
SUOMEN PANKIN KESKUSTELUALOITTEITA

8/95

Juhana Hukkinen – Erkki Koskela

Kansantalouden osasto

14.2.1995

Voidaanko Suomen pitkien korkojen tasoa
selittää talouden perustekijöillä,
vai onko kyse jostain muusta?

Suomen Pankki
PL 160, 00101 HELSINKI
☎ (90) 1831

Juhana Hukkinen — Erkki Koskela*

Kansantalouden osasto

14.2.1995

Voidaanko Suomen pitkien korkojen tasoa
selittää talouden perustekijöillä,
vai onko kyse jostain muusta?

* professori, Kansantaloustieteen laitos, PL 54 (Unioninkatu 37)
00014 HELSINGIN YLIOPISTO

ISBN 951-686-446-5
ISSN 0785-3572

Suomen Pankin monistuskeskus
Helsinki 1995

Tiivistelmä

Tässä kirjoituksessa on tarkasteltu meillä paljon esillä ollutta kysymystä, missä määrin Suomen ja Saksan pitkien korkojen eroa 1990-luvulla voidaan selittää inflaation lisäksi maiden talouksien muidenkin perustekijöiden eroilla. Empiiristen tarkastelujen perusteella inflaation, budjettialijäämä/bkt:n ja 3 kk:n reaalisen koron erot ovat olleet tärkeimmät korkoeroa lisäävät tekijät. Niiden suhteellinen merkitys on kuitenkin vaihdellut eri ajankohtina. Inflaatioero on suurimman osan aikaa ollut melko keskeinen pitkiin korkoihin vaikuttava tekijä, ja budjettialijäämän merkitys on kokoajan kasvanut. Kolmen kuukauden reaalin korko oli poikkeuksellisen tärkeä markkaan kohdistuneiden spekulatiivisten hyökkäysten kaudella. Muista muuttujista valuuttakurssin heikkeneminen ja volatilitteettieron ja USA:n volatilitteetin kasvu ovat nostaneet Suomen pitkiä korkoja suhteessa Saksaan. Näillä talouksien perustekijöillä on voitu "selittää" korkoeron vaihteluista lähes 90 prosenttia.

Lopuksi on syytä selvyiden vuoksi todeta, ettei suorittamistamme empiirisistä tarkasteluista voi suoraan johtaa talouspolitiikkaa koskevia päätelmiä. Tilastollinen analyysi perustuu historialliseen aineistoon; jos talouspolitiikka muuttuu, aikasarjojen käyttäytyminen ja niiden keskinäiset yhteydet voivat muuttua. Mutta vaikka muuttujien väliset historialliset riippuvuudet eivät välttämättä ole politiikan hyödynnettävissä, on toisaalta paikallaan todeta, että empiiriset tulokset eivät poikkeuksellisesta ajanjaksosta huolimatta näytä juurikaan riippuvan estimointiperiodin valinnasta.

Sisältö

	sivu
Tiivistelmä	3
1 Johdanto	7
2 Hypoteeseja pitkiin korkoihin vaikuttavista tekijöistä	8
2.1 Inflaatio, budjettialijäämä ja lyhyet korot	8
2.2 Volatiliteetti ja muita tekijöitä	10
3 Suomen ja Saksan pitkien korkojen eroon vaikuttaneet tekijät 1990-luvulla	11
3.1 Suomen ja Saksan pitkien korkojen eroon vaikuttaneet tekijät	11
3.2 Ruotsi-kytkentä?	15
4 Yhteenveto	16
Liite Estimointituloksia	17
Kirjallisuus	27

1 Johdanto*

Viime aikojen kotimaisessa talouspoliittisessa keskustelussa ns. pitkät korot ja niihin vaikuttavat tekijät ovat olleet paljon esillä. Tämä kysymys on tärkeä monelta kannalta. Pitkien korkojen kehitystä koskeva näkemys vaikuttaa mm. pankkien ja muiden rahoituslaitosten sijoituspolitiikkaan, jonka tulos riippuu ratkaisevasti siitä, miten hyvin pitkien korkojen määräytymismekanismeja ymmärretään. Pitkillä koroilla voi olla myöskin reaalityaloudellista merkitystä, vaikka vain pieni osa kotitalouksien ja yritysten lainoista on sidottu pitkiin korkoihin; korkeat pitkät korot heijastaessaan nousevia lyhyitä korkoja voivat vaikuttaa negatiivisesti investointipäätöksiin. Pitkien korkojen määräytymismekanismien tunteminen on tärkeää myös talouspolitiikan harjoittamisen ja tulkinnan kannalta.

