiseksi ei olisi tarvinnut sitoa lainkaan pääomaa. Strategioiden Sharpen luvut ovat myös positiivisia, mikä viittaa siihen että tuottoa ei voida pelkästään kasvaneella riskillä. Suunnanennustamiskyky ja mallin taloudellinen hyödynnettävyys näyttävät olevan vahvasti korreloituneita.

Löydös, jonka mukaan suuntaa hyvin ennustavia malleja pystytään hyödyntämään sijoituskäytössä, saattaa kuulostaa itsestäänselvyydeltä. Sama ei kuitenkaan pidä paikkaansa käänteisesti, sillä tuloksista löydämme myös malleja, jotka ennustivat suuntaa oikein alle 50 % ajasta, mutta olivat siitä huolimatta tuottoisia. Esimerkki tällaisesta mallista on FMB-malli EUR/GBP -valuuttaparille. Tämä on seurausta siitä, että malli on pystynyt ennustamaan kurssimuutoksen suuntaa oikein suurten markkinaliikkeiden yhteydessä. Tuotto ja suunnanennustamiskyky voivat siis asettaa mallit erilaiseen paremmuusjärjestykseen huolimatta

niiden korrelaatiosta. Paneudun tähän aiheeseen tarkemmin seuraavassa luvussa, jossa tarkastelen eri mittareiden konsistenssia.

Fundamentaalisista malleista saatuja tuloksia vaivaa sama ongelma kuin edellisessä luvussa: mallit näyttävät toimivan vain osalla valuuttapareista, minkä takia emme pysty tekemään pitäviä johtopäätöksiä näiden mallien ennustuskyvyn taloudellisesta merkittäväydestä. Samaa ei voi sanoa käänteisen termiinistrategian kohdalla, jonka tuotto on positiivinen kaikilla valuuttapareilla. Parhaiten olisi tuottanut sijoitus USD/AUD valuuttapariin, jossa vuosituotto on huikea 8.68 %. Muiden strategioiden tuotot vaihtelevat välillä 1.18 % - 4.69 %. Yksittäistä tuottolukua paremman kuvan strategian menestyksestä saa tarkastelemalla tuoton kehittymistä ajan myötä.



**Kuva 6 – Korkeeroakaupasta saatu tuotto eri valuuttapareilla**

Yllä olevasta kuvaajasta näkyy välittömästi, että strategian kumulatiivinen tuotto ei kertaakaan laske negatiiviseksi millään valuuttaparilla. Keskityn seuraavaksi analysoimaan, miten parhaiten tuottaneiden USD/AUD ja USD/JPY –valuuttaparien tuotto on muodostunut.

Korkeeroakaupan näkökulmasta Australian dollarin ja Japanin jenin asema dollariin nähden on päinvastainen. Australian korkotasoa on suurimman osan näytteestä Yhdysvaltojen korkotasoa korkeampi, minkä johdosta katettuun korkopariteettiin (yhtälö 26) perustuva termiinikurssi ennustaa kurssin nousevan. Korkeeroakauppa käyvät sijoittajat näin ollen uskovat kurssin laskevan ja solmivat termiinejä, joissa sitoutuvat 3 kuukauden päästä vaihtamaan Yhdysvaltojen dollareita

Australian dollareiksi termiinikurssiin. Efektiivisesti korkoerokauppaa käyvät sijoittajat siis lainaavat verrattain halpoja Yhdysvaltojen dollareita ja sijoittavat ne paremmin tuottaviin Australian dollareihin, minkä johdosta AUD:ta kutsutaan sijoitusvaluutaksi.<sup>35</sup> Strategia tuottaa voittoa silloin kun USD/AUD kurssi laskee sijoitusperiodin aikana.<sup>36</sup> Japanin korkotasoa vastaavasti on suurimman osan näytteestä Yhdysvaltojen korkotasoa matalampi, jolloin korkoerokauppaa käyvät sijoittajat käyttävät jeniä rahoitusvaluuttana ja saavat voittoa kurssin noustessa (jenin heiketessä).

Korkoerokauppa näyttää siis toimivan parhaiten valuuttapareilla, joissa voidaan tunnista selkeästi sijoitusvaluutta ja rahoitusvaluutta. Esimerkiksi USD/CAD kurssin kohdalla tuotto jää huomattavasti heikommaksi, mitä saattaa selittää se, että valuuttojen välinen korkoero on huomattavasti USD/JPY ja USD/AUD – pareja pienempi, ja vieläpä vaihtaa usein etumerkkiään. Galati et. al (2007) ovat havainneet saman ilmiön ja tunnustavatkin Japanin jenin ja Australian dollarin valuutoiksi, joita usein käytetään termiinispekulaatioon.

Vaikka korkoerokaupasta saatavat tuotot ovat kautta linjan positiivisia, eivät tuotot ole syntyneet ilman riskiä. Strategioiden Sharpen lukujen perusteella voidaankin havaita, että korkoerokauppaan todella liittyy riskejä. Eryyisen hyvin tämä tulee ilmi vertailtaessa strategioiden Sharpen lukuja keskenään. Vaikka USD/JPY valuuttaparilla strategian tuotto on lähes 80 % korkeampi kuin USD/CAD kurssilla, ovat sijoitusten Sharpen luvut yhtä suuret. Kohonnut tuotto on siis korvausta siitä, että USD/JPY kurssilla tuotto on vaihdellut huomattavasti enemmän näytejakson aikana. Vaikka korkoerokauppaan liittyykin riskejä, kestävät tuottojen Sharpen luvut hyvin vertailun muihin sijoitusinstrumentteihin. Esimerkiksi S&P 500 -osakeindeksin annualisoitu Sharpen luku vuosina 1976-2005 on ollut 0.49. (Burnside et al., 2006)

Korkoerokaupan, eli käänteisen termiinistrategian menestys tukee vahvasti tutkimuksen 3. tutkimushypoteesin hyväksymistä. Korkoerokaupan kohdalla pystymme siis hylkäämään nollahypoteesimme siitä, että valuuttaennusteilla ei ole taloudellista arvoa. Muiden strategioiden kohdalla emme taaskaan pysty tekemään vastaavia johtopäätöksiä. Tulos on linjassa termiinipremio-ongelmaan keskittyneen aiemman tutkimuksen kanssa. jossa on moneen

---

<sup>35</sup> Termiinin hinnan määräytyessä katetun korkopariteetin mukaisesti, termiinipositio voidaan replikoida rahamarkkinoilla. Prosessi kuvattiin tarkemmin luvussa 4.

