

KESKUSTELUALOITTEITA DISCUSSION PAPERS

Juhani Raatikainen

MARKAN TUOTTOKÄYRÄN TULKINTA

IVA5, VA6, VA9, VA

valuutat, termiinit,
korot

25.5.1987

VP 4/87

Suomen Pankin
Valuuttapolitiikan osasto

Bank of Finland
Exchange Policy Department

Juhani Raatikainen

MARKAN TUOTTOKÄYRÄN TULKINTA

TIIVISTELMÄ

Tutkimuksen tavoitteena on selvittää, kuinka tuottokäyrä (laskennallinen tuottokäyrä, jossa käytetään Yhdysvaltojen dollarin eurokorkoa ja Helsingissä noteerattavaa dollarin termiinipremiota) määräytyy Suomessa ja voidaanko markan tuottokäyrän empiiristen havaintojen avulla sanoa jotakin markkinoilla vallitsevista korko- ja valuuttakurssi-odotuksista. Työ sisältää sekä teoreettisia että empiirisiä tarkasteluja. Osoitetaan, että katettu korkopariteetti ei ole voimassa dollarin ja markan välillä. Edelleen havaitaan sekä korko- että valuuttakurssi-odotusten (Suomen Pankin indeksiin kohdistuvien odotusten) vaikuttavan tuottokäyrän muotoon, mutta näiden kahden tekijän erottelun vaativan lisäinformaatiota: pelkät tuottokäyrän havainnot eivät tähän riitä. Tuottokäyrän maturiteettirakenne on loivasti nouseva, jos korko- ja valuuttakurssi-odotusten vaikutukset poistetaan. Käytämällä estimoitua tuottokäyrän maturiteettirakennetta sekä vallitsevaa lyhyttä kotimaista korkoa apuna, voidaan konstruoida "teoreettinen" tuottokäyrä, jonka muotoon odotukset eivät vaikuta. Vertaamalla todellisia tuottokäyrän havaintoja tähän "teoreettiseen" käyrään, kyetään markkinoilla vallitsevia odotuksia tarkastelemaan tehokkaalla tavalla (tutkimuksessa esitetään vuotta 1986 koskeva tarkastelu esimerkinomaisesti).

SISÄLLYS

1. Johdanto	1
2. Termiinikurssien määräytyminen "kehittymättömällä" rahoitusmarkkinoilla	3
3. Empiirisiä testejä suomalaiselle korkorakenteelle	19
4. Markan tuottokäyrän empiirisestä tulkinnasta	31
5. Yhteenveto	38

1 Johdanto

Suomalaiset rahoitusmarkkinat ovat muuttuneet voimakkaasti viimeisten vuosien aikana. Tämä koskee erityisesti lyhytaikaisen rahoituksen markkinoita, ns. rahamarkkinoita. Koron merkitys kysynnän ja tarjonnan tasapainottajana on korostunut, ja säännöstelyä on purettu niin kotimaisten kuin kansainvälistenkin instrumenttien osalta. Kehitykseen liittyvät myös markkinoiden entistä voimakkaammat reaktiot taloudellisessa ympäristössä tapahtuviin muutoksiin. Erityisen selvästi tämä heijastui vuoden 1986 aikana tapahtuneissa valuuttaspekulaatioissa. Markkinamekanismin toiminnan tehostumiseen saattavatkin liittyä korkotason ja valuuttavarannon entistä voimakkaammat vaihtelut. Olosuhteiden muutos vaatii kehittämään uusia välineitä rahamarkkinoiden tilanteen tulkitsemiseksi. Eräs "kehittyneillä" rahamarkkinoilla suosittu väline on tuottokäyrä, joka kertoo tarkasteluhetkellä koron maturiteettirakenteen. Tuottokäyrää voidaan käyttää apuna tarkasteltaessa markkinoilla vallitsevia tulevaisuutta koskevia odotuksia. Jos rahamarkkinat toimivat tehokkaasti, heijastuvat tuotto-odotukset täysin tämänhetkisisissä noteerauksissa. Tuottokäyrä kertoo siten sekä odotusten suunnan että odotettujen muutosten ajoituksen. Tuottokäyrän tutkimisessa ja tulkitsemisessä on laajemmassa mielessä kyse korkorakenteen määräytymisen selvittämisestä.

Korkorakenteen määräytyminen muodostaa erään tutkituimmista kysymyksistä taloustieteessä. Yleisenä ajatuksena pidetään, että pidempiaikaiset kotimaiset korot määräytyvät odotettujen lyhytaikaisten kotimaisten korkojen perusteella.

Lisäksi perinteisesti on nähty, että pidempiaikaisten sijoitusten huonomman likviditeetin vuoksi niillä on oltava lyhytaikaisia sijoituksia korkeampi tuotto (Hicks (1939)). Kotimaisten ja ulkomaisten vastaavan maturiteettisten sijoituskohteiden korkoero määräytyy odotetun valuuttakurssimuutoksen perusteella. Edelleen valuuttojen termiinkurssien nähdään muodostuvan siten, että termiinkurssin ja sopimushetken valuuttakurssin välinen prosentuaalinen erotus vastaa odotettua valuuttakurssimuutosta. Vaikkaakaan useita näistä väitteistä ei ole kyetty yksiselitteisesti osoittamaan tosiksi (katso esim. Fama (1984)), ovat relaatiot kuitenkin kohtuullisen selkeitä, kun kotimaiset rahoitusmarkkinat ovat kehittyneet ja pääomien liikkuvuus on vapaata. Sen sijaan korkorakennetta ei ole juurikaan tutkittu siinä tapauksessa, että kotimaiset rahoitusmarkkinat ovat "kehittymättömät". Suomessa kotimaisten rahamarkkinoiden instrumenttirakenne on suppea. Tämän seurauksena kotimaisilla rahamarkkinoilla ei ole noteerattu korkoja kaikille maturiteeteille (ainoastaan muutamalle) ja korkoriskitön arbitraasi kotimaisten ja ulkomaisten vastaavan pituisten sijoitusten välillä ei ole mahdollista (tilanne on kuitenkin nopeasti muuttumassa). Kun valuttamarkkinoita vielä dominoi Yhdysvaltojen dollari ja muiden valuuttojen vaihto (ja termiinkauppa) on vähäistä, ei yleisesti esitettyjä teorioita korkorakenteen määräytymisestä voida soveltaa Suomeen. Oman erityisongelmansa muodostaa valuuttakurssipolitiikka, jossa markan ulkoinen arvo on sidottu Suomen Pankin valuuttaindeksiin.

Tässä tutkimuksessa tarkastellaan korkorakenteen määräytymistä valuttamarkkinoilla, kun rahamarkkinat ovat kehittymättömät. Luvussa 2. konstruoidaan teoreettinen malli korkorakenteelle.

Luvussa 3. testataan Suomen aineistolla korkorakenteesta konstruoituja hypoteeseja. Luvussa 4. tarkastellaan osin edellisten tulosten valossa markan tuottokäyrän määräytymistä sekä tulkitaan tuottokäyrän avulla vuoden 1986 tapahtumia. Luvussa 5. esitetään yhteenveto ja johtopäätökset.

2 Termiinikurssien määräytyminen "kehittymättömillä" rahoitusmarkkinoilla

Suomalaiset rahamarkkinat ovat tähän asti olleet kehittymättömät. Rahamarkkinainstrumenttien lukumäärä on perinteisesti ollut pieni, ja rahamarkkinoiden tuntuva kehittyminen on tapahtunut vasta vuoden 1987 puolella. Kotimaisia käytössä olevia markkinoita ovat päivämarkkinat (ja interbank-markkinat), joilla suoritettavien operaatioiden maturiteetti on yksi päivä; markkinarahan markkinat, joilla keskimääräinen maturiteetti on suhteellisen lyhyt sekä kolmen kuukauden markkinat, jotka ovat olleet toiminnassa lyhyen ajan ja ovat tässä mielessä vasta kehityksessä. Valuuttamarkkinoilla on sen sijaan pitkään ollut käytössä eri maturiteeteille termiinipimuksia, ja koska tässä selvityksessä on tarkoitus suorittaa eräitä historiallista aineistoa vaativia empiirisiä testejä, keskitytään jatkossa termiinimarkkinoiden tarkasteluun. Pääasiallinen terminointivaluutta on Yhdysvaltain dollari; muiden valuuttojen termiinkauppa on vähäistä. Eri valuuttojen ristikkäiskurssit määräytyvät kansainvälisillä valuuttamarkkinoilla. Markan kurssi on sidottu kurssi-indeksiin, jonka tason Suomen Pankki pitää virallisten vaihtelurajojen välissä ja käytännössä suhteellisen vakaana. Näissä oloissa korkorakenteen muodostuminen valuuttamarkkinoille eroaa olennaisesti siitä, mikä olisi tilanne kehittyneiden rahamarkkinoiden tapauksessa. On esimerkiksi

ollut mahdotonta harjoittaa kattamatonta arbitraasia puhtaasti kotimaisten ja ulkomaisten sijoitusten välillä, koska kotimaista vastaavan maturiteettista sijoituskohdetta ei ole ollut olemassa: kotimaista valuuttamarkkinoista irrallista korkorakennetta ei voi määräytyä instrumenttien puutteen vuoksi. Seuraavassa keskitytäänkin ensiksi tarkastelemaan dollarin termiinoteerausten muodostumista ja käyttämällä tästä saatuja tuloksia hyväksi konstruoidaan valuuttamarkkinoille korkorakenneyhtälö.

Tarkastellaan aluksi valuuttapankkien käyttäytymistä. Pankkien tasetta voidaan kuvata seuraavasti (tämän ongelman kannalta relevanttia tasetta):

$$(1) \quad W = H + IEF_1 + IF_2,$$

jossa W = pankin sijoitusportfolio markkoissa,
 H = päivämarkkinasijoitukset,
 F_2 = Suomen Pankin indeksin mukaisessa korissa tehdyt euromarkkinasijoitukset valuuttamääräisinä,
 I = Suomen Pankin indeksin mukaisen korin marka-arvo,
 F_1 = dollarimääräiset, korin dollariosuiden ylittävät sijoitukset dollareissa ilmaistuna,
 E = Yhdysvaltojen dollarin kurssi suhteessa Suomen Pankin valuuttaindeksiin.

Pankit suorittavat siis sijoituksia markkoissa, dollareissa ja Suomen Pankin indeksin mukaisessa korissa. Korissa olevat valuutat voidaan aggregoida yhdeksi valuutaksi, jolla on oma korkonsa ja joka sisältää valuuttakurssiriskiä ainoastaan suhteessa markan devalvaatioihin ja revalvaatioihin. Voidaan olettaa, että valuuttamääräiset

sijoitukset ovat kiinteäkorkkoisia, joten niiden korot ovat sijoittajan kannalta varmat. Päiväkorko vaihtelee sijoitusten juoksuaikana:

$$(2) \quad d\underline{r}(T) = r(T)dt + \sigma(T)dz ,$$

jossa $\underline{r}(T)$ = päiväsijoituksen tuotto maturiteetilla T ,

$r(T)$ = hetkellinen päiväkorko,

T = sijoituksen maturiteetti,

dz = stokastinen Wiener-prosessia odotusarvolla nolla ja varianssilla 1 noudattava satunnaismuuttuja,

$\sigma(T)$ = päiväkoron prosessin keskihajonta.

Yhtälön kaksi mukaan päiväkoron odotusarvo on maturiteetin funktio, samoin keskihajonta (vertaa Vasicek (1977) ja Campbell (1986) vastavasta formuloinnista). Yhtälö (2) implikoi, että keskuspankki määrää omilla interventioillaan päiväkoron tason, pankit eivät voi siihen suoranaisesti vaikuttaa. Koska tutkimuksen empiirisessä osuudessa on havaintojen puutteen vuoksi turvauduttava historialliseen aineistoon, on formulointi (2) perusteltu, tällä hetkellä kotimainen korkotaso määräytyy kuitenkin markkina-voimien (sekä keskuspankin interventioiden) perusteella.

