

Jarmo Kontulainen - Heikki Solttila
Suomen Pankin keskuspankkipolitiikan osasto
7.12.1988

32/88

VALUUTTOJEN AVISTA- JA TERMIINIHINTOJEN YHTEYDESTÄ

Suomen Pankin monistuskeskus
Helsinki 1988
ISBN 951-686-180-6
ISSN 0785-3572

TIIVISTELMÄ

Terminikurssin ja toteutuvan avistakurssin eroa on käsitelty kirjallisuudessa usealla eri tavalla. Yleistä on se, että ennustevirhe tulkitaan riskipreemioksi. Tässä selvityksessä oletetaan, että riskipremio on ajassa muuttuva, ja että se voidaan jakaa systemaattiseen ja satunnaiseen osaan. Selvityksen empiirisessä osassa riskipremio estimoidaan Kalmanin vaihtuvaparametrisen estimointimenettelyn avulla. Vaikka estimoidun riskipremion etumerkki vaihtelee jonkin verran, siinä on tiettyä pysyvyyttä; kun premio on positiivinen, se on suurella todennäköisyydellä positiivinen myös seuraavana kuukaute-
na. Premion positiivisuus merkitsee sitä, että terminikurssi yliarvioi toteutuvan avistakurssin. Tämä johtuu ainakin osittain Suomen Pankin politiikasta, joka vaikuttaa keskeisesti terminikursseihin. Kuitenkin vuoden 1987 alkupuolelta lähtien premion vaihtelu on kasvanut, joka viittaa siihen, että valuutansäännöstely on menettänyt tehokkuuttaan.

SISÄLLYS

	sivu
1 JOHDANTO	7
2 TERMIINIMARKKINOIDEN TEORIAA	8
3 MALLIN TÄSMENNYS	14
4 RISKIPREEMION ESTIMOINTI	17
5 LOPUKSI	19
LÄHTEET	21

1. JOHDANTO

Viime vuosina on tehty runsaasti selvityksiä valuuttojen termiinikurssien hintojen määräytymisestä ja niiden yhteydestä avistakursseihin.¹ Samalla on käynyt ilmeiseksi, että termiinikurssit ovat huonoja tulevan avistakurssin ennusteita. Termiinikurssin ja tulevan avistakurssin eroista, ennustusvirheestä, sen tulkinnasta ja merkityksestä on useita käsityksiä. Yleisin tapa on tulkita ennustusvirhe riskipreemioksi (riskiin, joka sijoittajalle tulee kun saatavaa tai velkaa ei suojata terminoimalla). Sen sijaan siitä, vaihtelee riskipremio ajassa ei ole samanlaista yksimielisyyttä kuin termiinikurssien huonosta ennustekyvystä.

Aluksi tarkastellaan termiinikurssien hinnoitteluun liittyvää teoriaa lähinnä käsitteiden selventämiseksi. Lisäksi esitetään riskipreemion ja termiinikoron välinen yhteys ja tarkastellaan niitä edellytyksiä, joilla termiinikurssi heijastaa tulevaan avistakurssiin liittyviä odotuksia. Empiirisessä osassa todetaan ensin, että havaitsematon riskipremio on ajassa muuttuva. Tämän todentamiseksi käytetään hyväksi Faman (1984) esittämää menetelmää. Tämän jälkeen jaetaan havaittu termiini- ja avistakurssin ero riskipreemioon ja satunnaistermiin käyttämällä Kalmanin vaihtuvaparametrin estimointimenetelmää. Satunnaistermi voidaan tulkita siksi lisäinformaatioksi, mikä markkinoille tulee termiinisopimuksen solmimisesta erääntymiseen asti. Menetelmä on sama kuin Wolff (1987) käytti tutkiessaan Yhdysvaltain dollarin ja Englannin punnan, Saksan markan sekä Japanin jenin välistä preemiota.

¹ Ks. esim. Fama (1984), Bilson (1981), Domowitz and Hakkio (1985), Frankel (1982), Hansen and Hodrick (1980) ja (1983), Hodrick and Srivastava (1984) ja (1986), Haaparanta ja Kähkönen (1985).

2. TERMIINIMARKKINOIDEN TEORIAA

Markkinoiden tehokkuus ja rationaaliset odotukset edellyttävät, että varallisuusesineiden markkinoilla

$$(1) E\{X(t) - E[X(t)|t-1]\} = 0,$$

missä $E[X(t)|t-1]$ on muuttujan $X(t)$ yhden periodin ennuste ehdolla kaikki saatavissa oleva informaatio periodin $t-1$ lopussa (E on odotusarvo-operaattori). Jos toteutunut hinta on keskimäärin yhteensopiva rationaalisen ennustuksen kanssa, markkinoiden sanotaan olevan tehokkaat. Tehokkailla varallisuusesineiden markkinoilla ei ole mahdollista saavuttaa systemaattista voittoa spekuloidulla tulevaisuudessa toteutuvilla hinnoilla, sillä markkinoilla olevat tulevaisuuden hintoja koskevat sopimukset (futuurit, termiinit, jne.) heijastavat jo kaikkea saatavissa olevaa informaatiota.

