

**KESKUSTELUALOITTEITA  
DISCUSSION PAPERS**

---

Juhani Raatikainen

INTERVENTIOIDEN VAIKUTUKSET ERI MATURITEETEILLA

31.12.1987

VP 8/87

**Suomen Pankin  
Valuuttapolitiikan osasto**

**Bank of Finland  
Exchange Policy Department**

## TIIVISTELMÄ

Rahamarkkinoiden toiminta ja erityisesti tuottokäyrän käyttäytyminen määrittävät olennaisella tavalla keskuspankin toimintamahdollisuuksia. Rahapolitiikan kannalta olennainen kysymys on, voiko keskuspankki vaikuttaa yleisen korkotason lisäksi myös tuottokäyrän muotoon. Suomessa markkinoiden toiminnasta on kokemuksia ainoastaan lyhyeltä ajalta huhtikuun 1987 alusta lähtien, eikä markkinoiden toimintaa ja siinä mahdollisesti tapahtuneita muutoksia ole tähän mennessä kaikilta osin tarkasteltu. Tämän vuoksi tutkimuksessa tarkastellaan empiirisesti rahamarkkinoiden toiminnan tehokkuutta niin eri osamarkkinoiden välillä tapahtuvan arbitraasin kuin myös tuottokäyrän määräytymisen suhteen. Lisäksi analysoidaan Suomen Pankin interventio-politiikasta saatuja kokemuksia.

## SISÄLLYS

1.	Johdanto	1
2.	Sijoitustodistusmarkkinat	3
2.1.	Korkorakenne sijoitustodistusten markkinoilla	3
2.2.	Interventioiden vaikutuksista	11
3.	Sijoitustodistusten markkinoiden ja termiini- markkinoiden välinen yhteys	18
4.	Termiinimarkkinat	27
4.1.	Korkorakenne termiinimarkkinoilla	27
4.2.	Interventioiden vaikutuksista	29
5.	Johtopäätökset	32

## 1. Johdanto

Keskuspankin suorittamien interventioiden vaikutukset tehokkaasti ja markkinaehtoisesti toimivassa rahoitusympäristössä voidaan nähdä - ainakin teoriassa - kahdella toisiaan täydentävällä tavalla. Interventiot vaikuttavat yleiseen korkotasoon, mutta ne saattavat vaikuttaa myös korkojen välisiin suhteisiin. Jos keskuspankin on mahdollista vaikuttaa eri pituisten korkojen suhteisiin, on rahapolitiikan liikkumavara suurempi kuin päivävästaisessa tapauksessa. Tämä mahdollistaa taloudelliseen aktiviteettiin vaikuttamisen pitkien korkojen kautta ja samanaikaisesti pääomanliikkeisiin ja valuuttamarkkinoille vaikuttamisen lyhyiden korkojen kautta. On kuitenkin viime kädessä empiirinen kysymys, kuinka interventiot vaikuttavat ja mitkä siten ovat keskuspankkipolitiikan mahdollisuudet.

Suomessa lyhyen rahan markkinoiden toimintaa voidaan pitää tällä hetkellä tehokkaana. Oletettavaa on myös markkinoiden toiminnan tehostuminen huhtikuusta 1987 lähtien, jolloin Suomen Pankki siirtyi suorittamaan kotimaiset rahamarkkinainterventionsa sijoitustodistusten markkinoilla. Vastaavasti päivämarkkinoiden rooli muuttui tällöin ainoastaan poikkeukselliseksi likviditeetin lähteeksi liikepankeille ja interbank-markkinoiden merkitys lyhytaikaisen likviditeetin säätelyssä kasvoi. Lyhytaikaisen rahoituksen markkinat, koostuen sijoitustodistusten markkinoista, interbank-markkinoista sekä termiinimarkkinoista, toimivat suhteellisen kilpailullisissa olosuhteissa ja näiden markkinoiden välinen yhteys on voimakas. Sen sijaan pidemmän rahoituksen markkinoiden toiminta on vielä tois- taiseksi vähemmän tehokasta ja päivittäin vaihdetut määrät ovat pienempiä. Tässä selvityksessä keskitytäänkin tutkimaan interventioiden vaiku-

tusmahdollisuuksia markkinoiden tehokkaimmin toimivassa osassa, nimittäin lyhyen rahanmarkkinoilla. Tutkimuksessa pyritään vastaamaan kysymykseen, mitä voidaan sanoa interventiopolitiikan mahdollisuuksista nykyisten kokemusten perusteella.

## 2. Sijoitustodistusmarkkinat

### 2.1 Korkorakenne sijoitustodistusten markkinoilla

Korkorakennetta on usein selitetty odotusteorian avulla. Tämän teorian mukaan pidemmät korot määräytyvät odotettujen lyhyiden korkojen sekä mahdollisesti vakion riskipreemion perusteella. Tällöin pidemmät korot riippuvat lyhyemmistä koroista seuraavasti:

$$(1) \quad r_T = \alpha + r_t^e,$$

jossa  $r_T$  = pidempikestoisen instrumentin korko,  
 $r_t^e$  = lyhyempikestoisen instrumentin korko,  
 $\alpha$  = risikipreemio (vakio).

Yhtälön (1) mukaisesti korkorakenne olisi siis (mahdollisesti) nouseva ja pidemmän koron muutos vastaisi aina odotetun lyhyen koron muutosta. Tämän mukaan tuottokäyrä siirtyisi aina kokonaisuudessaan uudelle tasolle, mutta sen muoto ei siirtymienkään tapahtuessa vaihtelisi.

Yhtälöön (1) voidaan ajatella sisältyvän joko rationaaliset odotukset, jotka käyttävät tehokkaasti hyväksi kaiken saatavilla olevan informaation tai staattiset odotukset, jolloin koron odotetaan pysyvän tulevaisuudessa nykyisellä tasollaan. Rationaaliset odotukset ovat optimaalisen käyttäytymisen tulosta, mutta on syytä huomata staattisten odotusten olevan optimaalisia siinä tapauksessa, että korot muuttuvat täysin satunnaisesti seuraten ns. random walk-prosessia odotusarvolla nolla.

Yhtälön (1) mukaista tehokkuutta (yhdistyneenä

käytetyn odotushypoteesin voimassaoloon) voidaan testata estimoimalla yhtälö:

$$(2) \quad r_T = \beta_0 + \beta_0 r_t^e,$$

ja testaamalla yhdistettyä hypoteesia:

$$(3) \quad H_0: \beta_0 = 0 \text{ ja } \beta = 1.$$

Jos odotettuna lyhyenä korkona käytetään toteutuneita tulevia korkoja, on päällekkäisiin periodeihin (päivähavaintoja vähintään yhden kuukauden pituisista koroista) ja rationaalisiin odotuksiin liittyen korjattava kertoimien kovarianssimatriisin estimaatti (kts. Raatikainen (1987)). Jäännökset muodostuvat päällekkäisten havaintojen vuoksi autokorreloituneiksi.

Yhtälöiden (2) ja (3) mukaiset testit staattisin odotuksin sijoitustodistusten koroille (Helibor-koroille) on esitetty taulukoissa 1. ja 2. Taulukossa 1. on lyhyenä korkona käytetty avistakorkoa ja taulukossa 2. yhden kuukauden Helibor-korkoa. Kertoimia koskevan arbitraasitestin mukainen nollahypoteesi (yhtälön (3) mukainen testi) ei ole yhdessäkään tapauksessa voimassa. Toisin sanoen korkorakenne ei määräydy tehokkaasti yhtälöiden (1) - (3) mielessä tai tulevaisuutta koskevat odotukset eivät ole staattisia. Vertaamalla taulukoita 1. ja 2. voidaan päätellä markkinoiden tehokkuuden (esillä olleessa mielessä) olevan suurempi Helibor-korkojen välillä kuin Helibor-korkojen ja avistakoron välillä. Tätä tukevat sekä estimoitujen kerrointen arvot että kokonaisselityksasteet.

Taulukko 1. Arbitraasi-testi Helibor-korkojen ja avistakoron välillä staattisin odotuksin.