Kotimainen keskustelu, jossa on korostettu lähinnä inflaatio-odotusten ja valtion budjettialijäämän potentiaalista merkitystä on ollut suurelta osin mielipiteiden esittelyä ja vain vähäisessä määrin empiirisen aineiston tarkastelua¹. Toisaalta kansainvälisessä akateemisessa keskustelussa pitkien korkojen määräytymistä on pidetty ongelmana; korkojen aikarakenteen ns. odotushypoteesi² ei ole toiminut aina kovin hyvin, mutta yleisesti hyväksytyä vaihtoehtoista hypoteesiakaan ei ole esitetty³. Tätä taustaa vasten on hyödyllistä katsoa empiiristä aineistoa sen selvittämiseksi, voidaanko sieltä löytää yhteyksiä pitkien korkojen ja erilaisten taloudellista ympäristöä kuvaavien tekijöiden välille. Tässä vaiheessa on tarkoituksenmukaista lähteä liikkeelle ilman voimakkaita ennakkokäsityksiä ja antaa aineiston puhua mahdollisimman pitkälle.

Koska Saksan korkotasoa pidetään varsin yleisesti Euroopassa dominoivana, on järkevää verrata Suomen pitkiä korkoja Saksan vastaaviin. Vertaamme Suomen

* Kiitämme professori Matti Vireniä erityisen hyödyllisistä kommentista.

¹ Ks. kuitenkin Hämäläinen (1994), jossa esitetään kuviotarkasteluja pitkien korkojen, budjettialijäämän ja inflaatiohistorian välisistä yhteyksistä.

² Odotushypoteesin mukaan pitkäaikaisen sijoituskohteen tuotto riippuu nykyisistä ja tulevista lyhyistä koroista niin, että markkinoiden pitkäaikaisille velkainstrumenteille asettama tuottovaatimus vastaa keskimäärin vallitsevaksi odotettua lyhytaikaisten korkojen tasoa. Hypoteesi perustuu tuottoarbitraasiin; jos lyhytaikaisiin sijoituksiin perustuva strategia antaa paremman tuoton, pitkäaikaisija sijoituskohteita ei halua omistaa ja niiden hinta laskee, mikä merkitsee tuoton nousua, kunnes tuotto vastaa lyhytaikaisista sijoituksista saatua odotettua tuottoa. Odotushypoteesin mukaan pitkät korot siis heijastavat vallitsevia odotuksia siitä, miten lyhyet korot kehittyvät tulevaisuudessa. Tästä voidaan johtaa erilaisia seuraamuksia, joita on mahdollista arvioida empiirisesti.

³ Ks. Campbell & Shiller (1991). Suomen osalta evidenssiä pitkien korkojen odotushypoteesia vastaan ks. Honkapohja & Koskela & Paunio (1994). On tosin syytä todeta, että tulosten tulkinta odotushypoteesin vastaisiksi on kontroversiaalinen. Rahapolitiikan toimintatapojen huomioiminen – esim. pyrkimys tasoittaa lyhyiden korkojen heilahtelua ja reagoida tuottokäyrän jyrkkyyden muutoksiin – jo sinällään voi 'selittää' saadut tulokset (ks. McCallum (1994)). Suomen osalta erityisinä ongelmina ovat lisäksi lyhyt havaintoperiodi ja valuuttakurssiregimiin muutos vuonna 1992, kun markka päästettiin kellumaan.

ja Saksan 10 vuoden nimellisten korkojen eroa maiden taloudellisen ympäristön niihin piirteisiin, joiden voidaan ajatella olevan relevantteja pitkien korkojen kehityksen kannalta. Tarkasteluajanjaksona on kuukausiaineisto 1990:1–1994:12. Tämä periodi on monella tapaa mielenkiintoinen, pitäähän se sisällään Suomen valuuttakurssiregiimin muutoksen, spekulatiiviset hyökkäykset Suomen markkaa kohtaan sekä Suomen ja Saksan taloudellisen ympäristön suuria muutoksia. Suomen ja Saksan korkoeroa tutkitaan – ei kahta aikasarjaa keskenään visuaalisesti vertaamalla, vaan – tilastollisen analyysin avulla. Ideana on katsoa missä määrin Suomen ja Saksan pitkien korkojen ero voidaan palauttaa talouden perustekijöihin. Tässä kirjoituksessa ei puututa viime aikoina paljon keskustelua herättäneeseen ja ehkä vaikeampaan kysymykseen kansainvälisen (reaali)korkotason nousun syistä.

2 Hypoteeseja pitkiin korkoihin vaikuttavista tekijöistä

Pitkien korkojen määräytymisen tarkastelussa lähdetään usein liikkeelle korkojen aikarakenteen odotushypoteesista. Tämän mukaan tuottokäyrän jyrkentyessä – pitkän ja lyhyen koron eron kasvaessa – mm. pitkien korkojen pitäisi nousta. Empiirinen evidenssi ei kuitenkaan läheskään aina tue tällaista väitettä; itse asiassa tuottokäyrän jyrkkyys näyttää usein ennustavan pitkien korkojen laskua eikä nousua. Tällaisessa tilanteessa myös väljällä, riippuvuuksia kartoittavalla lähestymistavalla on oikeutuksensa.