Oletetaan edelleen, että dollarin kurssi suhteessa valuuttaindeksiin noudattaa Wiener-prosessia:

$$(3) \quad dE/E = e(T)dt + \delta(T)du ,$$

jossa $e(T)$ = odotettu prosentuaalinen dollarin devalvoituminen suhteessa valuuttaindeksiin,

du = stokastinen Wiener prosessia odotusarvolla nolla ja varianssilla yksi noudattava satunnaismuuttuja,

$\delta(T)$ = dollarikurssin prosessin keskihajonta.

Keskuspankki pitää interventioillaan valuuttaindeksin arvon vakiona lukuunottamatta diskreettejä devalvaatioita ja revalvaatioita. Indeksien arvon kehitystä voidaan kuvata Poisson-prosessilla:

$$(4) \quad dI/I = dq,$$

jossa dq noudattaa Poisson-prosessia parametrilla $\pi(T)$. Voidaan osoittaa, että devalvaation todennäköisyys aikayksikköä kohti on $\pi(T)\hat{e}$, jossa \hat{e} on odotetun devalvaation suuruus. Vastaavasti todennäköisyys useammalle kuin yhdelle devalvaatiolle aikayksikköä kohden lähenee nollaa aikayksikön pituuden lähentyessä nollaa.

Oletetaan edelleen, että pankit solmivat yleisön kanssa termiinisopimuksia USA:n dollareissa. Käyttämällä Itô:n lemmaa voidaan portfolion muutokselle kirjoittaa seuraava stokastinen differentiaaliyhtälö:

$$\begin{aligned}
 (5) \quad dW = & [\alpha_0 r(T) + \alpha_1 (r_1(T) + e(T)) + \alpha_2 r_2(T) + \\
 & \beta (f(T) - e(T))] W dt - DIV dt \\
 & + \alpha_0 W \sigma(T) dz + (\alpha_1 - \beta) W \delta(T) du \\
 & + (\alpha_1 + \alpha_2 - \beta) W dq,
 \end{aligned}$$

jossa α_i = sijoituskohteen osuus kokonaisvarallisuudesta ($i=0,1,2$)

β = dollarin termiinimyyntien suhde kokonaisportfolioon,

$f(T)$ = hetkellinen termiinipreemio,

DIV = toiminnasta jaettavat osinkotulot,

$r_1(T)$ = dollarin eurokorko,

$r_2(T)$ = korikorko.

On huomattava, että valuutan termiinimyyntin odotettu tuotto muodostuu hetkellisen termiinipreemion ja odotetun valuuttakurssimuutoksen erotuksena ja on tässä mielessä stokastinen (termiinisopimuksen tuoton formaalista johtamisesta katso Kouri (1975)).

Oletetaan, että valuuttojen ristikkäiskurssit muodostuvat kansainvälisillä valuuttamarkkinoilla, tarkastelun kohteena oleva pieni talous ei voi tähän kehitykseen vaikuttaa. Sen sijaan pankit hinnoittelevat dollarin termiinikurssin ja hoitavat portfolionsa koostumusta optimaalisesti. Pankkien maksimointi-ongelma on seuraava:

$$(6) \quad \text{Max}_{f, \alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \text{DIV}} E_t \int_t^{\infty} \exp(-\mu\tau) U(\text{DIV}) d\tau,$$

$$\text{rajoituksilla (5) ja } \sum_{i=0}^2 \alpha_i = 1,$$

jossa E_t = odotusarvo-operaattori hetkellä t
muodostetuille odotuksille,

\exp = eksponenttifunktio (Neperin luvun
potenssi-funktio),

μ = aikapreferenssi,

$U(.)$ = Hara-funktioperheeseen kuuluva hy-
vinvointifunktio (Hara-funktioper-
heestä katso esim. Merton (1971)
s.389).

Yhtälön (6) mukaan pankit maksimoivat odotettua osinkotuloista saatavaa diskontattua hyvinvointivirtaa epävarmuuden valitessa. Maksimointitehtävä ratkaistaan seuraavasti (katso Merton (1969)): merkitään maksimoitavaa lauseketta J :llä:

$$(7) \quad J = \text{Max}_{f, \alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \text{DIV}} E_t \int_t^{\infty} \exp(-\mu\tau) U(\text{DIV}) d\tau.$$

Optimaalisuuden perusdifferentiaaliyhtälö voidaan kirjoittaa seuraavaan muotoon:

$$\begin{aligned}
(8) \quad 0 = \phi = & \text{Max}\{\exp(-\mu t)U(\text{DIV}) + J_t + J_D[r(T) \\
& + \alpha_1(r_1(T) + e(T) + \pi(T)\hat{e} - r(T)) \\
& + \alpha_2(r_2(T) + \pi(T)\hat{e} - r(T)) \\
& + \beta(f(T) - e(T) - \pi(T)\hat{e})]W - J_D \text{DIV} \\
& + \frac{1}{2}J_{DD}W^2[(1 - \alpha_1 - \alpha_2)^2\sigma(T)^2 \\
& + (\alpha_1 - \beta)^2\delta(T)^2 \\
& + 2(1 - \alpha_1 - \alpha_2)(\alpha_1 - \beta)\sigma(T)\delta(T)\Omega(T)]\},
\end{aligned}$$

jossa $\Omega(T)$ on päiväkoron ja dollarin kurssimuutoksen välinen kovarianssi ja J_D sekä J_{DD} ovat funktion J ensimmäinen ja toinen osittaisderivaatta osinkotulojen suhteen ja J_t funktion J ensimmäinen osittaisderivaatta ajan suhteen. Yhtälö voidaan ratkaista derivoimalla funktio ϕ päätösmuuttujien suhteen, sijoittamalla lausekkeet yhtälöön (8) ja ratkaisemalla funktio J sille muodostuneesta toisen kertaluvun osittaisdifferentiaaliyhtälöstä. Käytetään ratkaisussa hyväksi seuraavaa Hara-funktioperheeseen kuuluvaa hyvinvointifunktiota:

$$(9) \quad U(\text{DIV}) = ((1 - \zeta)/\zeta)(\text{DIV}/(1 - \zeta))^\zeta$$

jossa $\zeta = \text{vakio } (0 < \zeta < 1)$.

Optimaaliset portfolio-osuudet sekä termiini-preemiot määräytyvät seuraavasti:

$$\begin{aligned}
 (10a) \quad \alpha_1 = & [1/(1 - \varphi)] [\sigma(T)^2 \delta(T)^2 (1 - \Omega(T)^2)]^{-1} \\
 & [\sigma(T)^2 (r_1(T) + e(T) + \pi(T)\hat{e} - r(T)) \\
 & - (\sigma(T)^2 - \sigma(T)\delta(T)\Omega(T))(r_2(T) + \pi(T)\hat{e} \\
 & - r(T))] + \beta,
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (11a) \quad \alpha_2 = & [1/(1 - \varphi)] [\sigma(T)^2 \delta(T)^2 (1 - \Omega(T)^2)]^{-1} \\
 & [(\sigma(T)^2 - \sigma(T)\delta(T)\Omega(T))(r_1(T) + e(T) \\
 & + \pi(T)\hat{e} - r(T)) + (\delta(T)^2 (1 - \Omega(T)^2) \\
 & + (\sigma(T)^2 - \sigma(T)\delta(T)\Omega(T))^2 \sigma(T)^2) \\
 & (r_2(T) + \pi(T)\hat{e} - r(T))] + 1 - \beta,
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (12a) \quad f(T) - r(T) + r_1(T) = & \Phi(r(T) - r_2(T)) \\
 & - \Phi\pi(T)\hat{e},
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{jossa} \quad \Phi = & -\delta(T)^2 \sigma(T)^2 - \sigma(T)\delta(T)\Omega(T)(\sigma(T) \\
 & (\delta(T) - \sigma(T)) - \delta(T)^2 \sigma(T)^2 \\
 & + \sigma(T)^2 (\sigma(T)^2 - \sigma(T)\delta(T)\Omega(T))^2)
 \end{aligned}$$

ja

1 - φ = Arrow-Prattin suhteellisen riski-aversion mitta.

Olettamalla, että kansainvälisillä valuuttamarkkinoilla avoimet korkopariteetit ovat voimassa

ja huomioimalla, että valuuttakoriin ei sisälly yksittäisiin valuuttoihin liittyvää kurssiris-kiä, voidaan ratkaisu esittää seuraavassa muodossa:

$$(10b) \alpha_1 = [1/(1 - \varphi)][\sigma(T)^2 \delta(T)^2 (1 - \Omega(T)^2)]^{-1} \\ [\sigma(T)\delta(T)\Omega(T))(r_2(T) + \pi(T)\dot{\epsilon} - r(T))] \\ + \beta,$$

$$(11b) \alpha_2 = [1/(1 - \varphi)][\sigma(T)^2 \delta(T)^2 (1 - \Omega(T)^2)]^{-1} \\ [(\sigma(T)^2 - \sigma(T)\delta(T)\Omega(T)) + \delta(T)^2 \\ (1 - \Omega(T)^2) + (\sigma(T)^2 - \sigma(T)\delta(T) \\ \Omega(T))^2 \sigma(T)^2 (r_2(T) + \pi(T)\dot{\epsilon} - r(T))] \\ + 1 - \beta,$$

$$(12b) \quad f(T) - r(T) + r_1(T) = \Phi(r(T) - r_2(T)) \\ - \Phi\pi(T)\dot{\epsilon}.$$

Yhtälö (12b) määrittelee poikkeaman korkopari-teetista: poikkeama on termiinipreemion ja odo-tetun korkoeron välinen erotus. Tämä ei ole koskaan nolla, toisin sanoen katettu korkopari-teetti ei ole voimassa. Tutkimalla kerrointa Φ havaitaan sen olevan realistisilla arvoilla negatiivinen (jotta näin ei olisi, tulisi dolla-rin varianssin olla huomattavn suuri suhteessa kotimaisen koron varianssiin). Näin ollen deval-vaatio-odotukset kasvattavat termiinipreemiota, mutta sen sijaan dollarin kurssiodotuksilla ei

ole suoraan mitään vaikutusta termiinipreemion määräytymiseen (epäsuora vaikutus sen sijaan on kertoimen Φ kautta, sillä dollarikurssin varianssi sekä dollarikurssin ja päiväkoron välinen kovarianssi määrittävät kertoimen Φ suuruutta). Jos päiväkoron ja dollarin kurssimuutoksen välinen kovarianssi on positiivinen (tämä voidaan tulkita niin, että kekuspankki reagoi keskimäärin dollarin kurssin nousuun nostamalla päiväkorkoa), aiheuttavat devalvaatio-odotukset dollarimääräisten sijoitusten kasvamisen. Jos ehto

$$(13) \quad \delta(T)^2(1 - \Omega(T)^2) + (\sigma(T)^2 - \sigma(T)\delta(T)\Omega(T))^2(\sigma(T)^2(\sigma(T)^2 - \sigma(T)\delta(T)\Omega(T)) - 1) > 0$$

on voimassa, kuten voitaneen olettaa, kasvavat myös korimääräiset sijoitukset. Sijoitukset päivämarkkinoille pienenevät. Devalvaatio-odotusten vuoksi termiinikurssia ja -preemiota nostetaan, mikä kohottaa termiinimyyntien tuottoa. Portfoliota hajautetaan siinä mielessä, että koska päiväkoron ja dollarikurssin satunnaishäiriöt ovat keskimäärin samansuuntaiset, dollariosuuden kasvattaminen ja samanaikainen päiväsijoitusten pienentäminen pitävät pankin riskin näiden muuttujien osalta entisellä tasolla. Jos sen sijaan päiväkoron ja dollarin kurssimuutoksen välinen kovarianssi on negatiivinen, aiheuttavat devalvaatio-odotukset korisijoitusten kasvun (kun ehto (13) on voimassa), mutta dollarisijoitusten pienemisen. Päiväsijoitukset pienenevät ainoastaan vähän, korisijoitusten kasvu rahoitetaan pääasiassa dollarisijoitusten pienemisen kautta. Koska päiväsijoitusten ja kattamattomien dollarisijoitusten tuotto ovat

negatiivisesti korreloituneet, on optimaalista pitää niitä kumpaakin portfoliossa ja säädellä avointa valuuttapositiona dollarisijoitusten ja korisijoitusten välisellä substituutiolla.

