

# KESKUSTELUALOITTEITA DISCUSSION PAPERS

Peter Johansson ja Heikki Solttila

VALUUTTAKURSSI- JA KORKOEPÄVARMUUDEN VAIKUTUKSISTA  
YRITYSTEN JA PANKKIEN KÄYTTÄYTYMISEEN

*10.4.1986, EA12  
kursin riisit*

9.4.1986  
VP 3/86

**Suomen Pankin  
Valuuttapolitiikan osasto**

**Bank of Finland  
Exchange Policy Department**

Peter Johansson ja Heikki Solttila

VALUUTTAKURSSI- JA KORKOEPÄVARMUUDEN VAIKUTUKSISTA

YRITYSTEN JA PANKKIEN KÄYTTÄYTYMISEEN

#### TIIVISTELMÄ

Tutkimuksessa tarkastellaan portfolioanalyysin avulla pankkien ja yritysten pääomanliikkeiden korkoherkkyyttä, kun korkoon ja valuuttakurssiin liittyy epävarmuutta. Tulosten mukaan keskuspankki voi lisätä rahapolitiikan autonomiaa korkopolitiikkaa aktivoimalla, jos yritykset eivät voi suojautua täysin korkoriskeiltä. Valuuttakurssi-indeksin arvoon liittyvän epävarmuuden kasvu sitä vastoin supistaa pääomanliikkeiden korkoherkkyyttä yksiselitteisesti. Tutkimuksen empiiriset tulokset viittaavat siihen, että yritykset ottavat huomioon myös valuuttojen väliset ristikkäiskurssiepävarmuudet sijoituspäätöksiä tehdessään.

## SISÄLLYS

	Sivu
1. Johdanto	1
2. Korkeopävarmuus	3
3. Valuuttakurssiepävarmuus	7
3.1. Yritykset	7
3.2. Pankit	14
4. Empiiriset tulokset	17
4.1. Havaintoaineisto	17
4.2. Mallien estimointi ja testaus	18
5. Lopuksi	28
LÄHTEET	29

## 1. Johdanto

Eri maiden rahoitusmarkkinoilla on viime vuosina tapahtunut merkittäviä muutoksia. Kansainvälisten pääomamarkkinoiden kasvun ja integroitumisen myötä korkojen, valuuttakurssien ja pääomanliikkeiden heilahtelut ovat voimistuneet. Vaikka Suomessa vastaavaa kehitystä on pystytty hidastamaan valuutansäännöstelyn avulla, rahatalouden avoimuus on lisääntynyt ja ulkomaiset pääomanliikkeet ovat herkistyneet.<sup>1</sup>

Puhtaasti markkinaehdoilla käyttäytyvien pääomavirtojen tärkeimmäksi kanavaksi on muodostunut yritysten terminoinnit, jotka tarjoavat valuuttakurssiriskeiltä suojautumisen lisäksi mahdollisuuden hyödyntää korkoeroja koti- ja ulkomaan välillä. Terminoinnit ovatkin alkaneet käyttäytyä entistä enemmän tuottojen ja tuotto-odotusten perusteella. Osittain tämän seurauksena spekulatioalttiin pääoman määrä on kasvanut voimakkaasti.

Valuuttakurssiepävarmuutta käsitteleviä tutkimuksia Suomessa on tehty verrattain vähän. Aurikko (1984) tarkastelee aktiivista valuuttakurssipolitiikkaa (valuuttaindeksi muuttuu pääomanliikkeiden seurauksena) ja rahapolitiikan autonomiaa. Tulosten mukaan aktiivisella valuuttakurssipolitiikalla voidaan jossain määrin tukea rahapolitiikan itsenäisyyttä, muttei rajatta, jos valuuttakurssiodotukset muodostuvat rationaalisesti. Raatikainen (1985) tarkastelee yritysten käyttäytymistä terminimarkkinoilla, kun valuuttakurssiin ja ulkomaiseen korkoon liittyy epävarmuutta.

---

<sup>1</sup>Empiirisistä tuloksista ks. Johansson ja Rajakangas (1984), Tarkka (1984).

Tämän tutkimuksen tavoite kuten sen rakennekin on kaksijakoinen. Teoreettisessa osassa (luku 2) tarkastellaan yritysten ja pankkien lyhyen aikavälin käyttäytymistä sekä pääomanliikkeiden korkoherkkyyttä, kun päiväkorkoon ja valuuttakursseihin liittyy epävarmuutta. Analyysikehikkona käytetään portfoliomallia ja tarkasteluperiodin lyhyiden vuoksi sekä reaalitalous että pitkäaikaiset pääomanliikkeet oletetaan eksogeenisiksi.

Empiirisen osan (luku 3) tavoitteena on selventää yritysten terminointihalukkuuteen ja lyhytaikaisen pääomantuontiin vaikuttavien tekijöiden merkitystä. Keskeisenä testattavana hypoteesina on erilaisten valuuttakurssiepävarmuuksien ja niiden lisääntymisen vaikutus pääomanliikkeisiin.

## 2. Korkeopävarmuus

Yritysten finanssivarallisuus ( $W_t$ ) periodilla  $t$  muodostuu markkinarahasijoituksista ( $H_t$ ) ja ulkomaisesta nettovelasta ( $F_t$ ), joiden odotetut tuotot ovat  $E_t(r_{t+1})$  ja  $E_t(r_{t+1}^f + \dot{e}_{t+1})$ , jossa  $\dot{e}_t$  on periodin  $t$  valuuttakurssimuutos ja  $\dot{e}_{t+1}$  oletetaan tunnetuksi

$$(2.1) W_t = H_t - F_t.$$

Yritys maksimoi periodin lopun ( $W_{t+1}$ ) odotettua varallisuutta ja minimoi sijoituksiin liittyvää riskiä eli

$$(2.2a) \text{ maks } U = U(E(W_{t+1}), \frac{1}{2} \delta_W^2); U_W > 0, U_{\delta^2} < 0$$

ehdoilla

$$(2.2b) W_{t+1} = W_t + r_t \cdot H_t - (r_t^f + \dot{e}_t) \cdot F_t$$

$$(2.2c) \delta_W^2 = H_t^2 \cdot \delta_r^2 + F_t^2 \cdot \delta_r^2 f - 2 \cdot H_t \cdot F_t \cdot \delta_{rr} f,$$

jossa  $\delta_i$  on satunnaismuuttujan  $i$  hajonta,  $\delta_{ij}$  ( $i \neq j$ ) on kovarianssi ja  $\rho_{ij}$  korrelaatio.

