

KESKUSTELUALOITTEITA

DISCUSSION PAPERS

SUOMEN PANKIN
Suomen Pankin KIRJASTO
kansantalouden osasto
Bank of Finland
Economics Department



CHRISTIAN STARCK JA OLAVI RANTALA

YRITYSTEN LYHYTAIKAINEN PÄÄMANTUONTI JA
KÄYTTÄYTYMINEN VALUUTTOJEN TERMIINIMARKKINOILLA

28.5.1986

KT 3/86

Kansantalouden osasto

28.5.1986

BB

CHRISTIAN STARCK JA OLAVI RANTALA

YRITYSTEN LYHYTAIKAINEN PÄÄOMANTUONTI JA KÄYTTÄYTYMINEN
VALUUTTOJEN TERMIINIMARKKINOILLA

TIIVISTELMÄ

Selvityksessä tarkastellaan yrityksen termiini- ja avistaposition valintaa portfoliomallissa, jonka pohjalta pyritään kehittämään ennustekäyttöön soveltuva empiirinen malli. Tällöin otetaan huomioon mm. valuuttasäätely, optimaalisen avoimen valuuttaposition implikoima korikorko sekä odotettujen valuuttakurssimuutosten keskeinen sija. Useita käyttäytymisyhtälöitä tarkastellaan empiirisesti, ja potentiaalisen ennustemallin spesifikaatio esitetään.

Tiedustelut: Seija Määttä, puh. 183 2519.

SISÄLTÖ

1	JOHDANTO	1
2	POSITION MÄÄRÄYTYMINEN PORTFOLIOMALLISSA	2
3	TERMIINIMYYNTIEN MALLITTAMINEN KÄYTÄNNÖSSÄ	7
4	MALLIKOKEILUJA	9
	4.1 Yritysten termiinimyyntit	9
	4.2 Yritysten nettoterminimyyntit	13
	4.3 Yritysten termiinivaranto	15
5	LOPUKSI	17
6	LIITTEET	18
	6.1 Kuviot	18
	6.2 Estimaatit	19
	LÄHTEET	22

1 JOHDANTO

Vuonna 1984 yritysten terminointihalukkuus lisääntyi voimakkaasti. Yritysten nettoterminisopimukset pankkien kanssa, jotka täydellisesti dominoivat pankkien kokonaistermiinipositiota, nousivat 6 mrd. markasta viime vuoden tammikuun huippulukemaan 22 mrd. markkaan. Vuoden 1985 aikana nettoterminisopimusten määrä laski melko tasaisesti ja oli vuoden lopussa n. 15 mrd markkaa. Yritysten terminointihalukkuudella on tärkeä merkitys lyhytaikaisen pääomantuonnin ja näin ollen kansantalouden likviditeetin kannalta (siltä osin kuin pankit, riippuen Suomen Pankin termiini-interventioista, joutuvat tuomaan pääomaa termiinikatteeksi). Lyhyen pääoman tuonti puolestaan tunnetusti mm. korreloi negatiivisesti pankkien markkaluottojen kanssa ja on pitkäaikaisen pääomantuonnin läheinen substituutti.

Tässä selvityksessä analysoidaan yritysten lyhytaikaista pääomantuontia ja yritysten käyttäytymistä valuuttojen termiinimarkkinoilla. Teoreettisen portfoliomallin avulla tarkastellaan yrityksen optimaalista valuuttapositiota, ja optimaalisille valuutta-osuuksille ja positioille johdetaan lausekkeet. Lähestymistapa empiirisessä osassa on melko pitkälti pragmaattinen, ja pääpaino asetetaan ennustemallien kehittämiseen tähtäävälle empiiriselle evaluoinnille.

2 POSITION MÄÄRÄYTYMINEN PORTFOLIOMALLISSA

Jotta saataisiin jonkinlainen näkemys yritysten päätöksentekotilanteesta teorian näkökulmasta, lähestytään aluksi ongelmakenttää tavanomaisen portfoliomallin kautta. Näin konstruoidaan samalla peruskehikko estimoitaville malleille.

Lähdetään liikkeelle yrityksen valuuttaportfoliosta, joka koostuu avoimesta positioista sekä termiinipositioista. Voimme siis käyttää tavanomaista - tässä selvityksessä mertonilaista - mallia, jossa riskille altista assettia kuvaa avoin positio ja riskitöntä termiinipositio (vrt. Merton (1969), (1971), (1973)).¹ Hetkellä t tämä formaalisesti ilmaistaan:

$$(1) \quad W(t) = F(t) + \sum_{j=1}^n E_j(t)A_j(t)$$

missä

$W(t)$ = valuuttaportfolio

$F(t)$ = termiinipositio

$E_j(t)A_j(t)$ = avoin positio valuutassa j , $j = 1, \dots, n$,
jonka kurssi on $E_j(t)$

Suomalaisten yritysten pääomantuontikäyttäytymistä tutkittaessa on hyödyllistä dekomponoida valuuttojen kurssimuutokset kahteen osatekijään siten, että kunkin valuutan kurssimuutokset koostuvat yhtäältä sen muutoksista suhteessa Suomen valuuttakurssi-indeksiin ja toisaalta tämän indeksin muutoksista (vrt. Oksanen (1981)). Edelliset ovat luonteeltaan jatkuvia muutoksia ja niitä kuvataan seuraavassa stokastisilla Ito-prosesseilla. Indeksien muutokset johtuvat diskreeteistä devalvaatio- tai revalvaatiopäätöksistä ja ovat kuvattavissa Poisson-prosessilla (vrt. Lempinen (1984), s. 77)). Tällöin valuuttakurssin $E_j(t)$ suhteellinen muutos on

¹Raatikainen (1985) on myös tarkastellut aihepiiriä käyttäen mertonilaista lähestymistapaa. Raatikaisen mallissa on kuitenkin ainoastaan yksi ulkomaalainen valuutta, eikä valuuttakurssia ole täydellisesti mallitettu.

$$(2) \quad dE_j/E_j = e_j dt + \sigma_j dz_j + \hat{e} dq$$

missä

e_j = valuutan j odotettu muutos suhteessa valuuttakurssi-indeksiin

σ_j = em. muutoksen keskihajonta

$z_j(t)$ = Wiener-prosessi

\hat{e} = hetkellä t todennäköisyydellä λ odotettu devalvaatioprosentti/100

$q(t)$ = Poisson-prosessi

Odotettu valuutan j kurssin suhteellinen muutos on siis $e_j + \lambda \hat{e}$ ja sen riskiä ilmentävä varianssi on $\sigma_j^2 + \lambda \hat{e}^2$.² Tällöin kokonaisportfolion muutokseksi voidaan määritellä

$$(3a) \quad dW = (rF + \sum_{j=1}^n i_j E_j A_j - D) dt + \sum_{j=1}^n (dE_j) A_j$$

$$(3b) \quad = (rW + \sum_{j=1}^n (e_j + i_j - r) w_j W - D) dt + \sum_{j=1}^n w_j W (\hat{e} dq + \sigma_j dz_j)$$

missä

r = riskitön kotimainen korko termiinivaluutalle

i_j = riskitön ulkomainen korko valuutalle j

D = jaettu voitto portfoliosta W

w_j = $E_j A_j / W$ = valuutan j portfolio-osuus

Yhtälö (3b) saadaan sijoittamalla yhtälöön (3a) määritelmät $F = W - \sum E_j A_j = W - \sum w_j W$ ja (2). Lausekkeiden (3a-b) mukaan kokonaisvaluuttaposition muutokset riippuvat koti- ja ulkomaisista koroista sekä valuuttakurssiodotuksista. Yhtälön (3b) viimeinen termi kuvaa odottamattomien valuuttakurssimuutosten vaikutusta kokonaisvaluuttaposition.