2.1 Inflaatio, budjettialijäämä ja lyhyet korot

Ehkä eniten keskustelussa on ollut esillä inflaatio-odotukset pitkiin korkoihin potentiaalisesti vaikuttavana tekijänä. Inflaatio-odotusten kasvun on katsottu nostavan nimenomaan pitkiä nimelliskorkoja; ns. Fisherin hypoteesin mukaan inflaatio-odotusten kasvu nostaa nimelliskorkoja vastaavalla määrällä, jolloin reaalikoron ajatellaan olevan riippumattoman inflaatio-odotuksista. Tämän väitteen kunnollinen arviointi suhteellisen lyhyistä aikasarjoista edellyttäisi joko tietoa inflaatio-odotuksista riittävän pitkälle tulevaisuuteen tai nimellisten ja reaalisten obligaatioiden samanaikaista olemassaoloa markkinoilla, jolloin niiltä vaadittavista tuotoista voitaisiin tehdä päätelmiä inflaatio-odotuksista⁴. Suomen aineistoilla ei ole mahdollista tehdä kumpaakaan. Inflaatio-odotuksia mittaavat kyselyaineistot

⁴ Kuten on mahdollista Englannin tapauksessa ks. Deacon & Derry (1994).

ulottuvat vain vuoden eteenpäin eikä indeksisidonnaisia obligaatioita ole.⁵ Korvikkeena on joskus käytetty ajatuskulkua, jonka mukaan inflaatiohistoria 1980-luvulta vaikuttaa inflaatio-odotuksiin tämänhetkisestä taloudellisesta tilanteesta riippumatta. Vaikka riittävän pitkälle tulevaisuuteen ulottuvia inflaatio-odotuksia ei voikaan mitata, on tärkeää arvioida, missä määrin inflaatio on vaikuttanut pitkiin korkoihin. Luonnollisesti odotettu ja toteutunut inflaatio voi poiketa toisistaan etenkin näin lyhyellä aikavälillä.

Valtion budjettialijäämien on varsin yleisesti katsottu vaikuttavan pitkiin korkoihin. Vaikutusmekanismeja voi olla useita. Ensinnäkin, voidaan ajatella, että jos valtiontaloudessa on kestävyysongelma valtionvelan hallittavuuden kannalta, niin budjettialijäämän kasvu lisää todennäköisyyttä, että budjetti on alijäämäinen myös tulevaisuudessa. Koska budjettialijäämän kasvu luo paineita kotimaisen rahoituksen kysynnän kasvulle, merkitsee tämä sitä, että korkojen odotetaan nousevan tulevaisuudessa. Sikäli kun pitkät korot heijastavat tulevia korko-odotuksia, niin ajatuskulun mukaan pitkät korot nousevat heti budjettialijäämän kasvaessa.⁶ On myös esitetty, että budjettialijäämän (ja valtionvelan) kasvaessa sijoituksilta vaadittava riskipremio kasvaa. Tällöin voidaan ajatella joko (a) valuuttakurssiriskiä ja/tai (b) luottotappioriskiä. Valuuttakurssiriski viittaa siihen, että suuri budjettivaje lisää paineita talouskasvun tukemiseen ja kevyempään rahapolitiikkaan. Tämä puolestaan voisi nostaa inflaatiota ja heikentää markkaa, vaikka tietoinen tavoite ei olisikaan markkamääräisen valtionvelan inflatoiminen⁷. Valuuttakurssiriskiä vastaan puhuu toisaalta se, että valtionvelasta yli puolet on valuuttamääräistä. Luottotappioriski puolestaan viittaa siihen, että korkeasti velkaantuneen maan rahoituskriisiä pidetään mahdollisena ja vaaditaan kompensationsa korkeampaa korkoa. Tämä ei tunnu todennäköiseltä sen vuoksi, että Suomen valtion DEM-määräisten lainojen korko ei viime vuosina ole merkittävästi poikennut Saksan vastaavasta⁸.

⁵ Kirjoituksessa Kuismanen & Spolander (1994) esitellään ja analysoidaan suomalaisten inflaatio-odotuksia mittaavia kyselyaineistoja ja niiden käyttömahdollisuuksia. Ekonomistien keskuudessa suosittu tapa on rakentaa korvikemuuttuja inflaatio-odotuksille perustamalla se inflaatiohistoriaan aikasarja-analyysin menetelmiä käyttäen. Eräs ongelma tällaisessa menettelyssä on se, ettei inflaatiohistoria ole välttämättä suoraan relevantti inflaatio-odotusten kannalta esimerkiksi nykyisenkaltaisessa tilanteessa, joissa taloudellinen ympäristö on voimakkaassa muutostilassa.

⁶ Blanchard (1984) esittää mielenkiintoisen teoreettisen tarkastelun budjettialijäämän vaikutuksista korkojen aikarakenteeseen.

⁷ Ks. jo klassikoksi tullut kirjoitus Sargent & Wallace (1985).