Ensimmäisen kertaluvun ehdosta saadaan kysyntäfunktiot markkinarahalle ja ulkomaiselle velalle

$$(2.3) \frac{H_t}{W_t} - 1 = \frac{F_t}{W_t} = \frac{1}{\theta_y a} E_t(r_{t+1} - r_{t+1}^f - \dot{e}_{t+1}) + u_t,$$

jossa  $\theta_y > 0$  on yrityksen riskiaversion mitta ja  $a = \delta_r^2 + \delta_r^2 f + 2 \cdot \delta_{rr} f > 0$ . Lisäksi oletetaan, että sijoitusten kysyntään liittyy eksogeenisiä satunnaisia vaihteluita  $u_t$ . Sijoitusten korkoherkkyys on yhtälön (2.3) perusteella riippuvainen yritysten riskiaversiosta, valuuttakurssi-

ja korkoepävarmuudesta.

Pankin lyhyen rahan portfolio muodostuu päivätalletuksista (tai interbank-sijoituksista)  $B$  ja yritysten markkinaraha-talletuksista. Oletetaan, että pankit ovat riskineutraaleja markkinarahan hinnoittelussa, jolloin markkinarahan korko määräytyy odotetun päiväkoron perusteella

$$(2.4) r_t = E_t(R_{t+1}),$$

jossa  $R_t$  on päiväkorko.

Tarkastellaan keskuspankin kahta vaihtoehtoista sijoitus-sääntöä päivämarkkinoilla. Ensimmäisessä keskuspankki kiinnittää päiväkoron  $R = \bar{R} + \epsilon$  (jossa  $\epsilon$  on satunnaismuuttuja) ja toisessa päiväkoron annetaan joustaa, kun keskuspankin nettosijoitukset päivämarkkinoille pidetään kiinteänä eli  $B = \bar{B} + \beta$  (jossa  $\beta$  on satunnaismuuttuja).<sup>2</sup>

Kun pankkien ja yritysten odotukset päiväkoron muutoksista ovat rationaaliset, sijoitussäännöllä  $R = \bar{R} + \epsilon$  saadaan markkinakorolle ja sen varianssille

$$(2.5) r_t = E_t(R_{t+1}) = \bar{R} \text{ ja } \delta_r^2 = \delta_\epsilon^2$$

Markkinakorkoon liittyvä epävarmuus on suoraan verrannolliset päiväkoron odottamattomille muutoksille. Sijoitussäännöllä  $B = \bar{B} + \beta$  yhtälöstä (3.3) saadaan markkinakorolle

---

<sup>2</sup>Kolmas olisi näiden välimuoto, jossa päiväkoron annetaan joustaa päiväluottojen määrän myötä. Esiteltävien tulosten kannalta tällä yleistyksellä ei kuitenkaan ole merkitystä.

$$(2.6) E_t(r_{t+1}) = E_t(r_{t+1}^f + \dot{e}_{t+1}) + \theta_y a (H_t - u_t),$$

jossa pankin taseesta ( $B_t = H_t$ ) ja keskuspankin sijoitus-  
säännöstä saadaan

$$(2.7) H_t = B_t = \bar{B} + \beta_t$$

Yhtälöstä (3.6) ja (3.7) saadaan edelleen markkinakorolle

$$(2.8) E_t(r_{t+1}) = E_t(r_{t+1}^f + \dot{e}_{t+1}) + \theta_y a (\bar{B} + \beta_t - u_t)$$

ja sen varianssille.

$$(2.9) \delta_r^2 = \delta_r^2 f + \theta_y^2 \cdot a^2 \cdot (\delta_\beta^2 + \delta^2) + 2 \cdot \theta_y \cdot a \cdot \delta_{\beta r^f} \cdot \delta_r^f \\ - 2 \cdot \theta_y^2 \cdot a^2 \cdot \delta_{\beta u}.$$

Politiikkasäännön muuttaminen rahapolitiikassa vaikuttaa korkoepävarmuuteen (vrt. yhtälöitä 2.5 ja 2.9) ja sitä kautta eri parametrien suuruuteen käyttäytymisyhtälöissä (vrt. Walsh (1984)). Lisäksi, jos oletetaan, että myös pankit ovat riskiä karttavia, niin markkinarahan hinnoittelussa markkinakoron poikkeama päiväkorosta tulee riippuvaiseksi riskipreemiosta, jonka suuruus vaihtelee korkoepävarmuuden suhteen.

Sijoitussäännön muuttaminen päivämarkkinoilla ei sinänsä vaikuta korkoepävarmuuteen, elleivät rahamarkkinat altistu samalla muille odottamattomille muutoksille tai, ellei keskuspankki samanaikaisesti lisää satunnaisuutta politiikkakäyttäytymisessä. Kun päiväkoron kontrollista siirrytään päiväluottojen määrän kontrolliin, koska tällöin epävarmuus korkojen suhteen kuitenkin ilmeisesti

kasvaa, kotimaiset korot altistuvat muille rahamarkkinoilta tuleville häiriöille (portfoliosiirtymät, kurssiodotukset jne.).<sup>3</sup>

Voidaanko rahapolitiikan autonomiaa siis lisätä kasvattamalla satunnaisuutta päiväkorossa? Näiden tulosten mukaan näyttäisi siltä, että tämä on mahdollista. Toisaalta vaikutus autonomiaan voi jäädä hyvin vähäiseksi, jos yritykset voivat tehokkaasti suojautua korkoriskeiltä esim. tekemällä kiinteäkorkoisia sopimuksia sekä velkaantumalla ja sijoittamalla samanpituisissa maturiteeteissa (matching). Toinen tehokas tapa suojautua korkoriskeiltä on korkopositivoiden terminointi (ei markkinoita Suomessa). Epävarmuuden kasvu lyhyissä koroissa heijastuisi ilmeisesti lähinnä arbitraasiin eri maturiteettien välillä, joissa riskipreemiot pyrkisivät kasvamaan, vaihtuvakorkoisuus yleistymään ja maturiteetit lyhenemään. Kattamalla kaikki avoimet korkopositiot yritykset voivat siis suhteellisen tehokkaasti ja ilman korkoriskiä hyödyntää korkoeroja koti- ja ulkomaan välillä. Tällöin rahapolitiikan autonomia on riippuvainen pääasiassa valuuttakurssiepävarmuudesta (ja riskiaversiosta).

---

<sup>3</sup>Tässä tutkimuksessa ei pyritä ottamaan kantaa kysymykseen sijoitussääntöjen optimaalisuudesta häiriöiden torjunnassa (ks. Johansson 1985).