Helibor	Periodi	$\beta_0$	$\beta_1$	F	$R^2$	DW	Chow
1 kk	I	6.49 (21.56)	0.45 (15.31)	464.59	0.79	0.25	
	II	8.77 (74.52)	0.13 (10.18)	3239.98	0.47	0.19	
	III	6.76 (23.90)	0.37 (11.76)	350.30	0.44	0.10	826.29
2 kk	I	6.83 (23.90)	0.42 (14.95)	548.15	0.78	0.23	
	II	8.95 (76.63)	0.10 (8.75)	3429.46	0.40	0.16	
	III	6.99 (22.69)	0.35 (11.02)	369.69	0.40	0.09	909.63
3 kk	I	7.21 (26.90)	0.39 (14.69)	682.21	0.78	0.23	
	II	9.13 (76.87)	0.09 (7.93)	3486.07	0.32	0.11	
	III	7.22 (23.26)	0.33 (10.28)	391.01	0.37	0.08	1015.79
6 kk	I	7.28 (28.27)	0.37 (14.63)	680.35	0.78	0.18	
	II	9.42 (78.94)	0.06 (5.01)	3687.72	0.18	0.07	
	III	7.53	0.29	461.30	0.35	0.08	909.19
12 kk	I	7.31 (27.10)	0.36 (13.47)	557.77	0.75	0.17	
	II	9.77 (75.46)	0.03 (2.45)	3467.72	0.05	0.05	
	III	7.70 (30.23)	0.26 (9.56)	617.95	0.34	0.08	605.55

Estimointiperiodit ovat I: 19.1.1987 - 30.4.1987, II: 1.5.1987 - 9.10.1987 ja III: 19.1.1987 - 9.10.1987, estimoinnit on suoritettu päivähavainnoista.  $\beta_i$  ( $i=0,1$ ) ovat yhtälön (2) kertoimet. F-testisuure testaa yhdistettyä hypoteesia (3).  $R^2$  on estimoitujen yhtälöiden kokonaisselitysaste, DW on Durbin-Watson testisuure ensimmäisen asteen autokorrelaatiolle ja kertoimien stabiilisuutta on testattu Chow-testisuureella.



Taulukko 2. Arbitraasi-testi Helibor-korkojen 1 kk Helibor-koron välillä staattisin odotuksin.

Helibor	Periodi	$\beta_0$	$\beta_1$	F	$R^2$	DW	Chow
2 kk	I	0.82 (6.22)	0.93 (78.06)	20.24	0.99	0.31	
	II	0.88 (5.39)	0.91 (55.95)	21.30	0.96	0.60	
	III	0.31	0.97	17.31	0.99	0.36	53.11
3 kk	I	1.64 (12.18)	0.86 (70.39)	88.35	0.99	0.46	
	II	1.68 (6.04)	0.83 (29.83)	40.22	0.89	0.25	
	III	0.57 (6.26)	0.95 (107.47)	40.66	0.98	0.25	131.69
6 kk	I	1.94 (15.45)	0.82 (72.43)	135.21	0.99	0.92	
	II	3.12 (7.92)	0.69 (17.55)	59.50	0.73	0.16	
	III	1.37 (13.87)	0.87 (81.74)	101.07	0.98	0.33	52.27
12 kk	I	2.05 (11.32)	0.80 (49.18)	158.31	0.98	0.57	
	II	5.14 (8.50)	0.50 (8.17)	87.06	0.37	0.08	
	III	2.50 (17.78)	0.76 (56.04)	160.10	0.95	0.19	27.20

Estimointiperiodit ovat I: 19.1.1987 - 30.4.1987, II: 1.5.1987 - 9.10.1987 ja III: 19.1.1987 - 9.10.1987, estimoinnit on suoritettu päivähavainnoista.  $\beta_i$  ( $i=0,1$ ) ovat yhtälön (2) kertoimet. F-testisuure testaa yhdistettyä hypoteesia (3).  $R^2$  on estimoitujen yhtälöiden kokonaisselitysaste, DW on Durbin-Watson testisuure ensimmäisen asteen autokorrelaatiolle ja kertoimien stabiilisuutta on testattu Chow-testisuureella.

Aineistosta on pyritty etsimään mahdollista markkinoiden toiminnan muutosta. Tämä on suoritettu jakamalla aineisto lukuisilla eri tavoilla kahteen yhtenäiseen osaan ja testaamalla Chow-testillä estimoitujen yhtälöiden kerrointen stabiilisuutta. Ehkä hieman yllättävästi markkinoiden toiminnassa on tilastollisesti merkitsevä rakenteellinen muutos toukokuun 1987 alun tiedoilla, vaikkakin keväällä tapahtuneet markkinoiden institutionaaliset muutokset ajoittuivat lähinnä huhtikuun alkuun. Maaliskuun 17:nnestä päivästä alkaen keskuspankki alkoi harjoittaa rahapolitiikkaa sijoitustodistuksilla suoritettavien interventtioiden avulla. Maaliskuun 30:sta päivästä lukien liikepankkien oikeutta päivälüoton käyttöön rajoitettiin ja määriteltyjen kiintiöiden ylittävää päivälüotosta alettiin periä sakkokorkoa. Nämä toimenpiteet sekä tehostivat sijoitustodistusten markkinoiden toimintaa että lisäsivät niiden merkitystä rahamarkkinoiden toiminnan kannalta ja samalla vähensivät päivämarkkinoiden merkitykseksi ainoastaan poikkeuksellisen likviditeetin säätelyn. Markkinoilta vei kuitenkin noin kuukauden ennenkuin niiden toiminta sopeutui tähän uuteen tilanteeseen.

Vertaamalla eri periodien F-testisuureita toisiinsa, voidaan tarkastella tämän rakennemuutoksen vaikutuksia arbitraasitoimintaan. Heliborkorkojen ja avistakorkojen välisissä yhteyksissä on periodi I (19.9.1987 - 30.4.1987) ollut markkinoiden toiminnan kannalta loppuperiodia tehokkaamman arbitraasin aikaa. Toukokuun alusta alkavalla periodilla on avistakoron vaihtelu kasvanut lähinnä pankkien likviditeettiennusteiden ainakin ajoittaisen epätarkkuuden vuoksi ja tämä on osaltaan heikentänyt avistakoron ja muiden rahamarkkinakorkojen välistä yhteyttä.

Eri maturiteettisten Helibor-korkojen yhteys 1 kk Helibor korkoon on kasvanut siirryttäessä periodilta I periodille II. Tämä heijastaa markkinoiden toiminnan tehokkuuden kasvua ja tätä kautta toisilleen vaihtoehtoisten sijoituskohdeiden tuottojen yhdentymistä. Eri pituiset sijoitustodistukset ovat hyvin läheisiä substituutteja toisilleen. Sen sijaan interbank-sijoitukset heijastavat voimakkaimmin likviditeettitilannetta ja siihen liittyviä odotuksia ja näin ollen avistakorko ei määräydy suoraan arbitraasin perusteella suhteessa Helibor-korkoihin (vrt. Vihriälä 1987).

Loogisesti voi edellisten testien tulos olla seurausta joko markkinoiden toiminnan epätäydellisyydestä tai siitä, että odotukset eivät olisikaan staattisia, vaan lähinnä rationaalisia. Tämän vuoksi suoritettiin testit rationaalisin odotuksin seuraten aiemmin selitettyä menettelyä (Raatikainen (1987)). Odotusmuuttujina käytettiin toteutunutta keskimääräistä tarkasteltavan maturiteetin tulevaa korkoa. Tämä vähentää tarkasteluperiodin lopusta maturiteetin mukaisen määrän havaintoja, tämän vuoksi rajoitettiin testit korkeintaan 3 kuukauden maturiteettiin. Tulokset on esitetty taulukoissa 3. ja 4.

Myöskään rationaalisin odotuksin (täydellisen tietämyksen rationaaliset odotukset) ei markkinoiden toiminta ole (yhtälöiden (1) - (3) mielessä) tehokasta. Varsinkin avistakorkoa lyhyenä korkona käytettäessä todetaan mallien kokonais selitysasteiden romahtaneen staattisten odotusten malleihin verrattaessa. Tämä antaa aiheen päätellä staattisten odotusten "istuvan" aineistoon huomattavasti käytettyä rationaalisten odotusten muuttujaa paremmin. Voidaan tulkita niin, että vaikkakin odotukset ovat tulevaisuu-

teen suuntautuvia ja rationaalisia, niin ne muodostetaan nykyisen tilanteen perusteella. Jos korkosarjat noudattavat random-walk -prosessia odotusarvolla nollla, on paras ennuste tulevalle korolle nykyinen korko.

Taulukko 3. Arbitraasi-testi Helibor-korkojen ja avistakoron välillä rationaalisin odotuksin.

Helibor	Periodi	$\beta_0$	$\beta_1$	F	$R^2$	DW
1 kk	I	11.10 (25.85)	-0.11 (8.85)	1297.10	0.07	0.11
	II	6.60 (185.08)	0.48 (151.00)	590.51	0.52	0.06
2 kk	I	4.84 (1104.94)	0.55 (371.66)	1892.95	0.43	0.14
	II	4.21 (41.86)	0.73 (67.64)	298.70	0.28	0.04
3 kk	I	8.10 (306.66)	0.21 (73.78)	1092.24	0.08	0.09
	II	-12.54 (-458.30)	2.45 (885.17)	4472.51	0.64	0.08

Taulukko 4. Arbitraasi-testi Helibor-korkojen ja 1 kk Helibor-koron välillä rationaalisin odotuksin.

