

Anne Mikkola  
Suomen Pankin kansantalouden osasto  
31.8.1989

30/89

ULKOMAISTEN KORKOJEN VAIKUTUS LYHYEEN MARKKINAKORKOON

Suomen Pankin monistuskeskus  
Helsinki 1989  
ISBN 951-686-219-5  
ISSN 0785-3572

## TIIVISTELMÄ

Tässä paperissa pyritään selvittämään tärkeimpien ulkomaisten lyhyiden korkojen vaikutus kolmen kuukauden heliborkorkoon sekä Suomen Pankin markkinainterventioiden vaikutus korkoeroon. Aineistona käytetään lähinnä viikkohavaintoja aikavälillä 1987/7 - 1989/2.

Käytettäessä viikkoaineistoa vain pieni osa ulkomaisten korkojen muutosista näkyy heliborkoron muutoksena. Ulkomaisten korkojen muutokset selittävät heliborkoron vaihteluista vain muutaman prosentin yhden ja kahden viikon aikahorisontilla. Viiden viikon aikahorisontilla ulkomaiset korot selittävät noin viidesosan heliborkoron vaihtelusta. Koroista jenin ja Ruotsin kruunun korkomuutokset selittävät eniten heliborin vaihteluista.

Suomen Pankin interventiot selittävät heliborkoron vaihteluista viiden viikon aikahorisontilla saman verran kuin ulkomaiset korot yhteensä. Valuuttainterventiot ovat estimointitulosten mukaan merkittävämpiä kuin sijoitustodistusinterventiot.

## ABSTRACT

This paper attempts to evaluate the effect of movements in the most important foreign short-term interest rates on the 3-month HELIBOR rate as well as the effect of the Bank of Finland's open-market operations on the interest rate differential. The data used are mainly weekly observations covering the period July 1987 - February 1989.

As weekly data are used, only a small part of the changes in foreign interest rates is reflected in changes in the HELIBOR rate. Changes in foreign interest rates explain only a few per cent of the fluctuations in the HELIBOR rate over time spans of one and two weeks. Over a five-week time span, foreign interest rates explain roughly one-fifth of the variation in the HELIBOR rate. Of the various interest rates considered, changes in the yen and Swedish krona interest rates explain changes in the HELIBOR rate best.

Over a five-week time span, the Bank of Finland's open-market operations explain as large a proportion of changes in the HELIBOR rate as all the foreign interest rates taken together. According to estimation results, intervention in the foreign exchange market is more significant than transactions in certificates of deposit.

## SISÄLTÖ

	Sivu
1. JOHDANTO	7
2. KORON MÄÄRÄYTYMINEN	8
2.1 Ulkomaiset korot ja riskipremio	8
2.2 Interventioiden ja muiden kotimaisten tekijöiden vaikutus	9
3. ESTIMOINTI	11
3.1 Tuloksia	12
3.2 Syitä ulkomaisten korkojen vähäiseen välittymiseen	19
LÄHTEET	21



## 1. JOHDANTO

Aikaisemmissa tutkimuksissa, joissa on estimoitu lyhyen koron määräytymistä Suomessa, ulkomaisena korkona on käytetty valuuttojen korikorkoja. Näitä korikorkoja laskettaessa painoina on käytetty valuuttaindeksin painoja. Suomen korkojen määräytymisen kannalta relevantti painorakenne voi kuitenkin olla muunlainen esimerkiksi sen vuoksi, että laskutusvaluuttana käytetään muuta kuin kauppakumppanin valuuttana. Toisaalta korkojen määräytymisen kannalta pääomaliikkeiden valuuttajakauma voi olla keskeisempi kuin ulkomaankaupan valuuttajakauma (pääomaliikkeiden valuuttajakaumiin perustuvista korkokoreista ks. Kantonen 1984). Sekä pääomaliikkeiden että ulkomaankaupan tavaramaksuista dollarin osuus on huomattavasti suurempi kuin sen osuus valuuttaindeksistä, joskin dollarin käyttö laskutusvaluuttana on vähentynyt. Muut pääkauppavaluutat, DEM, SEK ja GBP, ovat tärkeimpiä valuuttoja myös pääomaliikkeissä.

Tässä paperissa pyritäänkin selvittämään eri ulkomaisten korkojen vaikutus lyhyeen markkinakorkoon. Lisäksi yritetään arvioida missä määrin ja kuinka pitkään Suomen Pankin markkinainterventiot vaikuttavat korkoeroon. Aineistona käytetään päivä/viikkohavaintoja aikaväliltä 1987/7 - 1989/2.

## 2. KORON MÄÄRÄYTYMINEN

### 2.1 Ulkomaiset korot ja riskipreemio

Kun ulkomaisen pääoman liikkeet ovat vapautuneet ja kilpailu kotimaisilla rahoitusmarkkinoilla on kiristynyt, lyhyt markkinakorko reagoi entistä välittömämmin ulkomaisiin korkoihin. Suomi onkin jo integroitunut varsin pitkälle kansainvälisiin rahoitusmarkkinoihin. (Starck (1988) esittää yhteenvedon uusimmasta empiirisestä tutkimuksesta). Avoimen korkopariteettiäytälön mukaan kotimainen korko koostuu ulkomaisesta korosta ( $r^*$ ) ja valuuttakurssin muutosodotuksista  $E(e)$ .

Tällöin oletetaan, että pääoman liikkeiden esteitä ei ole ja että ulkomaiset ja kotimaiset vaateet ovat toistensa täydellisiä substituutteja. Jos vaateet eivät ole täydellisiä substituutteja, kotimaiseen korkoon sisältyy yleensä riskipreemio ( $P$ ), jolloin koron lauseke voidaan kirjoittaa

$$(1) \quad r = r^* + E(e) + P$$

Riskipreemio koostuu mm. transaktiokustannuksista, poliittisesta/maariskistä ja valuuttakurssiriskistä. Jos valuuttakurssi olisi uskottavasti kiinteä, kotimainen korko ei voisi poiketa ulkomaisesta korosta lukuunottamatta riskipreemiota. (Käytännössä valuuttakurssi ei ole Suomessa koskaan kiinteä, vaikka varsinaisia devalvaatioita tai revalvaatioita ei tapahtuisikaan, sillä valuuttakurssi voi vaihdella varsin paljon valuuttaputken sisällä.)