Valuuttamarkkinoilla yksinkertainen (heikko) tehokkuushypoteesi merkitsee, että odotukset tulevasta avistakurssista perustuvat kaikkeen saatavissa olevaan informaatioon ja ne ovat rationaalisia, ts.

$$(2) E[S(t+1)|t] = S(t+1).$$

Terminimarkkinoilla tehokkuutta on tulkittu siten, että kaikki informaatio heijastuu termiinikurssissa, joten spekuloidulla avistakurssin tulevalla arvolla terminimarkkinoilla ei ole mahdollista saavuttaa systemaattisesti voittoa, ts.

$$(3) F(t, t+1) = E[S(t+1)|t],$$

Ajanhetken t termiinikurssi hetkelle $t+1$ vastaa markkinoiden odotuksia hetken $t+1$ avistakurssista ehdolla

periodin t lopussa tiedossa oleva informaatio². Tehokkaiden markkinoiden hypoteesia valuuttamarkkinoilla voidaan valaista edelleen katetun ja kattamattoman korkopariteetin avulla.

Katetun korkopariteetin mukaan pätee, että

$$(4) f(t, t+1)/s(t) = [1 + R(t)]/[1 + R^*(t)],$$

missä R ja R^* ovat koti- ja ulkomaan valuuttamääräisten obligaatioiden nimelliskorot. Obligaatiot ovat riskittömiä papereita (tai niiden riskit ovat yhtä suuret) ja ne ovat maturiteetiltaan yhtä pitkiä kuin termiinikurssi f . Termiini- ja avistakurssien suhde vastaa siten korkoeroa nimellisten obligaatioiden välillä. Mikä tahansa preemio tai diskontto termiinikurssissa selittyy korkoerolla (tästä nimitys termiinikorko).

Toisaalta kattamattoman korkopariteetin mukaan

$$(5) E[s(t+1)|t]/s(t) = [1 + R(t)]/[1 + R^*(t)].$$

Katettua ja kattamatonta korkopariteettia soveltamalla saadaan, että termiinikurssi heijastaa odotettua avistakurssia ja tehokkaiden markkinoiden hypoteesi (3) jää voimaan. Korkopariteettiyltälöt (4) ja (5) voidaan tulkita siten, että termiinikurssit heijastavat itse asiassa enemmänkin odotuksia korkoerosta kuin tulevasta avistakurssista. Tällöin termiinikurssi luonnollisena

² Merkitään ajanhetken t termiinikurssia hetkelle $t+1$ $F(t, t+1) = \ln[f(t, t+1)]$ ja vastaavasti hetken $t+1$ avistakurssia $S(t+1) = \ln[s(t+1)]$.

odotetun avistakurssin ennusteena ei välttämättä enään ole itsestäänselvä³.

Tehokkuushypoteesia voidaan tulkita myös toisella, väljemmällä tavalla. Tällöin markkinatehokkuus ei edellytä että (3) pätee, vaan

$$(6) F(t, t+1) = E[S(t+1)|t] + P(t).$$

— Termi $P(t)$ voidaan tulkita ennustusvirheeksi yhtälössä, missä termiinikurssilla ennustetaan tulevaa avistakurssia. Se voidaan tulkita myös spekulatiiviseksi voitoksi investoijalle, joka ostaa valuuttaa termiinillä ja myy termiinin eräännyttyä valuutan avistamarkkinoilla.

Jos $P(t)$ tulkitaan spekulatiiviseksi voitoksi on epätodennäköistä, että se poikkeaisi huomattavasti nollostä, ainakaan kovin pitkäksi aikaa. Vapailta pääomamarkkinoil-

³ Chrystal K.A & Thornton D.L. (1988) tarkastelevat avista- ja termiinikurssien hinnoitteluun liittyvää informaatiota. Oletetaan eteenpäin katsoviin odotuksiin perustuva redusoidun muodon valuuttakurssiyhtälö

$$(A) S(t) = Z(t) + bE\{[S(t+1) - S(t)]|t\},$$

missä $Z(t)$ sisältää kaikki sen hetkeen t mennessä saatavan informaation, jonka perusteella $S(t)$ määräytyy ja odotusarvon sisältävä termi on valuuttakurssin odotettu muutos hetkestä t hetkeen $t+1$ samoin hetken t informaation perusteella. Yhtälöstä (A) eteenpäin iteroimalla saadaan, että