Helibor	Periodi	$\beta_0$	$\beta_1$	F	$R^2$	DW
2 kk	I	-9.76 (-1249.29)	1.46 (1860.02)	218.43	0.72	0.26
	II	-3.39 (-166.18)	1.37 (782.92)	865.92	0.81	0.13
3 kk	I	-9.23 (1770.60)	1.94 (3688.84)	489.83	0.82	0.33
	II	-2.48 (-187.92)	1.28 (1051.63)	2125.67	0.86	0.13

Estimointiperiodit ovat I: 19.1.1987 - 30.4.1987 ja II: 1.5.1987 - 9.10.1987, estimoinnit on suoritettu päivähavainnoista.  $\beta_i$  ( $i=0,1$ ) ovat yhtälön (2) kertoimet. F-testisuure testaa yhdistettyä hypoteesia (3).  $R^2$  on estimoitujen yhtälöiden kokonaisselityksaste, DW on Durbin-Watson testisuure ensimmäisen asteen auto-korrelaatiolle. Estimointitekniikka on versio Hansenin sekä Newey & Whiten tekniikasta (kts. Raatikainen (1987)).

Rationaalisten odotusten mallissa käytettiin odotusmuuttujana toteutunutta keskimääräistä kyseiselle maturiteetille laskettua lyhyen koron tasoa. Hyvin voimakkaana vaikutuksena voidaan havaita odotusmuuttujan laskentaperiodin lyhentämisen kasvattavan mallin kokonaiselitysstetta ja pienentävän kertoimia koskevan testisuureen arvoa (Taulukko 5.). Odotukset liittyvät siten kaikkein voimakkaimmin nykyisiin arvoihin ja ovat tässä mielessä luonteeltaan pikemmin staattisia kuin toteutuneisiin tulevaisuuden arvoihin sopivia rationaalisia odotuksia.

Taulukko 5. Odotusmuuttujan laskentajakson pituuden vaikutus rationaalisten odotusten mallissa.

Heli- bor	Perio- di	Normaali las- kenta jakso		1 kuukausi		1 viikko	
		R <sup>2</sup>	KHII	R <sup>2</sup>	KHII	R <sup>2</sup>	KHII
2 kk	I	0.72	218.43	0.58	443.65	0.83	6.22
	II	0.81	865.92	0.70	104.58	0.93	62.02
3 kk	I	0.82	489.84	0.60	120.35	0.76	34.02
	II	0.86	2125.67	0.76	253.96	0.95	473.58

Edellisen perusteella joudutaan siis toteamaan, ettei markkinoiden toiminta eri maturiteettisten sijoitustodistusten välillä ole edellä olleiden testien perusteella ollut tehokasta tai etteivät markkinoilla vallinneet odotukset ole olleet staattisia eivätkä toisaalta täydellisen tietämyksen rationaalisia odotuksia. Syynä mahdolliseen tehottomuuteen voivat olla joko markkinoiden toiminnan epätäydellisyydet tai mahdollinen riskipreemion vaihtelu ajassa (edellä olevan testin perustana on ajatus riskipreemion vakioisuudesta).

## 2.2 Interventioiden vaikutuksista

Teoriassa interventioilla voi olla kahdenlainen vaikutus tuottokäyrään korkorakenteen luonteesta riippuen. Jos tuottokäyrän muoto on aina vakio ja siirtymät näin ollen kaikkien korkojen yhden-suuntaissiiirtymiä, voidaan interventioilla vaikuttaa ainoastaan korkotasoon. Jos sen sijaan tuottokäyrän muoto vaihtelee ajassa, voidaan interventioilla vaikuttaa ainakin tilapäisesti sekä korkotasoon että eri maturiteettisten korkojen keskinäisiin suhteisiin.

Jos tuottokäyrän muoto on täysin kiinteä ja markkinoilla vallitsevat odotukset ovat staattisia (edellisten tarkastelujen perusteella staattiset odotukset vaikuttivat täydellisen tietämyksen rationaalisia odotuksia varten otettavammilta), voidaan korkojen välinen yhteys esittää seuraavasti:

$$(4) \quad r_T = \alpha + \beta_0 r_t,$$

jossa  $r_T$  = pidempimaturiteettinen korko,  
 $r_t$  = lyhyempimaturiteettinen korko,  
 $\alpha$  = vakioinen riskipreemio,  
 $\beta_0$  = kerroin = 1.

Jos hypoteesi tuottokäyrän muodon vakioisuudesta ja odotusten staattisuudesta pätee, on lyhyen koron kertoimen oltava yhtäsuuri kuin yksi ja toisaalta mallin kokonaisselityksasteen on oltava yksi. Jos yhtälöön (4) liittyvä testi ei ole voimassa, voidaan päätellä, että ainakin lyhyellä aikavälillä on mahdollista vaikuttaa interventioilla tuottokäyrän muotoon. Tämä ei kuitenkaan sulje pois sitä, että korkojen mahdollisen hitaan sopeutumisen vuoksi pidemmällä aikavälillä arbitraasi poistaa mahdolliset interventioilla aikaansaadut tuottokäyrän muodon vaihtelut.

Jos olisi näin, tulisi yhtälöön (4) lisätä viipeellisiä lyhyen koron arvoja selittäjäksi ja tällöin tarkastella mallin kokonaisselityssastetta.

Taulukoissa 6. ja 7. on esitetty Helibor-korkojen riippuvuus 1 kk Helibor-korosta ja avistakorosta staattisten odotusten oletuksella. Avistakoron muutoksista ainoastaan pieni osa välittyy Helibor-korkojen muutoksiksi. Toisaalta avistakoron muutosten avulla kyetään selittämään myöskin ainoastaan häviävän pieni osa Helibor-korkojen muutoksista ( $R^2$  tunnusluvut ovat matalia). Tämän viittaa siihen, että avistakoron ja Helibor-korkojen muutokset ovat olleet verrattain pitkälle toisistaan riippumattomia. Taulukosta 6. voidaan havaita markkinoiden rakenteellisen muutoksen merkitsevyys (ainoastaan 1 kuukauden Helibor-koron osalta tällaista muutosta ei voida pitää tilastollisesti merkitsevänä). Muutos pienentää regressiokerrointa, jonka mukaan avistakoron muutokset välittyvät Helibor-korkoihin ja toisaalta kasvattaa yhtälöiden kokonaisselityssasteita. Avistakoron muutoksista välittyy siten entistä pienempi osa Helibor-korkoihin, mutta toisaalta Helibor-korkojen itsenäinen vaihtelu suhteessa avistakorkoon on pienentynyt.

Taulukko 6. Helibor-korkojen riippuvuus avista-  
korosta staattisin odotuksin: differenssimallit.

maturiteetti	periodi	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$R^2$	DW	Chow
1 kk	I	0.10 (3.11)			0.01	1.53	
	II	0.06 (6.89)			0.28	2.24	
	III	0.07 (6.49)			0.16	1.79	2.10
1 kk	I	0.12 (3.56)	0.13 (3.90)	0.06 (1.98)	0.21	1.68	
	II	0.07 (7.54)	0.03 (2.98)	0.01 (0.23)	0.34	2.30	
	III	0.08 (7.38)	0.04 (4.02)	0.01 (1.34)	0.23	1.83	5.90
2 kk	I	0.11 (3.32)			0.03	1.61	
	II	0.04 (5.35)			0.19	2.02	
	III	0.05 (5.20)			0.09	1.67	7.18
2 kk	I	0.12 (3.59)	0.12 (3.50)	0.07 (1.92)	0.20	1.81	
	II	0.04 (6.14)	0.02 (3.24)	0.03 (0.47)	0.25	2.07	
	III	0.06 (5.96)	0.04 (3.77)	0.02 (1.65)	0.16	1.72	7.68
3 kk	I	0.09 (3.10)			0.00	1.50	
	II	0.03 (5.03)			0.17	1.88	
	III	0.04 (4.68)			0.05	1.54	7.56
3 kk	I	0.09 (3.05)	0.09 (2.83)	0.06 (1.94)	0.11	1.64	
	II	0.03 (5.47)	0.01 (2.13)	0.01 (0.35)	0.20	1.90	
	III	0.04 (5.08)	0.02 (2.69)	0.01 (1.60)	0.09	1.56	7.09
6 kk	I	0.11 (4.63)			0.12	1.38	
	II	0.01 (2.98)			0.06	2.03	
	III	0.03 (4.27)			0.03	1.46	28.49
6 kk	I	0.12 (4.36)	0.07 (2.87)	0.06 (2.26)	0.25	1.39	
	II	0.02 (3.29)	0.01 (1.82)	0.01 (0.80)	0.09	2.04	
	III	0.04 (4.48)	0.02 (2.34)	0.02 (2.24)	0.08	1.46	15.02



maturiteetti	periodi	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$R^2$	DW	Chow
12 kk	I	0.10 (4.06)			0.09	1.36	
	II	0.01 (0.40)			0.00	1.83	
	III	0.02 (2.57)			0.00	1.40	26.31
12 kk	I	0.10 (4.07)	0.09 (3.60)	0.07 (2.64)	0.28	1.47	
	II	0.01 (1.09)	0.02 (2.87)	0.01 (0.08)	0.07	1.79	
	III	0.02 (3.15)	0.03 (3.29)	0.02 (1.99)	0.06	1.43	17.03