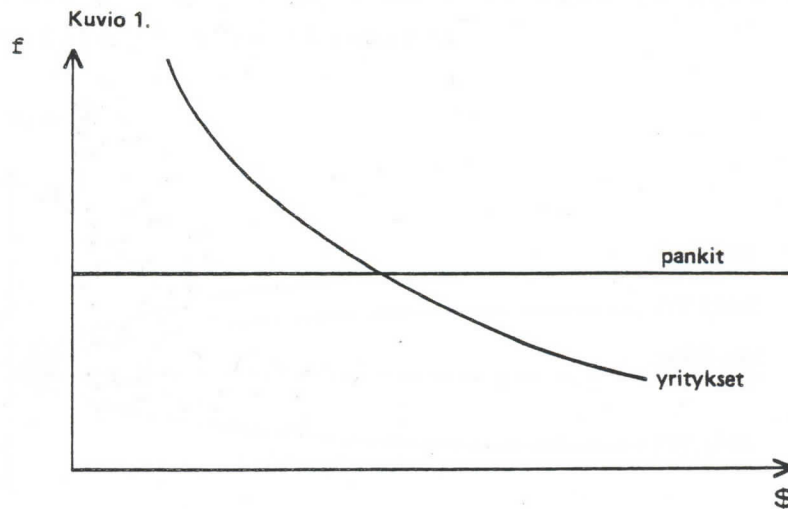
Vastaavasti yleisön dollarin termiiniostojen lisääntyminen kasvattaa omalla määrällään dollarisijoituksia (avoin dollaripositio säilyy ennallaan) ja pienentää korisijoituksia. Päiväsijoitusten määrä ei muutu. Pankin avoin valuuttapositio on kokonaisuudessaan kasvanut, mutta ainoastaan devalvaatio-riskiä omaavassa korin osuudessa, joten devalvaatio-odotusten puuttessa ei ole mitään syytä muuttaa termiinikurssia. On huomattava, että tämä tarkoittaa myös sitä, että keskuspankin suorittamalla termiinimarkkinainterventioilla ei voi tämän kaltaisessa taloudessa olla vaikutusta termiinihinnoitteluun (esim. transaktiokustannusten liittäminen tarkasteluun muuttaisi tilanteen).

Dollarin eurokoron nousu vaikuttaa termiinihinnoitteluun suoraan katetun pariteetin kautta. Dollarikorolla ei ole vaikutusta sijoitusosuuksiin. Päiväkorko vaikuttaa termiinihinnoitteluun suoraan pariteettirelaation kautta, mutta myöskin pariteettipoikkeaman kautta. Päiväkoron nousun vaikutukset riskipreemioon ovat suoraan käänteisiä odotetun devalvaation vaikutuksille, kertoimet näissä kahdessa tapauksessa ovat toistensa vastalukuja. Korikoron nousu kasvattaa sijoituksia koriin, supistaa dollarisijoituksia ja erotus katetaan päiväsijoitusten supistumisen kautta. Koska korikorko on samalla katettujen termiinimyyntien vaihtoehtoiskustannus, termiinipreemio kasvaa.

On huomionarvoista, että vaikka pankin portfolio-osuudet riippuvat suhteellisesta riskiaver-

sion mitasta, on termiinihinnoittelu täysin riskineutraalia.

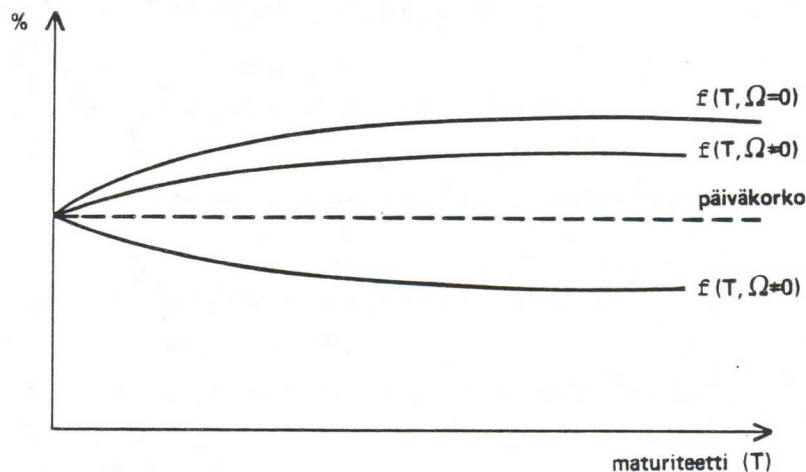
Pankkisektori koostuu edellisen kaltaisista homogeenisista pankeista, joten ne voidaan aggregoida yhteen. Yritysten dollarien termiinikysyntää voidaan kuvata alenevalla käyrällä, pankkien tarjontakäyrä on vaakasuora. Kuviossa 1. on havainnollistettu termiinimarkkinoiden toimintaa ja termiinipreemion määräytymistä markkinoilla.



Yhtälö (12b) määrittelee termiinipreemion myös ajan funktiona (aikarakenne on tässä konsistentisti formuloitu, ts. se ratkaistaan optimointiongelmana, eikä add hoc arbitraasihinnoittelun pohjalta, katso Cox, Ingersoll ja Ross (1985a) sekä Cox, Ingersoll ja Ross (1985b)). Voidaan olettaa, että varianssit ovat maturiteetin kasvavia funktioita (ts. lyhyemmän aikavälin ennusteet ovat pidemmän aikavälin ennusteita tarkempia; tämä on realistinen oletus, kun aikavälit ovat kaikki suhteellisen lyhyitä). Oletetaan ensin, että dollarin kurssimuutos ei korreloi päiväkoron prosessin kanssa. Tällöin termiinipreemion aikarakenne on kasvava, vaikka päiväko-

ron ja valuuttaindeksin odotettaisiin säilyvän muuttumattomina. Jos sen sijaan päiväkorko ja dollarin kurssimuutos korreloivat, riippuu vari-
anssitermien keskinäisestä suuruudesta (ja siis niiden maturiteetista riippuvuuden suuruudesta) onko aikarakenne ilman kurssi- tai korkomuutos-
odotuksia nouseva, vakio vai laskeva. Niin de-
valvaatio- kuin päiväkoron nousuodotuksetkin kasvattavat vastaavalla maturiteetilla termiini-
preemiota muilla maturiteeteilla noteerattujen termiinihintojen jäädessä muuttumattomiksi. Kuviossa 2. on havainnollistettu termiinihin-
noittelun aikarakennetta.

Kuvio 2.



Suomessa pankkien avoin valuuttapositio on aggre-
gaattina rajoitettu. Jos rajoitus on sitova,
vaikuttaa se olennaisesti valuuttapankkien käyt-
täytymiseen. Ratkaistaankin tämän vuoksi edellä
esitetty malli rajoituksella:

$$(14) \quad \sum_{i=1}^2 \alpha_i - \beta = k,$$

jossa k on avoin valuuttapositio ilmaistuna
osuutena varallisuudesta. Mallin ratkaisu on nyt
seuraava:

$$\begin{aligned}
 (15a) \quad \alpha_1 &= (1/(1 - \zeta)\delta(T)^2)(r_1(T) - r_2(T) \\
 &+ e(T)) \\
 &+ \beta(\delta(T)^2 + \sigma(T)\delta(T)\Omega(T))/\delta(T)^2 \\
 &+ (k - 1)\sigma(T)\delta(T)\Omega(T)/\delta(T)^2,
 \end{aligned}$$

$$(16a) \quad \alpha_2 = k + \beta - \alpha_1,$$

$$\begin{aligned}
 (17a) \quad f(T) - r(T) + r_1(T) &= \\
 &- (\sigma(T)\delta(T)\Omega(T)/\delta(T)^2) \\
 &(r_2(T) - r_1(T) - e(T)) \\
 &+ (1/(1 - \zeta))\sigma(T)^2(1 + \Omega(T)^2)(k - 1) \\
 &+ \beta(1/(1 - \zeta))(\sigma(T)^2 + \delta(T)^2 \\
 &+ 2\sigma(T)\delta(T)\Omega(T) - 1 + \sigma(T)^2\delta(T)^2).
 \end{aligned}$$

Kun oletetaan, että kansainvälisillä valuuttamarkkinoilla avoimet korkopariteetit ovat voimassa supistuu ratkaisu seuraavaan muotoon:

$$\begin{aligned}
 (15b) \quad \alpha_1 &= \beta(\sigma(T)^2 + \sigma(T)\delta(T)\Omega(T))/\delta(T)^2 \\
 &+ (k - 1)\sigma(T)\delta(T)\Omega(T)/\delta(T)^2,
 \end{aligned}$$

$$(16b) \quad \alpha_2 = k + \beta - \alpha_1,$$

$$\begin{aligned}
 (17b) \quad f(T) - r(T) + r_1(T) &= (1/(1 - \varphi))\sigma(T)^2(1 \\
 &+ \Omega(T)^2)(k - 1) \\
 &+ \beta(1/(1 - \varphi))(\sigma(T)^2 + \delta(T)^2 \\
 &+ 2\sigma(T)\delta(T)\Omega(T) - 1 + \sigma(T)^2\Omega(T)^2).
 \end{aligned}$$

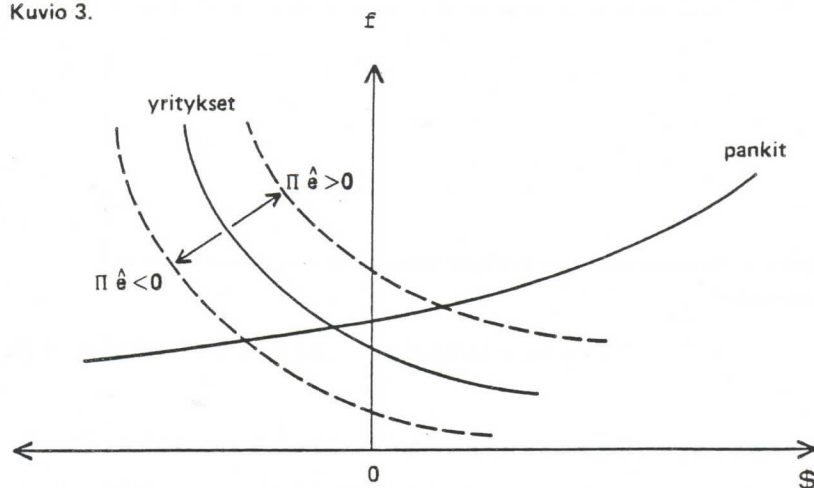
Kun avoimella valuuttapositionilla on sitova yläraja, vaikuttaa tämä olennaisella tavalla sekä pankkien termiinihinnoitteluun, että portfolio-käyttäytymiseen. Yritysten ja keskuspankin valuutan termiiniostot vaikuttavat riskeillä korjattuna sekä termiinipreemiota että dollaripositiota kasvattavasti. Korisijoitukset riippuvat negatiivisesti dollarisijoituksista, korisijoitusten ja dollarisijoitusten muutokset kumoavat aina toisensa. Päiväsijoitukset riippuvat positiorajoituksen lisäksi negatiivisesti dollarin termiinimyyntä: pankit on pakotettu toimimaan katetun korkoarbitraasin harjoittajina. Pankit eivät voi spekuloida devalvaatiolla (revalvaatiolla), sillä ne voivat aikaansaada avoimen position toisessa valuuttamääräisistä sijoituskohteistaan ainoastaan toisen valuuttamääräisen sijoituskohteen kustannuksella. Näin ollen toisessa sijoituskohteessa luodun avoimen position tuotto kumoutuu toisen sijoituskohteen vastakkaismerkkisen position kautta.

Edellytyksenä keskuspankin menestykselle termiinimarkkinainterventioille (ts. interventioille, joilla voidaan vaikuttaa kotimaisiin rahamarkkinoihin) on esitetty kotimaisten ja ulkomaisten sijoituskohteiden erilaisia riskejä (kts. Aliber (1983), Halttunen (1984) sekä Kostianen & Taimio (1986)) sekä muita tekijöitä,

kuten transaktio- ja informaationhankintakustannuksia (kts. Kostiainen & Taimio (1984)). Edellä olevien tulosten mukaan pankkien valuuttaposi- tiolle asetettu rajoite on kuitenkin riittävä edellytys tehokkaille termiinimarkkinainterven- tioille. Lieneekin niin, että ainakin Suomessa tämä on ollut keskeinen interventioiden tehok- kuutta nostanut tekijä.