$$(B) S(t) = aZ(t) + a\sum_j (b/a)^j E[Z(t+j)|t],$$

missä $a=1/(1+b)$ ja summaus on yli $j:n$ ($j=1, \dots, \infty$). Tästä nähdään, että tämän hetken avistakurssi riippuu $Z(t):n$ menneisyyden lisäksi $Z(t)$ odotetusta tulevasta kehityksestä nykyhetkeen diskontattuna. Hetken $t+k$ odotettu avistakurssin saadaan ottamalla eo. lausekkeesta odotusarvo hetkellä $t+k$ jolloin

$$(C) E[S(t+k)|t] = aE[Z(t+k)|t] + a\sum_j (b/a)^j E[Z(t+j+k)|t].$$

Verrattaessa lausekkeita (B) ja (C) havaitaan, että sekä tämän hetken avistakurssi että tuleva odotettu avistakurssi (ja siten myös termiinikurssi) perustuvat molemmat hetkellä t saatavilla olevaan informaatioon. Erona on, että tämän hetken avistakurssi riippuu koko odotetusta tulevaisuudesta $Z(t+i)$ kun taas $k:n$ periodin termiinikurssi riippuu ainoastaan odotetusta $Z(t+i):stä$ jossa i suurempi tai yhtäsuuri kuin k . Kun k on pieni tai uusi informaatio on samanlaista kuin vanha, niin avistakurssi on yhtä eteenpäinkatsovaa kuin termiinikurssi. Uusi informaatio vaikuttaa molempiin samalla tavalla ja avista ja termiinikurssi liikkuvat yhdessä.

la positiivinen $P(t)$ houkuttelee termiinisopimusten myyntiin, termiinkurssi laskee ja voitot kasvavat ja tappiot pienenevät. Vastaavasti suuri negatiivinen $P(t)$ johtaa termiinisopimusten ostoon, $F(t,t+1)$ nousee ja $P(t)$ laskee pienentäen voittoja. Tämän perusteella $P(t)$:n pitäisi olla tehokkailla markkinoilla vuorotellen positiivinen ja negatiivinen, ja erityisesti keskiarvon tulisi olla lähellä nollaa. Aikasarjaominaisuuksiltaan sen tulisi olla ei-ennustettavissa oleva. Tällöin termiinkurssi on avistakurssin harhaton ennuste, ja yhtälö (3) on likimain oikea.

Kelluvien kurssien järjestelmässä, kun keskuspankki ei suorita interventioita, transaktiokustannusten ollessa pienet ja kun markkinat käyttävät informaatiota tehokkaasti hyväkseen, on ennustusvirheen ainoa selitys riskipreemion olemassaolo. Riskipreemion syntyä voidaan perustella mm. seuraavasti (ks. Fama, 1984): Olettamalla (a) ostovoimapariteetti pätee (avistakurssi on yhtä kuin hintatasojen suhde koti- ja ulkomaan välillä) ja (b) Fisher-yhtälö on voimassa nimelliskoroille, ($R = r + \pi$, missä r on reaalkorko ja π odotettu inflaatio ja vastaavasti $R^* = r^* + \pi^*$ ulkomaiselle korolle). Katettua korkopariteettiyhtälön logaritmia ja oletuksia a ja b soveltamalla saadaan, että

$$(7) F(t,t+1) = \{E[r(t+1)] - E[r^*(t+1)]\} + E[S(t+1)]$$

$$= P(t) + E[S(t+1)]$$

Fisher-yhtälön, katetun korkopariteetin ja ostovoimapariteetin avulla saadaan lauseke riskipreemiolle $P(t)$, joka on siis ero koti- ja ulkomaisten obligaatioiden odotetun reaalisuuden tuoton välillä. Mutta jos oletetaan, että reaalikorot eri maissa pyrkivät vapaiden pääomamarkkinoiden olosuhteissa yhdenmukaistumaan, niin myös nimellisten korkojen ero $R - R^*$ heijastaa toteutuvia inflaatioeroja maiden välillä. Näin ollen $R - R^*$ mittaa odotettua avistakurssia ostovoimapariteetin mielessä. Tällöin myös ter-

miinikurssi katetun korkoparitetin mukaan heijastaa valuuttakurssiädotuksia ja yhtälö (3) säilyy voimassa⁴.

Ennustusvirheelle voidaan antaa riskipreemion lisäksi useita muita tulkintoja. Se voidaan tulkita keskuspankin interventioista, odotusten tehottomuudesta tai transaktiokustannuksista johtuvaksi.

- Riskipreemio häviää kokonaan jos markkinaosapuolet ovat riskineutraaleja. Edelleen jos valuuttariski on diversivoitavissa kokonaan pois ei, tarvita myöskään preemiota sen ylläpitämiseksi, ks. Frankel (1979).