Estimoinnit on suoritettu differenssimuodossa. Estimointiperiodit ovat I: 19.1.1987 - 30.4.1987 ja II: 1.5.1987 - 9.10.1987, estimoinnit on suoritettu päivähavainnoista.  $\beta_i$  ( $i=0,1,2$ ) ovat yhtälön (4) differenssimuodon kertoimet: samanaikaisen sekä yhdellä ja yhdellä päivällä viivästettyjen avistakoron muutosten kertoimet. F-testisuure testaa yhdistettyä hypoteesia (3).  $R^2$  on estimoitujen yhtälöiden kokonaisselityksaste, DW on Durbin-Watson testisuure ensimmäisen asteen autokorrelaatiolle.

Helibor-korkojen reagointi avistakoron muutoksiin on viipeellinen, yhden päivän viipeet ovat tilastollisesti merkitseviä (merkitsevyytaso 5 %) ja kahden päivän viipeet ovat tilastollisesti melkein merkitseviä (merkitsevyytaso 10 %) (periodilla I). Kertoimien summa jää kuitenkin hyvin pieneksi. Myös tässä markkinoiden toiminnan rakenteellinen muutos on olennainen, periodilla II toisen viipeen merkitsevyys romahtaa nolnaan ja yhden päivän viipeen t-testisuureen arvo putoaa selvästi. Viipeiden merkitys on siis markkinoiden kehittyessä vähentynyt.

Helibor-korkojen muutosten riippuvuus toisistaan ja esimerkiksi yhden kuukauden Helibor-korosta on huomattavasti niiden avistakorkoriippuvuutta voimakkaampi (Taulukko 6.). Yhden kuukauden Helibor-koron muutoksista välittyy merkittävästi suurempi osa pidempien rahamarkkinakorkojen muutoksiksi kuin avistakorosta. Kuitenkin suuri

osa pidempien korkojen vaihtelusta jää tällä mallilla selittämättä. Pidemmät korot reagoivat myös viipeillä lyhyen Helibor-koron muutoksiin, mutta tämän hitaan sopeutumisen merkitys jää avistakorkojen tapausta vähäisemmäksi.

Markkinoiden toiminnan rakenteellinen muutos toukokuun 1987 alussa on tilastollisesti merkitsevä myös Helibor-korkojen välisissä suhteissa. Muutos on siinä mielessä samanlainen kuin taulukossa 6. havaittu, että korkomuutosten välittymistä ilmaisevien regressiokerrointen arvot pienenevät (sen sijaan viipeiden merkityksen muutoksesta ei voida tehdä yksiselitteisiä johtopäätöksiä). Taulukkoon 5. verrattuna merkitävä ero on, että jälkimmäisellä periodilla regressiomallien kokonaisselityksasteet laskevat.

Taulukoiden 6. ja 7. perusteella voidaanakin päätellä rakennemuutoksen seurauksena eri Helibor-korkojen välisen suhteen heikentyneen, mutta samalla Helibor-korkojen avistakorosta riippumattoman vaihtelun vähentyneen ja tässä mielessä Helibor-korkojen ja avistakoron välisen suhteen vahvistuneen.

Saadut tulokset eivät kumoa sitä mahdollisuutta, että interventioilla kyettäisiin vaikuttamaan myös pysyvästi rahamarkkinoiden tuottokäyrän rakenteeseen. Koska tuottokäyrän muoto vaihtelee ja toisaalta jokaisella maturiteetilla koroilla on omaa vaihteluaan, joka ei suoraan välity muihin korkoihin, on tässä mielessä potentiaalia vaikuttaa pysyvästi korkorakenteeseen.

Taulukko 7. Helibor-korkojen riippuvuus 1 kk  
Helibor-korosta staattisin odotuksin: differens-  
simallit.

maturiteetti	periodi	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$R^2$	DW	Chow
2 kk	I	0.92 (20.27)			0.85	1.87	
	II	0.67 (19.97)			0.77	2.64	
	III	0.81 (28.60)			0.81	2.24	21.09
2 kk	I	0.92 (20.27)			0.85	1.87	
	II	0.67 (20.32)	0.08 (2.53)		0.78	2.67	
	III	0.80 (27.88)	0.07 (2.32)		0.82	2.31	9.94
3 kk	I	0.75 (13.48)			0.70	1.69	
	II	0.48 (15.44)			0.67	1.99	
	III	0.63 (20.23)			0.67	1.79	9.64
3 kk	I	0.73 (12.43)	0.06 (0.95)		0.70	1.74	
	II	0.48 (15.50)	0.05 (1.78)		0.68	1.97	
	III	0.62 (19.58)	0.07 (2.34)		0.68	1.84	8.56
6 kk	I	0.59 (8.70)			0.46	2.10	
	II	0.28 (8.07)			0.35	2.07	
	III	0.46 (12.30)			0.42	1.92	18.57
6 kk	I	0.50 (6.94)	0.08 (1.15)	0.17 (2.43)	0.53	2.21	
	II	0.29 (8.18)	0.04 (1.30)	0.05 (1.50)	0.37	2.11	
	III	0.42 (11.41)	0.08 (2.28)	0.14 (3.98)	0.49	2.07	4.70
12 kk	I	0.48 (6.56)			0.32	1.91	
	II	0.13 (3.08)			0.07	1.90	
	III	0.33 (7.93)			0.23	1.79	18.60
12 kk	I	0.44 (5.78)	0.12 (1.53)		0.34	1.97	
	II	0.13 (3.09)	0.15 (3.54)		0.17	1.91	
	III	0.30 (7.28)	0.15 (3.71)		0.28	1.87	7.67

Merkinnät ovat samat kuin Taulukossa 6.

Interventioiden vaikutusten suora estimointi vaatii koko markkinoiden kysyntä- ja tarjontakäyrien simultaanisen estimoinnin. Tämä ei ole kuitenkaan mahdollista, koska markkinoiden päiväkohtaista vaihtoa ei ole käytettävissä (kellään markkinaosapuolista ei ole tätä tietoa). Toinen menettely, jota on sovellettu paljon, on regressoida koron muutokset interventioilla. Jos interventiot ja niihin liittyvät koron muutokset ovat huomattavia ja markkinaosapuolten (muiden kuin keskuspankin) kysynnän ja tarjonnan muutokset ovat vähäisiä, saadaan tällä menettelyllä kohtuullisen tarkka arvio. Koska tarkasteltavana olevalla periodilla markkinakysynnän ja tarjonnan muutokset ovat olleet huomattavia ja toisaalta Suomen Pankin politiikkaa voitaneen luonnehtia korkotasoa vakauttavaksi, ei aineistosta kyetä estimoimaan interventioiden vaikutuksia. Tehtyjen kokeiden osalta ainoastaan periodilla II saatiin aggregaatti-interventioiden vaikutus (yhden päivän viipeellä) tilastollisesti merkitseväksi selittäjäksi avistakorolle. Tämä vaikutus nimenomaan yhden päivän viipeellä tulee puhtaasti interventioiden likviditeettivaikutuksesta: interventiot vaikuttavat markkinoiden likviditeettiin, mikä puolestaan heijastuu sellaisenaan interbank-markkinoille ja tätä kautta avistakorkoon. Mitkään muista kokeilluista avista- tai Helibor-korkojen malleista, joissa käytettiin selittäjinä joko interventioita aggregaattina (mukaan lukien erääntyvät sopimukset) tai eri maturiteeteissa suoritettuja interventioita, eivät tuottaneet tulosta. Jos keskuspankin tavoitteena on ollut korkotason vakaana säilyttäminen, voidaan tämän katsoa regressiokokeiden valossa siis onnistuneen sekä ajoituksen että mitoituksen suhteen hyvin.