²Implisiittisesti oletetaan, että valuuttakurssit ja indeksi eivät korreloi keskenään. Käytännössä tämä ei välttämättä aina pidä paikkansa (vrt. Suomen markan ja Ruotsin kruunun viimeaikaista kehitystä). Tämän seurauksena relevantti korikorko saattaa muuttua, eikä yrittäjä välttämättä aina kata kaikkia positioitaan.

Oletetaan, että yrityksen omistajien johdettu hyötyfunktio on vakioisen suhteellisen riskiaversion tyyppiä

$$(4) \quad J(W(t)) = \text{Max}_{\{D, \underline{w}\}} E_t \int_t^{\infty} e^{-\rho(\tau-t)} a^{-1} D^a d\tau$$

missä

\underline{w} = portfolio-osuuksien vektori $(w_1, \dots, w_n)'$

E_t = odotusarvo-operaattori

ρ = aikapreferenssiaste ($\rho > 0$)

a = suhteellisen riskiaversion voimakkuutta kuvaava vakio ($a < 1$)

Maksimoitaessa odotettua hyötyä (4) budjettirajoituksen (3b) ja varallisuuden $W(t)$ suhteen saadaan optimiehdot

$$(5a) \quad 0 = \phi(D, \underline{w}; W) =$$

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{\{D, \underline{w}\}} \{ a^{-1} D^a - \rho J(W) + (rW + \sum_{j=1}^n (e_j + \lambda \hat{e}_j + i_j - r) w_j W - D) J'(W) \\ & + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n \sigma_{jk} w_j w_k W^2 J''(W) \} \end{aligned}$$

$$(5b) \quad \partial \phi / \partial D = D^{a-1} - J'(W) = 0$$

$$(5c) \quad \partial \phi / \partial w_j = (e_j + \lambda \hat{e}_j + i_j - r) W J'(W) + \sum_{k=1}^n \sigma_{jk} w_k W^2 J''(W) = 0$$

$(j = 1, \dots, n)$

Optimaalinen avoin positio valuutassa j on ehdon (5c) perusteella

$$(6) \quad E_j A_j = w_j W = -(J'/J'') \sum_{k=1}^n v_{jk} (e_k + \lambda \hat{e}_k + i_k - r)$$

missä vakiot v_{jk} tarkoittavat valuuttakurssien varianssi-kovarianssi-matriisin käänteismatriisin elementtejä. Näin ollen koko valuuttakorin kysyntä on

$$(7a) \quad EA = \sum_{j=1}^n E_j A_j = -(J'/J'') \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n v_{jk} (e_k + \lambda \hat{e} + i_k - r)$$

$$(7b) \quad = -(J'/J'')(e + \lambda \hat{e} + i - r) / \sigma^2$$

missä valuuttakorin odotettu tuotto on

$$(8) \quad e + i + \lambda \hat{e} = \sum_{j=1}^n \hat{w}_j (e_j + i_j) + \lambda \hat{e}$$

ja sen varianssi on

$$(9) \quad \sigma^2 = \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n \hat{w}_j \hat{w}_k \sigma_{jk}$$

Valuuttakorin painot muodostuvat yhtälöiden (6) ja (7a) määrittelemän avoimen position optimaalisen jakautuman perusteella siten, että $\hat{w}_j = E_j A_j / EA$ ja $\hat{w}_k = E_k A_k / EA$.

Johdettu hyötyfunktio on tässä mallissa

$$(10) \quad J(W(t)) = a^{-1} \left(\frac{\rho - ar}{1-a} - \frac{a(e + \lambda \hat{e} + i - r)^2}{2(1-a)^2 \sigma^2} \right)^{a-1} W(t)^a$$

Näin ollen avoin positio on yhtälön (7b) perusteella

$$(11) \quad E(t)A(t) = \frac{e + \lambda \hat{e} + i - r}{(1-a)\sigma^2} W(t)$$

missä $1-a$ on suhteellinen riskiversio.

Terminipositio $F(t) = W(t) - E(t)A(t)$ on puolestaan

$$(12) \quad F(t) = W(t) - \frac{e + \lambda \hat{e} + i - r}{(1-a)\sigma^2} W(t)$$

Havaitaan, että relevantti avoimen position odotetun tuoton mitta on valuuttakorin odotettu tuotto $e + \lambda \hat{e} + i$. Pääomantuontia analysoitaessa ei siis riitä se, että tarkastellaan esimerkiksi vain yksittäisen valuutan korkoa kuten dollarikorkoa. Parempi kansainvälisen korkotason mittari on vaihdettavien valuuttojen minimivarianssiportfolion jakautumalla painotettu korikorko.

Voidaan vielä todeta, että transaktiokulujen huomioon ottaminen lisääisi realistisuutta, mutta toisaalta myöskin lisääisi analyysin kompleksisuutta. On kuitenkin mm. otaksuttavissa, että mitä korkeammat transaktiokulut ovat, sitä pienempi määrä valuuttoja pidetään portfoliossa, sitä matalampi kaupantekofrekvenssi on, ja sitä suurempia muutosten täytyy olla, jotta uudelleenallokointi kannattaisi (ks. esim. Magill - Constantinides (1976)).

3 TERMINIMYYNTIEN MALLITTAMINEN KÄYTÄNNÖSSÄ

Yritysten termiinivaluutan kysyntää on aikaisemmin mallittanut Johansson (1985), jonka spesifikaatiossa selittäjinä ovat viivästetyn endogeenisen lisäksi uusien sijoitustodistusten painotettu keskikorko, 3 kuukauden eurodollarikorko sekä toteutunut valuuttakurssi-indeksin muutos. Selitysaste on korkea ja kerroinestimaattien etumerkit odotusten mukaisia. Toisaalta korkea selitysaste suurelta osin johtuu viivästetystä endogeenisestä muuttujasta, jonka kerroinestimaatti vuorostaan viittaa varsin hitaaseen sopeutumiseen. Mallin uskottavuutta alentavat myös residuaalien selvä autokorreloituneisuus, heteroskedastisuus ja todennäköisesti myös multikollinearisuus.