<sup>36</sup> Strategia tuottaa voittoa myös kurssin noustessa, jos prosentuaalinen kurssinousu on pienempi kuin prosentuaalinen termiinipremio. Tällöin strategian voitto on valuuttojen korkoeroa pienempi. Tuoton muodostuminen kuvattiin aiemmin kappaleessa 4 (kuva 2)

otteeseen todettu termiinipreemio-ongelman olemassaolo, sekä sen taloudellinen hyödynnettävyys korkoerokaupan muodossa. (Lewis, 1996; Burnside et al., 2006)

#### 7.4 Mittareiden yhdenmukaisuus

Tutkielman 4. ja viimeinen tutkimushypoteesi on tutkia sitä, tuottavatko kolmessa edellisessä luvussa esitellyt mittarit yhdenmukaisia tuloksia. Alla olevaan taulukkoon on koottu kullekin ennusteajaksarjalle yhteenveto siitä, peittoavatko ennusteet satunnaiskulkumallin. Taulukkoon on merkitty tummennetulla taustalla tulokset, joissa tulokset ovat olleet ristiriitaisia.<sup>37</sup>

	Mittari	Termiini	Termiini (käänteinen)	UIP (estimoitu)	PPP (rajoitettu)	PPP (estimoitu)	FMB	DF	FMB-ECM	DF-ECM
USD/CAD	RMSE	Ei	-	Ei	Ei	Kyllä	Ei	Ei	Ei	Ei
	Suunta	Ei	Kyllä	Ei	Ei	Kyllä	Ei	Ei	Ei	Ei
	Tuotto	Ei	Kyllä	Ei	Ei	Kyllä	Ei	Ei	Ei	Ei
USD/AUD	RMSE	Ei	-	Ei	Ei	Ei	Ei	Ei	Ei	Ei
	Suunta	Ei	Kyllä	Ei	Ei	Kyllä	Kyllä	Ei	Ei	Ei
	Tuotto	Ei	Kyllä	Kyllä	Ei	Ei	Kyllä	Ei	Ei	Ei
USD/GBP	RMSE	Ei	-	Ei	Ei	Ei	Ei	Ei	Ei	Ei
	Suunta	Ei	Kyllä	Ei	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä	Ei	Ei
	Tuotto	Ei	Kyllä	Ei	Ei	Ei	Kyllä	Kyllä	Ei	Ei
USD/CHF	RMSE	Ei	-	Ei	Ei	Ei	Ei	Ei	Ei	Ei
	Suunta	Ei	Kyllä	Ei	Ei	Ei	Ei	Kyllä	Kyllä	Kyllä
	Tuotto	Ei	Kyllä	Kyllä	Kyllä	Ei	Ei	Kyllä	Kyllä	Kyllä
USD/JPY	RMSE	Ei	-	Ei	Ei	Ei	Ei	Ei	Ei	Ei
	Suunta	Ei	Kyllä	Kyllä	Kyllä	Ei	Kyllä	Ei	Kyllä	Kyllä
	Tuotto	Ei	Kyllä	Kyllä	Kyllä	Ei	Ei	Ei	Kyllä	Kyllä

**Taulukko 10 – Malleista johdettujen ennusteiden kyky peitota satunnaiskulkumalli eri kriteereillä mitattuna**

Taulukosta havaitsemme jälleen 1. hypoteesin testauksessa todetun tuloksen – suurin osa malleista häviää satunnaiskulkumallille RMSE-kriteerillä mitattuna. 16 mallin kohdalla neljästäkymmenestä havaitsemme kuitenkin, että jommankumman tai kummakin vaihtoehdoisen arviointikriteerin perusteella malli peittoaa satunnaiskulun. Tulos tukee 4. tutkimushypoteesia, eli erilaiset ennusteiden arviointikriteerit todella asettavat mallit erilaiseen paremmuusjärjestykseen.

Tämä on keskeinen löydös, joka puoltaa RMSE:n ohella vaihtoehdoisten arviointikriteerien käyttämistä tutkimuksessa. Aiemmin julkaistussa tutkimuksessa on kyllä tutkittu mallien kykyä ennustaa kurssimuutosten suuntaa (Mark, 1995), mutta suunnan muutosten taloudelliseen

<sup>37</sup> Käänteisen termiinistrategian tuloksista on jätetty pois tilastollisen tarkkuuden mittari, jota ei testattu kappaleessa 7.1.



merkittävyyteen ei ole otettu kantaa. Taulukosta näemme, että kyky ennustaa kurssimuutosten suuntaa ei aina tarkoita sitä, että ennustekyvällä olisi taloudellista arvoa, esim. FMB-mallin tapauksessa USD/JPY valuuttaparilla. Sama pätee myös käänteisesti: USD/GBP valuuttaparilla FMB-malli ennustaa suunnanmuutoksen useammin väärin kuin oikein, mutta strategian tuotto on silti positiivinen.