### 3. Valuuttakurssiepävarmuus

#### 3.1. Yritykset

Tarkastellaan seuraavaksi tapausta, jossa yrityksellä on kolme vaihtoehtoista sijoituskohdetta (tai rahoituslähdettä): markkinaraha (H) ja lyhytaikainen ulkomainen nettovelka kahdessa valuutassa ( $F_1$  ja  $F_2$ ). Sijoituksia (tai rahoitusta) vastaavat tuotot (tai kustannukset) ovat  $r$ ,  $r_1^f + \dot{e}_1$  ja  $r_2^f + \dot{e}_2$ , jossa  $\dot{e}_i$  ( $i = 1, 2$ ) on markan ja valuutan  $i$  välinen kurssimuutos. Markan indeksi  $e_F$  määräytyy valuutan 1 ja 2 korista

$$(3.1) \dot{e}_F = \alpha \dot{e}_1 + (1 - \alpha) \dot{e}_2, \quad 0 < \alpha < 1.$$

Valuuttojen 1 ja 2 välinen ristikkäiskurssimuutos ( $\dot{e}_3$ ) voidaan lausua  $\dot{e}_1$ :n ja  $\dot{e}_2$ :n avulla.

$$(3.2) \dot{e}_3 = \dot{e}_2 - \dot{e}_1.$$

Sijoituskohteiden korkotuotot (kustannukset) oletetaan kiinteäkorkoisina varmoiksi, kun taas ristikkäiskurssimuutoksiin ja indeksin muutoksiin liittyy epävarmuutta.

Branson ja Henderson (1985) ovat käsitelleet vastaavaa kolmen sijoituskohteen tapausta, mutta heidän tutkimuksensa kotimainen valuuttakurssi ei määräydy indeksin perusteella. Valuuttakurssi-indeksin optimaalisia painoja koskevissa tutkimuksissa on sen sijaan yleisesti lähtökohtana täydellinen pääomanliikkuvuus, jolloin kurssimuutokset ja pääomanliikkeet määräytyvät puhtaasti korkoerojen perusteella (ks. Turnovsky (1982) ja siinä mainitut lähteet).

Yrityksen periodin lopun odotettu varallisuus ( $W_1$ ) on tällöin

$$(3.3) W_1 = W + r \cdot H - (r_1^f + \dot{e}_1) \cdot F_1 - (r_2^f + \dot{e}_2) \cdot F_2,$$

jossa  $W = H - F_1 - F_2$  ja varallisuuden varianssi on

$$\delta_W^2 = F_1^2 \cdot \delta_{e_1}^2 + F_2^2 \cdot \delta_{e_2}^2 + 2 \cdot F_1 \cdot F_2 \cdot \delta_{e_1 e_2}.$$

Käyttämällä hyväksi yhtälöitä (3.1) ja (3.2) varianssilauseke (3.4) voidaan kirjoittaa muotoon

$$(3.5) \delta_W^2 = (F_1 + F_2)^2 \cdot \delta_{e_F}^2 + (\alpha F_2 - (1 - \alpha)F_1)^2 \cdot \delta_{e_3}^2 \\ + 2 \cdot (F_1 + F_2) \cdot (\alpha F_2 - (1 - \alpha)F_1) \cdot \delta_{e_F e_3},$$

jossa ensimmäinen termi muodostuu indeksin muutoksiin liittyvästä epävarmuudesta ja toinen ristikkäiskurssiin liittyvästä epävarmuudesta. Varianssilausekkeesta on helposti havaittavissa, että yritysten valuuttapositioniin liittyvä epävarmuus supistuu ainoastaan indeksiepävarmuudeksi, jos valuuttojen viennin tai tuonnin suhteellisin painoina käytetään indeksin painoja. Oksanen (1981) on esittänyt saman tuloksen yleisessä  $n:n$  valuutan tapauksessa, mutta Oksanen olettaa lisäksi, että avoin pariteetti on maailmalla voimassa, jolloin

$$(3.6a) r_1^f = r_2^f + \dot{e}_3$$

ja tällöin

$$(3.6b) r_1^f + \dot{e}_1 \stackrel{(3.2)}{=} r_1^f + \dot{e}_2 - \dot{e}_3 \stackrel{(3.6a)}{=} r_2^f + \dot{e}_2.$$

Jos avoin pariteetti on maailmalla voimassa, termiinikurssit ovat harhattomia ja tehokkaita estimaatteja tulevista valuuttakursseista, kun katettu korkopariteetti on voimassa. Useissa kansainvälisissä empiirisissä tutkimuksissa avoimen

pariteetin hypoteesi on kuitenkin hylätty (ks. Hansen ja Hodrick (1980), Bilson (1981), Murfin ja Ormerod (1984) ja Longworth (1985)). Sama tulos on saatu myös Suomessa (ks. Haaparanta ja Kähkönen (1985)). Oletusta avoimesta pariteetista maailmalla käsitellään ainoastaan erikoistapauksena.

Oletetaan, että yritykset ovat riskiä karttavia ja maksimoivat periodin lopun odotettua varallisuutta sekä minimoivat sijoituksiin liittyviä riskejä eli

$$(3.7) \text{ maks } U = U(W_1, \frac{1}{2} \delta_W^2); U_{W_1} > 0, U_{\delta_W^2} < 0$$

ehdoilla (3.3) ja (3.5).

Tällöin ensimmäisen kertaluvun ehdoista saadaan kysyntä-funktiot valuutoille 1 ja 2.

$$(3.8a) \frac{F_1}{W} = \frac{1}{J\theta_y} \{(\delta_{e_F}^2 + \alpha^2 \delta_{e_3}^2 + 2 \cdot \alpha \cdot \delta_{e_F e_3})(r - r_1^f - \dot{e}_1) + (\alpha \cdot (1-\alpha) \cdot \delta_{e_3}^2 - \delta_{e_F}^2 + (1-2\alpha) \cdot \delta_{e_3 e_F}) \cdot (r_2 - r_2^f - \dot{e}_2)\}$$

$$(3.8b) \frac{F_2}{W} = \frac{1}{J\theta_y} \{(\alpha(1-2) \cdot \delta_{e_3}^2 - \delta_{e_F}^2 + (1-2\alpha) \cdot \delta_{e_F e_3})(r - r_1^f - \dot{e}_1) + (\delta_{e_F}^2 + (1-\alpha)^2 \cdot \delta_{e_3}^2 - 2(1-\alpha) \cdot \delta_{e_F e_3})(r - r_2^f - \dot{e}_2)\},$$

$$\text{jossa } J = \delta_{e_F}^2 \delta_{e_3}^2 (1 - \rho_{e_F e_3}^2) > 0 \text{ ja } \theta_y = U_{\delta^2} / U_W \cdot W > 0$$

on yritysten riskiaversion mitta.