Ad hoc-mallien vaihtoehtona on spesifikaatio, joka on johdettu teoreettisesta mallista. Luvussa 2 esitetty malli voidaan ottaa lähtökohdaksi mielekkään ja toimivan spesifikaation löytämiseksi. Koska itse teoreettinen malli on varsin pelkistetty esitys todellisuudesta ja koska historia (ks. liite 6.1, kuvio 1) näyttää sisältävän melko suuren määrän satunnaista ja spekulatiivista vaihtelua, niin siedettävän selitysasteen saavuttamiseksi eri muunnelmien vertaaminen on kuitenkin aiheellista.

Aggregoimalla yli ulkomaankauppaa harjoittavien yritysten päädytään lausekkeesta (12) malliin, jossa yritysten termiinimyyntejä selitetään optimaalisen valuuttakorin odotetulla tuotolla, joka riippuu odotetuista valuuttakurssien suhteellisista muutoksista sekä odotetuista korkoeroista. Mallia voidaan lisäksi täydentää (eksogeenisiksi oletetuilla) odotetuilla (netto-) vientituloilla. Empiirisessä mallissa odotetut vientitulot tulevilla periodeilla vastaavat sitä tämänhetkisten vientisopimusten mukaista valuuttaportfoliota, jota yritykset allokoivat optimaalisesti termiinipositioon ja avoimeen positioon. Termiinisopimuksia oletetaan siis käytettävän ennen kaikkea ulkomaankaupasta aiheutuvien valuuttakurssiriskien poistamiseen. Lisäksi kauppavirtojen käyttäminen skaalamuuttujina on kätevää myös mallien ennustekäytön kannalta.

Korkoeromuuttujaa operationalisoitaessa on huomioitava että kyseessä on monen valuutan ja erilaisten maturiteettien korikorko. Käytännöl-

lisistä syistä ei kaikkia valuuttaindeksissä olevia valuuttoja eikä kaikkia maturiteetteja ole otettu huomioon, vaan useimmiten on käytetty kolmen valuutan ja kolmen maturiteetin kiinteäpainoista korikorkoa r.³ Tällöin on etäännytty teoreettisen mallin kaikki valuutat huomioon ottavasta korikorkoajattelusta, mutta voidaan samalla todeta, että muun muassa transaktiokustannusten takia yrityksillä ei myöskään todellisuudessa ole kaikkia valuuttoja portfoliossaan. Tyypillinen korkosarja on esitetty liitteessä 6.1, kuvio 2.

Odotettu valuuttakurssimuutos on operationalisoitu toteutuneella valuuttaindeksin muutoksella, jolloin yritysten käyttäytymisen oletetaan perustuvan rationaaliin odotuksiin. Vuodenvaihteen 1983/1984 revalvaatio-odotuksia on lisäksi mallitettu dummy-muuttujalla.

Kauppataseen pääerät on saatu suoraan ulkomaankauppatilastosta eikä muuttujien operationalisointi tällä kohdin ole ongelmallista. Kuitenkaan ei voida olla varmoja siitä, miten relevantteja kunkin ajanjakson luvut ovat terminointipäätöksiä heijastamaan. Tiedetään nimittäin, että terminivaluutan kysyntä on ollut käytetyllä ajanjaksolla ainoastaan verraten heikosti sidoksissa itse kauppaan ja että kaupan kirjaaminen saattaa tapahtua n. 2 - 4 kuukautta itse kaupantekohetkestä.⁴ On ilmeistä, että relevanttia viivestruktuuria on haettava ei ainoastaan teorian pohjalta vaan myös analysoimalla sekä viennin että tuonnin eri viiveiden empiiristä selitysvoimaa. Viennin ja tuonnin aikasarjat on esitetty liitteessä 6.1, kuvat 3 ja 4.

³Raportoiduissa estimaateissa on käytetty 1-, 3- ja 6-kuukauden (painoilla .25, .50 ja .25) DEM-, GBP- ja USD-terminikursseja (painoilla .60, .25 ja .15). Lukuisia muita vaihtoehtoja kokeiltiin (heikommalla menestyksellä), mutta sarjat korreloivat voimakasti keskenään, eikä eri korikorkojen käyttö juurikaan vaikuttanut tuloksiin (samanlaiseen tulokseen on myös päätynyt Kantonen (1984)). Tämä kuvastanee sitä, että kotimainen korko dominoi korkoeron muutoksia.

⁴Ilmeisesti kirjaamisajankohta vaihtelee melkoisesti (2 viikkoa - 4 kk), myös riippuen siitä onko kyse länsi- vai itäkaupasta. Kirjaamisviive on sitäpaitsi kausiluonteinen ja esim. joulukuussa voidaan kasaantumista havaita.

4 MALLIKOKEILUJA

Teoreettisen mallin kautta voitiin näyttää mitkä tekijät yksinkertaisimmassa tapauksessa määräävät yrityksen optimaalisen termiiniposition. Kun yritysten käyttäytymistä termiinimarkkinoilla seuraavaksi pyritään analysoimaan empiirisesti, nojaututaan teoreettisesti johdettuihin riippuvuussuhteisiin. Portfolio-ajattelua kuitenkin laajennetaan ottamalla huomioon myös ulkomaankauppa "perinteisen" termiinimarkkinateorian hengessä (vrt. Raatikainen (1985)).

Käyttäytymistä termiinimarkkinoilla valotetaan siten, että termiinimyyntien mallittamisen ohella tarkastellaan myös nettoterminimyyntejä ja terminivarantoa.

4.1 Yritysten termiinimyyntit

Kun otetaan huomioon, että termiinisolimuksia tehdään eri maturiteeteilla, ja kun yritysten odotusten oletetaan muodostuvan rationaalisesti, voidaan päätyä seuraavaan operationalisoituun yritysten termiinimyyntien malliin kuukausitasolla

$$(4.1) \quad FS_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t+1} + \alpha_2 X_{t+3} + \alpha_3 X_{t+6} - \alpha_4 [(e+i-r)X]_{t+1} - \alpha_5 [(e+i-r)X]_{t+3} - \alpha_6 [(e+i-r)X]_{t+6} + u_t$$

missä

- FS = yritysten termiinimyyntit pankeille yhteensä, mmk
 X = koko tavaraviennin arvo, mmk
 e = Suomen Pankin valuuttakurssi-indeksin 1-, 3- tai 6-kuukauden muutos, %
 i-r = 1-, 3- tai 6-kuukauden painotettu (DEM = .60, GBP = .25 ja USD = .15) termiinikurssi, %
 u = virhetermi

missä siis selitetään termiinimyyntejä odotetuilla vientituloilla sekä näistä johtuvilla odotetuilla suhteellisilla kurssi- ja korkovoitoilla (tai tappioilla). Kun malli (4.1) estimoidaan kuukausiaineistolla

periodilta 83M07 - 85M09 pns-menetelmällä, saadaan tulokseksi⁵

$$\begin{aligned}
 \text{(E1a)} \quad FS_t &= -9843 + 1.37X_{t-1} - 0.43X_{t+3} + 1.39X_{t+6} \\
 &\quad (3.16) \quad (2.72) \quad (0.80) \quad (2.47) \\
 &\quad -0.02[(e+i-r)X]_{t+1} - 0.03[(e+i-r)X]_{t+3} \\
 &\quad (0.88) \quad (0.72) \\
 &\quad +0.11[(e+i-r)X]_{t+6} \\
 &\quad (2.34) \\
 \\
 \bar{R}^2 &= 0.419 \\
 SEE &= 1241 \\
 DW &= 2.29
 \end{aligned}$$