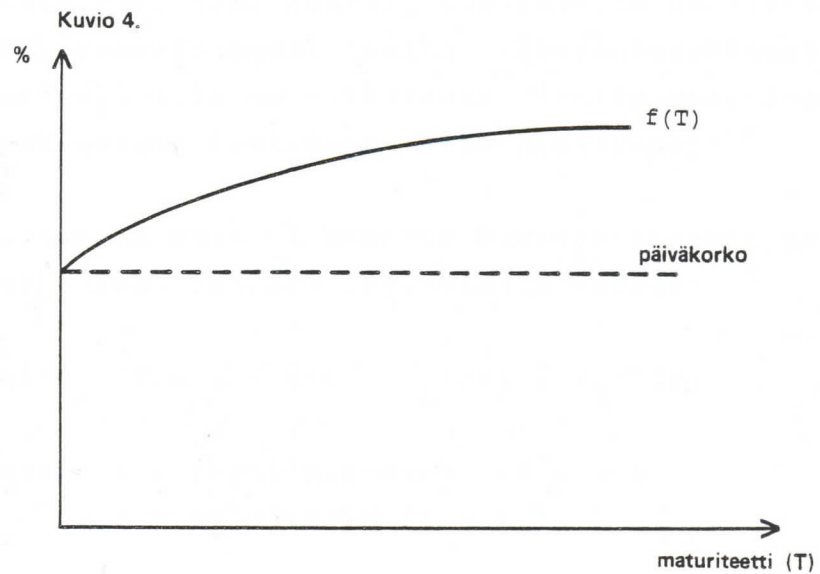
Eri yhteyksissä on osoitettu, että yritysten valuutan (dollarin) termiinikysyntä riippuu negatiivisesti odotetusta devalvaatiosta (kts. esim. Raatikainen (1987)). Näin devalvaatio- odotukset vaikuttavat yritysten terminointipää- tösten kautta termiinipreemiota kohottavasti, vastaava vaikutus on keskuspankin interventioil- la (kts. kuvio 3.).

Kuvio 3.



Yhtälö (17b) määrittelee termiinihinnoittelulle ja markan tuottokäyrälle aikarakenteen. Hyvin yleisin oletuksin muodostuu tuottokäyrästä matura- riteetin suhteen kasvava, jos oletetaan, että minkään tekijän suhteen ei vallitse muutos-odo- tuksia. Tuottokäyrän nousevuus perustuu pidem- pään maturiteettiin liittyvään suurempaan epä- varmuuteen (varianssien positiiviseen riippuvuu- teen maturiteetista). Devalvaatio-odotukset

eivät heijastu maturiteetin suhteen lineaarisesti termiinihinnoitteluun. Mitä pidemmällä maturiteetilla devalvaatiota odotetaan, sitä suurempi on termiinipreemion poikkeama pariteettiarvostaan. Teoreettisena mahdollisuutena on myös maturiteetin suhteen vakio tai laskeva tuottoikäyrä; tämä on mahdollista, jos dollarin kurssikehityksen ja päiväkoron kovarianssi on itseisarvoltaan suuri ja negatiivinen. Empiirinen aineisto ei kuitenkaan tue tätä mahdollisuutta. Kuviossa 4. on havainnollistettu termiinihinnoittelun aikarakennetta.



3 Empiirisiä testejä suomalaiselle korkorakenteelle

Edellä on johdettu erilaisia malleja termiinipreemion ja siihen liittyvän riskipreemion (riskipreemiolla tarkoitetaan tässä termiinipreemion ja odotetun korkoeron välistä erotusta) määräytymiselle silloin, kun kotimaiset rahamarkkinat ovat kehittymättömät. Ensimmäisen hypoteesin mukaan, katettu korkopariteetti ei voi olla voimassa, sillä termiinihinnoittelu määräytyy sekä korko-, että valuuttakurssi-odotusten mukaan. Suomessa tähän saakka ainoastaan termiinkurssit ovat voineet joustaa, kotimainen korkotaso on ollut keskuspankin määräämä. Näin ollen ei ole voinut yhtäaikaisesti päteä, että katettu

pariteetti olisi voimassa ja että toisaalta termiinipreemio heijastaisi valuuttakurssi-odotuksia. Jos pankkien avointa valuuttapositiota ei rajoiteta, ei keskuspankin suorittamalla interventioilla voi olla edellisen luvun tulosten mukaan vaikutuksia termiinihinnoitteluun. Vastaavasti, tällöin edellä määritellyn riskipreemion tulisi määräytyä devalvaatio/revalvaatio-odotusten mukaan, dollarin kurssi-odotusten ei tulisi tähän vaikuttaa. Jos sen sijaan avointa valuuttapositiota rajoitetaan, vaikuttavat sekä devalvaatio/revalvaatio-odotukset termiinihinnoitteluun. Vastaavasti, jos rajoite on sitova, keskuspankin suorittamalla termiinimarkkinain-terventioilla on vaikutusta termiinipreemioon. Seuraavassa testataan näitä hypoteeseja.

Testataan ensiksi katetun korkopariteetin voimassaoloa. Tällöin estimoidaan yhtälö:

$$(21) \quad f = a + b(r - r_1)/(1 + r_1/100),$$

jossa f = termiinipreemio (% p.a.),
 r = päiväkorko (% p.a.),

r_1 = dollarin eurokorko (% p.a.),
 a, b = ovat vakioita.

Katettu korkopariteetti on voimassa, jos $a=0$ ja $b=1$, eivätkä mallin jäännökset ole autokorreloituneet.

Aineistona käytetään viikkohavaintoja (viikko-keskiarvoja) periodilta 1984/1 - 1986/48. Tutkimusperiodin alkua rajoittaa suomalaisten rahan ja päivämarkkinoiden kehittyminen: vasta vuoden 1984 alusta lähtien voidaan päiväkorkoa pitää oikeana referenssikorkona suhteessa ulkomaisiin korkoihin, ennen vuotta 1984 oikea referenssi-

korkeus on ollut lähinnä keskuspankkivelan marginaalikorkeus (vuoden 1984 alussa vanha kiintiöihin perustunut liikepankkien keskuspankkirahoitusjärjestelmä poistettiin lopullisesti, kts. Saarinen (1986)). Aineistoon liittyy myös ns. päällekkäisten periodien ongelma: viikkoaineistossa kaikki yli viikon maturiteettiset korot sisältävät päällekkäin meneviä periodeja. Tämä aiheuttaa jäännösten autokoreloituneisuutta, jonka vuoksi estimaattien kovarianssi-varianssi-matriisin estimaatti muodostuu harhaiseksi (katso Hansen & Hodrick (1982)). Yhden kuukauden maturiteettisen pariteetin testauksessa ongelma poistettiin Kähkösen ja Haaparannan (1985) esittämällä menettelyllä: aineisto jaetaan neljään eri osaan, ensimmäiseen poimitaan joka neljäs havainto ensimmäisestä havainnosta lähtien, toiseen joka neljäs havainto toisesta havainnosta lähtien jne. Täten muodostetaan neljä estimoitavaa yhtälöä, joiden jäännökset ovat kuitenkin korreloituneet toistensa kanssa. Tämän vuoksi suoritetaan estimointi Zellnerin SURE-menetelmällä ja testataan kaikkien yhtälöiden kertoimet simultaanisesti. Kolmen kuukauden maturiteetilla aineiston jakoa ei voida enää suorittaa täydellisesti, sillä havainnot eivät riitä tähän. Korjaus onkin suoritettu ainoastaan osittaisena muodostamalla kuusi estimoitavaa yhtälöä poimimalla edellä kuvattuun tapaan joka kuudes havainto.

Estimoinnit suoritetaan käyttäen rationaalisten odotusten oletusta. Sovelletaan tekniikkaa, jossa odotetut tulevat muuttujan arvot korvataan estimoidessa toteutuneilla keskimääräisillä muuttujan arvoilla (katso esim. Hansen & Hodrick (1982) tai Fair (1984)).

Katetun korkopariteetin testaustulokset on esitetty taulukoissa 1a. ja 2a. Pelkkä kertoimien

simultaaninen testaaminen riittää osoittamaan, ettei katettu korkopariteetti ole voimassa. Tulos eroaa jossain määrin Kähkösen ja Haaparanan (1985) saamasta. Syynä tähän on toisaalta eri ajankohtaan liittyvä tutkimusperiodi, mutta myöskin mahdollisesti se, että korkopariteetti saattaa olla voimassa karkeammalla havaintotaajuudella (esim. kuukausiaineistossa, kuten edellä mainitussa tutkimuksessa), mutta ei hienojakoisemmalla havaintotaajuudella. Johansson (1985) on toisaalta kuukausiaineistollakin päätenyt samoihin tuloksiin, kuin taulukoissa 1a ja 2a, niin myös Etna (1985) yhden kuukauden pariteetin suhteen.

Testit suoritettiin myös staattisin odotuksin, mutta tulokset jäivät huonommiksi kuin rationaalisten odotusten estimoinneissa. Vertailemalla KHII²-testien arvoja, todettiin, että rationaalisten odotusten tapauksessa pariteetti on lähempänä voimassaoloa. Sen sijaan mallien kokonaisselityksasteet ovat säännönmukaisesti staattisten odotusten malleissa korkeammat. Voidaan päätellä termiinihinnoittelun perustuvan rationaalisiin odotuksiin tulevaisuudesta, mutta niihin sisältyvän merkittävässä määrin ennustevirheitä.

Taulukko 1a. Katetun pariteetin testaus rationaalisin odotuksin: 1 kk.

	a	b	R ²	DW
1.	0.28 (0.57)	0.85 (9.20) (1.62)	0.75	1.10
2.	-0.28 (-0.66)	0.94 (11.87) (0.76)	0.80	1.87
3.	-0.58 (-1.56)	0.98 (14.03) (-0.29)	0.85	1.57
4.	-0.29 (-0.70)	0.93 (11.45) (0.86)	0.80	1.18

$$KHII^2(8)=78.76$$

Taulukko 2a. Katetun pariteetin testaus rationaalisin odotuksin: 3 kk.

	a	b	R ²	DW
1.	-0.88 (-0.27)	0.92 (14.23) (1.24)	0.79	1.21
2.	-0.76 (-2.08)	1.05 (14.71) (0.70)	0.81	1.36
3.	0.10 (0.24)	0.86 (10.43) (1.70)	0.74	0.95
4.	1.33 (2.04)	0.58 (4.68) (3.39)	0.32	0.74
5.	1.86 (2.79)	0.48 (3.78) (4.10)	0.14	1.25
6.	2.03 (3.15)	0.45 (3.68) (4.50)	0.05	1.11

$$KHII^2(12)=85.82$$

a ja b ovat yhtälön (21) kertoimia. Suluissa on ilmoitettu t-testisuureen arvot hypoteesille $a=0$ ja $b=0$, b:n kohdalla alempi suluissa oleva luku on t-testi hypoteesille $b=1$. $KHII^2$ -testisuureen nollahypoteesi on: $a=0$ ja $b=1$ kaikissa yhtälöissä simultaanisesti. DW on Durbin-Watson testisuureen arvo ja R^2 on mallin kokonaiselityssaste.