- Mikäli keskuspankki osallistuu merkittävässä määrin valuuttamarkkinoille muussa kuin arbitraasivoittoa tavoittelevassa mielessä voi termiinikurssi poiketa huomattavasti odotetusta avistakurssista. Edelleen keskuspankki voi toteuttaa kotimaista korkopolitiikkaa markkinaoperaatioillaan, jolloin termiinikurssi heijastaa katetun korkoparitetin mukaan kotimaista rahapolitiikkaa valuuttakurssiädotusten lisäksi.

- Jos markkinaosapuolet ovat riskineutraaleja, ne saavat keskuspankin interventioista spekulatiivisia voittoja keskuspankin kustannuksella, varsinkin jos interventiot ovat odotettuja lyhyellä aikavälillä.

- Jos odotukset muodostuvat liian hitaasti tai ylireagoivat olemassaolevaan informaatioon, voi ennustusvirhe poiketa ajoittain oleellisesti nolasta. Edelleen transaktiokustannukset, jotka on myös katettava, lisäävät

⁴ Riskipreemion määrittely yhtälössä (7) olettaa, että myös ulkomainen inflaatio ja siten reaalikorko olisi riskipreemioon vaikuttava tekijä. Kotimaisen investoijan kannalta on ulkomaisen obligaation reaalin tuotto ulkomaan valuutassa kuitenkin merkityksetöntä mikäli hänen kulutuskori koostuu hyödykkeistä joita ostetaan kotimaan valuutalla. Ainoastaan ulkomaisella nimelliskorolla on merkitystä, sillä ulkomaisen velan kustannuksia tai saatavan tuottoa mitataan kotimaan valuutassa.

ennustusvirhettä. Positiiviset transktiokustannukset aiheuttavat, että termiinkurssi aliarvio tulevan avistakurssin kun avistakurssi on nouseva ja yliarvio kun se on laskeva.

3. MALLIN TÄSMENNYS

Hetkellä t sovittu ja tulevaisuudessa hetkellä $t+1$ toteutuva termiinikurssi voidaan jakaa odotettuun avistakurssiin ja preemioon:

$$(8) F(t,t+1) = E[S(t+1)] + P(t).$$

Merkitsemällä $v(t+1) \equiv E[S(t+1)] - S(t+1)$ ja lisäämällä $S(t+1)$ yhtälön (8) molemmille puolille saadaan:

$$(9) F(t,t+1) - S(t+1) = P(t) + v(t+1).$$

Yhtälön (9) mukaan termiini- ja tulevan avistakurssin erotus koostuu kahdesta komponentista: preemiosta $P(t)$ ja normaalit stokastiset oletukset toteuttavasta satunnaistermistä $v(t+1)$. Satunnaistermi sisältää uuden hetkien t ja $t+1$ välillä tulleen avistakurssiin vaikuttavan informaation.

Tavallisesti termiini- ja avistakurssien yhteyksiä voidaan tarkastella estimoimalla seuraavat yhtälöt:

$$(10) F(t,t+1) - S(t+1) = \alpha + \beta[F(t,t+1) - S(t)] + u(t+1)$$

$$(11) S(t+1) - S(t) = -\alpha + \Gamma[F(t,t+1) - S(t)] + e(t+1)$$

Yhtälön (8) mukaan, jos β yhtälössä (10) poikkeaa nollassa, niin erotukseen $F(t)-S(t)$ sisältyvällä preemiokomponentti muuttuu tavalla, joka näkyy avista- ja termiinikurssin erossa $F(t,t+1)-S(t+1)$. Yhtälö (11) kertoo voidaanko tämän hetken termiini- ja avistakurssin erolla selittää tulevaa avistakurssin muutosta. Jos Γ poikkeaa nollassa, niin tämän hetken termiinikurssi sisältää informaatiota tulevasta avistakurssista. Yhtälöt (10) ja (11) sisältävät saman informaation siten, että vakiot α ja $-\alpha$ summautuvat nollassa ja kertoimet β ja Γ summautuvat

ykköseksi. Usein estimoidaankin vain jälkimmäinen ja todetaan Γ :n poikkeama ykkösestä johtuu ajassa muuttuvasta termiinikurssiin sisältyvästä riskipreemiosta.

Mallit (10) ja (11) estimoitiin kuukausiaineistolla vuoden 1981 alusta vuoden 1988 lokakuun loppuun käyttämällä dollarin markkakursseja. Parametrien β ja Γ estimaatit olivat seuraavat:

Taulukko 1. Pns-estimointitulokset

Parametrit	Keskihajonta	Selitysaste	Keskineliövirhe
$\alpha = 0.03$	(0.02)		
$\beta = 2.78$	(0.91)	0.09	1.66
$\Gamma = -1.78$	(0.91)	0.04	1.66

Yhtälön (11) tulokset osoittavat, että hetkellä t kiinnitetyn termiinikurssilla voidaan ennakoida tulevaa avistakurssia (t -arvo -1.96). Tilastollisesti merkittävämpi kerroin saadaan kuitenkin β :lle (t -arvo 3.06). Tämä merkitsee sitä, että preemiolla pystytään selittämään osa termiinikurssin ja seuraavan periodin avistakurssin välisestä erosta.