Spesifikaationa malli (4.1) ei näytä olevan täysin irrallaan todellisuudesta, mutta melko heikko ennustetarkkuus sekä muutama odotustenvastainen etumerkki motivoivat kuitenkin vaihtoehtoisten spesifikaatioiden evaluoinnin.⁶

Tiedetään esimerkiksi, että viime vuosina keskimäärin noin kolmannes tavaramaksuista on ollut USD-määräisiä ja että termiinikaupoista melkein puolet on ollut USD-määräisiä. Käyttämällä lisäselittäjinä odotettuja USD-määräisiä vientituloja X' (samoille periodeille kuin koko viennille) kuitenkin voitiin parantaa mallia (E1a) ainoastaan varsin marginaalisesti (6.2, (E1c)).⁷ Vaikka USD-määräistä

⁵Kertoimien alla suluissa t-testisuureen itseisarvo, \bar{R}^2 = vapausasteilla korjatun kokonaiskorrelaatiokertoimen neliö, SEE = virhetermin keskihajonta, DW = Durbin-Watson-testisuure.

⁶Mikään autokorrelaatiokerroin (asteluvuilla 1 - 6) ei poikennut merkitsevästi nolasta käytettäessä asymptoottista mittaa $\pm 2n^{-1/2}$ rajana (n = havaintojen lukumäärä). Estimoidut autokorrelaatiokertoimet ovat kuitenkin tunnetusti harhaisia alaspäin. Viivästetyn ehdogeenisen lisääminen ei odotetusti parantanut perusmallia, ja kerroinestimaatti oli pieni eikä poikennut merkitsevästi nolasta (ks. liite 6.2, estimaatti (E1b)).

⁷Selittävien muuttujien X ja X' välinen multikollineaarisuus ei osoittautunut ongelmalliseksi (ks. 6.2 (E1d), jossa käytetty ridge-vakiota k = 0.1).

vientikäsitettä laajennettiin ottamalla huomioon vienti Neuvostoliittoon (lisäämällä 42 % siitä - USD:n painon SUR:n korissa ollessa 0.42 - X':uun) näin saadulla lisäselittäjällä X" ei myöskään voitu parantaa mallia (6.2, (E1e)).

Paremmiin istuvan mallin löytämiseksi seuraavaksi pyritään löytämään vientitilastoista relevantteja vientituloja ilmentävät aggregaatit. Koska termiinikaupat ovat yhteydessä sekä vientiin että tuontiin jo tässä luvussa lisäselittäjäksi otetaan odotetut tuontimenot. Kokeiltaan myös muita lisäselittäjiä. Lisäksi vaikuttaa aiheelliselta selvittää vaikutusta lähemmin.

Kun termiinimyyntejä hetkellä t selitettiin periodin t+i, $i \in [-20, 6]$ viennillä, niin osoittautui, että ainoastaan varsin kaukana menneisyydessä olevilla kauppaluvuilla oli merkitsevä vaikutus yritysten termiinimyynteihin. Tuontimenojen tapauksessa ei löydetty samankaltaista viivestruktuuria, mikä mm. heijastanee sitä, että tyypilliset vienti- ja tuontiyrietykset eroavat toisistaan monella tavalla. Mahdollisimman edustavaa korkoeromuuttujaa etsittäessä päädyttiin alaviitteessä 3 esitettyyn painostrukturiin, jolloin estimoitava modifioitu perusmalli voidaan kirjoittaa

$$(4.2) \quad FS_t = \beta_1 \sum X_{t+j} - \beta_2 \sum M_{t+k} - \beta_3 (i-r)_{t-l} + v_t$$

missä korkomuuttuja on konstruoitu alaviitteessä 3 selitetyllä tavalla, v on virhetermi, $j = -12, -9, -6$, $k = 1, 3, 6$ ja muut merkinnät ovat samat kuin aikaisemmin. Kun malli (4.2) estimoidaan samalle ajanjaksolle kuin malli (4.1) saadaan tulokseksi (vakiota ei ole sisällytetty malliin, koska se ei ollut tilastollisesti merkitsevä ja koska se alensi spesifikaation uskottavuutta diagnostisen DW-testin valossa).

$$(E2a) \quad FS_t = 0.58 \sum_{(3.10)} X_{t+j} - 0.24 \sum_{(1.22)} M_{t+k} - 433 \sum_{(3.31)} (i-r)_{t+1}$$

$$\bar{R}^2 = 0.598$$

$$SEE = 1032$$

$$DW = 2.33$$

Malli (4.2) näyttää toimivan paremmin kuin malli (4.1). Selitysaste on selvästi noussut, ennustetarkkuus on parempi ja kaikki etumerkit ovat odotusten mukaisia. Odotettujen tuontimenojen kerroinestimaatti ei kuitenkaan poikkea merkitsevästi nolasta samalla, kun revalvaatio-odotuksia vuodenvaihteessa 1983/84 ei ole otettu huomioon. Lisäämällä näitä odotuksia kuvaava dummy RD_t saatiin seuraava estimointitulos

$$(E2b) \quad FS_t = 0.74 \sum_{t+j} X_{t+j} - 0.46 \sum_{t+k} M_{t+k} - 182(i-r)_{t+1} - 1501RD_t$$

(4.05)
(2.29)
(1.16)
(2.46)

$$\bar{R}^2 = 0.668$$

$$SEE = 938$$

$$DW = 2.50$$

Spesifikaatio (E2b) toimii odotetusti paremmin kuin (E2a); odotusten huomiotta jättäminen olisi antanut harhaisen kuvan kertoimien suuruudesta. Korkomuuttujan kerroin ei kuitenkaan ole kovin tarkasti estimoitu.⁸ Mallin mukaan esim. yhden prosenttiyksikön lasku kotimaisessa markkinakorossa aiheuttaisi (muuttumattomalla ulkomaisella korolla) noin 200 milj. markan supistuksen yritysten nettoterminimyyneissä pankeille kuukaudessa. Estimoidulla (E2b) viivästetyllä endogeenisellä muuttujalla (ks. 6.2, (E2d)) voidaan laskea, että myynnit vuodessa supistuisivat noin 5 mrd. markkaa. Odotettujen vientitulojen ja tuontimenojen erisuuruinen vaikutus selittynee muuttujien eri aikaprofiililla ja vienti- ja tuontiyritysten eroilla.