Taulukko 1b: Katetun pariteetin testaus staattisin odotuksin: 1 kk.

	a	b	R ²	DW
1.	1.13 (3.27)	0.65 (10.55) (5.70)	0.77	0.84
2.	0.35 (0.81)	0.81 (10.21) (2.38)	0.77	1.29
3.	0.08 (0.28)	0.85 (15.70) (2.77)	0.86	1.17
4.	0.08 (1.34)	0.77 (10.53) (3.15)	0.79	0.79

$$KHII^2(8)=149.24$$

Taulukko 2b. Katetun pariteetin testaus staattisin odotuksin: 3 kk.

	a	b	R ²	DW
1.	-0.61 (-2.22)	0.97 (19.00) (0.59)	0.90	1.13
2.	-1.11 (-3.06)	1.06 (15.55) (0.88)	0.89	1.36
3.	0.91 (1.58)	0.65 (6.21) (3.36)	0.69	0.75
4.	-0.88 (-2.47)	1.02 (14.97) (0.29)	0.82	0.88
5.	-0.18 (-0.39)	0.88 (9.95) (1.36)	0.73	1.65
6.	-0.08 (-0.19)	0.87 (10.58) (1.58)	0.72	1.23

$$KHII^2(12)=207.02$$

a ja b ovat yhtälön (21) kertoimia. Suluissa on ilmoitettu t-testisuureen arvot hypoteesille $a=0$ ja $b=0$, b:n kohdalla alempi suluissa oleva luku on t-testi hypoteesille $b=1$. $KHII^2$ -testisuureen nollahypoteesi on: $a=0$ ja $b=1$ kaikissa yhtälöissä simultaanisesti. DW on Durbin-Watson testisuureen arvo ja R^2 on mallin kokonaiselityysaste.

Vuonna 1986 koettiin kaksikin voimakasta devalvaatiospekulaatiokautta, jolloin keskuspankki oli pakotettu voimakkaaseen korkotason kohottamiseen. Tuntuu perustellulta epäillä, että pariteetti olisi saattanut olla voimassa ennen vuotta 1986, mutta ei kyseisen vuoden aikana. Edellä sovelletuilla SURE-estimoinneilla tätä ei voida kuitenkaan tutkia, sillä havainnot eivät tähän riitä. Sovelletaan sen sijaan seuraavaa tekniikkaa. Tavanomaiset pienimmän neliösumman estimaattorit ovat kerrointen tarkentuvia (harmattomia estimaattoreita). Sen sijaan kerrointen kovarianssi-varinassi -estimaattori ei ole pienimmän neliösumman estimoinnissa tarkentuva (tämän vuoksi testisuureiden arvot eivät ole luotettavia). Kovarianssi-variassimatriisin tarkentuva estimaattori on:

$$(22) \quad \theta = T(X'X)^{-1}X'\Omega X(X'X)^{-1},$$

jossa X = muuttujien Tx_m havaintomatriisi,
 T = havaintojen lukumäärä,
 m = muuttujien lukumäärä,
 Ω = TxT matriisi, jonka alkiot on muodostettu seuraavasti

$$(23) \quad w(i,j) = l(i,j)u_i u_j, \quad k \leq n \\ = 0, \text{ muulloin,}$$

jossa $w(i,j)$ = matriisin Ω (i,j):s alkio,
 u_i = pienimmän neliösumman estimoinnin jäännösvektorin i :s alkio,
 $l(i,j)$ = painotustekijä:
 $l(i,j) = 1 - (k/2n+1)$,
 k = itseisarvo $i:n$ ja $j:n$ erotuksesta

n = päällekkäisten havaintojen aiheuttaman MA-prosessin aste.

Kuvatulla tavalla saadaan kovarianssi-varianssi matriisille tarkentuvat estimaattorit, siten että matriisi Ω muodostuu positiivisesti definitiksi (menettelyn ovat esittäneet Newey & West (1985), katso myös Newey & West (1986) ja Campbell & Clarida (1987)).

Taulukossa 3. on esitetty estimoinneissa (kaavojen (22) ja (23) mukainen menetelmä) saadut tulokset. $KHII^2$ -testisuureita vertailemalla voidaan päätellä, että pariteetti ei ole ollut kummallakaan tarkastelluista periodeista voimassa. Periodilla 1984/1 - 1985/48 pariteettirelaatio on pätenyt selvästi paremmin kuin periodilla 1984/1 - 1986/48. Testit suoritettiin myös staattisin odotuksin (vaikkakaan niitä ei raportoida tässä), jolloin SURE-estimoinneissa saadut tulokset saivat lisävahvistusta. Voidaan siis päätellä, että katettu korkopariteetti ei ole voimassa ja että vuonna 1986 poikkeamat pariteetista ovat tavanomaista suuremmat. Odotukset markkinoilla ovat rationaalisia, mutta sisältävät huomattavassa määrin ennustevirheitä.

Taulukko 3. Pariteettitestit rationaalisin odotuksin:
1, 3, 6 kk.

maturi- teetti	periodi	a	b	R^2	$KHII^2$	DW
1 kk	I	2.15 (12.58)	0.50 (14.22) (14.22)	0.43	11.75	0.63
1 kk	II	-0.58 (-5.74)	1.02 (55.89) (-1.63)	0.77	18.84	0.39
3 kk	I	2.42 (10.51)	0.40 (8.48) (12.72)	0.26	16.26	0.35
3 kk	II	0.15 (1.28)	0.92 (44.32) (3.86)	0.72	7.02	0.25
6 kk	I	2.67 (26.30)	0.30 (9.98) (23.29)	0.12	21.53	0.11
6 kk	II	-0.26 (-3.03)	1.003 (59.45) (-0.18)	0.78	7.38	0.40

a ja b ovat yhtälön (21) kertoimia. Periodit ovat I = 1984/1 - 1986/48 ja II = 1984/1 - 1985/48. $KHII^2$ -testin nollahypoteesi on $a=0$ ja $b=1$. DW on Durbin-Watson -testisuure. Suluissa olevat luvut ovat t-testejä kertoimien nollostä eroamiselle, lisäksi alempi kertoimen b alla suluissa ilmoitetuista luvuista on t-testi hypoteesille $b=1$. R^2 on mallin kokonaisselityaste.

Luvussa 2. johdettiin tulokset termiinpreemion ja päiväkoron ja dollarin eurokoron erotuksen käyttäytymiselle. Tätä erotusta kutsuttiin riskipreemioksi. Johdettujen tulosten mukaan riskipreemio ei ole vakio ajassa. Kuten Kähkönen ja Haaparanta (1985) osoittavat, on riskipreemion vakioisuudelle riittävä, mutta ei välttämätön todiste toteutuneen (ex post) riskipreemion autokorreloituneisuus (rationaalisten odotusten teorian mukaisesti, jos riskipreemio olisi vakio, ei toteutuneessa ex post riskipreemiossa saa olla mitään systemaattisuutta, eikä se saa korreloida minkään samanhetkisen tai aiemman muuttujan aikasarjan kanssa). Taulukoissa 4. ja 5. on esitetty estimoidut autokorrelaatio- ja osittaisautokorrelaatiofunktiot toteutuneille riskipreemioille. Tilastollisesti merkitsevät kertoimet on alle viivattu. Voidaan siis hylätä riskipreemion vakioisuus ja päätellä sen olleen vaihteleva.

Taulukko 4. Ex post riskipreemion autokorrelaatio ja osittaisautokorrelaatiokertoimet (viimeksimainitut esitetty edellisten alla): 1 kk.

Viiveet	1	2	3	4	5	6
1.	<u>0.65</u> <u>0.65</u>	<u>0.45</u> 0.04	0.25 -0.10	0.08 -0.11	0.03 0.07	-0.04 -0.06
2.	<u>0.65</u> <u>0.65</u>	<u>0.42</u> 0.00	0.26 -0.03	0.14 -0.03	0.07 0.01	0.05 0.02
3.	<u>0.69</u> <u>0.69</u>	<u>0.46</u> -0.04	0.29 -0.03	0.17 -0.01	0.11 0.01	0.11 0.09
4.	<u>0.68</u> <u>0.68</u>	<u>0.43</u> -0.05	0.24 -0.06	0.13 0.11	0.11 0.07	0.13 0.07

Taulukko 5. Ex post riskipreemion autokorrelaatio ja osittaisautokorrelaatiokertoimet (viimeksi mainitut esitetty edellisten alla): 3 kk.

Viiveet	1	2	3	4	5	6
1.	0.32	0.03	-0.42	<u>-0.47</u>	-0.33	0.07
	0.33	-0.08	-0.46	-0.25	-0.16	0.07
2.	0.25	-0.02	-0.44	-0.36	-0.14	0.18
	0.25	-0.09	-0.44	-0.19	-0.05	0.07
3.	0.40	0.12	-0.10	<u>-0.52</u>	-0.29	-0.09
	0.40	-0.05	-0.16	-0.51	0.14	0.10
4.	0.23	0.23	0.00	-0.27	-0.24	-0.19
	0.23	0.19	-0.09	-0.33	-0.14	0.03
5.	0.01	0.20	-0.02	-0.19	-0.22	-0.20
	0.01	0.20	-0.03	-0.24	-0.23	-0.13
6.	0.01	0.15	-0.02	-0.13	-0.18	-0.19
	0.01	0.15	-0.02	-0.15	-0.18	-0.16

Estimoinnit on suoritettu käyttämällä ei-päällekkäisiä periodeja.

Jos pankkien avointa valuuttapositiona rajoitetaan efektiivisesti, vaikuttavat sekä keskuspankin termiinimarkkinainterventiot, että muut termiinikysyntään vaikuttavat tekijät termiinihinnoitteluun. Interventioiden merkitystä testattiin estimoimalla yhtälöt, joissa riskipremio on selitettävänä ja Suomen Pankin termiinimarkkinainterventiot selittävänä muuttujana. Estimoinnit on suoritettu sekä Zellnerin menetelmällä rajoittaen eri yhtälöiden vastaavat kertoimet yhtäsuuriksi (Taulukko 6) sekä korjaamalla päällekkäisiä periodeja sisältävästä aineistosta estimoitujen kerrointen kovarianssimatriisi edellä esitetyllä tekniikalla (Taulukko 7.). Pieni osa vaihtelua voidaan selittää interventioilla, kertoimet eivät kuitenkaan SURE-estimoineissa muodostu tilastollisesti merkitseviksi kuin ainoastaan 20 % merkitsevyystasolla. Myös yhtälöiden kokonaisselitysasteet jäivät hyvin mataliksi. Kun yhtälöt estimoitiin ilman rajoitusta todettiin, etteivät kertoimet ole stabiileja, mikä selittää siten taulukon 6.

huonot tulokset. Kovarianssi-variانسsi matriisin korjaamiseen perustuvalla menetelmällä estimoiduissa yhtälöissä interventiot saavat 3 kk. maturiteetilla tilastollisesti merkitsevän arvon. Voidaan päätellä keskuspankin interventioilla olevan kiistattomasti merkitystä termiinihinnoitteluun, mutta vaikutuksen suuruuden jäävän pieneksi. Osittain interventioiden merkityksestä saatuja tuloksia on häirinyt käytetyn empiirisen sarjan huonous: se sisältää interventiot aggregoituina yli maturiteettien: eri maturiteetteja vastaavia interventioita ei ole ollut mahdollista erotella. Tämän vuoksi sarja soveltuu parhaiten sille maturiteetille, jolla interventioita on suoritettu eniten. Saadut tulokset tukevat kuitenkin käsitystä, jonka mukaan aggregaattivaluuttapositionalle asetettu rajoitus vaikuttaa pankkien käyttäytymiseen, onhan niin, ettei interventioilla tulisi olla mitään merkitystä termiinihinnoittelun kannalta, jos positiorajoitetta ei ole.

Taulukko 6. Rajoitetussa SURE-estimoinnissa saadut tulokset termiini-interventioiden vaikutuksesta riskipreemioon.

maturiteetti	vakio	interventiot
1 kk	-0.63 (-8.20)	0.00003 (1.13)
3 kk	-0.51 (-5.27)	0.00017 (1.13)

Taulukko 7. Pääallekkäisiä periodeja sisältävästä aineistosta estimoidut termiini-interventioiden vaikutukset riskipreemioon. (Kovarianssi-variانسsi matriisiin on suoritettu tarvittava korjaus.)

maturiteetti	vakio	interventiot	R ²	DW
1 kk	-0.64 (-5.54)	0.00016 (0.39)	0.0001	0.55
3 kk	-0.78 (5.04)	0.0014 (2.62)	0.01	0.21

Suluissa olevat luvut ovat t-testisuureita kertoimen nolosta eroavuudelle. R² on mallin kokonaisselitysaste ja DW Durbin-Watson testisuure.