Jos olisimme siis tarkastelleet ennustemalleja ainoastaan niiden tilastollisen tarkkuuden perusteella, olisimme havainneet ainoastaan osan totuudesta. Perinteisessä, mallien tilastolliseen tehokkuuteen liittyvässä tutkimuksessa, ei juuri tämän takia otetakaan kantaa esimerkiksi termiinipreemion sisältämään ennustearvoon, sillä tätä ei voida havaita mittaamalla ennusteita RMSE-luvun perusteella. Luvussa 3 esittelin argumentteja, joilla Engel ja West (2005) perustelivat miksi valuuttakurssien kehityksen itse asiassa pitäisikin muistuttaa satunnaiskulkua. Perustelut sivuavat läheisesti Faman (1970) määritelmää tehokkaista markkinoista – tehokkailla markkinoilla nykyisen kurssin pitäisi välittömästi heijastaa kaikkea tiedossa olevaa informaatiota kurssista ja siihen vaikuttavista tekijöistä. Toisin sanoen spot-kurssi olisi siis paras ennuste tulevalle valuuttakurssille. Näin ollen ei ole yllättävää, että tuloksissa havaitaan valuuttakurssien kehityksen muistuttavan läheisesti satunnaiskulkua.

Luvussa 4 kuitenkin osoitettiin että valuuttamarkkinat eivät todellisuudessa toimi tehokkaasti. Merkittävin yleisesti havaittu anomalia liittyy juuri termiinikurssien taipumukseen ennustaa väärin kurssimuutosten suuntaa. Termiinipremio-ongelman olemassaolo voidaan havaita ainoastaan tarkastelemalla suunnan muutoksia, minkä takia vaihtoehtoisten mittarien käyttäminen on perusteltua.

On syytä korostaa, että tutkielman tulosten pohjalta ei voida asettaa mittareita itsessään paremmuusjärjestykseen. Käytettävän mittarin valintaan vaikuttaa luonnollisesti laadittujen ennusteiden perimmäinen käyttötarkoitus. Jos tavoitteena on etsiä mallia, joka pyrkii mahdollisimman tarkasti selittämään kurssimuutosten dynamiikkaa, on RMSE todennäköisesti paras mittari eri mallien vertailuun. Jos ennusteharjoituksen tarkoituksena on löytää markkinoista tehottomuuksia, joita voitaisiin käyttää hyväksi sijoitus- tai kaupankäyntisääntöjen luomisessa, ovat mallin suunnanennustamiskyky ja mallin pohjalta laaditun strategian historiallisen tuottotaso luonnollisia valintoja mittareiksi.

## 8 Yhteenveto

Tutkielman tarkoituksena oli tutkia miten valuuttakurssiennusteiden arviointiin käytettävät kriteerit poikkeavat toisistaan. Tutkimuksessa pyrin yhdistämään kahden eri tutkimushaaran, kansainvälisen taloustieteen ja rahoituksen, ennusteiden arviointiin käyttämiä kriteerejä.

Tutkielma oli jaettu kahteen osaan. Ensin kirjallisessa osuudessa esiteltiin valuuttakurssien ennustamista käsittelevää kirjallisuutta. Luvussa 3 esiteltyt mallit loivat pohjan tutkielman empiiriselle osuudelle. Yksinkertaisimmat läpi käytyt mallit olivat yksinkertaiset korko- ja ostovoimapariteetit, jotka ovat osoittautuneet riittämättömiksi malleiksi selittämään kurssimuutoksia. Luvun pääpaino on monetaristisen mallien esittelyssä, jotka ovat yllämainittujen pariteettiehtojen varaan rakennettuja malleja, joissa valuuttamarkkinoiden tasapainoa selittää pääasiassa rahamarkkinoiden tasapainolla. Erityisesti keskityin esittelemään Frenkelin (1976), Mussan (1976) ja Bilsonin (1978) joustotavien hintojen mallia, sekä Dornbuschin (1976) ja Frankelin (1979) jäykkien hintojen mallia. Lisäksi luvussa 3 esiteltiin lyhyesti muita kehittyneempiä malleja, joilla kurssimuutoksia on pyritty selittämään. Luvun ja koko kirjallisuuden keskeisin johtopäätös oli se, että valuuttakurssien liikkeitä on äärimmäisen vaikea erottaa satunnaiskulusta, minkä johdosta paras ennuste tulevalle valuuttakurssille on ennustushetken kurssi. Meesen ja Rogoffin (1983) julkaiseman merkittävässä tutkimuksessa ilmiö nimettiin valuuttakurssien irtonaisuuden ongelmaksi, joka edelleen ratkaisematta.

Luvussa 4 esiteltiin valuuttamarkkinoiden tehokkuutta käsittelevää kirjallisuutta, joka keskittyy pitkälti tutkimaan termiinikurssin kykyä ennustaa kurssimuutosta. On hyvin tunnettu tosiasia, että valuuttakurssit pyrkivät käytännössä muuttumaan juuri päinvastaiseen suuntaan, kuin termiinikurssin pohjalta voitaisiin odottaa. Kirjallisuudessa on esitelty lukuisia selityksiä tälle termiinipremio-ongelmalle, jotka yleensä liittyvät joko markkinaosapuolten riskiaversiivisuuteen taikka näiden epärationaalsiin odotuksiin. (Lewis, 1995) Tämän tutkielman kontekstissa emme ole niinkään kiinnostuneet selityksistä tälle ilmiölle, vaan siitä millaisilla mittareilla markkinoiden tehokkuutta mitataan. Bilsonin (1981) hengessä olemme erityisesti kiinnostuneita markkinoiden spekulatiivisesta tehokkuudesta, eli siitä kuinka usein termiinikurssi ennustaa muutoksen suunnan oikein sekä siitä, kuinka suurta tuottoa olisi voitu saada, jos ennusteen mukaan olisi otettu spekulatiivinen sijoituspositio. Nämä kaksi kriteeriä toimivatkin vaihtoehtoisina ennusteiden arviointikriteereinä empiirisessä osuudessa.