Kysyntäfunktiot voidaan tällöin kirjoittaa muotoon

$$F_1 = f^1(r, r_1^f + \dot{e}_1, r_2^f + \dot{e}_2)W; f_r^1 > 0, f_{r_1}^1 < 0, f_{r_2}^1 \geq 0.$$

$$F_2 = f^2(r, r_1^f + \dot{e}_1, r_2^f + \dot{e}_2)W; f_r^2 > 0, f_{r_1}^2 \geq 0, f_{r_2}^2 < 0.$$

Valuutan  $i$  ( $i = 1, 2$ ) kysyntä valuutan  $j$  ( $j = 1, 2$  ja  $j \neq i$ ) tuoton suhteen on riippuvainen indeksin painoista ja ristikkäiskurssiepävarmuuden suhteesta indeksiepävarmuuteen. Jos ristikkäiskurssiepävarmuus "dominoi" suhteessa indeksiepävarmuuteen  $f_j^i < 0$  ja sijoituskohteet ovat komplementteja keskenään. Päinvastaisessa tilanteessa voi sen sijaan olla voimassa  $f_j^i > 0$  eli sijoituskohteet ovat bruttosubstituutteja keskenään.<sup>4</sup>

Kysyntäfunktioista (3.8a ja b) saadaan yritysten koko pääomatuonnille  $F = F_1 + F_2$  ja markkinarahan kysynnälle

$$(3.9) \frac{F}{W} = \frac{H}{W} - 1 = \frac{1}{\theta_y \delta_{e_F} (1 - \rho_{e_F e_3})} \left\{ \left( \alpha + \frac{\delta_{e_F}}{\delta_{e_3}} \rho_{e_F e_3} \right) (r - r_1^f - \dot{e}_1) \right. \\ \left. + \left( 1 - \alpha - \frac{\delta_{e_F}}{\delta_{e_3}} \rho_{e_F e_3} \right) (r - r_2^f - \dot{e}_2) \right\}$$

Yhtälöstä (3.9) havaitaan, että eri valuuttojen suhteelliset painot yritysten pääomantuonnissa ovat suoraan verrannollisia valuuttaindeksin koripainoille. Ei kuitenkaan ole syytä olettaa (erikoistapauksia lukuunottamatta), että yritysten pääomantuonti määräytyisi täysin koripainojen perusteella. Pää-

<sup>4</sup>Jos  $\alpha = 0.5$ , sijoituskohteet ovat bruttosubstituutteja, kun  $\delta_{e_F} > 0.5 \cdot \delta_{e_3}$  ja komplementteja, kun  $\delta_{e_F} < 0.5 \cdot \delta_{e_3}$ .

omantuonnin korkoherkkyys on riskiaversion lisäksi riippuvainen indeksi- ja ristikkäiskurssiepävarmuudesta.

Indeksiepävarmuuden kasvu supistaa pääomanliikkeiden korkoherkkyyttä, mutta ristikkäiskurssiepävarmuuden vaikutus jää avoimeksi (todennäköisimmin supistava tai neutraali). Lisäksi, jos valuutan  $i$  paino indeksissä on vähäinen suhteessa indeksi- ja ristikkäiskurssiepävarmuuden kovarianssitermiin, vastaavan valuutan korkomuuttujan etumerkki voi vaihtua pääomantuonnin yhtälössä.

Tarkastellaan seuraavaksi muutamia erikoistapauksia. Oletetaan ensinnäkin, että valuuttakurssiepävarmuus maailmalla muodostuu hyvin suureksi tai indeksiepävarmuus suhteessa ristikkäiskurssiepävarmuuteen on hyvin pieni (eli  $\delta_{e_3} \rightarrow \infty$  tai  $\delta_{e_F} / \delta_{e_3} \approx 0$ ).

Tällöin yritysten koko pääomantuonti supistuu muotoon

$$(3.10) \quad \frac{F}{W} = \frac{1}{\theta_y \delta_{e_F}^2 (1 - \rho_{e_3 e_F}^2)} \{r - \alpha(r_1^f + \dot{e}_1) - (1-\alpha)(r_2^f + \dot{e}_2)\}$$

eli pääomantuonti on funktio kotimaisen koron ja indeksin painoilla painotetun ulkomaisen koron poikkeamasta. Yritys pyrkii eliminoimaan täysin ristikkäiskurssiepävarmuuden vaikutukset tuomalla ja viemällä valuuttaa indeksipainojen suhteessa.

Oletetaan toisaalta, että avoin pariteetti on maailmalla voimassa, jolloin ehdoista (3.6) saadaan, että

$$r_1^f + \dot{e}_1 = r_2^f + \dot{e}_2 = r^f + \dot{e}.$$

Tällöin yhtälöt (3.8a ja b) sekä (3.9) supistuvat muotoon

$$(3.11a) \frac{F_1}{W} = \frac{1}{\theta_y \delta_{e_F}^2 (1 - \rho_{e_F e_3}^2)} \left( \alpha + \frac{\delta_{e_F}}{\delta_{e_3}} \cdot \rho_{e_F e_3} \right) (r - r^f - \dot{e})$$

$$(3.11b) \frac{F_2}{W} = \frac{1}{\theta_y \rho_{e_F}^2 (1 - \rho_{e_F e_3}^2)} \left( 1 - \alpha - \frac{\delta_{e_F}}{\delta_{e_3}} \cdot \rho_{e_F e_3} \right) (r - r^f - \dot{e}).$$

$$(3.11c) \frac{F}{W} = \frac{1}{\theta_y \delta_{e_F}^2 (1 - \rho_{e_F e_3}^2)} (r - r^f - \dot{e}).$$

Yhtälöstä (3.11c) nähdään, että yritysten koko pääomantuonti on funktio kotimaisen koron ja minkä tahansa kansainvälisen koron sekä odotetun valuuttakurssimuutoksen poikkeamasta.

Pääomantuonnin (tai viennin) suhteelliset osuudet valuutoittain ovat tällöin

$$(3.12a) \frac{F_1}{F} = \alpha + \frac{\delta_{e_F}}{\delta_{e_3}} \cdot \rho_{e_F e_3} > \alpha, \text{ kun } \rho_{e_F e_3} > 0.$$

$$(3.12b) \frac{F_2}{F} = 1 - \alpha - \frac{\delta_{e_F}}{\delta_{e_3}} \cdot \rho_{e_F e_3} < 1 - \alpha, \text{ kun } \rho_{e_F e_3} > 0.$$

Vaikka avoin pariteetti olisi maailmalla voimassa, yritys ei välttämättä kata kaikkia ristikkäispositioita, mikäli indeksiin ja kansainvälisiin valuuttakursseihin liittyvä epävarmuus korreloivat keskenään. Tätä voidaan havainnol-

listaa esimerkin avulla. Oletetaan, että Ruotsin kruunuun kohdistuvien devalvaatio-odotusten seurauksena myös markan indeksin odotetaan devalvoituvan ja yritysten pääomanvienti kasvaa. Koska markkaan kohdistuvat odotukset ovat seurausta ristikkäiskurssiepävarmuudesta, pääomanviennissä ei käytetä koripainoja vaan ulkomaiset sijoitukset tehdään muissa valuutoissa kuin Ruotsin kruunuissa.