Edellä on todettu riskipreemion olevan vaihteleva, mutta sen vaihtelusta ei kyetty estimoinneilla selittämään kuin häviävän pieni osa. Raportoimatta jätetyissä kokeiluissa tarkasteltiin muunmuassa dollarin kurssi-odotusten vaikutuksia, mutta millään muuttujalla ei vaihtelua kyetty merkittävässä määrin selittämään. Ainoa looginen selitys tälle on devalvaatio/revalvaatio-odotukset, joita ei kyetä havaitsemaan. Edellä johdettujen mallien mukaan nämä odotukset vaikuttavat termiinihinnoitteluun. Voidaan todeta osoitetun, että termiini-odotukset määräytyvät pitkälti odotetun päiväkoron mukaisesti. Poikkeamat katetusta korkopariteetista johtunevat Suomen Pankin valuuttaindeksin tasoon kohdistuvista odotuksista. Muilla tekijöillä on ainoastaan vähäinen merkitys termiinihinnoitteluun.

4 Markan tuottokäyrän empiirisestä tulkinnasta

Edellä on tarkasteltu katetun korkopariteetin voimassaoloa sekä mallitettu pariteettipoikkeamien käyttäytymistä. Siirrytään seuraavaksi tarkastelemaan markan tuottokäyrää käytännön markkinatilanteen tulkinnan kannalta. Tämän vuoksi estimoidaan tuottokäyrälle uusi yhtälö, jossa tuottokäyrää selittävät maturiteettirakenne ja korko-odotukset (itse asiassa korko-odotuksia ei voi täysin erottaa valuuttakurssi-odotuksista). Yleisesti tuottokäyrien tutkimisessä käytetty tekniikka on estimoida esim. kuukausi- tai päiväkohtaisesta aineistosta käyrä käyttäen hyväksi ns. spline-funktioiden polynomeja (tai ekponentiaalisia splineja) (katso esim. Shea (1984), Suits, Masson, Chan (1978) ja Vasicek & Fong (1982)). Malleissa ei käytetä maturiteettitekijöiden lisäksi muita selittäviä muuttujia. Käytettävissä oleva aineisto ei tässä työssä anna mahdollisuuksia täysin analogiseen menettelyyn. Sovelletaan tekniikkaa, jossa aika-

sarja-aineistoa käytetään ikäänkuin kyseessä olisi poikkileikkausaineisto. Muodostetaan selitettävien muuttujien vektori siten, että 48 ensimmäistä havaintoa ovat yhden kuukauden markan eurokorkoa, 48 seuraavaa kolmen kuukauden eurokorkoja ja 48 viimeistä kuuden kuukauden eurokorkoja. Jokaisen maturiteetin havainnot ovat ajan mukaan järjestettyjä. Muodostetaan vastaavalla tavalla maturiteettimuuttuja T siten että, yhden kuukauden havaintoja vastaa arvo $T=1$, kolmen kuukauden $T=3$ ja kuuden kuukauden havaintoja $T=6$. Muodostetaan odotetun päiväkoron sarjasta selittävä muuttuja maturiteeteittain vastaavalla menettelyllä kuin markan eurokorkomuuttuja. Regressoidaan selitettävä muuttuja selittäviin muuttujiin pienimmän neliösumman menetelmällä. Koska kyseessä ovat aikasarjahavainnot, muodostuu kerrointen estimaattorien kovarianssi-variانسsimatriisin estimaattori eitärkentuvaksi, korjataan tämä vastaavalla kuin edelläkin (kaavat (22) ja (23)). Saadut tulokset on esitetty taulokossa 8. Estimointiperiodina on käytetty vuotta 1985, sillä sen aikana voidaan ajatella tuottokäyrää kohottavien ja alentavien tuotto-odotusten tasapainottaneen toisensa, näin ei sen sijaan voida olettaa vuosien 1984 tai 1986 osalta.

Taulukko 8. Tuottokäyrän estimointi.

vakio	LOG(T)	r	R ²	DW
0.72	0.21	0.91	0.77	0.40
(13.14)	(5.07)	(255.87)		
		(25.33)		

T on maturiteettimuuttuja (konstruointi selitetty tekstissä), r on keskimääräinen odotettu päiväkorko, R² on mallin kokonaisselityksaste ja DW on Durbin-Watson testisuure. Kovarianssi-varianssi matriisi on korjattu kaavojen (22) ja (23) esittämällä tavalla. Estimointiperiodi on vuosi 1985.

Jos oletetaan, että lyhyt kotimainen korko on 10 % (p.a.) ja sen odotetaan pysyvän muuttumattomana, on markan tuottokäyrän arvo 1 kk maturiteetilla 10.72 %, 3 kk kohdalla 10.95 %, 6 kk kohdalla 11.09 % ja 12 kuukauden kohdalla 11.24 %. Jos kotimaisen koron odotetaan säilyvän muuttumattomana eikä odoteta diskreettiä valuuttakurssipoliittista operaatiota, on markan tuottokäyrä kaartuva nouseva käyrä.

Kuten aiemmin on todettu valuuttakurssi- ja korko-odotusten erottaminen toisistaan ei ole eksaktisti suoritettavissa. Tätä voidaan kuitenkin helpottaa tiedolla, että odotettaessa koron nousevan lähitulevaisuudessa, ei valuuttavaranto yleensä (ts. ellei ole osoitettavissa jonkun muun valuuttavarantoon vaikuttavan muuttujan vaikutusta) supistu. Vastaavasti odotettaessa devalvaatiota valuuttavaranto supistuu. Sekä devalvaatio-odotuksilla, että korko-odotuksilla on tuottokäyrän tasoa (terminihinnittelun kautta, vertaa luku 3.) kohottava vaikutus, mutta devalvaatio-odotuksiin liittyy valuuttavarannon supistuminen ja korkotason nousuodotuksiin valuuttavarannon kasvaminen. Seuraavassa sovelletaan toistuvasti tätä päätelmää.

Kuviossa 5. on havainnollistettu markan tuottokäyrän havaintoja vuoden 1986 helmi-, maaliskuun ja huhtikuun puolivälissä. Kuvioon 5. on lisäksi piirretty vastaavat tuottokäyrät siinä tapauk-

sessä, että päiväkoron ja valuuttakurssi-indeksin ei odoteta muuttuvan (tuottokäyrät on piirretty kuvioon ilman viiteselitystä, alkavaksi vallinneesta päiväkorkotasosta). Helmi- ja maaliskuussa ovat vallinneet voimakkaat odotukset laskevasta korkotasosta. Tätä näkemystä tukivat myös tähän aikaan julkaistut suhdanne-raportit ja -katsaukset. Huhtikuussa odotukset ovat jo selvästi muuttuneet. Vielä ei voida puhua devalvaatio-odotuksista, mutta selvä ilmapiirin muutos on havaittavissa. Kyseessä on oltava nimenomaan valuuttakurssipolitiikkaan kohdistuvat odotukset, sillä korko-odotusten muutoksen olisi tullut heijastua myös valuuttavarannon tasossa.

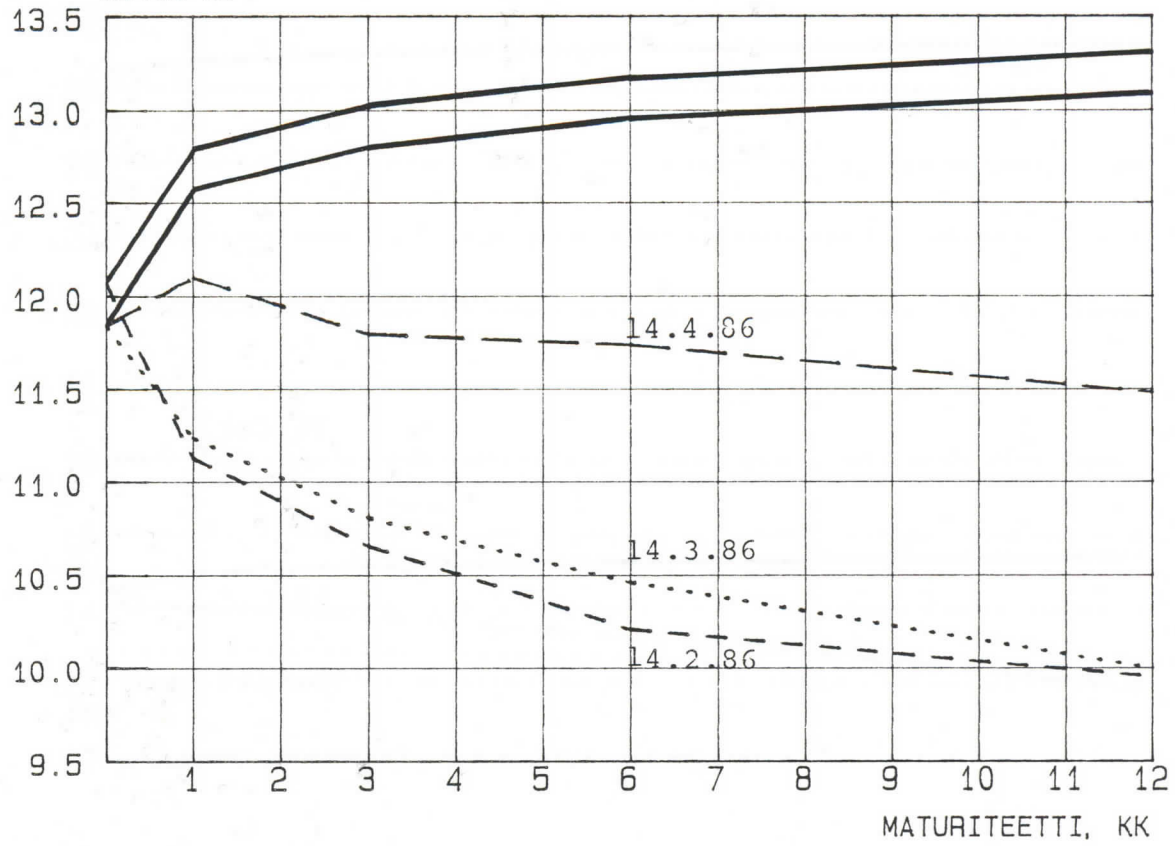
Toukokuun 1986 puolivälissä koettiin spekulatiotilanne, jonka seurauksena päiväkorkoa korotettiin (kuvio 6.). Toukokuun tuottokäyrä ilmaisee selvästi devalvaatio-odotuksia seuraavan kuukauden aikana ja tämän jälkeen tilanteen vakiintumista (ja koron laskua). Kesä- ja heinäkuun käyrät ilmaisevat rauhoittunutta valuuttatilannetta ja noin vuoden sisällä kotimaisen korkotason laskua.