Lyhyt korko voidaan jakaa riskipreemioon ( $a$ ), ulkomaiseen korkoon ( $r^*$ ) ja kotimaisten tekijöiden vaikutukseen ( $x$ ) seuraavasti (ks. Starck 1989):

$$(2) \quad r = a + r^* + bx$$

missä  $b$  on 1 lyhyellä ja 0 pitkällä aikavälillä.



Starckin riskipreemioon,  $a$ , sisältyy näin ollen myös valuuttakurssin muutosodotus. Riskipreemioksi aikavälillä 1983/3 - 1987/9 saatiin 2.94.

Kontulainen ja Solttila (1988) saivat tuoreemmalla aineistolla (1984/6 - 1988/10) termiinimarkkinoilla vallitsevan preemion,  $P$ , keskimääräiseksi arvoksi .9. (Preemion synnystä ja testaamisesta ks. esim. Fama (1984) sekä Haaparanta ja Kähkönen (1985)). Preemion positiivisuuden ja siinä havaitun pysyvyyden Kontulainen ja Solttila arvelevat johtuvan osaltaan keskuspankkipolitiikasta, jolla on pystytty vaikuttamaan preemioon (ja korkoihin). Vuodesta 1987 lähtien preemio on kuitenkin vaihdellut enemmän ja useammin myös negatiiviselle puolelle. Tämä johtunee pääomaliikkeiden esteiden vähentymisestä. Kontulaisen ja Solttilan tulos näyttäisi merkitsevän, että valtaosa Starckin preemiosta,  $a$ , selittyy devalvaatio-odotuksilla. (Jos katettu korkopariteetti yhtälö pätee,  $a = P + E(\dot{e})$  ).

Kansainväliset korot eivät ole lähestyneet toisiaan siitäkään huolimatta, että pääomaliikkeet ovat vapautuneet. Kasman ja Pigott (1988) katsovat tämän johtuvan valuuttakurssivaihteluiden lisääntymisestä. Kasvanut valuuttakurssiriski on siten vähentänyt vaateiden substituotavuutta samanaikaisesti kuin pääomaliikkeiden vapauttaminen on vaikuttanut päinvastaisesti. Se, että lisääntyneet valuuttakurssiriskit ovat kasvattaneet riskipreemioita ei kuitenkaan välttämättä merkitse rahapolitiikan itsenäisyyden lisääntymistä, sillä ei ole olemassa empiiristä evidenssiä siitä, että rahapolitiikalla voitaisiin vaikuttaa preemioon.

## 2.2 Interventioiden ja muiden kotimaisten tekijöiden vaikutus

Lyhyellä aikavälillä on selvää, että kotimaiset tekijät vaikuttavat kotimaiseen korkoon ja korkoeroon. Starck (1989) saa kuukausiaineistolla tulokseksi, että kotimaiset tekijät (bkt, inflaatio, valuuttavaranto, vaihtotase- ja valuuttakurssi odotukset) ovat merkittäviä 3 kk heliborin selittäjiä, kun taas ulkomaisen koron merkitys on vähäinen lyhyellä aikavälillä. Pitkällä aikavälillä ulkomaisen koron nousu yhdellä prosenttiyksiköllä nostaa kotimaista korkoa noin yhdellä prosenttiyksiköllä.

Edellä mainituista korkotasoon vaikuttavista kotimaisista tekijöistä (bkt, inflaatio, vaihtotase) ei ole saatavilla päivä/viikkoaineistoa. Päivä/viikkoaineistoa käytettäessä on selvää, että ainakin keskuspankin valuutta- ja rahamarkkinainterventiot vaikuttavat korkoihin.

Vihriälä (1988) estimoii interventioiden ja korkojen dynamiikkaa VAR-mallilla. Tulosten mukaan vaikutus interventioista 3 kk helibor-korkoon kulkee lähinnä avistakoron ja 1 kk markkinakoron välityksellä. Varianssihajotelmat osoittavat, että noin neljännes 3 kk koron vaihteluista selittyy interventioilla 20 päivän aikahorisontilla. Toisaalta avistakoron ja 1 kk koron vaihteluista interventiot selittävät vähemmän.

### 3 ESTIMOINTI

Estimoointiperiodin alkamisajankohdaksi valittiin heinäkuu 1987, jolloin rahamarkkinainterventioissa oli siirrytty kokonaan sijoitustodistuskappoihin. Myös valuuttakurssi on ollut vakaa ko. ajanjaksona (1987/7 - 1989/2). Jos devalvaatio-odotuksia on ollut, niiden voitaneen olettaa olleen kohtuullisen vakioisia. Estimoinnissa lähdetäänkin aluksi vakioisesta preemiosta (a yhtälössä 2).