Empiirisessä osuudessa keskityttiin tutkimaan teoriaosuudessa esiteltyjen mallien ennustamiskykyä kolmella eri kriteerillä mitattuna. Ennusteiden arviointiin käytetyt kriteerit ovat ennustevirheen keskihajonnan (RMSE-luku), oikean suuntaisten ennusteiden osuus kaikista ennusteista ja ennusteiden mukaisista sijoituksista potentiaalisesti saatavissa ollut tuotto. Kvartaaleittaiset ennusteet laadittiin USD/AUD, USD/CAD, USD/GBP, USD/JPY ja USD/CHF valuuttapareille ajalla 1984-2010.<sup>38</sup>

Tulokset ovat kauttaaltaan linjassa aiemman tutkimuksen kanssa. Ensinnä tutkielmassa todettiin jälleen kerran sama tosiasia, kuin lähes jokaisessa aiheesta tehdyssä tutkimuksessa Meesen ja Rogoffin (1983) jälkeen – satunnaiskulkumalli peittosi kaikki tutkitut mallit RMSE-luvulla mitattuna. Tulosten perusteella todettiin, että valuuttakurssit todella vaikuttavat olevan irtonaisia niitä selittävästä taloudellisista fundamenteista. Kaikkia ennustemalleja yhdistävä ongelma on se, että selittävien muuttujien volatilitteetti on kertaluokkaa pienempää kuin nimellisten valuuttakurssien toteutunut heilunta. Kaikki mallit ennustivat tyypillisesti maksimissaan muutamien prosenttien kurssimuutoksia 3 kuukauden horisontilla, kun toteutuneet kurssimuutokset vastaavasti mitattiin usein kaksinumeroisissa prosenttiluvuissa.

Tutkielman toisessa tutkimushypoteesissa tutkittiin kuinka hyvin mallit ennustivat kurssimuutosten suuntaa. Tulokset olivat ristiriitaisia, sillä erityisesti FMB- ja DF-mallien virhekorjausspesifikaatiolla pystyttiin ennustamaan muutoksen suuntaa oikein tilastollisesti merkittävästi USD/CHF ja USD/JPY –pareilla. Löydöksen arvoa kuitenkin laskee se, että samat mallit ennustivat kurssimuutosten suuntaa useammin väärin kuin oikein muilla valuuttapareilla. On mahdollista, että positiiviset tulokset näiden mallien kohdalla olivat seurausta tiedonlouhinnasta – testattaessa lukuisia hypoteeseja samalla datalla, saadaan väistämättä positiivisia tuloksia. Näin ollen päädyin toteamaan, että nollahypoteesia kurssinmuutosten suunnan ennustamattomuudesta ei pystytä näiden mallien osalta luotettavasti kumoamaan.

Kurssimuutosten suunnanennustusharjoitteen yhteydessä havaittiin kuitenkin toinen tärkeä löydös. Termiinikurssien suunnanennustamiskyky osoittautui äärimmäisen heikoksi, sillä ne ennustivat kurssimuutosten suuntaa oikein alle 50% ajasta kaikilla tutkituilla valuuttapareilla. Osalla valuuttapareista yksisuuntaisten binomitestien p-luvut nousivat huomattavan korkeiksi, mikä viittaa siihen että valuuttakurssit todella pyrkivät muuttumaan juuri termiinikurssien

---

<sup>38</sup> Näytteen alku ja loppuvuodet poikkeavat eri valuuttaparien kohdalla johtuen datan saatavuudesta, sekä siitä milloin kunkin valtion valuuttakurssi on päästetty kellumaan vapaasti.

vastaiseen suuntaan. Tulos oli hyvin linjassa aiemman tutkimuksen kanssa, jossa ilmiötä on kutsuttu Faman (1984) julkaiseman tutkimuksen jälkeen termiinipremio-ongelmaksi.

Empiirisen osuuden kolmas harjoitus oli tutkia, millaista tuottoa olisi voitu saada, jos ennusteiden mukaan olisi otettu sijoituspositio termiinimarkkinoilla. Termiinipremioon liittyvien tulosten rohkaisemana testattiin muiden mallien ohella myös käänteisen termiinistrategian tuottoa. Harjoituksen keskeisin löydös olikin se, että käänteisellä termiinistrategialla olisi voitu saada merkittävää tuottoa, jota ei voida selittää ainoastaan kasvaneella riskillä. Tätä strategiaa, jossa valuuttatermiineillä lyödään vetoa sen puolesta, että kurssi muuttuu juuri termiinikurssin vastaiseen suuntaan, kutsutaan yleisesti korkoerokaupaksi.

Tutkielman tärkein löydös on se, että erilaiset ennusteiden arviointiin käytettävät kriteerit todella johtavat erilaisiin johtopäätöksiin mallien ennustuskyvystä. 16 ennusteajaksarjalla neljästäkymmenestä, eri kriteerit antoivat keskenään ristiriitaisen kuvan siitä, peittoaako ennuste satunnaiskulun. Jos olisimme käyttäneet ainoastaan RMSE-lukua ennusteiden arvioinnissa, olisi meiltä jäänyt havaitsematta termiinikurssin sisältämä informaatio, jota voidaan käyttää kurssimuutoksen suunnan ennustamiseen.