Elokuisen koron nousun jälkeinen tuottokäyrä heijastaa valuuttaspekulaation rauhoittumista ja kotimaisen koron laskuodotuksia. Samaa heijastaa syyskuun käyrä. Lokakuussa odotukset alkavat muuttua ja marraskuussa vallitsevat jälleen selvät devalvaatio- tai koron nousuodotukset 3 kuukauden maturiteetilla. Odotusten alkuperää ei ole mahdollista päätellä ilman lisätietoa, sillä valuuttavarantokaan ei kyseisellä hetkellä juuri muutu. Joulukuun 1986 ja tammikuun 1987 tuottokäyrät ilmaisevat koron laskuodotuksia (kyseessä ovat todennäköisemmin koron laskuun kuin revalvaatioon liittyvät odotukset, sillä yleinen taloudellinen tilanne ja julkisuudessa käyty

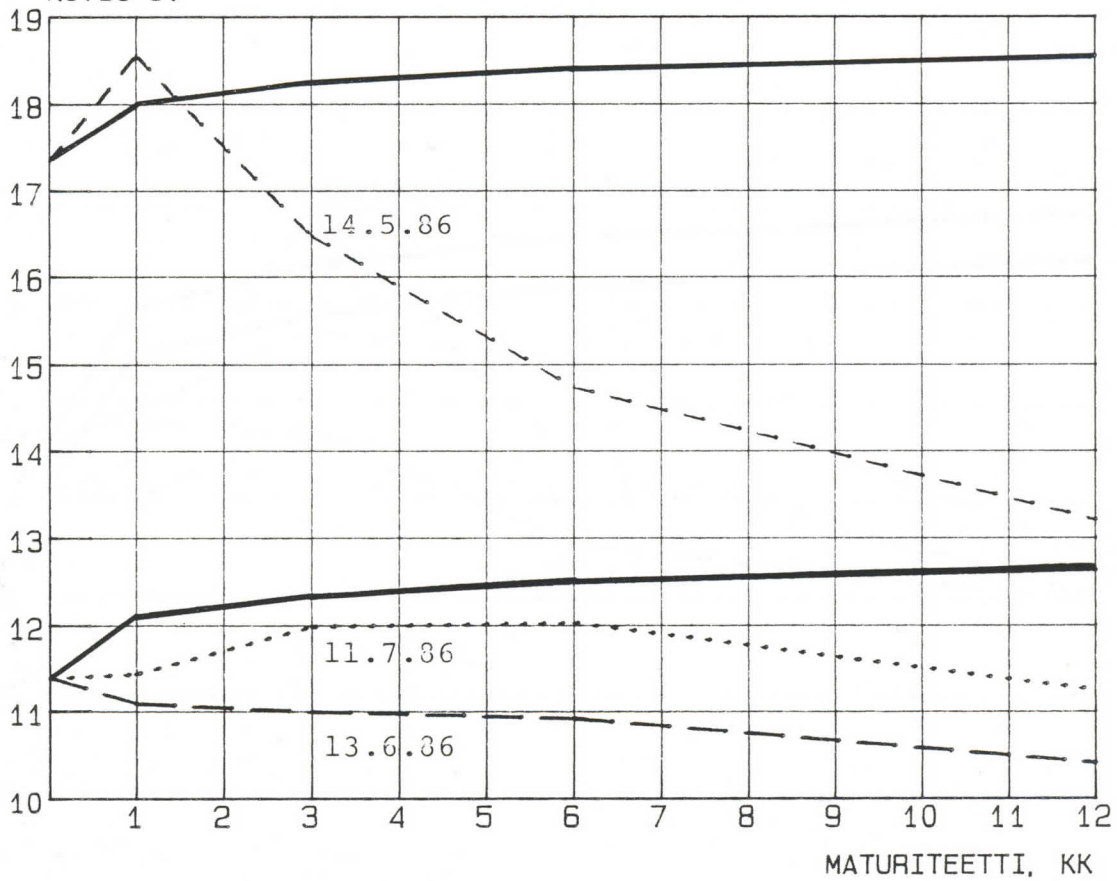
TUOTTOKÄYRÄ

(PÄIVÄLUOTTOKORKO JA MARKAN TERMIINIKORKOJA)

KUVIO 5.



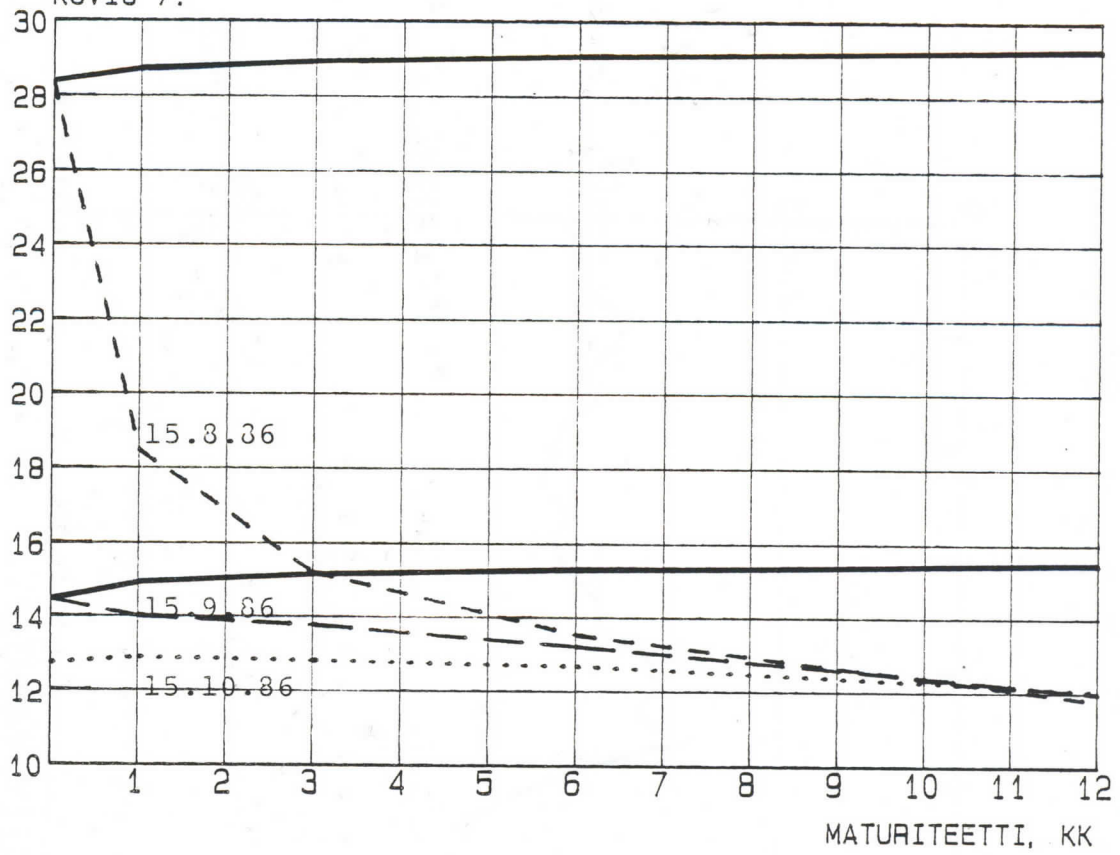
KUVIO 6.



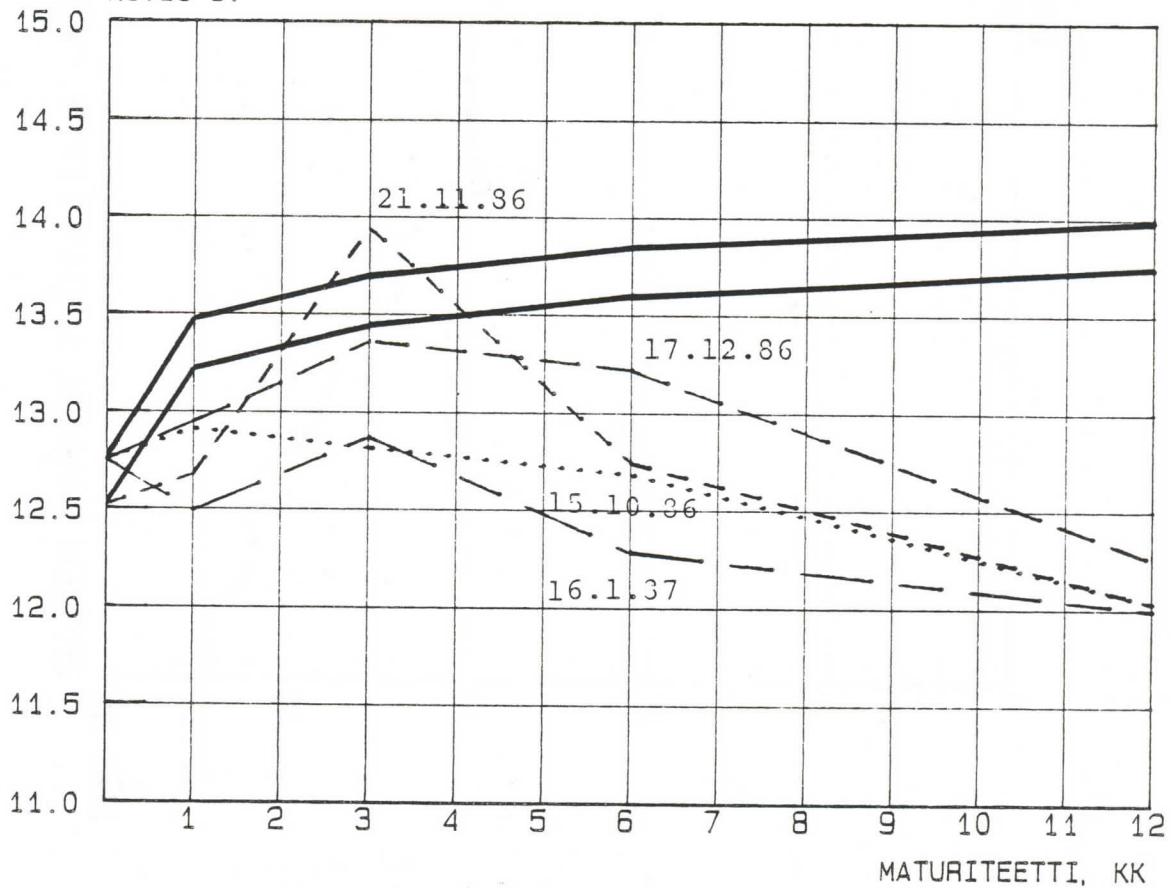
TUOTTOKÄYRÄ

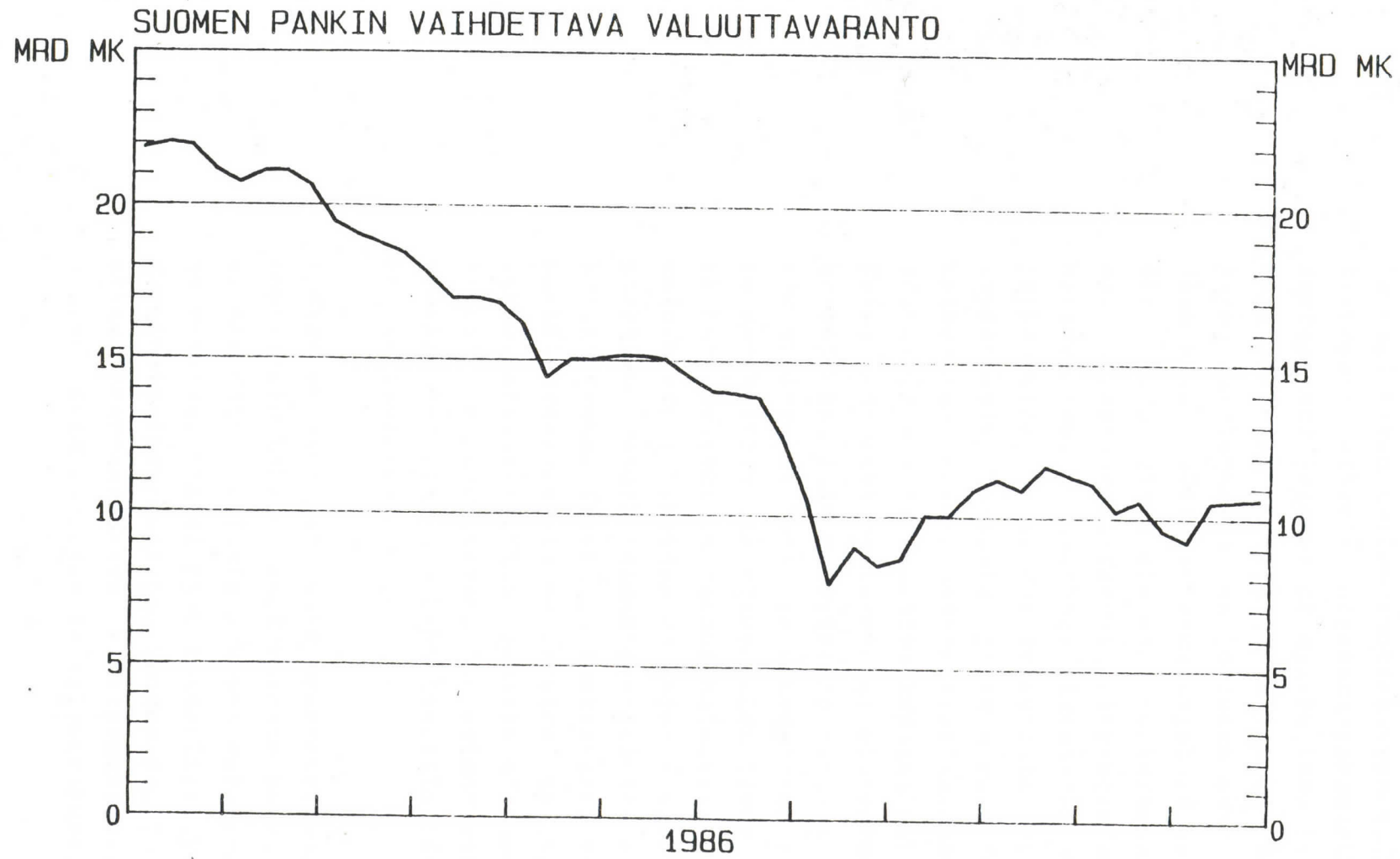
(PÄIVÄLUOTTOKORKO JA MARKAN TERMIINIKORKOJA)

KUVIO 7.