### 3. Sijoitustodistusmarkkinoiden ja termiinimarkkinoiden välinen yhteys

Terminimarkkinat kytkevät meillä kotimaisen ja kansainvälisen korkokehityksen toisiinsa. Korkorakenteen osalta voidaan esittää kaksi vaihtoehtoista hypoteesia: joko on olemassa ainoastaan yksi korkorakenne tai sijoitustodistusten ja termiinimarkkinoiden korkorakenteet eroavat toisistaan. Jos ensimmäinen vaihtoehtoista on voimassa, on arbitraasi saman maturiteettisten sijoitustodistusten korkojen ja termiinikorkojen välillä täydellistä. Keskuspankkipolitiikan kannalta tämä implikoisi sen, että interventioilla joko sijoitustodistusten- tai termiinimarkkinoille on täysin sama vaikutus. Jos taas arbitraasi sijoitustodistusten ja termiinimarkkinoiden välillä ei ole täydellistä, eroaa kotimainen korkorakenne termiinimarkkinoiden vastaavasta. Tällöin saattavat myöskin interventioiden vaikutukset erota sen suhteen kummalla markkinoista ne on suoritettu.

Perinteisesti termiinimarkkinoilla tapahtuva arbitraasi on liitetty valuuttapankkien kateoperaatioihin. Koska termiinimarkkinat ovat Suomessa voimakkaasti viejien terminointien suuntaan painottuneet, on perusteltua keskittyä vientisaamisten terminointiin liittyvään kateoperaatioon. Jos arbitraasi on tehokasta on tällöin oltava voimassa

$$(5) \quad 1 + r_a(t/365) = (f_a/e_y)(1 + r_y^f(t/360)) + \delta k(r_a(t/365) - r_k(t/365)),$$

jossa

$r_a$  = sijoitustodistusten myyntinoteeraus (talletuskorko),

$t$  = sijoituksen tai luoton todellisten päivien lukumäärä,

$f_a$  = dollarin termiinkurssi (osto),

$e_y$  = dollarin myyntikurssi,

$r_y^f$  = dollarin eurokorko (luotto),

$\delta$  = dummymuuttuja, joka saa arvon 1, kun pankilla on ulkomaista nettovelkaa ja arvon 0, kun pankilla ei ole ulkomaista nettovelkaa,

$k$  = kassavarantotalletusprosentti,

$r_k$  = pankeille kassavarantotalletuksista maksettu korko.

Viejän termiinkaupan kattaminen tapahtuu siten, että valuuttapankki ostaa viejältä valuuttaa termiinkurssilla  $f_a$  ja kattaa tämän ottamalla euromarkkinoilta dollarilainan siten, että tämä laina korkoineen voidaan maksaa erääntyvällä termiinisaatavalla. Euromarkkinalaina kasvattaa pankin ulkomaista nettovelkaa ja aiheuttaa menetyksen korkotuotoista. Otettu euromarkkinalaina vaihdetaan välittömästi markoiksi (dollarin myyntikurssilla) ja näin syntynyt markkaerä sijoitetaan sijoitustodistuksiin. Arbitraasin seurauksena on operaatiosta saatujen tuottojen yhdyttävä kustannuksiin ja tämän mukaisesti päädytään katetun korkopariteetin yhtälöön (5). Yhtälössä (5) on huomattava, että euromarkkinoilla vuoden pituudeksi noteerataan 360 vuorokautta, kun taas sijoitustodistusten markkinoiden vuosi koostuu 365 vuorokaudesta.

Yhtälöstä (5) saadaan johdettua lauseke sijoitustodistusten myyntinoteerauksen (talletuskor-

ko) määräytymiselle suhteessa dollarin eurokor-  
koon, jos edellä kuvattu arbitraasi on tehokas-  
ta:

$$(6) \quad r_a = (365/(1 - k)t) \left( (f_a/e_y) (1 + r_y^f (t/360)) \right. \\ \left. - kr_k (t/365) - 1 \right).$$

Koska sekä termiini- että sijoitustodistusten korot noteerataan samoilta maturiteeteilta ja koska yhtälön (6) kummallakin puolella riskitön korko, voidaan arbitraasin olettaa toimivan tehokkaasti. Tätä tehokkuutta testattiin suoritamalla vastaavanlaiset arbitraasitestit kuin edellisessä luvussa (tulokset Taulukossa 8).

Suoritetun testin perusteella arbitraasi ei ole ollut tehokasta yhdelläkään periodilla eikä yhdelläkään maturiteetilla. Poikkeamat katetusta korkopariteetista ovat kohtuullisen selkeitä (esim. F-testisuureen arvot ovat kauttaaltaan suuria). Lisäksi F-testiruureiden perusteella poikkeamat pariteetista ovat jälkimmäisellä periodeista kasvaneet suhteessa ensimmäiseen periodiin (kuitenkin poikkeuksena 12 kk maturiteetti). Potentiaalisia selityksiä tälle tulokselle ovat seuraavat: arbitraasi ei ole tehokasta tai arbitraasi ei tapahdu viejän terminoinnin kattamisen perusteella, vaan jollakin muulla tavalla tai käytetyt termiinikurssit, jotka heijastelevat lähinnä interbank-noteerauksia, poikkeavat liiaksi yritysasiakkaiden noteerauksista.

Taulukko 8. Arbitraasi-testi sijoitustodistusten ja termiinikorkojen välillä: vientitermiini

maturiteetti	periodi	$\beta_0$	$\beta_1$	F	$R^2$	DW	Chow
1 kk	I	-0.27 (-0.37)	1.14 (15.12)	393.22	0.79	0.48	
	II	6.05 (28.63)	0.42 (17.99)	5943.71	0.74	1.35	
	III	0.32 (0.87)	1.06 (27.16)	947.81	0.81	0.65	193.85
2 kk	I	0.67 (1.81)	0.98 (27.57)	263.21	0.92	0.82	
	II	5.79 (18.79)	0.43 (13.15)	1673.99	0.60	1.18	
	III	1.01 (5.16)	0.95 (47.00)	725.14	0.93	1.18	146.76
3 kk	I	2.02 (8.18)	0.91 (35.98)	3012.42	0.95	0.87	
	II	5.23 (20.41)	0.54 (18.14)	19028.48	0.74	0.71	
	III	1.96 (16.29)	0.92 (69.07)	10240.47	0.96	0.78	104.20
6 kk	I	1.44 (5.97)	0.89 (39.06)	216.29	0.96	1.14	
	II	4.59 (10.14)	0.55 (11.71)	352.72	0.54	1.04	
	III	0.37 (2.19)	0.98 (58.59)	281.42	0.95	1.22	145.49
12 kk	I	1.68 (6.13)	0.87 (32.93)	172.62	0.95	1.18	
	II	3.71 (5.73)	0.63 (9.69)	153.74	0.45	0.27	
	III	0.33 (1.53)	0.99 (45.21)	180.48	0.92	0.60	118.50

Estimointiperiodit ovat I: 19.1.1987 - 30.4.1987, II: 1.5.1987 - 9.10.1987 ja III: 19.1.1987 - 9.10.1987, estimoinnit on suoritettu päivähavainnoista.  $\beta_i$  ( $i=0,1$ ) ovat arbitraasiyhtälön kertoimet. F-testisuure testaa yhdistettyä hypoteesia (3).  $R^2$  on estimoitujen yhtälöiden kokonaisselitysaste, DW on Durbin-Watson testisuure ensimmäisen asteen autokorrelaatiolle ja kertoimien stabiilisuutta on testattu Chow-testisuureella.



Toinen mahdollisuus arbitraasiin syntyy pankin ulkomaisen termiinimarkkinoilla katetun luoton ja kotimaisen sijoitustodistusten ostonoteerauksen välillä (edelleen pitäydytään "luottokoroissa", koska tämä puoli termiinimarkkinoita toimii kiistatta tehokkaammin). Kahden vaihtoehdoisen rahoituksen lähteen kustannusten tulisi arbitraasin perusteella olla yhtäsuuret:

$$(7) \quad 1 + r_y(t/365) = (f_y/e_a)(1 + r_y^f(t/360)) \\ + \delta k(r_y(t/365) - r_k(t/365)),$$

jossa

$r_y$  = sijoitustodistusten ostonoteeraus (luottokorko),

$f_y$  = dollarin terminikurssi (myynti),

$e_a$  = dollarin ostokurssi.