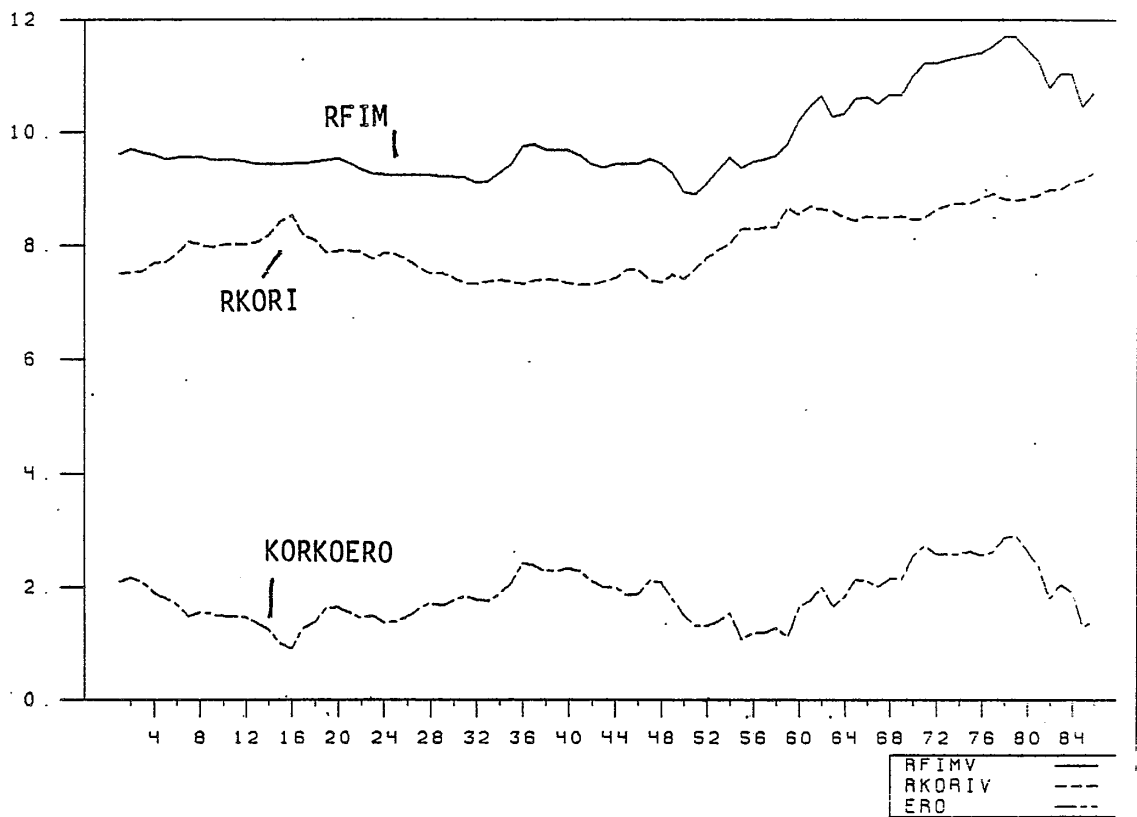
Kotimaisen koron selittäjiksi otetaan riskipreemion lisäksi tärkeimmät ulkomaiset korot ja Suomen Pankin interventiot. Interventiot jaetaan rahamarkkina- ja valuuttamarkkinainterventioihin. Rahamarkkinainterventiot koostuvat sijoitustodistusten ostoista ja myynneistä korjattuna erääntymisten vaikutuksella. Valuuttamarkkinainterventiot koostuvat valuuttojen avista- ja termiini-interventioista. Kassavarantovelvoitteen toistuvat muutokset vuodesta 1988 alkaen ovat vaikuttaneet interventioiden ohella markkinakorkoihin. Korkomuutokset tapahtunevat osittain jo silloin kun kassavarantovelvoitteen muuttamisesta ilmoitetaan. Tämä otetaan huomioon dummy-muuttujalla, joka saa arvon yksi niinä päivinä kun tulevasta muutoksesta ilmoitetaan.

Koska helibor- ja korikorko ovat tasossa epästationaarisia niin päiväkuin viikkoaineistossa, käytetään estimoinnissa korkojen muutoksia. Ulkomaisten korkojen muutosten vaikutuksia heliborin muutokseen voidaan näin tutkia tavanomaisin regressioanalyysin menetelmin. Yhteisintegroituvuustestien mukaan pitkän aikavälin rajoitteeksi oletettu relaatio,  $\text{helibor} = a + \text{korikorko}$ , ei ole voimassa.<sup>1</sup> Tämä tarkoittaa tässä yhteydessä lähinnä sitä, että helibor- ja korikoron ero voi kasvaa pidemmälläkin aikavälillä (kuva 1).

---

<sup>1</sup>Yhteisintegroituvuutta testattiin ajamalla oletetun pitkän aikavälin relaation mukainen regressio, jossa heliboria selitetään vakiolla ja korikorolla. Viikkoaineistolla tulokseksi saadaan:  $\text{helibor} = 1.14 + 1.08 \cdot \text{korikorko}$ . DW-testisuuretta tästä regressiosta käytetään yhteisintegroituvuustestinä (CDW-testi). Toinen tapa testata yhteisintegroituvuutta on testata, onko edellä estimoidun yhtälön jäännöstermi stationäärinen (ADF-testi). Viikkoaineistolla testisuureiksi saadaan (suluissa kriittiset arvot 5 prosentin merkitsevyytasoilla): CDW = .18 (.389), ADF = 2.05 (2.89).

KUVIO 1



### 3.1 Tuloksia

Estimoitava yhtälö on seuraavaa muotoa

$$(3) \quad drfim = a_0 + a_1 * drkori + a_2 * int + a_3 * ival + a_4 * kvv$$

missä  $drfim$  = 3 kuukauden heliborkoron muutos

$drkori$  = 3 kuukauden korikoron (12 valuuttaa) muutos

$int$  = rahamarkkinainterventiot (milj.mk)

$ival$  = valuuttainterventiot (spot- ja termiini-interventiot, milj.mk)

$kvv$  = kassavarantovelvoitteen muutos dummy

Kaikista selittäjistä kokeillaan viiveitä aina viiteen viikkoon asti. Estimointitulokset esitetään Taulukossa 1.