Lopuksi on syytä arvioida kriittisesti tutkielman rajoitteita ja niiden kautta kohteita jatkotutkimukselle. Mallit, joista fundamentaaliset ennusteet johdettiin, eivät ensinnäkään edusta nykytutkimusten terävintä kärkeä valuuttakurssien mallinnuksen saralla. Käytettävät mallit oli valittu lähinnä niiden historiallisen merkittävyyden perusteella, sekä sen tosiasian, että niiden sisältämä data on julkisesti saatavilla. Ennusteet myös laadittiin ainoastaan 3 kuukauden horisontilla. Selkeä jatkotutkimuskohde olisi toistaa harjoitus kehittyneemmällä malleilla, sekä pidemmällä ennustushorisontilla. Lukuisissa tutkimuksissa on huomattu monetarististen mallien toimivan paremmin käytettäessä kvartaalin sijaan pidempiä, jopa useiden vuosien ennustehorisontteja. (Mark, 1995)

Kuten tutkielman alussa todettiin, on valuuttakurssien ennustaminen yksi mielenkiintoisimmista ja aktiivisimmista tutkimusalueista taloustieteessä. Valuuttakurssien liikkeisiin vaikuttavista tekijöistä tiedetään edelleen hämmästyttävän vähän, mutta tietoisuus aiheesta kasvaa vähitellen, kun käytettävissä olevat aikasarjat pitenevät ja käytettävissä olevat tilastolliset menetelmät kehittyvät. Vaikka valuuttakurssien suhdetta alla oleviin taloudellisiin fundamentteihin ei nykytiedolla ja menetelmillä pystytä kattavasti selittämään, voi nykytiedon pohjalta silti väittää, että

kurssiliikkeistä voidaan tunnistaa termiinipreemio-ongelman kaltaisia lainalaisuuksia, jotka näyttävät jossain määrin mahdollistavan myös kurssiliikkeiden ennustamisen. Puhtaasti ennusteiden tilastollista tarkkuutta mittaavat kriteerit eivät pysty ottamaan tämänkaltaisia lainalaisuuksia huomioon, minkä takia on tärkeää tarkastella aihetta myös vaihtoehtoisten mittarien valossa. Suunnanennustamiskykyyn pohjautuvat mittarit soveltuvat erityisesti tilanteisiin, joissa ennusteiden perusteella on tarkoitus tehdä sijoituspäätöksiä. Lyötäessä vetoa tikanheittokilpailussa, jossa voitto määräytyy sen mukaan osuuko heittäjä taulun ylä- vai alapuoliskoon, ei tarvitse osata ennustaa kuinka lähelle taulun keskustaa tikka osuu – tieto siitä onko heittäjällä taipumus heittää liian ylös tai alas riittää.

## 9 Lähdeluettelo

Bacchetta, Philippe & Wincoop, Eric van (2010). "Infrequent Portfolio Decisions: A Solution to the Forward Discount Puzzle", *American Economic Review* 100, 870-904.

Bilson, John (1978), "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Some Empirical Evidence", *IMF Staff Papers* 25:1, 48-75.

Bilson, John (1981), "The "Speculative Efficiency Hypothesis" *NBER Working Paper* No. w0474.

BIS - Bank For International Settlements (2010), "Triennial Central Bank Survey - Report on global foreign exchange market activity in 2010". URL: <http://www.bis.org/publ/rpfx10t.pdf> [Viitattu 4.5.2012]

Brooks, Chris (2008), "Introductory Econometrics for Finance", New York: Cambridge University Press.

Brunnermeier, Markus K., Nagel, Stefan and Pedersen, Lasse Heje (2008), "Carry Trades and Currency Crashes", *NBER Working Papers* No w14473.

Burnside, Craig; Eichenbaum, Martin; Kleshchelski, Isaac & Rebelo, Sergio (2006). "The Returns to Currency Speculation", *NBER Working Papers* No w12489.

Burnside, Craig; Eichenbaum, Martin; Kleshchelski, Isaac & Rebelo, Sergio (2007). "Understanding the Forward Premium Puzzle: A Microstructure Approach", *NBER Working Papers* No w13278.

Cassel, Gustav, (1922) "Money and Foreign Exchange after 1914", New York: Macmillan Co.

Cheung, Yin-Wong; Chinn, Menzie D & Pascual, Antonio (2005) "Empirical exchange rate models of the nineties: Are any fit to survive?", *Journal of International Money and Finance* 24:7, 1150-1175

Chinn, Menzie; Meese, Richard (1995), "Banking on currency forecasts: How predictable is change in money?", *Journal of International Economics* 38:1-2, 161-178

Clarida, Richard, Davis, Josh & Pedersen, Niels (2009), "Currency Carry Trade Regimes: Beyond the Fama Regression", *NBER Working Papers* No w15523.

Copeland, Laurence (2007), "Exchange Rates and International Finance", London: Financial Times Prentice Hall.

Debelle, G and Plumb, M (2006), "The Evolution of Exchange Rate Policy and Capital Controls in Australia", *Asian Economic Papers* 5:2.

Deutsche Bank (2011), "PowerShares DB G10 Currency Harvest Fund Fact Sheet". URL: <http://www.invescopowershares.com/pdf/P-DBV-PC-1.PDF> [Viitattu 4.5.2012]

Diebold, Francis & Mariano, Roberto (1995), "Comparing Predictive Accuracy," *Journal of Business & Economic Statistics* 13:3, 253-63.

Dornbusch, Rudiger (1976) "Expectations and Exchange Rate Dynamics", *Journal of Political Economy* 84:6, 1161-1176.

Dougherty, Christopher (2005), "Introduction to Econometrics", New York: Oxford University Press.

Engel, Charles (1996), "The forward discount anomaly and the risk premium: A survey of recent evidence", *Journal of Empirical Finance* 3:2, 123-192.

Engel, Charles & Kenneth D. West (2005), "Exchange Rates and Fundamentals", *Journal of Political Economy* 113, 485-517.