⁸ Suomen ja Saksan valtioiden liikkeelle laskemien vuonna 2000 erääntyvien DEM-lainojen välinen korkoero oli tammikuussa 1993 0.52 % ja tammikuussa 1995 0.25 %. Ks. myös Alesina & de Broeck & Prati & Tabellini (1992), jossa analysoidaan valtion luottotappioriskin vaikutusta 12 OECD-maan tapauksessa ajanjaksolla 1974–1989 ja todetaan sen yleensä joko puuttuvan (vähän velkaantuneiden maiden tapauksessa) tai olevan hyvin vähäisen (joidenkin Suomen valtiota huomattavasti velkaantuneempien maiden tapauksessa).

Lyhyiden korkojen voidaan ajatella vaikuttavan pitkiin korkoihin rahoitusmarkkinoilla toimivien sijoituskäyttäytymisen ts. tuottoarbitraasin kautta. Jos lyhyet korot nousevat, niin pitkiä korkoja koskeva tuottovaatimus kasvaa. Onko lyhyt nimellinen vaiko lyhyt reaalin korko pitkien nimelliskorkojen kannalta oleellinen tekijä riippuu mm. lyhyen reaalikoron käyttäytymisestä. Jos lyhyttä reaalikorkoa voidaan pitää vakiona, niin lyhyt nimelliskorko on oikea muuttuja. Mutta jos lyhyt reaalikorko vaihtelee, kuten on asianlaita tarkasteluajanjaksona⁹, niin se eikä nimelliskorko heijastaa pitkiin korkoihin vaikuttavaa tuottoarbitraasia.

2.2 Volatiliteetti ja muita tekijöitä

Inflaation, valtion budjettialijäämän ja lyhyiden (reaali)korkojen lisäksi pitkiin korkoihin voi vaikuttaa muutkin tekijät. Tällaisina on mainittu mm. korkojen volatiliteetti eli korkoheilahtelu. On ajateltu, että volatiliteetin kasvu jota vastaan ei voi suojautua sijoitussalkun koostumusta muuttamalla lisää sijoittajien tuottoepävarmuutta, jolloin he vaativat kompensatioksi korkeampaa korkoa. Tämän mukaan volatiliteettiin liittyvä riskipremio vaikuttaa pitkiä korkoja nostavasti.¹⁰

Ns. korkopariteettihypoteesin mukaan valuuttakurssit vaikuttavat maiden väliseen korkoeroon. Jos kotimaisen valuutan arvon odotetaan heikentyvän, tulisi kotimaisten nimelliskorkojen nousta suhteessa ulkomaisiin. Myös valuuttakursseihin liittyvä epävarmuus voi nostaa nimelliskorkoja¹¹. Usein Suomen ja muidenkin reuna-alueiden pitkistä koroista puhuttaessa viitataan siihen, että reuna-alueilla vaaditaan markkinoiden ohuudesta ja tuntemattomuudesta johtuva tuotto-lisä, jota on vaikea suoraan yhdistää mihinkään talouden perustekijöihin. Toisaalta on esitelty, että suurten finanssikeskusten häiriöt vaikuttavat voimakkaammin reuna-alueilla. Tämän hypoteesin mukaan esim. USA:n korkojen volatiliteetin kasvu lisäisi Suomen ja Saksan korkoeroa.¹²

⁹ Reaalikoron vaihtelua voidaan tutkia autokorrelaatiofunktioiden avulla. Autokorrelaatiofunktioit eri tavoin lasketuille lyhyille reaalikoroille eivät tue hypoteesia niiden vakioisuudesta 1990-luvulla. Tämän vuoksi käytimme pääsääntöisesti reaalikorkoa selittävänä muuttujana. Reaalikoron korvaaminen nimelliskorolla pienensi oleellisesti inflaation merkitystä ja aiheutti jäännöstermin autokorrelaatiota (ks. liite s.17–26). Ks. myös Frankel & Lown (1994).

¹⁰ Kirjoituksessa Engle & Lilien & Robins (1987) tutkitaan riskipremion merkitystä korkojen aikarakenteeseen ja kommentoidaan lyhyesti aihepiiriin liittyvää kirjallisuutta.