Tästä saadaan johdettua sijoitustodistusten ostonoteerauksen arbitraasin perusteella määräytymiselle yhtälö (katso myös Aaltonen & al. (1987)):

$$(9) \quad r_y = (365/(1 - k)t)((f_y/e_a)(1 + r_y(t/360)) \\ - \delta k r_k(t/365) - 1).$$

Myöskään tässä tapauksessa arbitraasi ei ole tehokasta, mutta on kuitenkin huomattavasti tehokkaampaa kuin vientitermiinin kattamiseen perustuvassa yhtälössä. Rakennemuutos on edelleenkin tilastollisesti merkitsevä. Mielenkiintoista kuitenkin on, ettei tässä tapauksessa voida yksiselitteisesti tulkita arbitraasin tehokkuuden heikentyneen periodilla II, kuten voitiin päätellä taulukon 8 perusteella.

Taulukko 9. Arbitraasi-testi sijoitustodistusten ja termiinikorkojen välillä: "pankkien luottokorot"

maturiteetti	periodi	$\beta_0$	$\beta_1$	F	$R^2$	DW	Chow
1 kk	I	-3.01 (-3.18)	1.23 (15.46)	18.84	0.79	0.46	
	II	6.63 (18.49)	0.35 (10.62)	663.91	0.49	0.87	
	III	-0.18	0.98	97.74	0.78	0.87	215.78
2 kk	I	5.81 (5.74)	0.49 (5.74)	18.56	0.35	0.75	
	II	5.42 (10.60)	0.47 (9.74)	105.90	0.45	0.73	
	III	2.38 (5.62)	0.77 (19.94)	26.37	0.69	1.33	61.26
3 kk	I	0.06 (0.20)	1.01 (32.41)	39.76	0.95	0.99	
	II	4.10 (7.46)	0.60 (11.42)	27.95	0.53	0.67	
	III	-0.61 (-3.02)	1.06 (56.32)	14.31	0.95	1.05	95.49
6 kk	I	0.84 (3.17)	0.93 (39.72)	25.41	0.96	1.14	
	II	3.17 (4.53)	0.69 (10.17)	10.30	0.47	0.88	
	III	-0.17 (-0.95)	1.02 (60.74)	5.64	0.95	1.28	53.39
12 kk	I	9.62 (20.70)	0.12 (2.83)	241.07	0.11	0.26	
	II	2.11 (2.77)	0.77 (10.49)	212.14	0.49	0.43	
	III	7.55 (21.66)	0.27 (8.16)	277.48	0.27	0.55	186.76

Estimointiperiodit ovat I: 19.1.1987 - 30.4.1987, II: 1.5.1987 - 9.10.1987 ja III: 19.1.1987 - 9.10.1987, estimoinnit on suoritettu päivähavainnoista.  $\beta_i$  ( $i=0,1$ ) ovat arbitraasiyhtälön kertoimet. F-testisuure testaa yhdistettyä hypoteesia (3).  $R^2$  on estimoitujen yhtälöiden kokonaisselitysaste, DW on Durbin-Watson testisuure ensimmäisen asteen autokorrelaatiolle ja kertoimien stabiilisuutta on testattu Chow-testisuureella.

Arbitraasi voi myös tapahtua yritysten toimesta: markkinoiden tehokkaalla puolella tämä tarkoittaisi sitä, että yritysten euroluoton koron on oltava yhtäsuuri kuin sijoitustodistusten ostonoteerauksen (luottokoron) (vrt. Aaltonen & al. (1987):

$$(10) \quad 1 + r_Y(t/365) = (f_Y/e_a)(1 + r_Y^f(t/360)),$$

josta saadaan yhtälö sijoitustodistusten ostonoteeraukselle:

$$(11) \quad r_Y = (365/(1 - k)t)(f_Y/e_a)(1 + r_Y(t/360)).$$

Kaavojen (10) ja (11) johtamisessa on lähdetty liikkeelle markoista, perustellusti (valuuttamääräysten termiinkaupoille määräämä kaupallinen tausta) voitaisiin ajatella, että liikkeelle on lähdetty tilanteesta, jossa yrityksellä on alkutilanteessa dollarimääräinen saatava. Tällöin kaavoissa (10) ja (11)  $e_a$  korvautuisi dollarin myyntikurssilla  $e_y$ . Arbitraasi-testit suoritettiin sekä käyttämällä dollarin ostetta myyntikurssia, jolloin voitiin todeta kaavojen (10) ja (11) mukaisissa tapauksissa (siis dollarin ostokurssia käyttäen) arbitraasin olleen merkittävästi tehokkaampaa.

Arbitraasin tehokkuus on tässä tapauksessa voimakkaampi kuin yhdessäkään aiemmista tapauksista. Kuitenkin ainoastaan periodilla I 3 kuukauden maturiteetilla voidaan sanoa arbitraasin olevan tehokasta. Rakennemuutos toukokuun 1987 alussa on tilastollisesti merkitsevä. Markkinoiden rakenteen muutoksen seurauksena arbitraasin tehokkuus on vähentynyt siirryttäessä periodilta I periodille II. Sen, että arbitraasi on juuri tässä tapauksessa tehokasta on myös implikoitava, että valuutansäännöstelyn tehokkuus on mahdollisesti heikentynyt: ilmeisesti yritykset

Taulukko 10. Arbitraasi-testi sijoitustodistusten ja termiinikorkojen välillä: "pankkien luotokorot"

maturiteetti	periodi	$\beta_0$	$\beta_1$	F	$R^2$	DW	Chow
1 kk	I	-2.43 (-2.80)	1.17 (15.56)	79.69	0.78	0.46	
	II	5.66 (17.28)	0.41 (13.13)	1492.58	0.60	1.04	
	III	-0.25 (-0.69)	0.97 (29.35)	343.68	0.83	0.80	157.85
2 kk	I	5.68 (6.05)	0.48 (5.75)	27.96	0.35	0.75	
	II	4.57 (9.79)	0.53 (11.54)	206.50	0.54	0.81	
	III	2.48 (6.48)	0.75 (20.65)	58.84	0.70	1.36	55.26
3 kk	I	0.26 (0.85)	0.98 (35.47)	0.46	0.95	0.99	
	II	3.45 (6.94)	0.65 (13.17)	75.61	0.60	0.64	
	III	-0.34 (-1.94)	1.03 (62.06)	23.78	0.96	0.94	72.17
6 kk	I	0.93 (3.68)	0.92 (39.76)	30.81	0.96	1.13	
	II	2.91 (4.45)	0.71 (10.88)	12.63	0.51	0.90	
	III	0.01 (0.06)	1.01 (62.98)	14.81	0.96	1.25	47.81
12 kk	I	9.59 (20.12)	0.12 (2.84)	206.89	0.11	0.25	
	II	1.89 (2.56)	0.82 (11.06)	24.88	0.52	0.38	
	III	7.46 (21.18)	0.28 (8.32)	224.30	0.28	0.57	184.70

Estimointiperiodit ovat I: 19.1.1987 - 30.4.1987, II: 1.5.1987 - 9.10.1987 ja III: 19.1.1987 - 9.10.1987, estimoinnit on suoritettu päivähavainnoista.  $\beta_i$  ( $i=0,1$ ) ovat arbitraasiyhtälön kertoimet. F-testisuure testaa yhdistettyä hypoteesia (3).  $R^2$  on estimoitujen yhtälöiden kokonaisselitysaste, DW on Durbin-Watson testisuure ensimmäisen asteen autokorrelaatiolle ja kertoimien stabiilisuutta on testattu Chow-testisuureella.

kykenevät käyttämään euromarkkinoita melko vapaasti hyväkseen, eikä terminoinneissa vaadittava kaupallinen taustakaan ilmeisesti ole ollut huomattava rajoittava tekijä.

Toinen, edellisiä täydentävä lähestymistapa katettuun korkopariteettiin on Helibor-koron ja vastaavan maturiteettisen termiinkoron erotuksen laskeminen. Vaikkakaan tämä ei muodollisesti ole testi pariteetin voimassaololle, voidaan tätä kautta arvioida pariteettipoikkeamien suuruutta.

Taulukko 11. Poikkeamat katetusta korkopariteetista: keskiarvot

Periodi		1 kk	2 kk	3 kk	6 kk	12 kk
Par. I	I	1.08	0.70	0.73	0.90	0.22
	II	0.91	0.48	1.22	0.22	0.19
Par. II	I	-0.81	-0.81	-0.47	-0.32	-0.26
	II	-0.86	-0.58	-0.36	-0.24	-0.24
par. III	I	-0.47	-0.47	-0.13	-0.03	0.02
	II	-0.55	-0.22	-0.07	-0.05	0.05

Pariteetti I on pankkien vientitermiinin kattamiseen liittyvä pariteetti, pariteetti II on pankkien kotimaisen ja euroluottokoron välinen pariteetti ja pariteetti III on yritysten luottokorkojen välinen pariteetti ("markasta dollariin suuntautuva").