Täsmennys (E2b) antanee siedettävän kuvan terminimyyntien determinanttien suhteellisesta merkityksestä. Selitysaste on tyydyttävä, ja vienti- ja tuontimuuttujien kertoimet on tarkasti estimoitu. Toisaalta korkoeron vaikutusta ei voida tietää kovin täsmällisesti, eikä ennustetarkkuus ole paras mahdollinen.⁹ Tilastollisilta ominai-

⁸Kuten jo aikaisemmin todettiin, merkitsevämpää korkomuuttujaa ei kyetty konstruoidaan; esim. käytettäessä ainoastaan yhtä maturiteettia (6 kk) kertoimen t-arvo oli 0.95 (ks. liite 6.2, estimaatti (E2c)).

⁹Suunnilleen samaan selitysasteeseen ja ennustetarkkuuteen päästään myöskin naiivilla autoregressiivisellä ennustemallilla (AR(6): $\bar{R}^2 = 0.609$, $SEE = 932$, $DW = 2.09$), mutta ennustekäytössä kvalitatiivinen malli on ilmeisen hyödyllisempi.

suuksiltaan malli on suhteellisen hyvä; sen kummemmin autokorrelaatio kuin heteroskedastisuuskaan eivät muodosta pahempia ongelmia, jäännöstermi on normaalisti jakautunut, ja relaatio vaikuttaa stabiililta.¹⁰

4.2 Yritysten nettoterminimyyntit

Lausekkeen (12) - ja edellisen luvun - perusteella voidaan formuloida esim. seuraava yritysten nettoterminimyyntejä kuvaava malli (vrt. malli (4.1))

$$(4.3) \quad FNS_t = \gamma_1 \sum X_{t+j} - \gamma_2 \sum M_{t+k} - \gamma_3 [(e+i-r)(X_{t+3} - M_{t+3})] + \epsilon_t$$

missä

FNS = yritysten nettoterminimyyntit pankeille, mmk

ϵ = virhetermi

j, k = 1, 2, 3

ja muut merkinnät ovat samat kuin aikaisemmin. Nettoterminimyyntejä siis selitetään odotetuilla vientituloilla ja tuontimenoilla sekä nettokauppaan liittyvillä odotetuilla kurssi- ja korkovoitoilla (tai tappioilla). Kun malli estimoidaan kuukausiaineistolla periodilta 1982M11 - 1985M09 saadaan

$$(E3a) \quad FNS_t = \frac{0.29}{(1.96)} \sum X_{t+j} - \frac{0.26}{(1.76)} \sum M_{t+k} + \frac{0.02}{(1.18)} [(e+i-r)(X_{t+3} - M_{t+3})]$$

$\bar{R}^2 = 0.078$
 SEE = 1137
 DW = 1.53

¹⁰ $\rho_1 = -0.28$, $\rho_2 = 0.18$, $\rho_3 = 0.03$, $\rho_4 = 0.05$, $\rho_5 = -0.23$, $\rho_6 = 0.05$ ($2n^{-1/2} = 0.45$), Pagan & Hall & Trivedin (1981) heteroskedastisuustestisuure = 5.49 ($\chi^2_{0.05,1} = 3.84$, $\chi^2_{0.01,1} = 6.64$) ja Whiten (1980) heteroskedastisuuskorjatut t-arvot; 3.84, 2.31, 1.37, 3.49, Jarque & Beran (1980) normalisuustestisuure = 0.75 ($\chi^2_{0.05,2} = 5.99$) ja Chowin stabiilisuustestisuure = 2.03 ($F_{0.05,3,21} = 3.07$, otos jaettu kahtia).

Malli (4.3) ei näytä istuvan kovin hyvin datassa; selityksaste on olematon, ennustevirhe on iso, ja kertoimen γ_3 etumerkki on odotusten vastainen. Jotta korkoeffekti saataisiin mielekkäästi esiin kokeiltiin myös vaihtoehtoisilla operationalisoinneilla. Käyttämällä muuttujia $(e+i-r)_{t+3}$, $(e+i-r)_{t+3} FNS_{t-1}$, $(i-r)_{t+3}$ tai $(i-r)_{t+3} FNS_{t-1}$ ei kuitenkaan merkittävästi voitu parantaa mallia (ks. liite 6.2, estimaatit (E3b) - (E3e)). Edellisen luvun kokeilujen perusteella todettiin toisen vientituloaggregaatin sekä toisen korikoron kohentavan ennustemallin tehokkuutta, minkä johdosta malli (4.2) estimoitiin myöskin nettoterminimyyntien yhteydessä

$$(E4a) \quad FNS_t = \frac{0.32}{(1.72)} \sum X_{t+j} - \frac{0.23}{(1.16)} \sum M_{t+k} - \frac{112}{(0.80)} (i-r)_{t+1}$$

$$\bar{R}^2 = 0.102$$

$$SEE = 1132$$

$$DW = 1.56$$

Korkomuuttujan etumerkki vastaa nyt odotuksia, mutta malli ei kuitenkaan oleellisesti toimi paremmin kuin (4.3). Malli selittää nettoterminimyyntejä huomattavan paljon heikommin kuin pelkkiä termiinimyyntejä (vrt. (E4a) ja (E2a)). Estimoimalla (4.2) nettotermiineillä viivästetyllä endogeenisellä muuttujalla (ks. 6.2, (E4b)) voidaan arvioida, että vuodessa korkoeron yhden prosentin aleneminen johtaisi 800 milj. markan nettoterminisopimuksien supistumiseen. Korkomuuttujan kerroin on kuitenkin niin epätarkasti estimoitu, ettei 3 mrd. markan supistumista myöskään voida pitää mahdottomana.

Spesifikaatiota (4.2) ei lukuisista yrityksistä huolimatta oleellisesti voitu parantaa, mutta voidaan mainita, että korkoeromuuttujan korvaaminen muuttujan differenssillä paransi ennustetarkkuutta huomattavasti (ks. 6.2, (E4c)).