Engle, Robert & Granger, C (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica* 55:2, 251-276

Evans, Martin & Lyons, Richard (2005), "Meese-Rogoff Redux: Micro-Based Exchange Rate Forecasting", *NBER Working Papers No w11042*.

Fama, Eugene (1970), "Efficient capital markets: A review of theory and empirical work", *The journal of Finance* 25:2, 383-417.

Fama, Eugene (1994), "Forward and spot exchange rates", *Journal of Monetary Economics* 14:3, 319-338.

Faust, Jon; Rogers, John & Wright, Jonathan (2001) "Exchange Rate Forecasting: The Errors We've Really Made", *Board of Governors of the Federal Reserve System - International Finance Discussion Papers No. 714*.

Financial Times (2010), "Fears rise for dollar carry trade future" URL: <http://www.ft.com/intl/cms/s/0/e5484c02-20aa-11df-9775-00144feab49a.html#axzz1s8CbAfyg> [Viitattu 4.5.2012]

Fisher, Irving (1930), "The Theory of Interest", New York: The Macmillan Co. URL: <http://www.econlib.org/library/YPDBooks/Fisher/fshToICover.html> [Viitattu 4.5.2012]

Frankel, Jeffrey Alexander (1979), "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials", *American Economic Review* 69:4, 610-22

Frenkel, Jacob (1978), "Purchasing power parity: Doctrinal perspective and evidence from the 1920s", *Journal of International Economics* 8:2, 169-191.

Frenkel, Jacob (1976), "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence", *Scandinavian Journal of Economics* 78:2, 200-224.

Friedman, Milton (1957), "A Theory of the Consumption Function", New Jersey: Princeton University Press.

Galati, Gabriele; Heath, Alexandra & McGuire, Patrick (2007), "Evidence of carry trade activity," *BIS Quarterly Review, Bank for International Settlements* September 2007.

Hamilton, James (1994), "Time Series Analysis", New Jersey: Princeton University Press.

Hansen, Lars & Hodrick, Robert (1980), "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis", *Journal of Political Economy* 88:5, 829-853

Hooper, Peter & John E. Morton (1982), "Fluctuations in the dollar: A model of nominal and real exchange rate determination", *Journal of International Money and Finance* 1, 39-56

Howells, Peter; Bain, Keith (2008), "The Economics of Money, Banking and Finance A European Text", London: Financial Times Prentice Hall.

Jehle, Geoffrey & Reny, Philip (2001), "Advanced Microeconomic Theory", London: Addison Wesley.

Jurek, J. (2007), "Crash-neutral Currency Carry Trades", *working paper*.

Jylhä, Petri & Suominen, Matti (2011), "Speculative capital and currency carry trades", *Journal of Financial Economics* 99:1, 60-75

Krasker, William (1980), "The 'peso problem' in testing the efficiency of forward exchange markets", *Journal of Monetary Economics* 6:2, 269-276

Lewis, Karen (1995), "Puzzles in International Financial Markets", in Grossman and Rogoff, *Handbook of International Economics*, Amsterdam: Elsevier Science, 1913-1971.

Lewis, Karen (1989), "Changing Beliefs and Systematic Rational Forecast Errors with Evidence from Foreign Exchange", *American Economic Review* 79:4, 621-36.

Lucas, Robert (1976), "Econometric Policy Evaluation: A Critique", in Brunner, K.; Meltzer, A., *The Phillips Curve and Labor Markets, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 1, New York: American Elsevier, 19-46

Lucas, Robert (1982), "Interest rates and currency prices in a two-country world", *Journal of Monetary Economics* 10:3, 335-359



Luenberger, David (2009), "Investment Science", New York: Oxford University Press.

Mark, Nelson (1995), "Exchange Rates and Fundamentals: Evidence on Long-Horizon Predictability", *American Economic Review* 85:1, 201-18.

Mark, Nelson & Sul, Donggyu (2001) "Nominal exchange rates and monetary fundamentals: Evidence from a small post-Bretton woods panel", *Journal of International Economics* 53:1, 29-52

Meese, Richard & Rogoff, Kenneth (1983), "Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample?", *Journal of International Economics* 14, 3-24.

Meese, Richard & Rogoff, Kenneth (1983b), "The out-of-sample failure of empirical exchange rate models: sampling error or misspecification?" in Frenkel, Jacob, *Exchange Rates and International Macroeconomics*, Chicago:University of Chicago Press.

Mussa, Michael (1976). "The Exchange Rate, the Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating", *Scandinavian Journal of Economics* 78:2, 229-48

Neely, Christopher & Sarno, Lucio (2002), "How well do monetary fundamentals forecast exchange rates?", *Federal Reserve Bank of St. Louis Working Papers* No 2002-007.

Obstfeld, Maurice & Rogoff, Kenneth (1995), "Exchange Rate Dynamics Redux", *Journal of Political Economy* 103:3, 624-660.

Plantin, Guillaume & Shin, Hyun Song (2011), "Carry Trades, Monetary Policy and Speculative Dynamics", *CEPR Discussion Paper No. DP8224*.

Roberts, Richard (1999), "Inside International Finance", London: Orion Publishing.

Rogoff, Kenneth (1996), "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature* 34:2, 647-668.

Rogoff, Kenneth & Stavrakeva, Vania (2008), "The Continuing Puzzle of Short Horizon Exchange Rate Forecasting", *NBER Working Papers* No. w14071

Sarno, Lucio & Taylor, Mark (2002), "The Economics of Exchange Rates", New York: Cambridge University Press

Sharpe, William (1994) "The Sharpe Ratio", *Journal of Portfolio Management (Fall 1994)*, 49–58.

Taylor, Mark (1987), "Covered Interest Parity: A High-frequency, High-quality Data Study", *Economica* 54, 429-438.