Koska (ks. Fama, 1984)

$$\beta - \Gamma = \frac{\text{var}(P(t)) - \text{var}(E[S(t+1)-S(t)])}{\text{var}(F(t,t+1)-S(t))},$$

niin preemion ja odotetun avistakurssin muutoksen ($E[S(t+1)-S(t)]$) erotuksen varianssi on yli neljä kertaa suurempi ($\beta - \Gamma = 4.58$) kuin termiini- ja avistakurssin erotuksen ($F(t,t+1)-S(t)$) varianssi. Lisäksi preemion varianssi on suurempi kuin odotetun avistakurssin muutoksen varianssi. Edelleen kertomien tilastollinen merkitsevyys implikoi sitä, että preemio ja odotetun avistakurssin muutos muuttuvat ajassa.

Edellä olevien tulosten perusteella voidaan preemion olettaa muuttuvan ajassa. Preemio mallitetaan käyttäen hyväksi sen aikasarjaominaisuuksia. Näin identifioitu ajassa muuttuva ja havaitsematon riskipreemio estimoidaan

Kalmanin suodinta ja tasoitusta hyväksi käyttäen (ks. Wolff (1987)). Tällöin markkinat käyttävät tehokkaasti hyväkseen kaiken uuden informaation.

Koska yhtälön (9) molemmilla puolilla on sama autokorrelaattiorakenne, havaitsemattoman preemion aikasarjaominaisuudet pystytään identifioimaan termiinikurssin ja tulevan avistakurssin erotuksen avulla. Estimoitujen autokorrelaatioiden ja osittaisautokorrelaatioiden perusteella $F(t,t+1) - S(t+1)$ noudattaa ARMA(1,1) prosessia, joten $P(t) + v(t+1)$ noudattaa myös ARMA(1,1) prosessia, ja preemio AR(1) prosessia. Estimoitavat yhtälöt ovat:

$$(12) F(t,t+1) - S(t+1) = P(t) + v(t+1)$$

$$(13) P(t) = \phi P(t-1) + a(t).$$

4. RISKIPREEMION ESTIMOINTI

Estimointi suoritettiin aluksi koko havaintojaksolle, mutta tulokset osoittautuivat epätydyttäväiksi. Vuoden 1984 kevääseen, korkokartellin murtumisen ajankohtaan, ajoittuu selvä katkoskohta, jota aikaisempia ja myöhäisempiä havaintoja ei voida kuvata tyydyttävästi samalla mallitäsmennyksellä. Sen takia jäljempänä esiteltävät tulokset on saatu kuukausiaineistolla vuoden 1984 kesäkuusta vuoden 1988 lokakuun loppuun. Havainnot ovat kuukausikeskiarvoja.

Maximum-likelihood -estimaatit preemiomallille on esitetty taulukossa 2.

Taulukko 2. ML-estimointitulokset.

ϕ	$\text{var}(P)$ (*10 ⁻³)	$\text{var}(v)$ (*10 ⁻³)	$\text{var}(a)$ (*10 ⁻³)	LR(0)	LR(1)	Log L
.399	.626	.013	.594	5.10	9.34	167.1

Uskottavuusosamäärätestin mukaan preemion kerroinestimatti ϕ on 5 prosentin merkitsevyytasolla nolasta poikkeava (LR(0)), mutta erisuuri kuin yksi (LR(1)). Siten preemiossa on tiettyä pysyvyyttä; jos preemio on tänään positiivinen, niin todennäköisyys, että se on huomennakin positiivinen on suurempi kuin puoli. Preemion varianssi $\text{var}(P)$ on suurempi kuin virhetermin v varianssi, joka on lähes olematon. Toisin sanoen preemion vaihtelu vastaa suurimmasta osasta selitettävän muuttujan vaihtelua, ja tulevan avistakurssin paras ennuste on tämän hetken avistakurssi. Terminiinopimuksen aikana tulee siten vähän uutta informaatiota, joka vaikuttaa avistakurssiin. Osaltaan tämä johtuu Suomen kiinteäkurssijärjestelmästä. Toisaalta preemion ja virhetermin a varianssien vertailu osoittaa, että preemion vaihtelu on luonteeltaan enimmäkseen epäsystemaattista.