## TAULUKKO 1

Selitettävä muuttuja: DRFIM

Selittävät muuttujat:

	viive, viikkoja	kerroin	t-arvo
VAKIO		.035	1.63
DRKORI		.035	.21
	1	.053	.33
	2	.090	.55
	3	-.015	.09
	4	.128	.73
	5	-.164	1.02
INT		.000061	1.93
	1	-.000026	.82
	2	.000006	.22
	3	-.000005	.18
	4	-.000042	1.49
	5	-.000059	2.10
IVAL		-.000021	.61
	1	-.000199	5.07
	2	-.000048	1.31
	3	-.000029	.72
	4	.000115	2.69
	5	-.000069	1.64
KVV		.059	1.15
	1	.077	1.46

R2C = .38 DW=1.8 Q(24) = 22.4  
 merkitsevyytaso .55  
 havaintojen lkm = 80

Kun korikoron muutoksen viiveet jätetään pois ja interventioista otetaan huomioon vain merkittävimmät viiveet, saadaan seuraava heliborkorkojen muutoksia selittävä yhtälö.

$$\text{drfim} = .04 + .18 \text{ drkori} - .000047 \text{ int}(-4) - .000056 \text{ int}(-5)$$

(2.3) (1.3) (1.9) (2.2)

$$- .000021 \text{ ival}(-1) - .000067 \text{ ival}(-2) + .07 \text{ kvv} + .07 \text{ kvv}(-1)$$

(6.7) (2.3) (1.4) (1.4)

R2C = .36 DW=1.9 Q(27)=25.2 merkitsevyytaso .56  
 havaintojen lkm = 81

Rahamarkkinainterventiot vaikuttavat heliborin muutoksiin neljän ja viiden viikon viiveellä. Myös Vihriälän (1988) mukaan interventiot selittävät eniten 3 kk heliborkoron vaihtelusta noin kuukauden aika-horisontilla. Valuuttainterventiot puolestaan näyttävät vaikuttavan heliborkorkoon välittömämmin ja voimakkaammin. Sen sijaan ulkomaisen koron muutos ei ole merkitsevä. Myös kolmen valuutan korikorkoa kokeiltiin, mutta se ei selittänyt yhtään paremmin heliborkoron vaihteluita.

Ongelmallista tuloksissa on se, että korikorko ei ole tilastollisesti merkitsevä. Jos korikoron sijaan selittäjiksi otetaan tärkeimmät ulkomaiset korot ja rajoitetaan niiden kertoimien summa ykköseksi, tulokseksi saadaan, että yksittäisten korkojen kertoimet eivät ole pääsääntöisesti merkitseviä ja saattavat olla väärän merkkisiä. Lisäksi nollahypoteesi, että korkojen kertoimien summa voidaan rajoittaa ykköseksi, hylätään selvästi F-testillä ( $F(1, 69) = 19.6$ , merkitsevyystaso = .00004). Myöskään rajoittamalla korkojen kertoimien summa .18:ksi (, mikä on korikoron kerroin yllä olevassa estimoinnissa) ei yksittäisille koroille saada merkittäviä eikä oikean merkkisiä kertoimia. Tällaisella yhden yhtälön estimoinnilla ei näin ollen saada vastausta kysymykseen siitä, millä painoilla eri ulkomaiset korot vaikuttavat lyhyeen kotimaiseen korkoon.

Estimointi suoritettiin myös kuukausiaineistolla tarkemman kuvan saamiseksi siitä, miten korikoron muutos vaikuttaa heliborkorkoon. Havaintojen vähyden vuoksi seuraavat tulokset ovat kuitenkin vain suuntaa antavia.

$$\text{drfim} = .13 + .51 * \text{drkori} - .00005 * \text{int} - .00023 * \text{ival}$$

(1.66) (1.89)                      (.98)                      (2.82)

$$R2C = .35 \quad DW = 1.5 \quad Q(9) = 23.3 \quad \text{merkitsevyystaso} = .006$$

Kuukausiaineistolla korikorko on merkittävä selittäjä ja lisäksi sen kerroin on huomattavasti suurempi (.51) kuin viikkoaineistolla.

Jatkossa käytetään vektoriautoregressiivistä mallia sen selvittämiseen, mitkä ulkomaiset korot selittävät eniten heliborin vaihteluista. VAR-mallin ei sinällään voi olettaa lisäävän ulkomaisten korkojen merkittävyyttä. Sen etuna yhden yhtälön regressioon verrattuna on kuitenkin, että se ottaa paremmin huomioon muuttujien väliset viive-rakenteet. Lisäksi VAR-mallista saadaan ratkaistua varianssihajotelmat, jotka kertovat, miten suuri osa kunkin muuttujan vaihtelusta voidaan selittää mallin muiden muuttujien vaihtelulla. Impulssivasteet puolestaan antavat informaatiota siitä, miten suurena ja kuinka pitkään interventiot vaikuttavat korkoon.

VAR-malli ratkaistaan yhdeksälle muuttujalle: kuudelle korolle (drfim, drusd, drjpy, drdem, drgbp, drsek), sekä muuttujille kvv, int ja ival. Ulkomaiset korot ovat kolmen kuukauden eurokorkojen muutoksia. Interventiot ovat miljoonia markkoja. Yhdeksän yhtälön VAR-mallissa kutakin muuttujaa selitetään kaikkien muuttujien viiveillä (1 - 3) ja vakiolla. Käytettäessä kolmea viivettä kaikkien yhtälöiden jäännöstermit ovat valkoista kohinaa.

Estimoidusta mallista voidaan ratkaista ns. varianssihajotelmat. Tässä yhteydessä tarkastellaan ainoastaan sitä, miten suuri osa 3 kk heliborin vaihtelusta johtuu ulkomaisista korkoshokeista ja interventioista. Varianssihajotelman laskemiseksi joudutaan tekemään oletus muuttujien samanaikaisista riippuvuuksista. Järjestyksessä ensimmäisen muuttujan oletetaan vaikuttavan samanaikaisesti myöhemmin tuleviin muuttujiin kun taas myöhemmin tulevat eivät vaikuta edeltäviin muuttujiin samanaikaisesti. Mitä vähäisempää on muuttujien välinen korrelaatio sitä pienempi merkitys on muuttujien välisellä järjestyksellä.