Jos sen sjaan korrelaatio ristikkäiskurssin ja indeksin välillä on nolla, mutta avoin pariteetti maailmalla ei ole välttämättä voimassa, yritysten koko pääomantuonti supistuu muotoon

$$(3.13) \frac{F}{W} = \frac{1}{\theta_y \delta^2 e_F} \{r - \alpha(r_1^f + \dot{e}_1) - (1 - \alpha)(r_2^f + \dot{e}_2)\}$$

Tällöin koko pääomantuonti on funktio kotimaisen koron ja indeksin painoilla painotetun ulkomaisen koron välisestä erosta. Korkoherkkyys on riippuvainen ainoastaan yritysten riskiaversiosta ja indeksiin liittyvästä epävarmuudesta. Jos lisäksi avoin pariteetti on maailmalla voimassa, yhtälöt (3.8a ja 3.8b) sekä (3.13) supistuvat edelleen muotoon:

$$(3.14a) \frac{F_1}{W} = \frac{1}{\theta_y \delta^2 e_F} \alpha (r - r^f - \dot{e})$$

$$(3.14b) \frac{F_2}{W} = \frac{1}{\theta_y \delta^2 e_F} (1 - \alpha)(r - r^f - \dot{e})$$

$$(3.14c) \frac{F}{W} = \frac{1}{\theta_y \delta^2 e_F} (r - r^f - \dot{e})$$

Tällöin koko pääomantuonnin kannalta ei ole merkitystä,

mitä ulkomaista korkoa käytetään (valuuttakurssiodotuksilla täsmennettynä) ja yritykset käyttävät indeksin painoja korivaluutoissa eli

$$\frac{F_1}{F} = \alpha \text{ ja } \frac{F_2}{F} = 1 - \alpha.$$

Näillä tuloksilla on eräitä implikaatioita suomalaiseen pääomanliikkeitä koskevaan tutkimukseen, joissa ulkomaisena korkona varsin yleisesti käytetään eurodollarikorkoa (ks. mm. Alho (1984), Halttunen (1984), Hämäläinen (1984), Johansson ja Rajakangas (1984) ja Tarkka (1984)). Näissä tutkimuksissa implisiittisesti oletetaan, että avoin pariteetti on maailmalla voimassa ja että indeksiepävarmuus ei korreloi kansainvälisen valuuttakurssiepävarmuuden kanssa.

### 3.2. Pankit

Nykyinen valuuttasäännöstely sallii pankeille avoimia positioita suhteessa markan indeksiin ainoastaan hyvin rajoitetusti. Pankit voivat kuitenkin ottaa ristikkäispositioita eli välitettyjen valuuttaluottojen tai termiinikateluottojen ei tarvitse täsmätä valuutoittain. Positioita voidaan myös joustavasti muuttaa SWAP-kaupoilla.

Oletetaan, että pankkien positioit suhteessa indeksiin eivät ole sallittuja, mutta positiot valuutan 1 ja 2 välillä voidaan määrätä vapaasti.<sup>5</sup> Tällöin pankeilla

$$F_1^B + F_2^B = 0,$$

<sup>5</sup>Jos pankit voisivat ottaa avoimen position markkaa vastaan, niiden käyttäytyminen olisi samanlaista kuin yrityksillä. Riskiaversiosta olisi luonnollisesti eroja ja tämän vuoksi pankkien aiheuttamat pääomanliikkeet olisivat ilmeisesti huomattavasti suuremmat kuin yritysten aikaansaamat.

jossa  $F_i^B$  ( $i = 1$  ja  $2$ ) on valuutan  $i$  nettomääräinen sijoitus ja vastaava odotettu tuotto ( $P$ ) on

$$(3.16) P = (r_1^f + \dot{e}_1) \cdot F_1^B + (r_2^f + \dot{e}_2) \cdot F_2^B.$$

Oletetaan edelleen, että ainoastaan valuuttakursseihin liittyy epävarmuutta, jolloin sijoituksiin liittyvä riski muodostuu ristikkäiskurssiepävarmuudesta

$$(3.17) \delta^2 = (F_1^B)^2 \delta_3^2$$

Maksimoimalla sijoitusten odotettua tuottoa ja minimoimalla riskiä

$$(3.18) \text{maks } U = U(P, \frac{1}{2} \delta^2), U_p > 0, U_{\delta^2} < 0,$$

saadaan valuuttapositioille ensimmäisen kertaluvun ehdoista

$$(3.19a) F_1^B = \frac{1}{\theta_p \delta_3^2} (r_1^f + \dot{e}_1 - r_2^f - \dot{e}_2)$$

$$(3.19b) F_2^B = - \frac{1}{\theta_p \delta_3^2} (r_1^f + \dot{e}_1 - r_2^f - \dot{e}_2),$$

jossa  $\theta_p > 0$  on pankin riskiaversio.

Ainoastaan, jos avoin pariteetti ei ole maailmalla voimassa, pankki mahdollisesti ottaa avoimia positioita eri valuuttojen välillä. Sen sijaan, jos sijoitusten odotetut tuotot eivät

poikkea toisistaan, pankin kannattaa aina kattaa kaikki riskittäispositiot. Tällöin

$$r_1^f + \dot{e}_1 = r_2^f + \dot{e}_2 \text{ ja } F_1^B = F_2^B = 0.$$

ja pankkien välittämän valuuttamääräisen luotonannon tuotto muodostuu ainoastaan välityspalkkiosta.

#### 4. Empiiriset tulokset

##### 4.1. Havaintoaineisto

Suomen Pankin määräysten mukaan yritysten valuuttakurssiriskin kateoperaatioilla kuten terminoinnilla tai vientisaatavien ulkomaisella rahoituksella täytyy olla kaupallinen tausta. Määräysten noudattamisesta huolimatta yrityksellä on mahdollisuus - niin halutessaan - ottaa avoin valuuttapositio. Oletetaan esimerkiksi yritys, jonka vientisaatavat ja tuontivelat ovat samassa valuutassa, ne ovat yhtä suuret ja niillä on sama maturiteetti. Jos yritys terminoi vientisaatavansa, muttei tuontivelkaansa, sille syntyy terminoinnin suuruinen avoin kurssiriski. Tarkasteltaessa aggregaattitasolla viime vuosien terminointien kehitystä yritysten käyttäytyminen vaikuttaa edellä kuvatun kaltaiselta. Yleisesti vientisaatavien rahoitusluottojen ja terminointien summan kehityksen pääsyinä on pidetty terminipremion suuruutta ja kotimaisen markkinakoron korkeutta verrattuna ulkomaisiin korkoihin sekä markan revalvaatiopainotteisia kurssiodotuksia. Tuontivelkoihin liittyvän kurssiriskin vähäiseen kattamiseen ja siten yritysten spekulatiiviseen käyttäytymiseen ei ole kiinnitetty kovinkaan paljoa huomiota.