Estimoinnin onnistumista voidaan testata seuraavasti. Jos $F(t,t+1) - S(t+1) - P^*(t)$, jossa $P^*(t)$ on preemion systemaattinen komponentti, ei ole autokorreloitunut, niin estimoinnissa on onnistuttu. Kun preemion systemaattinen osa ($P^*(t) = \phi P(t)$) sijoitetaan yhtälöön (12), niin saadaan

$$(14) F(t,t+1) - S(t+1) - P^*(t) = a(t) + v(t+1),$$

jossa sekä $a(t)$ että $v(t+1)$ on oletettu valkoiseksi kohinaksi. Yhtälön (14) mukainen testi estimoinnin onnistumiselle osoittaa, että olellisin osa preemiosta on saatu omaksi muuttujakseen. Auto- ja osittaiskorrelaatiot ovat seuraavat:

Taulukko 3. Virheiden auto- (ACF) ja osittaisautokorrelaatiot (PACF) kuudelle ensimmäiselle viipeelle.

ACF:	-.056	-.127	.013	.050	-.027	.042
PACF:	-.056	-.131	-.002	.035	-.021	.051

Estimoidut preemion arvot (kuvio 1) ovat vaihdelleet verrattain runsaasti, +6 ja -5 prosentin välillä, joskin ne ovat keskimäärin olleet positiivisia (.9 %). Tämä merkitsee sitä, että vientiyrityksen ja ulkomaisten pankkien on ollut edullista terminoida valuuttamääräiset saatavansa. Preemion positiivisuus johtunee osaltaan kotimaisesta korkopolitiikasta ja valuuttainterventioista. Preemiossa havaittu pysyvyys viittaa epäsuorasti siihen, että keskuspankkipolitiikalla on pystytty vaikuttamaan riskipreemioon (korkoihin). Kuitenkin preemion vaihtelu nollan molemmiin puolin osoittaa vaikutuksen olleen lyhytaikaista. Vuoden 1987 alkupuolelta lähtien vaihtelut preemiossa ovat kasvaneet, erityisesti negatiiviselle puolelle. Tämä viittaa siihen, että valuuttasäännöstelyn teho on vähenemässä. Kuitenkin tämän ajanjakson lyhyys rajoittaa luotettavien tulkintojen tekoa.

5. LOPUKSI

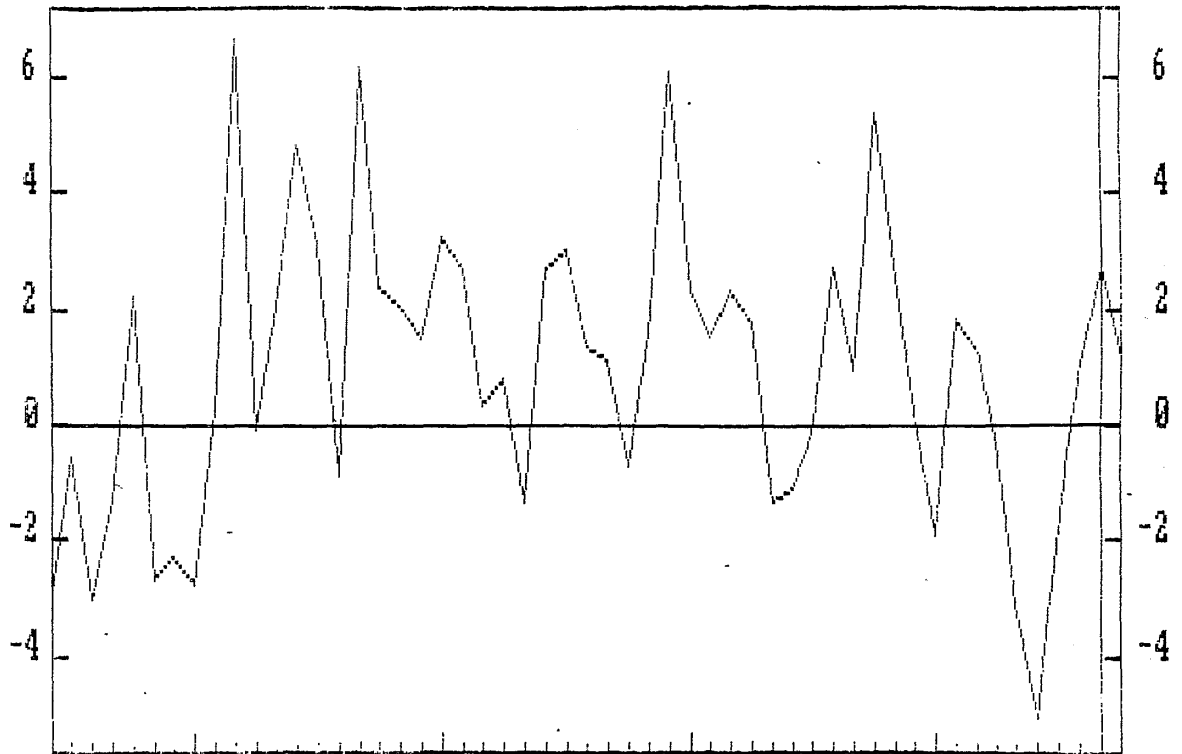
Selvityksessä on tarkasteltu yhden kuukauden termiini- ja toteutuvan avistakurssin välistä eroa, ennustevirhetä. Se muodostuu systemaattisesta osasta eli riskipremiosta ja satunnaisosasta. Premio havaittiin ajassa muuttuvaksi ja se estimoitiin Kalmanin vaihtuvaparametrista estimointimenettelyä hyväksi käyttäen.