Taulukossa 2 esitetään 3 kk heliborin varianssihajotelma.

Muuttujien oletettu järjestys on: drusd, drjpy, drdem, drgbp, drsek, kvv, int, ival, drfim.

## TAULUKKO 2

Eri muuttujien selittämä prosenttiosuus 3 kk heliborin varianssista

selittäjät:	aikahorisontti, viikkoja:				
	1	2	3	5	10
drusd	.2	2.0	2.2	2.2	2.0
drjpy	0	0	2.7	2.6	2.6
drdem	.2	.2	2.7	3.2	3.4
drgbp	1.4	3.4	3.1	7.2	7.7
drsek	.2	1.5	4.1	5.4	6.9
korot yht.	2.0	7.	14.8	20.6	22.6
kvv	3.0	2.0	8.8	8.3	7.9
int	1.6	2.3	2.4	2.2	2.3
ival	.1	26.5	22.6	21.3	22.8
drfim	93.2	62.1	51.4	47.6	44.3

Kansainväliset korot selittävät yhteensä reilut 20 prosenttia 3 kk heliborin vaihtelusta viiden viikon aikahorisontilla. Sen sijaan yhden ja kahden viikon aikahorisontilla korot selittävät vain muutaman prosentin heliborin vaihteluista. Koroista punnan ja kruunun korot selittävät eniten heliborin vaihteluista, kumpikin noin 7 prosenttiyksikköä. Dollarin, jenin ja Saksan markan selitysosuus on vain vajaa puolet punnan ja kruunun osuuksista. Jenin sijoittaminen järjestyksessä vasta punnan jälkeen ei muuta tuloksia.

VAR-mallin korkoyhtälöiden jäännösten samanaikaiset korrelaatiot antavat kuvan siitä, miten paljon eri koroissa on sellaista samanaikaista vaihtelua, jota VAR-mallin viivästetyt selittäjät eivät pysty selittämään (taulukko 3). Dollarin ja Saksan markan selitysyhtälöiden jäännösten korrelaatio on suurinta (.57). Myös punnan ja Saksan markan ja dollarin ja kruunun korkoyhtälöiden jäännökset korreloivat selvästi keskenään.



TAULUKKO 3  
VAR-mallin jäännösten korrelaatiot

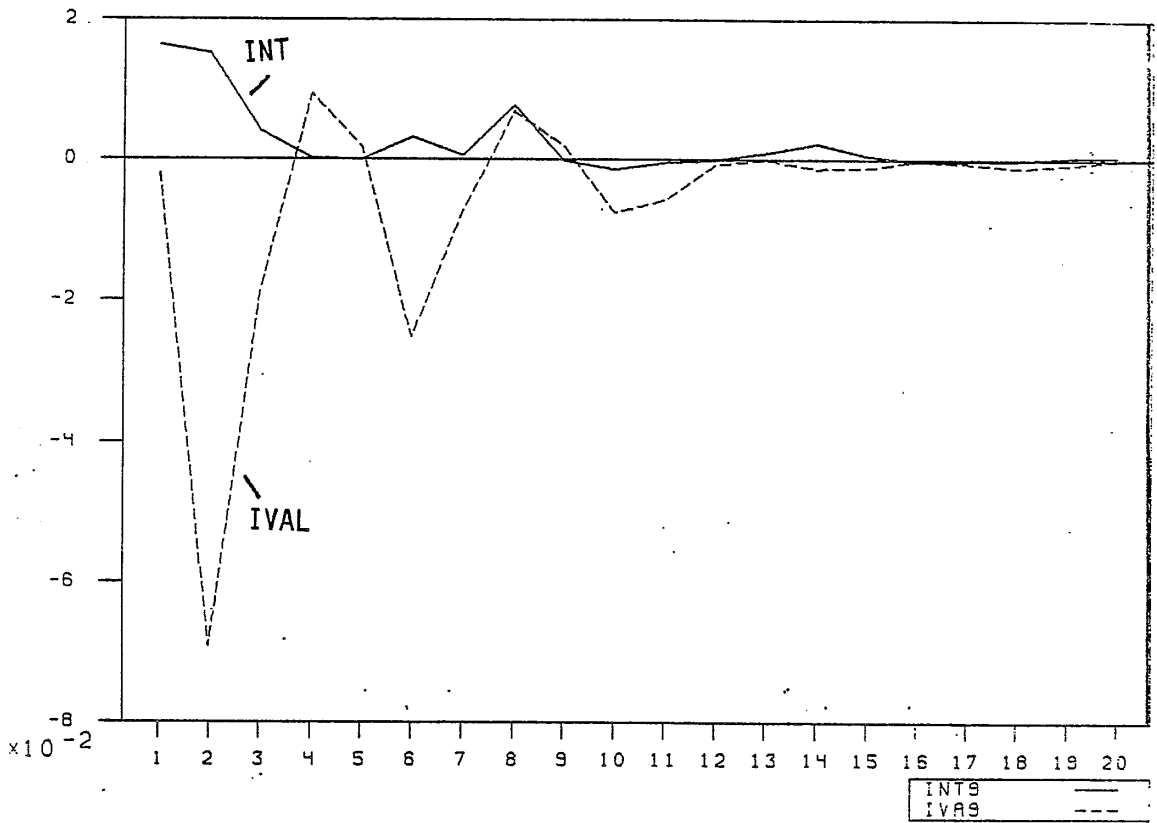
	drusd	drdem	drgbp	drjpy	drsek	int	ival	drfim
drusd	1	.57	.17	.14	.41	.38	-.09	.05
drdem		1	.32	.17	.20	.33	.01	-.01
drgbp			1	.05	.10	.23	-.31	-.12
drjpy				1	.04	.10	.07	.02
drsek					1	.16	-.43	.06
int						1	-.23	.13
ival							1	-.03

Varianssihajotelman lisäksi kansainvälisten korkojen ja interventioiden vaikutusten välittymistä heliboriin voidaan tarkastella impulssivasteiden avulla. Kuvioiden 2 - 4 impulssivastekuviot kertovat, miten voimaakkaasti ulkomaisten krorojen tai interventioiden odottamaton muutos vaikuttaa heliborkoron kunkin ajanjakson kuluttua aina 20 viikkoon asti. Shokkien kokonaisvaikutus heliboriin on kaikkien periodien vaikutusten summa, sillä korot ovat differenssimuodossa. Impulssivasteiden luottamusväleistä ei ole tietoa, joten tulokset ovat vain suuntaa antavia.