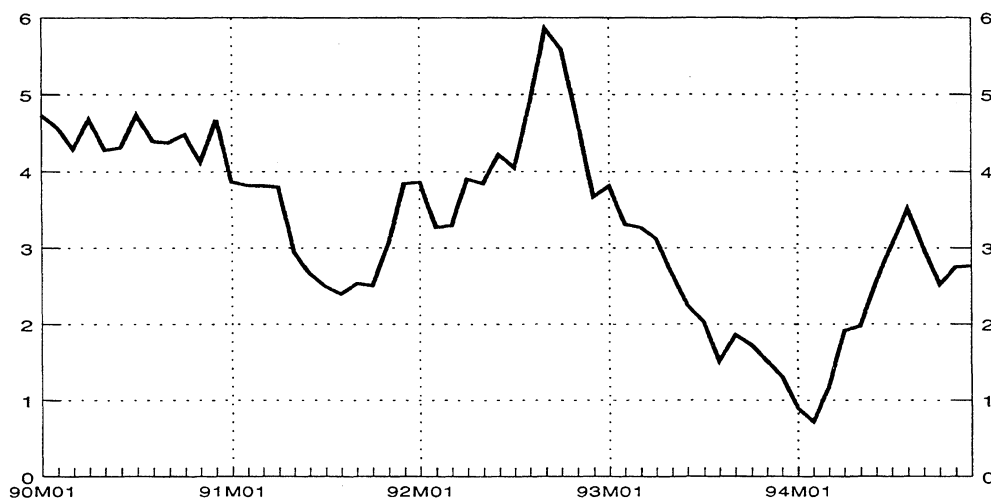
¹¹ Ks. esim. Domowitz & Hakkio (1985).

¹² Volatiliteetin leviämistä valuuttamarkkinoilla (vuorokauden sisällä) ovat tutkineet Engle & Ito & Lin (1990). He tarkastelivat "lämpöaalto-" ja "meteorikuurohypoteeseja". Edellisen mukaan volatiliteetti on maakohtaista, kun taas jälkimmäisen mukaan se leviää markkinoilta toiselle. Tätä terminologiaa käyttäen voisi hypotetisoida seuraavasti: USA:n volatiliteetin kasvu noudattaa Saksan suhteen "lämpöaaltohypoteesia", mutta Suomen suhteen "meteorikuurohypoteesia".

3 Suomen ja Saksan pitkien korkojen eroon vaikuttaneet tekijät 1990-luvulla

Empiirisen tarkastelun kohteena on Suomen ja Saksan 10 vuoden pitkien nimelliskorkojen erot kuukausiaineiston 1990:1–1994:12 valossa. Keskimääräinen korkoero mainittuna ajanjaksona on ollut plus 3.3 prosenttiyksikköä vaihdellen alle prosenttiyksiköstä v. 1994 helmikuussa n. 6 prosenttiyksikköön v. 1992 syyskuussa (kuvio 1).

Kuvio 1 **Suomen ja Saksan pitkien korkojen ero**
vv. 1990–1994, %



Regressioanalyysia käyttäen tutkimme, miten hyvin Suomen ja Saksan pitkien korkojen eroa voidaan selittää talouden perustekijöiden avulla, kun tarkastellaan samanaikaisesti tärkeimpiä potentiaalisia korkoeroa selittäviä tekijöitä eikä turvautua muuttujien parittaisiin vertailuihin.

3.1 Suomen ja Saksan pitkien korkojen eroon vaikuttaneet tekijät

Lähtökohtahypoteesina oli, että maiden välinen pitkien korkojen ero liittyy positiivisesti seuraavien muuttujien eroihin: (i) inflaatio, (ii) budjettialijäämä/BKT, (iii) 3 kk:n reaalin korko, (iv) volatilitteetti 12 kk:n koroissa, ja edelleen positiivisesti (v) valuuttakurssin heikkenemiseen, ja (vi) USA:n korkovolatili-

teettiin.¹³ Pitkää korkoa siis selitetään inflaation lisäksi muillakin talouden perustekijöillä. Tämä on vastoin ns. Fisherin hypoteesia, jonka mukaan odotetun inflaation kasvu nostaa nimelliskorkoja vastaavalla määrällä eikä muilla seikoilla, riskitekijöitä ehkä lukuunottamatta ole merkitystä. Tällöin reaalikorko oletetaan vakioksi. Autokorrelaatiofunktiot eri tavoin lasketuille reaalisille pitkille koroille eivät kuitenkaan näytä tukevan hypoteesia reaalikoron vakioisuudesta. Tästä seuraa, että nimelliskoron vaihtelu riippuu muistakin asioista kuin inflaatiosta¹⁴.

Seuraavassa kuvataan kuukausiaineistolla 1990:1–1994:12 suoritettujen Suomen ja Saksan pitkien korkojen erotusta koskevien "gangsteriregressioiden" tuloksia.¹⁵ Edellämäinittujen muuttujien avulla voidaan selittää n. 90 % Suomen ja Saksan pitkien korkojen eroista; tulokset eivät juurikaan muutu lyhennettäessä havaintoaineistoa vuoden 1991 alusta tai vuoden 1992 alusta alkavaksi. Mallit ovat ominaisuuksiltaan hyviä ja selittävät muuttujat ovat tilastollisesti hyvin merkitseviä. Kaikki muuttujat vaikuttavat ennako-odotusten mukaisesti positiivisesti. Niinpä Suomen inflaation, budjettialijäämä/BKT:n, 3 kk reaalikoron ja 12 kk:n koron volatiliteetin kasvu suhteessa Saksaan lisäävät Suomen ja Saksan 10 vuoden korkojen eroa¹⁶. Samoin tekee Suomen markan arvon heikkeneminen suhteessa D-markkaan. Myös USA:n korkojen lyhyen pään volatiliteetin kasvu näkyy Suomessa voimakkaammin kuin Saksassa kasvattaen näin korkoeroa. Tulosten mukaan vähän alle 1 % korkoerosta jää edellämäinittuilla tekijöillä selittämättä vakiotermiin ja sitä voidaan pitää jonkinlaisena "Suomi-lisänä", likviditeettipreemiona, jota ei voi palauttaa talouden perustekijöihin.