Tuloksista voidaan todeta, että suurin osa ennustevirheestä on preemiota. Vaikka riskipremion etumerkki vaihtelee, siinä on tiettyä pysyvyyttä. Erityisesti silloin, kun premio on positiivinen, se on suurella todennäköisyydellä positiivinen myös seuraavana kuukaute-
na. Tämä merkitsee sitä, että vientiyrityksen tai ulkomaisen pankin on ollut edullista terminoida valuuttamääräiset saatavansa. Premion positiivisuus johtunee osaltaan kotimaisesta korkopolitiikasta ja valuuttainterventioista. Premiossa havaittu pysyvyys viittaa epäsuorasti siihen, että keskuspankkipolitiikalla on pystytty vaikuttamaan riskipremioon (korkoihin). Vuoden 1987 alkupuolelta lähtien premion vaihtelu on lisääntynyt, ja premio on ollut aikaisempaa selvemmin myös negatiivinen. Tämä merkitsee sitä, että valuutansäännöstelyn tehokkuus on vähentynyt. Kuitenkin ajanjakson lyhyys rajoittaa luotettavien tulkintojen tekoa.

Kuvio 1. Estimoitu preemio

1984/6

1988/10



LÄHTEET

BILSON, J. (1981) The speculative efficiency hypothesis. *Journal of Business*, 435-451.

CHRYSTAL, K.A. and D.L THORNTON (1988) On the informational content of spot and forward exchange rates, *Journal of International Money and Finance*, vol. 7, no. 3, 321-330

DOMOWITZ, I. and C.S. HAKKIO (1985) Conditional variance and the risk premium in the foreign exchange market. *Journal of International Economics*, 47-66.

FAMA, E.F. (1984) Forward and spot exchange rates. *Journal of Monetary Economy*, 319-338.

FRANKEL, J.A. (1979) The diversifiability of exchange risk. *Journal of International Economics*, 379-393.

FRANKEL, J.A. (1982) In search of the exchange risk premium: A six currency test assuming mean variance optimization. *Journal of International Money and Finance*, 255-274.

HAAPARANTA, P. ja J. KÄHKÖNEN (1985) Spot and forward exchange rates and the risk premium in forward exchange: Tests using finnish data. Suomen Pankki, kansantalouden osasto KT 16/85.

HANSEN, L.P and R.J. HODRICK (1980) Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: An econometric analysis. *Journal of Political Economy*, 829-853.

HANSEN, L.P. and R.J. HODRICK (1983) Risk averse speculation in the foreign exchange market: An econometric

analysis of linear models. In J. A. Frenkel, ed. Exchange rates and international econometrics. Chicago.

HODRICK, R.J. and S. SRIVASTAVA (1984) An investigation of risk and return in forward foreign exchange. Journal of International Money and Finance, 5-29.

HODRICK, R.J. and S. SRIVASTAVA (1986) The covariation of risk premiums and expected future spot exchange rates. Journal of International Money and Finance, 5-21.

WOLFF, C. (1987) Forward foreign exchange rates, expected spot rates, and premia: A signal-extraction Approach. Journal of Finance, 395-406.

SUOMEN PANKIN KESKUSTELUALOITTEITA

ISSN 0785-3572

- 1/88 ESKO AURIKKO Korke- ja valuuttakurssijousto talouden sopeutumisessa. 1988. 43 s. (ISBN 951-686-144-X)
- 2/88 PAAVO PEISA - MARKKU PULLI Yritysten verotus ja tuloksen-tasaus: Tilinpäätöksen määräytyminen ja kuluvaraston riittävyys. 1988. 32 s. (ISBN 951-686-145-8)
- 3/88 JUHA TARKKA - ALPO WILLMAN Exports and imports in the BOF4 quarterly model of the Finnish economy. 1988. 34 s. (ISBN 951-686-146-6)
- 4/88 ERKKI KOSKELA - MATTI VIRÉN Dynamics of the demand for money and uncertainty: the U.S. demand for money revisited. 1988. 30 s. (ISBN 951-686-147-4)
- 5/88 ARI LAHTI - MATTI VIRÉN Rational expectations in a macromodel: some comparative analyses with Finnish data. 1988. 28 s. (ISBN 951-686-148-2)
- 6/88 JOHNNY ÅKERHOLM External adjustment in small open economies - some recent experience. 1988. 33 s. (ISBN 951-686-149-0)
- 7/88 HELKA JOKINEN Pääomanliikkeiden kustannuksiin vaikuttavat säädökset. 1988. 27 s. (ISBN 951-686-150-4)
- 8/88 ALPO WILLMAN Devaluation expectations and speculative attacks on the currency. 1988. 33 s. (ISBN 951-686-151-2)
- 9/88 JUHANI RAATIKAINEN - HEIKKI SOLTTILA Suomalaisten yritysten käyttäytyminen valuuttojen termiinimarkkinoilla. 1988. 27 s. (ISBN 951-686-152-0)
- 10/88 HANNELE KUOSMANEN - ILMO PYYHTIÄ - REIJO SIISKONEN The KTKV model of the economics department of the Bank of Finland. A semiannual model for forecasting world economic prospects. 1988. 85 s. (ISBN 951-686-153-9)
- 11/88 CHRISTIAN C. STARCK How are the key Finnish market interest rates determined?. 1988. 23 s. (ISBN 951-686-154-7)
- 12/88 ESKO AURIKKO Rational exchange rate and price expectations under different exchange rate regimes in Finland. 1988. 30 s. (ISBN 951-686-156-3)
- 13/88 MATTI VIRÉN Interest rates and budget deficits: cross-country evidence from the period 1924 - 1938. 1988. 17 s. (ISBN 951-686-158-X)