4.3 Yritysten termiinivaranto

Yritysten käyttäytymistä termiinimarkkinoilla voidaan valottaa empiirisesti kolmannella tavalla tarkastelemalla termiinivarannon määräytymistä. Teoreettisen mallin lausekkeen (12) sekä edellisten lukujen tulosten perusteella aloitetaan suoraan täsmennyksestä (4.2). Koska kyseessä on varantomalli, viivästetyn endogeenisen lisääminen saattaa olla perusteltua, ja estimoitaessa kuukausiainestolla periodilta 1982M11 - 1985M09 saadaan

$$(E5a) \quad F_t = 0.47 \sum X_{t+j} - 0.16 \sum M_{t+k} - 583(i-r)_{t+1} + 0.82F_{t-1}$$

(1.95) (0.65) (2.83) (13.0)

$$\bar{R}^2 = 0.939$$

$$SEE = 1377$$

$$DW = 1.57$$

Mallin mukaan korkoeron supistuminen yhdellä prosentilla kuukaudessa alentaisi termiinivarantoa noin 580 milj. markkaa. Vastaava pitkän aikavälin tulos on 3 200 milj. markkaa.¹¹ Mikäli ainoastaan tarkasteltaisiin USD-määräistä kauppaa (X' , M'), vaikutukset tulisivat aliarvioituiksi niiden ollessa noin 450 milj. markkaa sekä 2 700 milj. markkaa (ks. 6.2, (E5d)). Koska odotetuilla tuontimenoilla ei varantomalleissa ole merkitsevää roolia, käytännön ennustetyön kannalta riittänee se, että kaupassa seurataan odotettuja vientituloja. Kun estimoidaan tällainen malli, jossa revalvaatio-odotukset lisäksi on otettu huomioon (ks. alaviite 11), saadaan

$$(E5e) \quad F_t = 0.33 \sum X_{t+j} - 541(i-r)_{t+1} + 0.85F_{t-1} - 33.31e_{t+3}$$

(3.62) (3.40) (14.97) (1.44)

¹¹Mallittamalla revalvaatio-odotuksia 1983/84 rationaalisesti lisämuuttujan e_{t+3} avulla korkoeron vaikutus hieman alentui. Vaikka itse muuttuja ei ollut merkitsevä, sen lisääminen muuten paransi mallia kaikin puolin (ks. 6.2, (E5b)). Aikaisemmin käytetty odotusdummy RD myös alensi koron vaikutusta, mutta itse dummy ei selvästikään diagnostisen DW-testin mukaan kuulu malliin (6.2, (E5c)).

\bar{R}^2	= 0.970
SEE	= 1056
DW	= 2.10

Täsmennystä (E5e) voidaan pitää siedettävänä, ja sitä voitaneen käyttää apuna ennustetta laadittaessa. Korkeeron vaikutus ei olennaisesti poikkea täsmennyksen (E5a) antamasta kuvasta. On kuitenkin pidettävä mielessä, että mallin ennustetarkkuus korkeasta selityksasteesta huolimatta ainoastaan on ± 1 mrd. markan suuruusluokkaa. Eri mallikokeilujen tulosten perusteella voidaan lisäksi todeta, että korkeeron täsmällistä vaikutusta ei varmuudella tunneta.¹² Käyttämällä tuoreempaa aineistoa sekä toisenlaisia malleja vaikutus ei kuitenkaan näytä niin voimakkaalta kuin Johansson (1985), s. 49, on esittänyt.

¹²Eri korikorkeiden antamien kerroinestimaattien pienistä eroista on jo aikaisemmin keskusteltu (ks. alaviite 3), mutta täsmennyksen (E5e) robustisuutta voidaan vielä dokumentoida käyttämällä eri korikoron painorakenteita. Osoittautui, että kaikki estimoidut kertoimet pysyivät välillä 540 mmk - 582 mmk, vaikka esim. USD:n paino alimmillaan oli .15 ja ylimmillään .60.

5 LOPUKSI

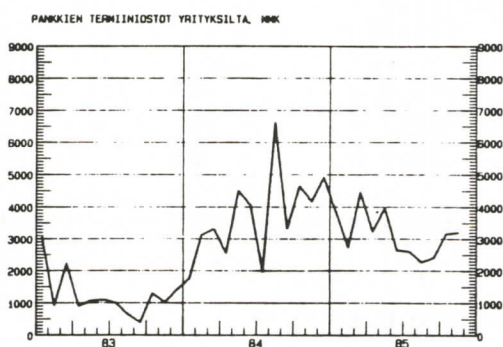
Viime vuosien aikana valuuttojen termiinimarkkinoiden aktivoituminen on ollut varsin näkyvää. Yritysten terminoinnit ovatkin muodostuneet puhtaasti markkinaehdoilla käyttäytyvien pääomavirtojen tärkeimmäksi kanavaksi. Tätä nykyä termiinimarkkinoiden merkitys kansantalouden likviditeetille on varsin huomattava. Tässä selvityksessä on analysoitu yritysten lyhytaikaista pääomantuontia ja niiden käyttäytymistä valuuttojen termiinimarkkinoilla. Yrityksen optimaalisen valuuttakorin determinantteja tarkasteltiin teoreettisen portfoliomallin puitteissa. Empiirinen lähestymistapa oli enemmän pragmaattinen.

Teoreettisen mallin pohjalta kehiteltiin empiirinen ennustemalli yritysten termiinimyynteille pankeille (E2b). Hyväksyttävää mallia nettoterminimyynteille ei tässä yhteydessä löydetty ((E4a)). Yritysten termiinivarannolle sen sijaan rakennettiin toimiva malli (E5e). Malleilla ennustettaessa ei tarvita muita ennustettuja uria kuin vienti ja tuonti sekä korkoero ulkomaisen korikoron ja kotimaisen markkinakoron välillä. Korkeeron kvantitatiiviseen vaikutukseen kuitenkin joudutaan suhtautumaan varauksellisesti.