Kuvioasetelmassa 2 kuvataan analyysien tuloksia. Siitä nähdään paitsi edellä

¹³ Volatiliteetti-indikaattorit konstruointiin seuraavasti. Ensin laskettiin muuttujia koskevat ennusteet aikasarja-analyysin avulla olettaen, että sijoittajat seuraavat aikasarjojen historiaa ennusteiden tekemistä varten vuoden päähän taaksepäin. Tämän jälkeen laskettiin ennustevirheiden neliöt ja otettiin niistä kolmen kuukauden liukuva keskiarvo. USA:n korkovolatiliteetti-indikaattorin laskennassa käytettiin 3 kuukauden korkoa.

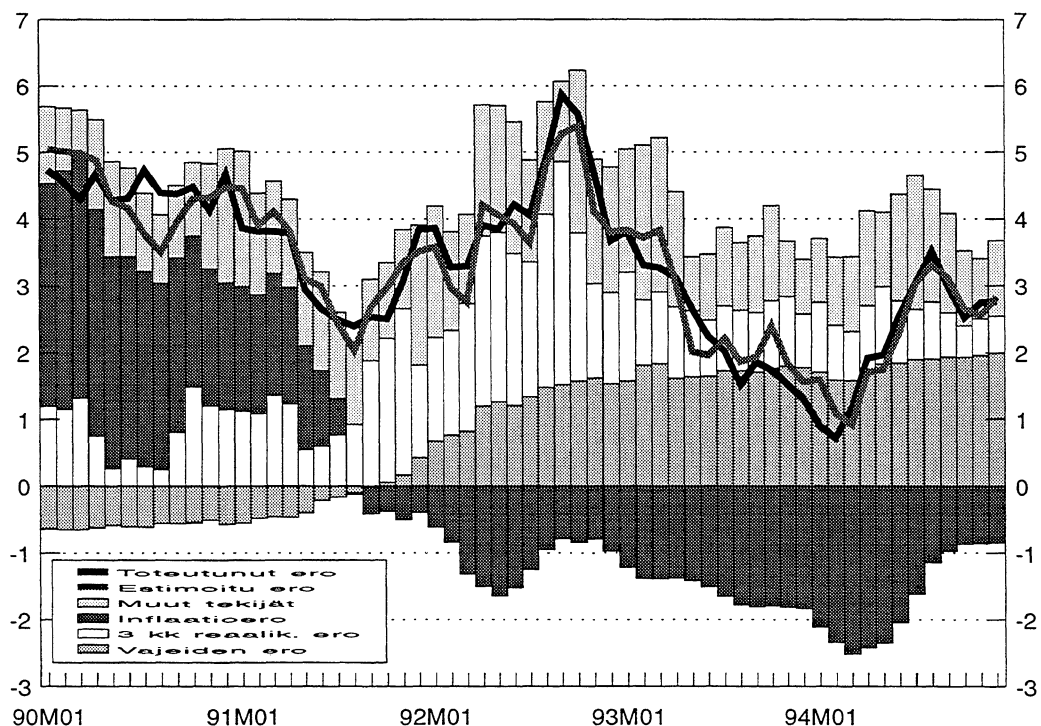
¹⁴ Ks. esim. Mishkin (1991).

¹⁵ Termillä "gangsteriregressio" viittaamme siihen, ettei analyysien tarkoituksena ole testata mitään tarkasti määriteltyjä hypoteeseja eikä myöskään eritellä tai ottaa estimoinneissa huomioon selitettävän ja selittävien muuttujien välisiä mahdollisia molemminpuolisia riippuvuussuhteita. Ideana on vain katsoa aikaisempaa monipuolisemmin ja huolellisemmin empiirisiä riippuvuuksia, jotka liittyvät taloudellisten ympäristöjen erot pitkien korkojen eroihin. Pitkien korkojen määräytymistä koskevan tietämyksen nykyvaiheessa tällainen eksploratiivinen lähestymistapa on mielestämme perusteltua. Gangsteriregressioiden tuloksia ks. liite s. 17–26. Seuraavat kuviot 2 ja 3 perustuvat liitessä raportoituun yhtälöön 6, jossa jäännöstermi on autokorreloitu. Oleellisesti samat tulokset saatiin kun inflaation liukuva keskiarvo (I3E) korvattiin viivästetyllä inflaatiolla (IE(-1)). Tällöin jäännöstermin autokorrelaatio väheni oleellisesti (ks. yhtälö 1). Mainittakoon, että estimoitaessa mallia vuodesta 1991 eteenpäin autokorrelaatiota ei esiintynyt, kun käytettiin lyhyttä reaalikorkoa (ks. etenkin yhtälöt 2 ja 3), mutta lyhyttä nimelliskorkoa käytettäessä jäännöstermi oli autokorreloitu (ks. yhtälöt 4 ja 5).