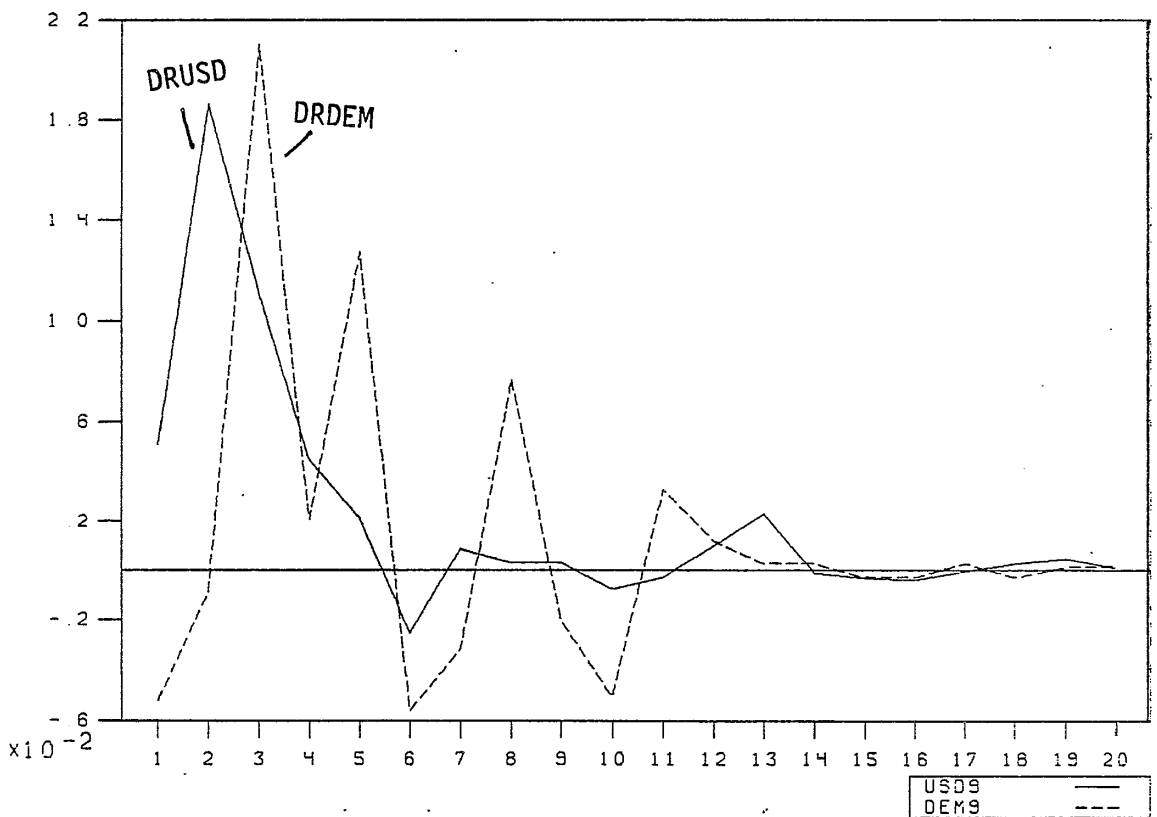
Valuuttainterventiot vaikuttavat heliboriin enemmän kuin sijoitustodistusinterventiot (ks. kuvio 2). Sijoitustodistusinterventioiden vaikutus korkoon on vähäistä ja vieläpä väärän merkkistä. Syynä tähän saattaa olla 3 kk heliborin ja sijoitustodistusinterventioiden välinen simultaanisuus. Estimointitulosten mukaan interventiot näyttävät lisääntyneen silloin kun 3 kuukauden helibor on korkea eikä päinvastoin (ks. taulukko 1). VAR-malli ottaa huomioon interventioiden ja viivästetyn heliborin välisen riippuvuuden, mutta ei samanaikaista riippuvuutta.

Korkojen impulssivasteista voi vetää samansuuntaisia johtopäätöksiä kuin varianssihajotelmastakin. Ensinnäkin voimakkaimmin heliborkorkoon vaikuttavat kruunun ja punnan korko (huomaa kuvioiden eri mittakaava). Toiseksi ulkomaisten korkojen nousu näkyy heliborin nousuna selvimmin viiden ensimmäisen viikon aikana.