KUVIO 8.





keskustelu eivät ole painottuneet revalvaatio-kysymykseen).

5 Yhteenveto

Edellä on tarkasteltu tuottokäyrän määräytymistä ja empiirisen markan tuottokäyrän tulkintaan liittyviä seikkoja. Nopeasta rahamarkkinoiden muutoksesta johtuen ei nykyhetkeen liittyviä empiirisiä havaintoja ole ollut käytettävissä, joten tutkimuksessa on jouduttu osin turvautumaan historiallisiin aikasarjoihin ja olosuhteisiin, jotka eivät ole enää sellaisenaan voimassa. Suomessa vallitsevat erityisolosuhteet kehittymättömien rahoitusmarkkinoiden muodossa, jotka vaikeuttavat tuottokäyrästä tehtäviä johtopäätöksiä. Tulkinta, jonka mukaan tuottokäyrän kaltevuuden muutos heijastaisi valuuttakurssi-odotuksia ei ole suoralta kädeltä mahdollinen. Koska rahamarkkinoillamme ei ole noteerattu korkoja kaikille maturiteeteille, ei korkoriskitön arbitraasi koti- ja ulkomaisten sijoituskohteiden välillä ole ollut mahdollista. Vastaavasti keskuspankki on voinut halutessaan vaikuttaa voimakkaasti lyhyiden korkojen tasoon. Koska pankkien avoimia valuuttapositioneja rajoitetaan institutionaalisesti ja vastaavasti termiini-markkinaspekulaatio on rajoitettua (termiini-markkinatransaktioilta vaaditaan kaupallinen tausta), ei tuottokäyrä ole voinut määräytyä samalla tavalla kuin kehittyneillä rahamarkkinoilla tapahtuu.

Työssä on osoitettu sekä teoreettisesti että empiirisin kokein, että katettu korkopariteetti ei ole USA:n dollarin suhteen voimassa. Poikkeama pariteetista riippuu esimerkiksi yritysten terminointipäätöksistä, Suomen Pankin suorittamista interventioista, riskinkarttamiskäyttämisestä sekä korkojen ja valuuttakurssimuutosten

välisistä yhteyksistä. Tätä kautta myös odotukset tulevista valuuttakurssi-indeksin muutoksista vaikuttavat termiinihinnoitteluun. Vastaavasti odotukset kotimaisen korkotason noususta vaikuttavat valuuttojen termiinihintoja kohottavasti.

Normaaliolosuhteista mitattu markan tuottokäyrä on loivasti (epälineaarisesti) nouseva. Vertaamalla estimoitua tuottokäyrää empiirisiin tuottokäyrän havaintoihin voidaan arvioida markkinoilla vallitsevia odotuksia. Jos empiirinen käyrä ylittää estimoitua käyrän ovat kyseessä devalvaatio-odotukset tai odotukset nousevasta kotimaisesta korosta. Jos empiirinen käyrä alittaa estimoitua käyrän, ovat kyseessä revalvaatio-odotukset tai odotukset alenevasta kotimaisesta korkotasosta. Korko- ja valuuttakurssi-odotuksia ei voida ilman lisätietoa erottaa toisistaan. Jos odotetaan pikaista valuuttakurssi- tai korkomuutosta, voidaan valuttavarannon kehitystä käyttää apuna, sillä näiden kahden tekijän vaikutukset valuttavarantoon vastakkaissuuntaiset. Vuoden 1986 tapahtumista voidaan tätä tietoa hyväksikäyttäen erotella jossain määrin korko- ja valuuttakurssi-odotukset toisistaan.

Vuoden 1986 aikana sekä kuluvana vuonna ovat rahamarkkinat muuttuneet merkittävästi. Päivämarkkinat ovat menettäneet merkityksensä ja keskuspankki intervenoi eri maturiteetein sijoitustodistusten markkinoilla. Tapahtuneet muutokset ovat voimistaneet markkinavoimien merkitystä. Kehityksen seurauksena korko-odotusten ja epävarmuuden vaikutukset termiinihinnoittelussa vähenevät ja odotukset diskreeteistä valuuttakurssipoliittisista operaatioista saavat huomattavan suuren painon. Näin yhä enenevässä määrin terminipreemio heijastaa devalvaatio- tai revalvaatio-odotuksia. Vastaavasti syntyy koti-

mainen tuottokäyrä, jossa heijastuvat niin kor-
ko- kuin valuuttakurssiodotuksetkin.

LÄHTEET

- ALIBER, R. (1973): "The Interest Parity Theorem: A Reinterpretation", *Journal of Political Economy*, vol. 81 s. 1451 - 1459
- CAMPBELL, J. (1986): "A Defense of Traditional Hypothesis about the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Finance*, s. 183 - 193.
- CAMPBELL, J. & CLARIDA, R. (1987): "The Term Structure of Euromarket Interest Rates", *Journal of Monetary Economics*, vol. 19, s. 25 - 44.
- COX, J., INGERSOLL, J., ROSS, S. (1981): "A Re-Examination of Traditional Hypotheses about the Term Structure of Interest Rates", *Journal of Finance*, vol. 36, s. 769 - 799.
- COX, J., INGERSOLL, J., ROSS, S. (1985a): "An Intertemporal General Equilibrium Model of Asset Prices", *Econometrica*, vol. 53, s. 363 - 384.
- COX, J., INGERSOLL, J., ROSS, S. (1985b): "A Theory of the Term Structure of Interest Rates", *Econometrica*, vol. 53, s. 385 - 408.
- ETLA (1985): ALHO, K., MUSTONEN, J., RAATIKAINEN, J., SALO, S., TURKKILA, J., VALKONEN, T. : "Markkinaraha ja rahamarkkinoiden muutos", ETLA B:45.
- FAMA, E. (1984): "Forward and Spot Exchange Rates", *Journal of Financial Economics*, vol. 14, s. 319 - 338.
- FAIR, R. (1984): "The Use of Expected Future Variables in Macroeconometric Models", NBER Working Paper No. 1445.
- HALTTUNEN H. (1984): "The Forward Exchange Market, Short Term Capital Flows and the Independence of Monetary Policy in Finland", Suomen Pankin tutkimusosaston monistettuja tutkimuksia TU 15/84.
- HANSEN, P. & HODRICK R. (1980): "Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates: An Econometric Analysis", *Journal of Political Economy*, vol. 88, s. 346 - 368.
- HICKS, J. (1939): "Value and Capital; An Inquiry into Some Fundamental Principles of Economic Theory", Oxford: Clarendon Press.
- JOHANSSON P. (1985): " Markkinaraha ja rahapolitiikka", Suomen Pankin rahapolitiikan osaston keskustelualoitteita RP 5/85.
- KOURI P. (1975) : "Essays on the Theory of Flexible Exchange Rates", väitöskirja Massachusetts Institute of Technology, USA.

KOSTIAINEN, S. & TAIMIO H. (1986): "Forward Exchange Market Intervention Under Fixed Exchange Rates", Suomen Pankin kansantalouden osaston keskustelualoitteita KT 1/86.

KÄHKÖNEN J. & HAAPARANTA P. (1985): "Spot and Forward Exchange Rates and the Risk Premium in the Forward Exchange: Tests Using Finnish Data", Suomen Pankin kansantalouden osaston keskustelualoitteita KT 16/85.

MERTON R. (1969): "Lifetime Portfolio Selection Under Uncertainty: The Continuous Time Case", The Review of Economics and Statistics, vol. 51. s. 247 - 257.

MERTON, R. (1971): "Optimum Consumption and Portfolio Rules in a Continuous-Time Model", Journal of Economic Theory, vol. 3., s. 373 - 413.

MERTON, R. (1973): "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model", Econometrica, vol. 41, s. 867 - 887.

NEWBY, W. & WEST, K. (1985): "A Simple Positive Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", Discussion Paper No. 92, Princeton University.

NEWBY, W. & WEST, K. (1985): "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", NBER Technical Working Paper No. 55.

RAATIKAINEN, J. (1987): "Terminimarkkinoiden toiminta: preemion aikarakenteen ja sijoitusten maturiteetin määräytyminen", käsikirjoitus, Suomen Pankki.

SAARINEN, V. (1986): "Liikepankkien keskuspankkirahoituksen ehdot, määrä ja kustannukset 1950 - 1984. Suomen Pankki A:63.

SHEA, G. (1984): "Pitfalls in Smoothing Interest Rate Term Structure Data: Equilibrium Models and Spline Approximations", Journal of Financial and Quantitative Analysis, vol. 19, s. 253 - 269.

SUITS, D., MASON, A., CHAN, L. (1978): "Spline Functions Fitted by Standard Regression Methods", Review of Economics and Statistics, vol. 60, s. 132 - 139.

VASICEK, O. (1977): "An Equilibrium Characterization of the Term Structure", Journal of Financial Economics, s. 177 - 188.

VASICEK, O. & FONG, G. (1982): "Term Structure Modeling Using Exponential Splines", Journal of Finance, vol. 37, s. 339 - 348.

VALUUTTAPOLITIIKAN OSASTON KESKUSTELUALOITTEET

- VP 1/86 Pentti Pikkarainen
Optimaaliset valuuttakorit ja keskuspankin
avoitteet
- VP 2/86 Pentti Pikkarainen
Optimaaliset valuuttakorit ja keskuspankki-
politiikan tavoitteet: empiirinen sovellu-
tus
- VP 3/86 Peter Johansson ja Heikki Solttila
Valuuttakurssi- ja korkoepävarmuuden vaiku-
tuksista yritysten ja pankkien käyttäytymi-
seen
- VP 4/86 Jorma Hietalahti
Pääomanliikkeiden rakenteellisista muutok-
sista ja säätelyjärjestelmän yleispiirteis-
tä vuosina 1975-1984
- VP 5/86 Esko Sydänmäki
Kansainvälinen valuuttayhteistyö ja IMF
- VP 6/86 Johnny Åkerholm ja Juha Tarkka
Kan de nordiska länderna föra en
självständig penningpolitik?
- VP 7/86 Pentti Pikkarainen ja Matti Viren
New Evidence on Long Swings
- VP 8/86 Ahti Huomo
Valuutansäännöstelyn talouspoliittinen
käyttö eräissä OECD-maissa
- VP 9/86 Tapio Korhonen
Valuuttamarkkinat ja niiden kytkeytyminen
rahamarkkinoihin
- VP 10/86 Kerstin Heinonen
Kansainvälisen valuuttajärjestelmän uudis-
tamisehdotukset - tavoitevälien asettaminen
valuuttakursseille
- VP 10/86 Kerstin Heinonen
Förslag till reform av det internationella
valutasystemet - målzoner för växelkurserna
- VP 11/86 Pentti Pikkarainen
Euromarkkinat ja korkojen määräytyminen

- VP 1/87 Jorma Hietalahti ja Heikki Solttila
Odotusten muodostumisesta valuuttamarkki-
noilla
- VP 2/87 Eero Vuohula
ECU välineenä rahoitusmarkkinoilla
- VP 3/87 Heikki Solttila ja Peter Johansson
Markkinakorko ja rahan kysyntä Suomessa:
Estimointituloksia 1980-luvun aineistolla
- VP 4/87 Juhani Raatikainen
Markan tuottokäyrän tulkinta