¹⁶ Voidaan ajatella, että budjettialijäämän lisäksi sen muutos on signaalina tärkeä. Viivästetty budjettialijäämän muutos oli positiivinen, mutta ei merkitsevä eikä sillä ollut vaikutusta muiden muuttujien rooliin.

todettu suhteellisen hyvä kokonaisselitys myös se kiinnostava seikka, että inflaatio, budjettialijäämä, ja reaalin 3 kk:n korko ovat olleet tärkeimmät korkoeroa selittävät tekijät 1990-luvulla. Suomessa inflaatio oli aluksi suurempi ja budjettialijäämä pienempi kuin Saksassa, mutta myöhemmin tilanne on näiltä osin muuttunut. Reaalin 3 kk:n korko on tarkasteluajanjaksona ollut Suomessa koko ajan Saksan vastaavaa korkeampi. 3 kk:n reaalikoron merkitys pitkien korkojen eron kannalta oli suurimmillaan spekulatiivisten hyökkäysten kaudella kesästä 1991 vuoden 1992 syyskuulle, kun Suomen markkaa puolustettiin korkeilla koroilla. Budjettialijäämän merkitys on koko ajan hieman kasvanut Suomen budjettialijäämän kasvun myötä, joskin suhteellisen hitaasti. Kuvion 2 muiden tekijöiden joukkoon kuuluu valuuttakurssin muutos, 12 kk:n korkojen volatilitteettiero, USA:n 3 kk:n koron volatilitteetti sekä vakio-termi. Näiden kokonaispanos korkoeron selitykseen on säilynyt suhteellisen vakaana.¹⁷

Kuvio 2 Suomen ja Saksan pitkien korkojen ero; hajotelma¹⁸
vv. 1990–1994, %

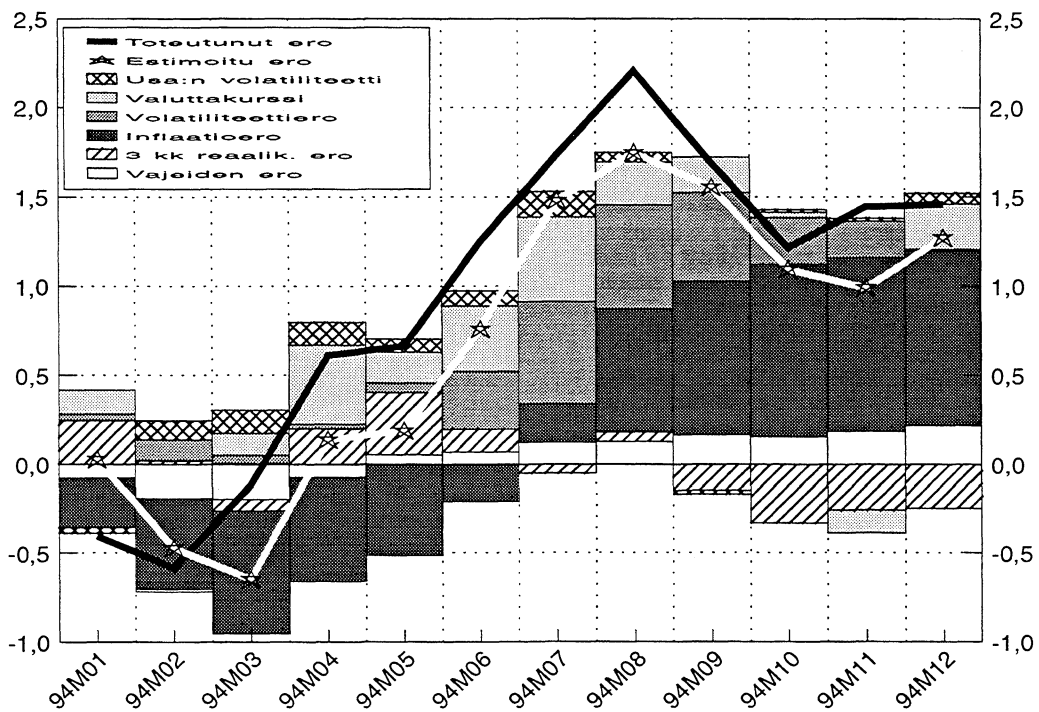


¹⁷ Nunes-Correia & Stemitsiotis (1993) ovat tutkineet pitkiin korkoihin vaikuttavia tekijöitä 10 OECD-maan vuosiaineistolla ajanjaksolta 1970–1990. Kaikissa maissa inflaatio, budjettialijäämä ja lyhyt reaalikorko vaikuttivat pitkään nimelliskorkoon positiivisesti ja tilastollisesti merkittävästi.