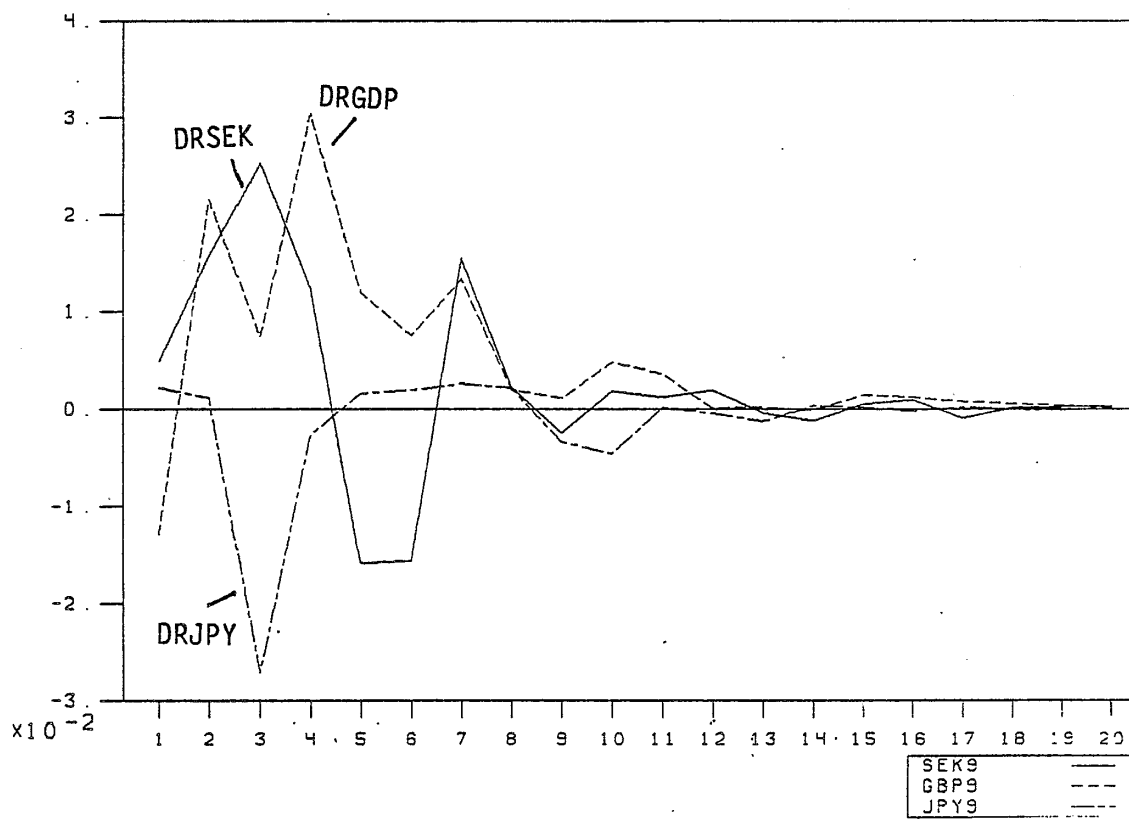
KUVIO 2  
Interventioiden impulssivasteita heliborkorkoon



KUVIO 3  
Dollarin ja Saksan markan impulssivasteet



KUVIO 4  
Kruunun, punnan ja jenin impulssivasteet



### 3.2 Syitä ulkomaisten korkomuutosten vähäiseen välittymiseen

Kansainväliset korot voivat muuttua ilman että niiden muutos välittyy heliborkorkoon, jos korkomuutos heijastaa muuttuneita valuuttakurssiodotuksia (vrt. avoin korkopariteetti-yhtälö). Mutta jos kyse on muutoksesta, joka aiheutuu muusta syystä, esim. talouspolitiikan muutoksesta, sen pitäisi näkyä heliborkorossakin. Tällaisten korkomuutosten välittymistä on edellä pyritty mittaamaan. Avoimen korkopariteetti-yhtälön mukaan niiden tulisi välittyä yksi yhteen suomalaiseen korkoon. Estimoinnissa on kuitenkin mahdotonta erottaa, mikä osuus eri korkojen muutoksista johtuu pelkästään valuuttakurssiodotusten muutoksista ja mikä osuus on sellaista koron muutosta, jonka tulisi välittyä muihin korkoihin.

Ulkomaisten korkomuutosten vähäinen välittyminen kansallisiin korkoihin voi johtua paitsi mittaamisongelmista osittain myös ns. signal extraction ongelmasta. Tämä on seurausta siitä, että markkinoilla vallitsevat valuuttakurssi odotukset ovat havaitsemattomia muuttujia talousyksiköille. Jos havaitsemattoman valuuttakurssi odotuksen varianssi on suuri, osa kurssi odotuksella korjatustakin koron muutoksesta tulkitaan johtuvaksi valuuttakurssi odotuksen muutokseksi (vrt. King ja Wadhvani (1988) osakehintojen välittymisestä maasta toiseen). Tällöin osa sellaisestakin koron muutoksesta, jonka teorian mukaan pitäisi välittyä suomalaiseen korkoon jää välittymättä. Mitä suurempi on valuuttakurssi odotusten varianssi sitä suurempi osa ulkomaisten korkojen muutoksesta jää välittymättä kansallisiin korkoihin.

Syy ulkomaisten korkojen näennäisesti vähäiseen vaikutukseen voi löytyä myös mallista puuttuvista muuttujista. Uudet tiedot taloudellisesta aktiviteetista, inflaatiosta ja vaihtotaseesta vaikuttanevat valuuttakurssi odotuksiin ja kotimaiseen korkoon. Näitä muuttujia ei mallissa ole otettu huomioon, mikä voi tehdä ulkomaisten korkojen kerroinestimaateista harhaisia.

## LÄHTEET

FAMA, E. (1984) Forward and Spot Exchange Rates. Journal of Monetary Economics 14/84.

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

KANTONEN, M. (1984) Ulkomaisten pääomanliikkeiden valuuttajakaumiin perustuvat korkokorit. Suomen Pankin valuuttapolitiikan osaston keskustelualoitteita, VP 12/84.

KASMAN, B. JA PIGOTT, C. (1988) Interest Rate Divergences Among the Major Industrial Nations. FRBNY Quarterly Review/Autumn

KING, M. JA WADHWANI, S. (1988) Transmission of Volatility between Stock Markets. Discussion Paper No.48, London School of Economics.

KONTULAINEN, J. JA SOLTTILA, H. (1988) Valuuttojen avista- ja termiinihintojen yhteydestä. Suomen Pankin keskustelualoitteita, 32/88.

STARCK, C. (1988) Miten integroitunut kansainvälisiin rahoitusmarkkinoihin Suomi on? Kansantaloudellinen aikakauskirja 1983:3.

STARCK, C. (1989) How are the Key Finnish Market Interest Rates Determined? Finnish Economic Papers, Vol. 2.