White, Halbert (2000), "A Reality Check for Data Snooping", *Econometrica* 68:5, 1097-1126.

World Trade Organization (2009), "World Trade Report 2009". URL:  
[http://www.wto.org/english/res\\_e/booksp\\_e/anrep\\_e/world\\_trade\\_report09\\_e.pdf](http://www.wto.org/english/res_e/booksp_e/anrep_e/world_trade_report09_e.pdf) [Viitattu  
4.5.2012]

## 10 Liitteet

### Liite 1 - Datan kuvaus

Rahan määrä (M)		
Maa	Muutuja	IFS
Australia	<i>m_aud</i>	ifs:s19334000zfm
Kanada	<i>m_cad</i>	ifs:s15634000zfm
Japani	<i>m_jpy</i>	ifs:s15834000zfm
Sveitsi	<i>m_chf</i>	ifs:s14634000zfm
Iso-Britannia	<i>m_gbp</i>	ifs:s11259mc0zfm
Yhdysvallat	<i>m_usd</i>	ifs:s11159ma0zfm

Korkotaso (I)		
Maa	Muutuja	IFS
Australia	<i>i_aud</i>	ifs:s19360b00zfm
Kanada	<i>i_cad</i>	ifs:s15660b00zfm
Japani	<i>i_jpy</i>	ifs:s15860b00zfm
Sveitsi	<i>i_chf</i>	ifs:s14660b00zfm
Iso-Britannia	<i>i_gbp</i>	ifs:s11260b00zfm
Yhdysvallat	<i>i_usd</i>	ifs:s11160b00zfm

Teollisuustuotanto (IP)		
Maa	Muutuja	IFS
Australia	<i>ip_aud</i>	ifs:s1936600izfm
Kanada	<i>ip_cad</i>	ifs:s1566600czfm
Japani	<i>ip_jpy</i>	ifs:s1586600czfm
Sveitsi	<i>ip_chf</i>	ifs:s1466600izfm
Iso-Britannia	<i>ip_gbp</i>	ifs:s1126600czfm
Yhdysvallat	<i>ip_usd</i>	ifs:s1116600czfm

Inflaatio (CPI)		
Maa	Muutuja	IFS
Australia	<i>inf_aud</i>	ifs:s19364000zfq
Kanada	<i>inf_cad</i>	ifs:s15664000zfm
Japani	<i>inf_jpy</i>	ifs:s15864000zfm
Sveitsi	<i>inf_chf</i>	ifs:s14664000zfm
Iso-Britannia	<i>inf_gbp</i>	ifs:s11264000zfm
Yhdysvallat	<i>inf_usd</i>	ifs:s11164000zfm

Valuuttakurssi (USD vastaan)		
Maa	Muutuja	IFS
Australia	<i>usdaud</i>	ifs:s19300ae0zfm
Kanada	<i>usdcad</i>	ifs:s15600ae0zfm
Japani	<i>usdjpy</i>	ifs:s15800ae0zfm
Sveitsi	<i>usdchf</i>	ifs:s11200ae0zfm
Iso-Britannia	<i>usdgbp</i>	ifs:s11100ae0zfm

Terminikurssi (3kk)		
Maa	Muutuja	Bloomberg
Australia	<i>usdaud3m</i>	AUD3M curncy
Kanada	<i>usdcad3m</i>	CAD3M curncy
Japani	<i>usdjpy3m</i>	JPY3M curncy
Sveitsi	<i>usdchf3m</i>	CHF3M curncy
Iso-Britannia	<i>usdgbp3m</i>	GBP3M curncy

#### Huomioita datasta:

- Kaikki havainnot ovat periodin lopun arvoja. Kuukausittaiset aikasarjat on muutettu 3kk frekvenssiin.
- Rahan määrän mittarina toimii M1 kaikilla mailla paitsi Iso-Britannialla, jonka mittarina on suppea raha M0. Rahamäärän yksikkö on muunnettu miljardeihin (paikallisia valuuttayksiköitä).
- Inflaatio on laskettu 12 kuukauden prosentuaalisena muutoksena kuluttajahintaindeksistä (CPI).
- Valuuttakurssit on muunnettu notaatioon, jossa USD perusvaluuttana.
- Terminiinikurssit pohjautuvat valuuttakurssin ja pipseinä noteraatutun termiinipremioin summaan (1 pips = 0.01 USD/JPY -kurssilla, muilla pareilla 1 pips = 0.0001). Markkinakäytännön mukaan punnan ja Australian dollarin termiinipisteet on noteerattu käänteisinä termiinipisteinä, joissa USD on hintavaluuttana. Näissä pareissa USD-pohjainen termiinikurssi on ratkaistu kaavasta  $F = (S^{-1} + \text{termiinipisteet})^{-1}$

Datan saatavuus määritteli empiirisessä osuudessa käytetyt oppimis- ja testausperiodit.

	<b>Oppimisperiodi</b>		<b>Testausperiodi</b>	
	Alku	Loppu	Alku	Loppu
USDCAD	1975 / Q2	1988 / Q4	1989 / Q1	2008 / Q4
USDAUD	1984 / Q1	1993 / Q4	1994 / Q1	2010 / Q2
USDGBP	1972 / Q2	1987 / Q1	1987 / Q2	2005 / Q2
USDCHF	1975 / Q4	1988 / Q4	1989 / Q1	2010 / Q4
USDJPY	1974 / Q1	1988 / Q4	1989 / Q1	2009 / Q1