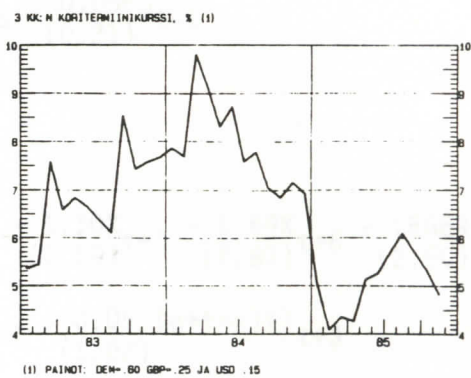
6 LIITTEET

6.1 Kuviot

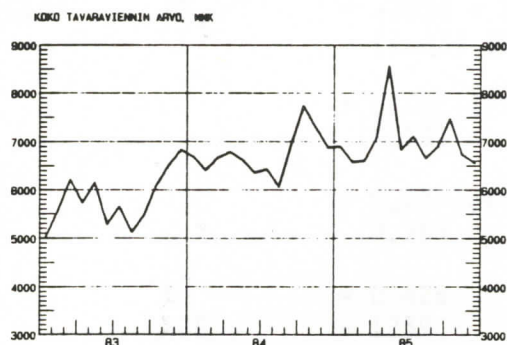
Kuvio 1



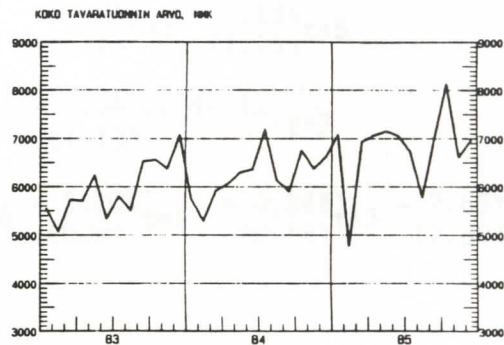
Kuvio 2



Kuvio 3



Kuvio 4



6.2 Estimaatit

$$\begin{aligned}
 \text{(E1b)} \quad FS_t &= -11945 + 1.50X_{t+1} - 0.38X_{t+3} + 1.52X_{t+6} \\
 &\quad (2.77) \quad (2.57) \quad (0.70) \quad (2.39) \\
 &- 0.02[(e+i-r)X]_{t+1} - 0.04[(e+i-r)X]_{t+3} \\
 &\quad (0.79) \quad (0.78) \\
 &+ 0.11[(e+i-r)X]_{t+6} - 0.05FS_{t-1} \\
 &\quad (2.11) \quad (0.21)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \bar{R}^2 &= 0.431 \\
 SEE &= 1250 \\
 DW &= 2.25
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{(E1c)} \quad FS_t &= -7856 + 1.64X_{t+1} - 1.10X_{t+3} + 1.69X_{t+6} - 1566RD_t \\
 &\quad (2.23) \quad (2.68) \quad (1.69) \quad (2.87) \quad (2.50) \\
 &+ 0.001[(e+i-r)X]_{t+1} - 0.05[(e+i-r)X]_{t+3} \\
 &\quad (0.02) \quad (1.02) \\
 &+ 0.07[(e+i-r)X]_{t+6} - 0.70X'_{t+1} + 1.27X'_{t+3} - 2.04X'_{t+6} \\
 &\quad (1.41) \quad (0.69) \quad (1.07) \quad (1.89)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \bar{R}^2 &= 0.469 \\
 SEE &= 1186 \\
 DW &= 2.24
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{(E1d)} \quad FS_t &= -3534 + 1.81X_{t+1} - 1.40X_{t+3} + 1.18X_{t+5} \\
 &\quad (1.23) \quad (2.19) \quad (1.31) \quad (1.15) \\
 &+ 0.02[(e+i-r)X]_{t+1} - 0.04[(e+i-r)X]_{t+3} \\
 &\quad (0.78) \quad (1.13) \\
 &+ 0.01[(e+i-r)X]_{t+6} - 1.10X'_{t+1} + 0.24X'_{t+3} - 2.65X'_{t+6} \\
 &\quad (0.26) \quad (0.97) \quad (0.18) \quad (2.69)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \bar{R}^2 &= 0.426 \\
 SEE &= 1259 \\
 DW &= 2.02 \\
 k &= 0.1
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{(E1e)} \quad FS_t &= -5764 + 1.73X_{t+1} - 0.77X_{t+3} + 1.48X_{t+6} \\
 &\quad (1.33) \quad (2.51) \quad (0.98) \quad (2.06) \\
 &- 0.004[(e+i-r)X]_{t+1} - 0.05[(e+i-r)X]_{t+3} \\
 &\quad (0.14) \quad (0.97) \\
 &+ 0.06[(e+i-r)X]_{t+6} - 1.28X'_{t+1} + 0.02X'_{t+3} - 1.49X'_{t+6} \\
 &\quad (1.15) \quad (1.16) \quad (0.02) \quad (1.41)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \bar{R}^2 &= 0.432 \\
 SEE &= 1226 \\
 DW &= 2.14
 \end{aligned}$$

(E2c)	FS_t	$= 0.77 \sum X_{t+j} - 0.50 \sum M_{t+k} - 164(i-r)_{t+6}$ (4.35) (2.50) (0.95)
	\bar{R}^2	= 0.662
	SEE	= 947
	DW	= 2.47
(E2d)	FS_t	$= 0.78 \sum X_{t+j} - 0.42 \sum M_{t+k} - 322(i-r)_{t+2}$ (4.29) (2.09) (1.70)
		$- 1577RD_t - 0.24FS_{t-1}$ (2.55) (1.18)
	\bar{R}^2	= 0.688
	SEE	= 927
	DW	= 2.12
(E3b)	FNS_t	$= 0.27 \sum X_{t+j} - 0.25 \sum M_{t+k} - 3.11(e+i-r)_{t+3}$ (1.68) (1.53) (0.21)
	\bar{R}^2	= 0.039
	SEE	= 1161
	DW	= 1.61
(E3c)	FNS_t	$= 0.20 \sum X_{t+j} - 0.18 \sum M_{t+k} - 0.02[(e+i-r)_{t+3} FNS_{t-1}]$ (1.33) (1.19) (1.60)
	\bar{R}^2	= 0.109
	SEE	= 1117
	DW	= 2.05
(E3d)	FNS_t	$= 0.17 \sum X_{t+j} - 0.21 \sum M_{t+k} + 183(i-r)_{t+3}$ (1.05) (1.40) (1.47)
	\bar{R}^2	= 0.098
	SEE	= 1124
	DW	= 1.61
(E3e)	FNS_t	$= 0.24 \sum X_{t+j} - 0.22 \sum M_{t+k} + 0.03[(i-r)_{t+3} FNS_{t-1}]$ (1.60) (1.47) (1.20)
	\bar{R}^2	= 0.079
	SEE	= 1136
	DW	= 2.14
(E4b)	FNS_t	$= 0.34 \sum X_{t+j} - 0.27 \sum M_{t+k} - 56.9(i-r)_{t+2} + 0.15FNS_{t-1}$ (1.79) (1.31) (0.37) (0.83)
	\bar{R}^2	= 0.093
	SEE	= 1138
	DW	= 1.89

$$(E4c) \quad FNS_t = 0.36 \sum X_{t+j} - 0.30 \sum M_{t+k} - 216 \Delta(i-r)_{t+l} \\ (2.14) \quad (1.97) \quad (1.05)$$

$$\begin{aligned} \bar{R}^2 &= 0.106 \\ SEE &= 561 \\ DW &= 1.59 \end{aligned}$$

$$(E5b) \quad F_t = 0.53 \sum X_{t+j} - 0.22 \sum M_{t+k} - 439(i-r)_{t+l} \\ (2.74) \quad (1.18) \quad (2.44)$$

$$+ 0.85F_{t-1} - 27.81e_{t+3} \\ (15.07) \quad (1.19)$$

$$\begin{aligned} \bar{R}^2 &= 0.970 \\ SEE &= 1049 \\ DW &= 1.87 \end{aligned}$$

$$(E5c) \quad F_t = 0.65 \sum X_{t+j} - 0.43 \sum M_{t+k} - 67.4(i-r)_{t+l} \\ (2.97) \quad (1.78) \quad (1.12)$$

$$+ 0.83F_{t-1} - 1613RD_t \\ (14.06) \quad (2.20)$$

$$\begin{aligned} \bar{R}^2 &= 0.947 \\ SEE &= 1283 \\ DW &= 1.30 \end{aligned}$$

$$(E5d) \quad F_t = 0.83 \sum X'_{t+j} - 0.08 \sum M'_{t+k} - 448(i-r)_{t+l} + 0.83F_{t-1} \\ (2.18) \quad (0.16) \quad (2.81) \quad (11.81)$$

$$\begin{aligned} \bar{R}^2 &= 0.930 \\ SEE &= 1478 \\ DW &= 1.61 \end{aligned}$$