Yritysten käyttäytymiseen ja pääoman tuontiin (portfolion valintaan) vaikuttavia tekijöitä empirisesti selvitetessä havaintoaineistona käytettiin valuuttapankkien kuukausittain Suomen Pankkiin antamaa ns. valuuttailmoituksen tietoja kuukauden viimeisen päivän valuuttatilanteesta. Pankkien valuuttailmoituksista on kerätty Yhdysvaltain dollari-, Saksan marka- ja Sveitsin frangimääräinen yhteensä laskettu lyhytaikainen nettovelka (pääoman tuonti)

ajanjaksolta 1983:1 - 1985:9. Näiden kolmen valuutan yhteenlaskettu osuus koko pääomantuonnista on ollut keskimäärin noin 80 - 90 %. Markoiksi nettovelka on muutettu kuukauden keskimääräisen valuuttakurssin (myyntikurssi) avulla. Näin saadut luvut eivät vastaa aivan täsmällisesti pankkien taseissa olevia lukuja. Näiden kolmen valuutan yhteenlaskettu osuus koko pääomantuonnista on ollut keskimäärin noin 80 - 90 %. Valuuttailmoitusten suurimmat erät ovat yrityksille välitetty vientisaatavien rahoitus ja termiiniostojen katteeksi otetut ulkomaiset lyhytaikaiset luotot. Aineistomme kuvaa siten varsin pitkälle yritysten käyttäytymistä.

Käytettävissä olleen aineiston avulla ei voida - kuten ei minkään muunkaan vastaavanlaisen aineiston avulla - jaotella pääoman tuontia spekulatiiviseksi tai pelkästään kurssiriskiltä suojautumiseksi. Siten myös eräiden parametrien a priori-etumerkit jäävät epäselviksi.

#### 4.2. Mallien estimointi ja testaus

Valuuttakurssiepävarmuuden vaikutusta pääoman tuontiin testattaessa lähtökohtana käytetään teoreettisessa osassa täsmennettyjä yhtälöitä (3.9), (3.13) ja (3.14c). Estimoitavat yhtälöt eivät vastaa täsmällisesti teoreettisia vastineitaan, koska yritysten kokonaisvarallisuudesta ei ole saatavilla tietoja. Toisaalta havaintojaksomme lyhyden vuoksi voidaan sekä hintatasot että kokonaisvarallisuus olettaa vakioksi. Nämä oletukset vaikuttavat ainoastaan estimoitavan vakion tulkintaan. Aineistona käytetään kolmen valuutan kuukausittaisia nettovelkahavaintoja.

Yksinkertaisimmassa mallissa, jota vastaa teoreettisen osan yhtälö (3.14c), oletetaan avoimen pariteetin olevan maailmalla voimassa ja kovarianssilausekkeen olevan nolla (indeksin ja ristikkäiskurssin välinen korrelaatio on nolla tai indeksiepävarmuus suhteessa ristikkäiskurssiepävarmuuteen on hyvin pieni).

Kun oletetaan, ettei avoin pariteetti ole välttämättä voimassa, mutta kovarianssilauseke on edelleen nolla, malliin tulee yksi tai kaksi uutta parametria. Lisäparametrien määrä on riippuvainen siitä, ovatko esim. Saksan markka ja Sveitsin frangi pääomantuonnissa niin läheisiä substituutteja toisilleen, että ne voidaan yhdistää yhdeksi valuutaksi.

Viimeisenä testattavana yhtälönä on pääoman tuontiyhtälön yleinen muoto, jossa ei ole rajoittavia oletuksia. Tällöin oletetaan siis ensinnäkin indeksiepävarmuuden ja kansainvälisiin valuuttakursseihin liittyvän epävarmuuden korreloivan keskenään. Toiseksi, ristikkäiskurssiepävarmuus ei ole äärettömän suuri eikä indeksiepävarmuus nolla, ja kolmanneksi, avoimen pariteetin maailmalla ei tarvitse olla voimassa.

Eri mallien "paremmuutta" ja lisäparametrien merkittävyyttä testataan samapesäisten (nested) epälineaaristen mallien testaukseen varsin hyvin soveltuvan uskottavuusosamäärätestin avulla. Testisuure saadaan yksinkertaisesti kertomalla estimoitujen mallien log-likelihood-funktioiden maksimiarvojen ( $L(\cdot)$ ) erotus kahdella. Testisuure on asympotoottisesti  $\chi^2$ -jakautunut ja testin vapausasteet määräytyvät lisäparametrien lukumäärän perusteella.

Yritysten tuottotietoisuuden yleistymisen ja uudet valuutta- ja rahamarkkinoiden hyödyntämistavat ovat luonnollisesti vaikuttaneet tarkasteltavaan pääoman tuontisarjaan. Tämän vaikutuksen ainakin osittaiseksi eliminoimiseksi kaikkiin estimoitaviin yhtälöihin selittäjäksi lisättiin log-lineaarinen trendi.

Valuuttakurssiennusteet määräytyvät malleissa 1 kk termiinikurssiennusteiden avulla. Toisin sanoen termiinikurssilla ja vakiolla selitetyn avistakurssin ennustetta on käytetty määriteltäessä yritysten kurssiennusteita. Vaikka termiinikurssi ei olekaan tulevan avistakurssin harhaton ennuste, termiinikurssiennusteet ovat Suomen aineistolla osoittautuneet tasavertaisiksi muiden ennusteiden kanssa, (ks. Lehmuksaari (1985)).

On ilmeistä, ettei ainostaan kurssimuutokset, vaan myös muutoksiin liittyvä riski vaikuttaa pääomanliikkeisiin. Estimoinneissa tätä riskiä mitattiin dollarin ja Saksan markan ristikkäiskurssin keskihajonnan trendipoikkeamalla. Kuukausittaiset hajonnat on saatu käyttämällä viikottaisia valuuttakursseja. Trendipoikkeaman käyttöä perustellaan sillä, ettei haluta hajonnan sisältämän trendin vaikuttavan estimoitituloksiin, sillä trendille on jo annettu oma tulkintansa.

Ennen kuin tarkastellaan eri mallitasmennyksiä, esitellään estimoinnissa käytetyt muuttujat:

- $F$  = pääomantuonti (ks. edellinen luku)  
 $r$  = markkinarahan korko  
 $r_1$  = dollarin kolmen kuukauden eurokorko  
 $r_2$  = Saksan markan " " "  
 $r_3$  = Sveitsin frangin " " "  
 $\dot{e}_1$  = dollarin odotettu kurssimuutos markkaa vastaan  
 $\dot{e}_2$  = Saksan markan " " " "  
 $\dot{e}_3$  = Sveitsin frangin " " " "  
 $\dot{e}_4$  = Saksan markan ja dollarin välisen kurssin odotettu muutos  
 $\dot{e}_5$  = Saksan markan ja Sveitsin frangin " " "  
 $t$  = log-lineaarinen trendi  
 $\delta$  = Saksan markka - dollari -kurssin keskihajonta

Yksinkertaisin täsmennys on muotoa:

$$S_0 : F = \alpha_0(r - r_1 - \dot{e}_1) + \gamma_1 t$$

Tällöin avoin pariteetti on maailmalla voimassa ja riskikäiskursseilla ei ole vaikutusta pääomanliikkeisiin.