Taulukosta 11. havaitaan yritysten luottokorkojen välisen pariteetin olevan voimakkaimmin voimassa. Kaksi muuta vaihtoehtoa ovat kauempana voimassaolosta. Ehkä hieman yllättävästi pariteettien pitävyys on huonoin lyhyissä maturiteeteissa ja paras 3 - 12 kk maturiteeteissa (vertaa myös Taulukot 8,9 ja 10). Tämä ilmeisesti liittyy sijoitustodistusten lyhyiden korkojen ja interbank-koron voimakkaisiin vaihteluihin,

joihin myös interventiot ovat omalta osaltaan saattaneet vaikuttaa. Käytännön arbitraasin kannalta voitaisiinkin väittää, että varsinkin yritysten luottokorkojen välinen arbitraasi, mutta ehkä myös pankkien luottokorkojen välinen arbitraasi ovat toimineet niin tehokkaasti (vähintään 3 kk maturieeteilla), ettei niiden välillä ole enää käytännössä saatavissa voittoja.

#### 4. Termiinimarkkinat

##### 4.1. Korkorakenne termiinimarkkinoilla

Luvun 3. perusteella Suomessa on kaksi toisistaan joissakin suhteissa eroavaa tuottokäyrää, toinen sijoitustodistusten markkinoilla ja toinen termiinimarkkinoilla. Nämä markkinat ovat kuitenkin erittäin läheisessä vuorovaikutuksessa. On syytä tarkastella myös erikseen termiinikorkojen välisiä yhteyksiä. Koska korkopariteetti on kaikkien voimakkain yritysten kotimaisen ja euroluottokoron välillä, keskitytään tarkastelussa juuri täten määriteltyyn euroluottokorkoon.

Termiinkoroilla saadut tulokset ovat täysin samansuuntaiset kuin luvussa 2. sijoitustodistusten suhteen saadut. Arbitraasi eri maturiteettisten termiinikorkojen välillä ei ole täydellistä. Lisäksi markkinoiden toiminnan rakenteellinen muutos toukokuun 1987 alussa on ollut tilastollisesti merkitsevä ja vaikuttaa siltä, että korkojen välinen yhteys on tällöin vähentynyt.

Vastaavat testit suoritettiin myös rationaalisten odotusten hypoteesille käyttäen odotusmuuttujina toteutuneita tulevia lyhyen koron arvoja (katso luku 1 käytetystä estimointitekniikasta).

Tulokset on raportoitu taulukossa 13. Myöskään tässä tapauksessa eivät tällä tavalla mallitetut rationaaliset odotukset paranna arbitraasin tehokkuudesta saatuja tuloksia, mutta ne eivät niitä siinä määrin huononnakaan kuin sijoitusten tapauksessa.

Taulukko 12. Arbitraasi-testi termiinikorkojen 1 kk termiinikoron välillä staattisin odotuksin.

Helibor	Periodi	$\beta_0$	$\beta_1$	F	$R^2$	DW	Chow
2 kk	I	-2.77 (-2.22)	1.21 (11.43)	28.68	0.76	0.60	
	II	5.07 (9.91)	0.49 (11.43)	262.25	0.59	1.65	
	III	0.59 (0.77)	0.92 (10.21)	760.42	0.57	1.65	26.41
3 kk	I	-1.83 (-1.62)	1.12 (11.73)	70.66	0.77	0.50	
	II	5.46 (16.71)	0.44 (14.51)	922.54	0.74	0.98	
	III	0.34 (1.00)	0.93 (30.62)	160.99	0.87	0.75	283.06
6 kk	I	-2.53 (-1.83)	1.17 (9.93)	104.80	0.70	0.47	
	II	7.91 (20.06)	0.20 (5.47)	1044.53	0.29	1.64	
	III	1.23 (2.88)	0.83 (21.68)	183.22	0.77	0.70	319.29
12 kk	I	-2.49 (-1.42)	1.14 (7.70)	124.17	0.59	0.37	
	II	8.59 (26.48)	0.14 (4.62)	1532.41	0.22	0.51	
	III	1.57 (1.07)	0.80 (6.06)	2521.52	0.21	1.96	27.79

Estimointiperiodit ovat I: 19.1.1987 - 30.4.1987, II: 1.5.1987 - 9.10.1987 ja III: 19.1.1987 - 9.10.1987, estimoinnit on suoritettu päivähavainnoista.  $\beta_i$  ( $i=0,1$ ) ovat yhtälön (2) kertoimia vastaavat kertoimet. F-testisuure testaa yhdistettyä hypoteesia (3).  $R^2$  on estimoitujen yhtälöiden kokonaiselityssaste, DW on Durbin-Watson testisuure ensimmäisen asteen autokorrelaatiolle ja kertoimien stabiilisuutta on testattu Chow-testisuureella.

Taulukko 13. Arbitraasi-testi termiinikorkojen ja 1 kk termiinikoron välillä rationaalisin odotuksin.

Maturit.	Periodi	$\beta_0$	$\beta_1$	F	$R^2$	DW
2 kk	I	-8.08 (-3.98)	1.72 (9.64)	104.84	0.69	0.47
	II	-3.37 (-1.11)	1.30 (4.45)	305.72	0.21	1.14
3 kk	I	-8.14 (-5.57)	1.72 (13.33)	184.52	0.81	0.57
	II	-2.85 (-1.21)	1.23 (5.57)	*****	0.30	0.76

Estimointiperiodit ovat I: 19.1.1987 - 30.4.1987 ja II: 1.5.1987 - 9.10.1987, estimoinnit on suoritettu päivähavainnoista.  $\beta_i$  ( $i=0,1$ ) ovat yhtälön (2) kertoimet. F-testisuure testaa yhdistettyä hypoteesia (3).  $R^2$  on estimoitujen yhtälöiden kokonaisselityssaste, DW on Durbin-Watson testisuure ensimmäisen asteen autokorrelaatiolle. Estimointitekniikka on versio Hansenin sekä Newey & Whiten tekniikasta (kts. Raatikainen (1987)).

#### 4.2. Interventioiden vaikutuksista

Ensimmäinen testi interventioiden vaikutuksille on se, tasoittuvatko eri maturiteettiset tuottokäyrän muutokset joko välittömästi tai hitaan sopeutumisen tuloksena. Jos näin tapahtuu, voidaan interventioilla vaikuttaa mahdollisesti korkotasoon, mutta vaikutus eri maturiteeteilla on sama. Toisin sanoen tuottokäyrä siirtyy aina kokonaisuutena. Toisaalta, jos tuottokäyrän muoto voi vaihdella siten, etteivät eri maturiteettisten korkojen muutokset tasoitu edes hitaan sopeutumisen seurauksena, joudutaan aina-kin tässä mielessä hylkäämään johtopäätös, että tuottokäyrän muotoon ei voitaisi vaikuttaa. Tätä testataan vastaavalla menettelyllä kuin sijoi-



Taulukko 14. Terminiinikorkojen riippuvuus 1 kk termiinikorosta staattisin odotuksin: differenssimallit.

maturiteetti	periodi	$\beta_0$	$\beta_1$	$\beta_2$	$R^2$	DW	Chow
2 kk	I	0.85 (1.36)			0.03	2.45	
	II	0.35 (6.68)			0.28	2.75	
	III	0.44 (2.79)			0.04	2.75	1.41
3 kk	I	0.48 (6.79)			0.39	2.03	
	II	0.33 (12.20)			0.56	2.58	
	III	0.35 (13.37)			0.49	2.33	4.64
3 kk	I	0.48 (6.93)	0.10 (1.41)	0.13 (1.87)	0.44	2.16	
	II	0.34 (11.85)	0.02 (0.76)	0.07 (2.41)	0.58	2.60	
	III	0.37 (12.71)	0.05 (1.82)	0.09 (3.25)	0.52	2.40	5.39
6 kk	I	0.43 (5.40)			0.29	1.81	
	II	0.14 (3.28)			0.08	2.86	
	III	0.19 (5.03)			0.12	2.54	8.74
6 kk	I	0.42 (5.44)	0.15 (2.03)				
	II	0.16 (3.48)	0.05 (1.15)		0.10	2.87	
	III	0.21 (5.51)	0.09 (2.26)		0.14	2.58	8.23
12 kk	I	1.45 (1.05)			0.02	3.03	
	II	0.15 (7.02)			0.30	2.51	
	III	0.37 (1.09)			0.01	2.99	2.08
12 kk	I	0.30 (3.33)	0.12 (1.29)		0.14	2.39	
	II	0.08 (2.77)	0.06 (2.09)		0.07	2.47	
	III	0.15 (4.15)	0.09 (2.49)		0.09	2.40	8.88

Symbolit, kuten taulukossa 6. (sivulla 11).

tustodistustenkin koroilla estimoimalla korkojen differerenssit 1 kk termiinikoron samanaikaisten ja viipeellisten differenssien avulla. Jos mallin kokonaisselitysaste on suuri, tasoittuvat tuottokäyrän muodon muutokset. Jos edellinen hypoteesi joudutaan hylkäämään, hylätään tältä osin myöskin ajatus, ettei tuottokäyrän muotoon voitaisi vaikuttaa termiinimarkkinoilla.