LÄHTEET

- JARQUE, C. M. & BERA, A.K. (1980): Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals. Economics Letters, 6, 255-259.
- JOHANSSON, P. (1985): Rahapolitiikan instrumentin valinta. Julkaisematon lisensiaattitutkimuksen käsikirjoitus.
- KANTONEN, M. (1984): Ulkomaisten pääomaliikkeiden valuuttajakaumiin perustuvat korkokorit. Suomen Pankin valuuttapolitiikan osaston Keskustelualoitteita 12/84.
- LEMPINEN, U. (1984): Optimizing Agents, Exogenous Shocks and Adjustment in the Economy. Bank of Finland B:37, Helsinki.
- MAGILL, M.J.P. & CONSTANTINIDES, G.M. (1976): Portfolio Selection with Transactions Costs. Journal of Economic Theory, 13, 245-263.
- MERTON, R.C. (1969): Lifetime Portfolio Selection under Uncertainty: The Continuous-Time Case. Review of Economics and Statistics, 51, 247-257.
- MERTON, R.C. (1971): Optimum Consumption and Portfolio Rules in a Continuous-Time Model. Journal of Economic Theory, 3, 373-413.
- MERTON, R.C. (1973): An Intertemporal Capital Asset Pricing Model. Econometrica, 41, 867-887.
- OKSANEN, H. (1981): Valuuttakurssiriskin hallinta suomalaisessa yrityksessä. Työväen taloudellinen tutkimuslaitos, Tutkimuksia 10, Helsinki.
- PAGAN, A.R. & HALL, P. & TRIVEDI, P.K. (1982): Assessing the Variability of Inflation. Working Paper 45, Australian National University.
- RAATIKAINEN, J. (1985): Yrityksen riskit ja valuuttojen termiini-markkinat. Taloustieteellisen Seuran Vuosikirja 1984/85, 250-259.
- WHITE, H. (1980): A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity. Econometrica, 48, 817-838.

Kansantalouden osasto

28.5.1986

BDKT

1985/86

- KT 1/85 Erkki Koskela and Matti Virén
Testing the direct substitutability hypothesis of saving, 21 s.
16.1.1985
- KT 2/85 Jarmo Kariluoto
Suomen maksutaseen laadinta, 102 s.
28.2.1985
- KT 3/85 Erkki Koskela and Matti Virén
On the determination of the money stock: some estimates, 19 s.
7.3.1985
- KT 4/85 Jorma Hilpinen
Economic effects of government aids - a survey, 36 s.
Vain sisäiseen käyttöön
19.3.1985
- KT 5/85 Hannele Luukkainen
Luottoekspansion vaikutus kotitalouksien käyttäytymiseen, 11 s.
4.4.1985
- KT 6/85 Erkki Koskela and Matti Virén
Testing the Inverted Fisher Hypothesis: Some International
Evidence.
Julkaistu tutkimusosaston sarjassa
- KT 7/85 Heikki Koskenkylä ja Paavo Peisa
Koron ja rahoituksen saatavuuden vaikutus investointeihin:
katsaus suomalaiseen empiiriseen tutkimukseen, 28 s.
3.5.1985
- KT 8/85 Paavo Peisa ja Heikki Solttila
Koron vaikutus yritysten investointikäyttäytymiseen: Aikasarja-
vaihteluista laskettuja kerroin-arvioita, 12 s.
28.6.1985
- KT 9/85 Dermot Dunne, Timo Hämäläinen and Veli-Matti Kotilainen
Monetary Independence in Small Open Economies - The Case of
Ireland and Finland, 17 s.
20.8.1985
- KT 10/85 Satu Paulaharju
Raaka-aineiden maailmanmarkkinahintoihin vaikuttavista
tekijöistä, 18 s.
30.9.1985
- KT 11/85 Christian C. Starck
Rahoitusvaateiden indeksointi talouspolitiikan välineenä, 23 s.
10.10.1985

Kansantalouden osasto

28.5.1986

BDKT

KT 12/85 Timo Hämäläinen, Sverrir Sverrisson and Lothar Weniger

Exchange Rates and News, 21 s.

30.10.1985

KT 13/85 Timo Hämäläinen and Lothar Weniger

Economic Growth and Exchange Rate Appreciation, 19 s.

30.10.1985

KT 14/85 Helvi Kinnunen

Kotitalouksien säästämisaste ja inflaatio, mallikokeilu Suomen
vuosiaineistolla, 15 s.

13.11.1985

KT 15/85 Christian C. Starck

Indexation and Household Saving Behavior: Some Empirical
Evidence, 24 s.

13.11.1985

KT 16/85 Pertti Haaparanta and Juha Kähkönen

Spot and Forward Exchange Rates and The Risk Premium in Forward
Exchange: Tests Using Finnish Data, 20 s.

13.11.1985

KT 17/85 Ari Lahti

Kansantalouden osaston neljännesvuosimalli, 45 s.

14.11.1985

KT 18/85 Pasi Sorjonen

Rahapolitiikan reaktiofunktio Suomessa v. 1970 - 85: empiirisiä
kokeita ennusteaineistolla, 15 s.

19.12.1985

KT 19/85 Paavo Peisa

Yrityksen teoriaa käytännön näkökulmasta: Panosten kysynnän
järjestelmätarkastelun esittely, 26 s.

19.12.1985

KT 1/86 Seppo Kostiainen and Heikki Taimio

Forward Exchange Market Intervention under Fixed Exchange
Rates, 28 s.

3.1.1986

KT 2/86 Olavi Rantala ja Pertti Pylkkönen

Markkinakorkojen määräytyminen ja riippuvuus päiväkoroista, 16 s.

12.3.1986

Kansantalouden osasto

28.5.1986

BDKT

KT 3/86 Christian Starck ja Olavi Rantala

Yritysten lyhytaikainen pääomantuonti ja käyttäytyminen
valuuttojen termiinimarkkinoilla, 22 s.
28.5.1986

Luettelossa mainittuja keskustelualoitteita on rajoitetusti saatavissa kansantalouden osastolta. Kokoelma sisältää tutkimusprojekteja ja selvityksiä, joista osa on tarkoitettu myöhemmin julkaistavaksi sellaisenaan tai edelleen muokattuna. Keskustelualoitteina taltioidaan myös vanhempaa julkaisematonta aineistoa.

- Koska keskustelualoitteet joissakin tapauksissa ovat raportteja keskeneräisestä tutkimustyöstä tai ovat tarkoitettut lähinnä sisäiseen käyttöön, mahdollisiin tekstilainauksiin tai -viittauksiin olisi varmistettava kirjoittajan suostumus.

Tiedustelut: Seija Määttä, puh. 183 2519