VIHRIÄLÄ, V. (1988) Päivämarkkinat, rahamarkkinainterventiot ja lyhyet korot. Julkaisussa "Korkojen määräytyminen Suomessa", D:67, Suomen Pankki.

SUOMEN PANKIN KESKUSTELUALOITTEITA

ISSN 0785-3572

- 1/89 PAULA LÄHDEMÄKI Neuvostoliiton kokonaistaloudelliset tunnusluvut kansantalouden tilinpidon pohjalta tarkasteltuna. 1989. 57 s. (ISBN 951-686-182-2)
- 2/89 MATTI VIRÉN A note on interest rate policy during the great depression. 1989. 20 s. (ISBN 951-686-183-0)
- 3/89 ERKKI KOSKELA - MATTI VIRÉN International differences in saving rates and the life cycle hypothesis: a comment. 1989. 20 s. (ISBN 951-686-184-9)
- 4/89 SAMPO ALHONSUO Rahoitus- ja pankkitoiminnan tehokkuus Suomessa. 1989. 81 s. (ISBN 951-686-185-7)
- 5/89 AMY SKOLNIK The U.S. - Canada free trade agreement: a model for Finland? 1989. 26 s. (ISBN 951-686-186-5)
- 6/89 JUHA TARKKA - ALPO WILLMAN - CHRIS-MARIE RASI Labour supply, wages and prices in the BOF4 quarterly model of the Finnish economy. 1989. 50 s. (ISBN 951-686-187-3)
- 7/89 JARMO KONTULAINEN Valuuttakurssien määräytyminen yleisen tasapainon mallissa. 1989. 80 s. (ISBN 951-686-188-1)
- 8/89 ESKO SYDÄNMÄKI Uusprotektionismi. 1989. 41 s. (ISBN 951-686-189-X)
- 9/89 JUHA TARKKA - ALPO WILLMAN - HANNA-LEENA MÄNNISTÖ Consumption and investment in the BOF4 quarterly model of the Finnish economy. 1989. 59 s. (ISBN 951-686-190-3)
- 10/89 SAMPO ALHONSUO - KJELL PETER SÖDERLUND - JUHA TARKKA Joukkovelkakirjalainojen tuotto Suomessa 1948 - 1986. 1989. 34 s. (ISBN 951-686-193-8)
- 11/89 PENTTI PIKKARAINEN - MATTI VIRÉN Granger causality between money, output, prices and interest rates: some cross-country evidence from the period 1875 - 1984. 1989. 19 p. (ISBN 951-686-195-4)
- 12/89 HELVI KINNUNEN Vaihtotaseen ennakkotietojen arviointi lyhyen aikavälin ennustemenetelmien avulla. 1989. 20 s. (ISBN 951-686-196-2)
- 13/89 PERTTI HAAPARANTA - JARMO KONTULAINEN Real exchange rate as an unobservable variable. 1989. 17 p. (ISBN 951-686-197-0)

- 14/89 MATTI VIRÉN Saving, investment and the current account: a review of recent evidence. 1989. 17 p. (ISBN 951-686-198-9)
- 15/89 HARRI LAHDENPERÄ Informaation vaikutus rahoitusmarkkinoiden toimintaan ja keskuspankkipolitiikan tehokkuuteen - katsaus kirjallisuuteen. 1989. 55 s. (ISBN 951-686-199-7)
- 16/89 PAAVO PEISA Aggregate versus industry-specific sources of economic growth and business cycle fluctuations. 1989. 35 p. (ISBN 951-686-202-0)
- 17/89 TIMO TYRVÄINEN Unions, wages and employment in Finland. 1989. 56 p. (ISBN 951-686-203-9)
- 18/89 ANTTI ILMANEN Duraatioanalyysin käyttö joukkovelkakirjan korkoriskin arvioinnissa ja hallinnassa. 1989. 116 s. (ISBN 951-686-204-7)
- 19/89 MATTI VIRÉN How does domestic and foreign money growth affect the U.S. economy? 1989. 24 s. (ISBN 951-686-205-5)
- 20/89 MATTI VIRÉN The long-run relationship between interest rates and inflation: some cross-country evidence. 1989. 24 s. (ISBN 951-686-207-1)
- 21/89 ERKKI KOSKELA - MATTI VIRÉN Taxes, credit market 'imperfections' and inter-country differences in the household saving ratio. 1989. 38 s. (ISBN 951-686-208-X)
- 22/89 TIMO TYRVÄINEN Why break down centralized wage bargaining? 1989. 24 s. (ISBN 951-686-209-8)
- 23/89 ARI LAHTI - MATTI VIRÉN The Finnish rational expectations QMED model: estimation, dynamic properties and policy results. 1989. 34 p. (ISBN 951-686-210-1)
- 24/89 TAPIO PEURA - UWE KOLLSTER The development of external balances in the Nordic countries. 1989. 37 s. (ISBN 951-686-213-6)
- 25/89 PERTTI HAAPARANTA - JOUKO VILMUNEN Kestökulutushyödykkeiden kysyntä Suomessa. 1989. 17 s. (ISBN 951-686-214-4)
- 26/89 JUHA TARKKA Competitive deposit rates and bank service charges. 1989. 14 s. (ISBN 951-686-215-2)
- 27/89 PÄIVI VALKAMA Suomen talous ja talouspolitiikka 1920 - 1938. Empiirinen tutkimus. 1989. 91 s. (ISBN 951-686-216-0)
- 28/89 KAIJA-LEENA RIKKONEN The optimal currency distribution of a central bank's foreign exchange reserves. 1989. 62 s. (ISBN 951-686-217-9)
- 29/89 ANNE KERTTULA Capital income taxation and household saving. 1989. 37 s. (ISBN 951-686-218-7)
- 30/89 ANNE MIKKOLA Ulkomaisten korkojen vaikutus lyhyeen markkina-korkoon. 1989. 21 s. (ISBN 951-686-219-5)