## Liite 2 – Ennusteiden laadintaan käytetty Stata-ohjelmakoodi

```
//Reset-funktiolla ladataan liitteessä 1 esitellyllä tavalla nimetyt aikasarjat
muistiin. Raakadata on tallennettu excelistä csv-formaattiin, jossa havainnot on
eritelty puolipisteellä (;)
capture program drop reset
program define reset
    clear
    cd G:\Gradu\Stata
    insheet using import.csv, delim(";") clear
    generate t=tq(1970q1)+_n-1
    format t %tq
    tsset t
end

//Setpair-funktiolla asetetaan valuuttapari, jota halutaan tutkia. Funktio luo
automaattisesti 1. differenssit maiden välisten muuttujien logaritmisille
erotuksille
capture program drop setpair
program define setpair
    reset
    local ccy = "cad" //Options: cad,gbp,chf,jpy,aud
    generate ccypair = ln(usd`ccy')
    generate i_dif = i_`ccy' - i_usd
    generate m_dif = ln(m_`ccy') - ln(m_usd)
    generate ip_dif = ln(ip_`ccy') - ln(ip_usd)
    generate inf_dif = inf_`ccy' - inf_usd
    generate fwd_dif = ln(usd`ccy'3m) - ln(usd`ccy')

    generate dccypair = D.ccypair
    generate di_dif = D.i_dif
    generate dm_dif = D.m_dif
    generate dip_dif = D.ip_dif
    generate dinf_dif = D.inf_dif

    local vars ccypair i_dif m_dif ip_dif inf_dif
end

//Loop-funktiolla luodaan varsinaiset ennusteikasarjat setpair-funktiolla
asetetulle valuuttaparille. Funktio ottaa syötteenä mallin, jolle
ennusteikasarja halutaan luoda, esim: "loop uip". Tuettuja malleja ovat: uip,
ppp, fmb, df, fmb_ecm, df_ecm. Vaihdettaessa valuuttaparia, on manuaalisesti
vaihdettava seuraavat rolling-funktiolle annettavat parametrit
//1) window (oppimisperiodin pituus, kts. liite 1)
//2) start (oppimisperiodin alkupäivä, kts. liite 1)

capture program drop loop
program define loop
    args model
    setpair
    rolling first_date=(r(first_date)) last_date=(r(last_date))
forecast_for=r(forecast_for) actual=r(actual) forecast=r(forecast),window(55)
start(1975q2) clear: `model'
    format last_date first_date forecast_for %tq
end

//Alla on määritelty funktiot, joiden avulla luodaan regressioanalyysin keinoin
yksittäisiä ennusteita kullekin mallille

//Rajoittamaton korkopariteetti
```

```

capture program drop uip
program uip, rclass
    syntax [if]
    reg dccypair i_dif `if'
    summ t if e(sample)
    local first = r(min) - t[1]+1
    local last = r(max)-t[1]+1
    local fcast = _b[_cons] + _b[i_dif]*i_dif[`last']
    return scalar forecast = `fcast'
    return scalar actual = dccypair[`last'+1]
end

//Rajoittamaton ostovoimapariteetti
capture program drop ppp
program ppp, rclass
    syntax [if]
    reg dccypair inf_dif `if'
    summ t if e(sample)
    local first = r(min) - t[1]+1
    local last = r(max)-t[1]+1
    local fcast = _b[_cons] + _b[inf_dif]*inf_dif[`last']
    return scalar forecast = `fcast'
    return scalar actual = dccypair[`last'+1]
end

//Frenkel-Mussa-Bilson -malli
capture program drop fmb
program fmb, rclass
    syntax [if]
    reg dccypair dm_dif di_dif dip_dif `if'
    summ t if e(sample)
    local first = r(min) - t[1]+1
    local last = r(max)-t[1]+1
    local fcast = _b[_cons] + _b[dm_dif]*dm_dif[`last'+1] +
    _b[di_dif]*di_dif[`last'+1] + _b[dip_dif]*dip_dif[`last'+1]
    return scalar forecast = `fcast'
    return scalar actual = dccypair[`last'+1]
end

//Dornbusch-Frankel -malli
capture program drop df
program df, rclass
    syntax [if]
    reg dccypair dm_dif di_dif dip_dif dinf_dif `if'
    summ t if e(sample)
    local first = r(min) - t[1]+1
    local last = r(max)-t[1]+1
    local fcast = _b[_cons] + _b[dm_dif]*dm_dif[`last'+1] +
    _b[di_dif]*di_dif[`last'+1] + _b[dip_dif]*dip_dif[`last'+1] +
    _b[dinf_dif]*dinf_dif[`last'+1]
    return scalar forecast = `fcast'
    return scalar actual = dccypair[`last'+1]
end

//Frenkel-Mussa-Bilson -virheenkorjausmalli
capture program drop fmb_ecm
program fmb_ecm, rclass
    syntax [if]
    //Level regression
    reg ccypair m_dif i_dif ip_dif `if'
    //Save residuals

```

```

        predict double resid, residuals
        //Difference regression with resid. Constant included as in Cheung et
al. 2005
        generate lresid = L.resid
        reg dccypair lresid `if'
        summ t if e(sample)
        local first = r(min) - t[1]+1
        local last = r(max)-t[1]+1
        local fcast = _b[_cons] + _b[lresid]*resid[`last']
        return scalar forecast = `fcast'
        return scalar actual = dccypair[`last'+1]
end

//Dornbusch-Frankel -virheenkorjausmalli
capture program drop df_ecm
program df_ecm, rclass
    syntax [if]
    //Level regression
    reg ccypair m_dif i_dif ip_dif inf_dif `if'
    //Save residuals
    predict double resid, residuals
    //Difference regression with resid. Constant included as in Cheung et
al. 2005
    generate lresid = L.resid
    reg dccypair lresid `if'
    summ t if e(sample)
    local first = r(min) - t[1]+1
    local last = r(max)-t[1]+1
    local fcast = _b[_cons] + _b[lresid]*resid[`last']
    return scalar forecast = `fcast'
    return scalar actual = dccypair[`last'+1]
end

```