Taulukon 14. tulosten mukaan tuottokäyrän muodon muutokset eivät tasoitu. Ei siis ole saatu näyttöä sen puolesta, ettei tuottokäyrän muotoon voitaisi vaikuttaa. Rakennemuutos on tilastollisesti merkitsevä myöskin termiinimarkkinoilla, mutta verrattaessa taulukkojen 7. ja 14. Chow-testisuureen arvoja, todetaan rakennemuutoksen merkitsevyyden olevan huomattavasti vähäisempi termiinimarkkinoilla, kuin sijoitustodistusten markkinoilla. Kuten sijoitustodistuksilla, myös termiinikoroilla sopeutuminen tapahtuu osittain viipeillä.

Verrattaessa taulukoita 7. ja 14. todetaan termiinkorkojen välisten yhteyksien olevan huomattavasti löyhemmät kuin sijoitustodistusten välisten yhteyksien. Tämä korkoyhteyksien "löyhyys" lieneekin tyypillistä epätäydellisen informaation vallitessa toimiville markkinoille. Markkinoiden rakenteellinen muutos on vaikuttanut myös kummallakin markkinoista saman suuntaisesti. Toisaalta lyhyen koron muutoksesta välittyy pidempiin entistä pienempi osuus, mutta toisaalta pidemmän koron itsenäinen, lyhyestä korosta riippumaton, vaihtelu on vähentynyt.

Termiinimarkkinoilla harjoitetun interventio politiikan luonne on ollut lähinnä defensiivinen. Termiinikorkoihin ei ole pyritty juurikaan vaikuttamaan, vaan on pyritty lähinnä kontrolloimaan markkinoiden likviditeettiä. Tästä seuraa se,

ettei interventioiden vaikutuksia saada korrek-  
tisti estimoitua. Tilanne on tältä osin sama  
kuin oli luvussa 2.2. sijoitustodistusten yhtey-  
dessä. Näin ollen suoraa näyttöä interventioiden  
vaikutuksista ei kyetä arvioimaan.

## 5. Johtopäätökset

Tutkimuksessa on tarkasteltu lyhyen rahan mark-  
kinoiden toimintaa Suomessa vuoden 1987 aikana.  
Erityisenä kiinnostuksen kohteena on ollut kysy-  
mys, mitä keskuspankin suorittamien interven-  
tioiden vaikutuksista ja vaikutuspotentiaalista  
voidaan sanoa nykyisten kokemusten perusteella.

Rahamarkkinoilla, koskien niin sijoitustodistus-  
ten markkinoita kuin myös termiinimarkkinoita,  
ei vallitse eri maturiteettisten korkojen vä-  
lillä täydellistä arbitraasia. Kokeiltaessa  
erilaisia lyhyttä korkoa koskevia odotusmuuttu-  
jia, todettiin odotusten painottuvan pikemmin  
nykyhetkeen kuin tuleviin toteutuneisiin korko-  
tasoihin.

Markkinoiden toiminnassa on tapahtunut tilastol-  
lisesti merkitsevä rakenteellinen muutos, joka  
ajoittuu toukokuun 1987 alkuun. Näin olleen  
markkinoiden toiminnan sopeutuminen tapahtunei-  
siin institutionaalisiin muutoksiin on vienyt  
noin kuukauden ajan.

Helibor-korkojen yhteys toisiinsa on voimakkaam-  
pi kuin Helibor-korkojen ja avistakoron välinen  
yhteys. Tapahtuneen rakennemuutoksen seurauksena  
Helibor-korkojen riippuvuus avistakorosta on  
heikentynyt ja vastaavasti Helibor-korkojen  
välinen yhteys on voimistunut. Tämä voidaan  
tulkita siten, että markkinoiden toiminnan te-  
hostuminen näkyy Helibor-korkojen läheisemmässä

suhteessa, mutta avistakoron "itsenäinen" vaihtelu on lisääntynyt pankkien vaikeutuneen lyhytaikaisen likviditeetin säätelyn myötä. Termiinimarkkinoilla eri maturiteettisten korkojen välinen yhteys on rakennemuutoksen myötä heikentynyt.

Katettu korkopariteetti on parhaiten voimassa verrattaessa sijoitustodistusten ostonoteerausta yritysten termiinimarkkinoilla katetun dollariuoton (euromarkkinat) kustannuksiin. Vaikkakaan pariteetti ei ole yhtä poikkeusta lukuunotamatta voimassa tilastollisessa mielessä, eivät keskimääräiset poikkeamat pariteetista ole niin suuria, että niillä olisi käytännöllistä merkitystä. Se, että juuri tämä lukuisista kokeilluista pariteeteista piti parhaiten, osoittaa sen, että yritysten kannalta lyhytaikaiset pääomanliikkeet ovat verrattain vapaita. Rakennemuutoksen seurauksena pariteetin pitävyys on laskenut lyhyillä koroilla (1 kk - 3 kk), mutta kasvanut pidemmillä (6 kk - 12 kk).

Katettu korkopariteetti on lähellä voimassaoloa myöskin sijoitustodistusten myyntinoteerauksen ja pankin termiinimarkkinoilla katetun dollarlainan kustannusten välillä. Pitävyys eroaa yllä esitetystä pariteetista lähinnä kassavarantotaletusvelvollisuuden aiheuttaman kustannusvaikutuksen vuoksi. Sen sijaan pankkien vientitermiinin euromarkkinoilta kattamisen kautta syntyvä pariteetti ei ole voimassa ja keskimääräinen poikkeama pariteetista on huomattava. Tämä saattaa osittain aiheutua käytetyistä valuuttakurssien interbank-noteerauksista, jotka saattavat erota yritysten kohtaamista valuuttanoteerauksista, mutta se saattaa olla myös osoitus markkinoilla tapahtuvan arbitraasin luonteen muuttumisesta.

Sekä sijoitustodistusten markkinoilla että termiinimarkkinoilla tuottokäyrän muoto vaihtelee. Vaikkakin pidemmät korot reagoivat myös viipeillä lyhyiden korkojen muutoksiin, eivät tuottokäyrän muodon muutokset tasoitu. Jos tuottokäyrän muodon vaihtelut tasoittuisivat joko välittömästi tai viipeillä, rajaisi tämä pois mahdollisuuden, että tuottokäyrän muotoon voidaan vaikuttaa interventioilla. Koska näin ei kuitenkaan tapahdu, ei siten ole saatu näyttöä, jonka mukaan interventiopolitiikka ei kykenisi vaikuttamaan tuottokäyrän muotoon.

Interventioiden vaikutuksista ei kyetty saamaan suoraa näyttöä harjoitetun politiikan defensiivisen, korkotasoa vakiinnuttavan, luonteen vuoksi. Toisaalta tätä voidaan myös pitää epäsuorana näyttönä harjoitetun politiikan onnistumiselle sekä ajoituksen että mitoituksen suhteen.

## LÄHTEET

AALTONEN, A., HEINONEN, T. ja KORHONEN, T. (1987): "Korkojen vertailtavuus Suomen Pankin näkökulmasta", Muistio, Suomen Pankki.

RAATIKAINEN, J. (1987): "Markan tuottokäyrän tulkinta", Suomen Pankki, Valuuttapolitiikan osasto, Keskustelualoitteita VP 4/87.

VIHRIÄLÄ, V. (1987): "Päivämarkkinat, rahamarkkinainterventiot ja lyhyet korot", Suomen Pankki, Rahapolitiikan osasto, Keskustelualoitteita RP 6/87.

## 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 - mälzoner 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
- VP 5/87 Esko Aurikko  
Rationaaliset valuuttakurssiodotukset ja  
valuuttapolitiikka
- VP 6/87 Heikki Solttila ja Paavo Peisa  
Työvoiman kysyntä: Tuloksia yhdistetystä  
aikasarja- ja poikkileikkausaineistosta
- VP 7/87 Jarmo Kontulainen  
Portfolioinvestointien vapauttamisen  
vaikutus pääomanliikkeisiin Tanskassa,  
Norjassa ja Alankomaissa
- VP 8/87 Juhani Raatikainen  
Interventioiden vaikutukset eri  
maturiteeteilla