Jos korrelaatiolauseke on nolla, muttei avoin pariteetti ole maailmalla voimassa, estimoitava malli on muotoa

$$S_1 : F_1 = \alpha_0[r - \alpha_1(r_1 + \dot{e}_1) - (1 - \alpha_1)(r_2 + \dot{e}_2) + \gamma_1 t],$$

jossa parametri  $\alpha_0$  kuvaa herkkyyttä ja parametri  $\alpha_1$  osoittaa dollarin osuutta pääomantuonnissa.

Täsmennyksessä  $S_1$  oletetaan, että Saksan markka ja Sveitsin frangi ovat niin läheisiä substituutteja, että ne voidaan yhdistää. Jos näin ei ole, päästään kolmanteen täsmennykseen:

$$S_2 : F = \alpha_0 [r - \alpha_1(r_1 + \dot{e}_1) - \alpha_2(r_2 + \dot{e}_2) - (1 - \alpha_1 - \alpha_2)(r_3 + \dot{e}_3) + \gamma_1 t],$$

jossa  $\alpha_2$  kuvaa Saksan markan osuutta pääomantuonnissa.

Jos yritykset odottavat kaikkien valuuttakurssien pysyvän muuttumattomana,  $S_2$  supistuu muotoon:

$$S_3 : F = \alpha_0 [r - \alpha_1 r_1 - \alpha_2 r_2 - (1 - \alpha_1 - \alpha_2) r_3 - \gamma_1 t].$$

Kun yhtälössä (3.9) ristikkäiskurssiepävarmuuden kovarianssilauseke tulkitaan parametriksi  $\beta$ , toisin sanoen, kun

$$\frac{\delta_{e_F}}{\delta_{e_3}} \cdot \rho_{e_F e_s} = \beta,$$

pääomanliikkeiden yhtälö voidaan yksinkertaisten manipulointien jälkeen esittää muodossa, jossa eri valuuttojen ristikkäiskurssiodotukset ovat eksplisiittisesti mukana. Dollarin kurssimuutosten dominoidessa eri ristikkäiskurssisarjojen muutoksia muuttujien multikollineaarisuudesta tulee ongelma. Tämän vähentämiseksi yleisen muodon pääomantuontiyhtälö estimoitiin muodossa:

$$S_4 : F = \alpha_0 [r - \alpha_1 r_1 - (1 - \alpha_1)(r_2 + \dot{e}_2) + \beta_1 \dot{e}_1 + \beta_2 \dot{e}_5 + \gamma_1 \delta + \gamma_2 t].$$

Viimeisenä testattavana täsmennyksenä on  $S_5$ , joka eroaa  $S_4$ :stä ainoastaan siten, että siihen on lisätty Sveitsin frangin kurssiodotuksilla täsmennetty eurokorke.

Taulukkoon 1 on kerätty uskottavuusosamäärätestin edellyttämät tiedot eri täsmennyksistä.

Taulukko 1.

Täsmennys	Log-likelihood arvo, $L(\cdot)$	Täsmennys-testi
$S_0$	- 275.4	
$S_1$	- 255.5	$2[L(S_1) - L(S_0)] = 39.8 \sim \chi^2_{(1)}$
$S_2$	- 251.3	$2[L(S_2) - L(S_1)] = 8.2 \sim \chi^2_{(1)}$
$S_3$	- 257.6	$2[L(S_3) - L(S_0)] = 35.6 \sim \chi^2_{(2)}$
$S_4$	- 244.3	$2[L(S_4) - L(S_2)] = 14.0 \sim \chi^2_{(2)}$
$S_5$	- 244.1	$2[L(S_5) - L(S_4)] = .4 \sim \chi^2_{(1)}$

Taulukon tulkinta on yksinkertaista. Täsmennystestin mukaan voidaan hylätä hypoteesit sekä avoimen pariteetin voimassaolosta maailmalla ( $S_1$  vs.  $S_0$ ) että ristikkäiskurssiepävarmuuden vaikuttamattomuudesta ( $S_4$  vs.  $S_2$ ) jopa 0.1 %:n merkitsevyystasolla.

Kun ristikkäiskurssi odotukset ovat täsmennyksissä mukana, Saksan markka ja Sveitsin frangi voidaan yhdistää yhdeksi valuutaksi, jona estimoinneissa käytettiin Saksan markkaa ( $S_5$  vs.  $S_4$ ). Dollarin estimoituun painoon (parametri  $\alpha_1$ ) valuuttojen eriyttämisellä ei ollut vaikutusta. Ilman ristikkäiskursseja täsmennyksissä valuutat tulisi tulostemme mukaan pitää erillisinä selittäjinä ( $S_2$  vs.  $S_1$ ).

Koska tarkastelluista malleista täsmennys  $S_4$  näyttää soveltuvan parhaiten pääoman tuonnin selittämiseen, tarkastellaan sitä hieman lähemmin. Taulukossa 2 on esitetty täsmennyksen parametrien estimoidut arvot.

Taulukko 2. Pääomantuontiyhtälön estimointitulokset  
Suluissa asymptoottiset t-arvot.

Parametri	Kerroin
$\alpha_0$	1026.2 (5.83)
$\alpha_1$	.467 (3.11)
$\beta_1$	-.186 (-2.85)
$\beta_2$	-.350 (-3.16)
$\gamma_1$	.377 (2.37)
$\gamma_2$	2.051 (3.48)

Täsmennyksen  $S_4$  kaikki kertoimet ovat tilastollisesti nol-  
lasta poikkeavia ja mallin selitysaste on noin 86 %, jota  
voidaan pitää kuukausiaineistolla varsin hyvänä. t-testin  
asymptoottisuudesta, havaintojen lukumäärästä ja jäännös-  
termien mahdollisesta autokorreloituneisuudesta johtuen  
parametrimaattien keskivirheet saattavat olla alaspäin  
harhaiset, joten tuloksiin tulee suhtautua tietyllä va-  
rauksella. Suuntaa-antavia ne ovat joka tapauksessa.

Estimoidun korkoherkkyyden (vakio) mukaan prosenttiyksi-  
kön markkinakoron nousu Suomessa lisää pääomantuontia  
noin miljardilla markalla. Arvio on kuitenkin alaspäin  
harhainen, koska aineistomme ei kata kaikkea lyhytai-  
kaista pääomantuontia.

Teoreettisessa mallissa valuuttojen painot ovat suoraan verrannolliset valuuttaindeksin koripainoille, mutta tulosten mukaan pääomantuonti ei kuitenkaan määräydy koripainojen mukaan. Dollarin estimoitu suhteellinen paino on 46.7 %, joka on selvästi suurempi kuin sen todellinen paino korissa. Sitä vastoin estimoitu paino on hyvin lähellä dollarin osuutta pankkien yrityksiltä ostamista termiinivaluutoista, joka oli tarkasteluajanjaksolla keskimäärin 46.5 %. Kun indeksi- ja ristikkäiskurssiepävarmuuden kovarianssilauseke jätetään tarkastelun ulkopuolelle, dollarin suhteellinen paino supistuu noin 30 - 33 prosenttiin. Tämä on lähellä painoa, joka dollarilla olisi, jos korissa olisi vain tarkasteluissa olleet kolme valuuttaa.