- 14/88 JUHA TARKKA - ALPO WILLMAN - CHRIS-MARIE RASI Production and employment in the BOF4 quarterly model of the Finnish economy. 1988. 41 s. (ISBN 951-686-159-8)
- 15/88 ANNE KERTTULA - ANNE MIKKOLA Monetary policy and housing prices. 1988. 27 s. (ISBN 951-686-160-1)
- 16/88 MATTI VIRÉN Determination of interest rates in small open economies: a review of recent evidence. 1988. 33 s. (ISBN 951-686-161-X)
- 17/88 ALPO WILLMAN If the markka floated: simulating the BOF4 model with fixed and floating exchange rates. 1988. 40 s. (ISBN 951-686-163-6)
- 18/88 PERTTI HAAPARANTA Customs unions and national budgets. 1988. 17 s. (ISBN 951-686-164-4)
- 19/88 AMY SKOLNIK The EC internal market: an "economic United States" of Europe. 1988. 30 s. (ISBN 951-686-165-2)
- 20/88 TIMO TYRVÄINEN Wages and employment in a unionized economy: practical implications of theoretical considerations in the context of Finland. 1988. 46 s. (ISBN 951-686-167-9)
- 21/88 PERTTI HAAPARANTA - CHRISTIAN STARCK - JOUKO VILMUNEN Kasvavien työtulojen odotukset vähentävät kotitalouksien säästämistä. 1988. 24 s. (ISBN 951-686-168-7)
- 22/88 KERSTIN HEINONEN Raha- ja valuuttamarkkinoiden vakaus EMS-maissa. 1988. 33 s. (ISBN 951-686-169-5)
- 23/88 SEIJA LAINELA Neuvostoliiton uudistuva ulkomaankauppajärjestelmä ja sen vaikutukset clearingkauppaan. 1988. 36 s. (ISBN 951-686-170-9)
- 24/88 AMY SKOLNIK How will 1992 affect the rest of the world? The reactions of some major countries and trade blocs towards EC integration. 1988. 18 s. (ISBN 951-686-171-7)
- 25/88 TARJA HEINONEN Yritysten likvidien varojen kysyntä Suomessa 1960 - 1985. 1988. 76 s. (ISBN 951-686-172-5)
- 26/88 PAAVO PEISA Firm growth: adjustment and fluctuations. 1988. 50 s. (ISBN 951-686-173-3)
- 27/88 VESA VANHANEN Korkoriskin hallinta velkakirjamarkkinoilla. 1988. 116 s. (ISBN 951-686-174-1)
- 28/88 PETER JOHANSSON - HEIKKI SOLTTILA Suomen rahoitusmarkkinoiden kansainvälistyminen. 1988. 53 s. (ISBN 951-686-175-X)
- 29/88 PERTTI PYLKKÖNEN - CHRISTIAN STARCK Suomen sosiaalivakuutusjärjestelmä ja sen kokonaistaloudelliset vaikutukset. 1988. 50 s. (ISBN 951-686-177-6)

- 30/88 PIRKKO MIIKKULAINEN Suomen palvelujen ulkomaankauppa ja kehitysnäkymiä vuoteen 1992. 1988. 107 s. (ISBN 951-686-178-4)
- 31/88 PENTTI FORSMAN - TARJA HEINONEN Dynamic models of the roundwood market in Finland. 1988. 19 s. (ISBN 951-686-179-2)
- 32/88 JARMO KONTULAINEN - HEIKKI SOLTILA Valuuttojen avista- ja termiinhintojen yhteydestä. 1988. 22 s. (ISBN 951-686-180-6)