Uskottavuusosamäärätestin mukaan ristikkäiskurssiepävarmuutta ei voida kuitenkaan jättää ottamatta huomioon. Yritykset eivät siis kata kaikkia ristikkäispositioitaan. Tulosten mukaan kovarianssilausekkeen vaikutus on pääomaliikkeiden korkoherkkyyttä supistava. Huomattakoon, että parametriin  $\beta_1$  sisältyy dollarin ja muiden valuuttojen ristikkäiskurssiepävarmuuden lisäksi myös epävarmuus markkaa vastaan (parametri  $\alpha_1$ ).

Epävarmuuden kasvu (dollarin ja Saksan markan ristikkäiskurssin keskihajonta) lisää tulosten mukaan pääomantuontia. Tulos vaikuttaa kyseenalaiselta. Se ei ole kuitenkaan välttämättä sitä, koska aineistomme koostuu sekä katetusta että kattamattomasta pääomantuonnista. Epävarmuuden kasvu lisää valuuttariskipositiota pienentäviä terminointeja, jotka näkyvät edelleen pääomantuontina. Toinen mahdollinen selitys on näennäiskorrelaation vaikutus, joka vielä korostuu havaintojakson lyhyden ja poikkeuksellisuuden vuoksi.

Vaikka tarkasteluajanjaksolla rahoitusmarkkinoilla tapahtuneet muutokset ja käytetyn aineiston puutteet rajoittavat estimointituloksista tehtäviä päätelmiä, ilmeistä kuitenkin on, että oletus avoimen pariteetin voimassaolosta maailmalla ja kansainvälisten ristikkäiskurssi-epävarmuuksien huomioonottamatta jättäminen pääomaliikkeitä tarkasteltaessa johtaa harhaisiin tuloksiin. Saadut tulokset vahvistavat siten teoreettisen mallin yritysten varallisuuden optimaalisesta sijoittamisesta saatua verrattain moni-ilmeistä kuvaa.

## 5. LOPUKSI

Tutkimuksen teoreettisessa osassa on tarkasteltu sekä korko- että valuuttakurssiepävarmuuden lisäämisen vaikutuksia yritysten ja pankkien lyhyen aikavälin käyttäytymiseen. Jos keskuspankki siirtyy päiväkoron kontrollista päiväluottojen määrälliseen kontrolliin, lisätään ilmeisesti epävarmuutta korkojen suhteen. Samalla voidaan lisätä rahapolitiikan autonomiaa, jos yritykset eivät voi täysin suojautua korkoriskeiltä. Valuuttakurssiepävarmuuden (indeksiepävarmuuden) kasvu supistaa pääomanliikkeiden korkoherkkyyttä, joten satunnaisuuden lisääminen valuuttaindeksin pisteluvun määräytymisessä johtaa rahapolitiikan autonomian kasvuun. Jos samanaikaisesti lisätään sekä korko- että valuuttaepävarmuutta, korkoerojen hyödyntäminen koti- ja ulkomaan välillä vaikeutuu, ja samalla myös pääomanliikkeet vähenevät.

Tutkimuksen empiirisessä osassa on tarkasteltu yritysten pääomantuontiin vaikuttavia tekijöitä. Tulosten mukaan koti- ja ulkomaisten korkoerojen lisäksi yritykset ottavat portfolionsa jakaumaa määritessään huomioon valuuttojen väliset ristikkäiskurssiepävarmuudet. Myös näimä vaikuttavat pääomanliikkeiden korkoherkkyyttä supistavasti.

## LÄHTEET

ALHO, K. (1984): "Korkopolitiikan itsenäisyydestä Suomessa", ETLA-keskusteluaiheita, nro 162.

AURIKKO, E. (1984): "Aktiivinen valuuttakurssipolitiikka ja rahapolitiikan autonomia", Suomen Pankki, Valuuttapolitiikan osasto VP 10/84.

BILSON, J. (1981): "The 'Speculative Efficiency' Hypothesis", *Journal of Business*, vol. 54, s. 435 - 451.

BRANSON W. and HENDERSON, D. (1985): "The Specification and Influence of Asset markets", teoksessa *Handbook of International Economics*, vol. II (ed.) Jones and Kenen, s. 749 - 805.

HAAPARANTA, P. and KÄHKÖNEN, J. (1985): "Spot and Forward Exchange Rates and The Risk Premium in Forward Exchange: Tests Using Finnish Data", Suomen Pankki, Kansantalouden osasto KT 16/85.

HALTTUNEN, H. (1984): "The Forward Exchange Market, Short-Term Capital Flows and the Independence of Monetary Policy in Finland", Suomen Pankki, Tutkimusosasto TU 15/84.

HANSEN, L. and HODRICK, R. (1980), "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis", *Journal of Political Economy*, vol. 88, s. 829-853.

HÄMÄLÄINEN, T. (1984): "Lyhytaikaiset pääomaliikkeet ja rahapolitiikka", Suomen Pankki, Tutkimusosasto TU 16/84.

JOHANSSON, P. (1985): "Rahapolitiikan instrumentin valinta", julkaisematon.

JOHANSSON P. ja RAJAKANGAS, T. (1984): "Pääomanliikkeet sterilointi ja rahapolitiikan itsenäisyys", KAK:3.

LEHMUSAAARI, O-P. (1985): "Valuuttakurssiepävarmuus ja keskuspankin valuuttavarannon sijoittaminen", Lisensiaattitutkimus, Helsingin Yliopisto.

LONGWORTH, D. (1985): "Exchange Market Efficiency: An Examination of Speculation Across Forward Markets, Economic Letters, vol. 18, s. 247 - 249.

MURFIN, A. and ORMEROD, P. (1984): "The Forward Rate for the U.S. Dollar and the Efficient Markets Hypothesis, 1978-1983", The Manchester School of Economic and Social Studies.

OKSAMEN, H. (1981): "Valuuttakurssiriskien hallinta suomalaisessa yrityksessä", TTT-tutkimuksia 10.

RAATIKAINEN, J. (1985): "Yrityksen riskit ja valuuttojen terminimarkkinat", Taloustieteellisen Seuran vuosikirja 1984/85.

TARKKA, J. (1984): "Rahapoliittisesta itsenäisyydestä", Taloustieteellisen seuran vk. 1983/84.

TURNOVSKY, S. (1982): "A Determination of the Optimal Currency Basket", Journal of International Economics, 12, s. 333 - 354.

WALSH, C. (1984): "Interest Rate Volatility and Monetary Policy", Journal of Money Credit and Banking, Vol. 16, nro 2, s. 134 - 150.