¹⁸ Kuviossa 2 pylväiden korkeudet kuvaavat kunkin muuttujan suhteellista merkitystä annettuna muut muuttujat. Näiden summa on estimoitu ero. Tällainen tulkinta jossain määrin yliarvioi inflaatioeron merkitystä, jos inflaatio- ja reaalikorkoero korreloivat negatiivisesti. Tarkasteluajanjaksona niiden korrelaatio kerroin on -0.25.

Suomessa pitkät korot kääntyivät laskuun markan kellutuksen jälkeen v. 1992 lokakuussa ja jatkoivat laskuaan 1994 helmikuuhun. Tämänjälkeen ne alkoivat nousta ja samanaikaisesti korkoero Saksaan kasvoi. Korkoeron kasvun syistä käytiin meilläkin kesällä vilkasta keskustelua ja on kiinnostavaa katsoa, miten asiaa voidaan tulkita suorittamiemme empiiristen analyysien perusteella. Kuviossa 3 on esitetty vuotta 1994 koskeva pitkien korkojen erotuksen hajotelma hieman eri tavoin¹⁹ komponentteihin jaettuna kuin kuviossa 2. Sen mukaan inflaatioeron vaihtelut ovat olleet tärkeä korkoeroon vaikuttanut tekijä v. 1994, aluksi korkoeroa pienentävänä ja loppuvuodesta sitä kasvattavana. Myös Suomen 12 kk:n korkojen volatiliiteetin kasvu kesällä 1994 kasvatti korkoeroa samoinkuin hieman aikaisemmaksi ajoittunut markan heikkeneminen suhteessa D-markkaan. On myös huomattava, että reaalisin 3 kk:n korkoeron merkitys on ollut v. 1994 vähäinen.

Kuvio 3 Korkoeron hajotelma vuodelle 1994, %

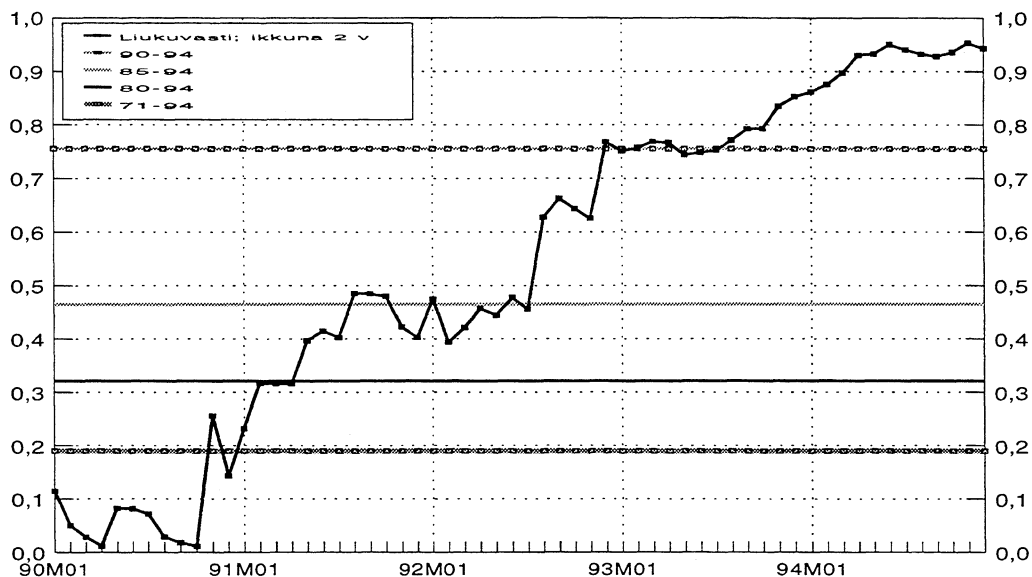


¹⁹ Kuviossa 3 on esitetty pitkien korkojen erotuksen kumulatiivinen kehitys vuonna 1994. Korkoeron muutos joulukuusta 1993 esim. elokuuhun 1994 oli 2.2 %.

3.2 Ruotsi-kytkentä?

Edellä Suomen pitkien korkojen eroja Saksaan on selitetty maiden taloudellisen ympäristön eroilla. Suomen raha- ja valuuttamarkkinoiden yhteydessä puhutaan usein ns. Ruotsi-kytkennästä, jolla tarkoitetaan maamme korko- ja valuuttakurssi-kehityksen voimakasta riippuvuutta nimenomaan Ruotsin tilanteesta. Ns. Ruotsi-kytkennän alustavaksi selvittämiseksi laskimme aluksi korrelaatiokertoimia sekä eri periodeille että kahden vuoden liukuvaa korrelaatiota 1990-luvulle Suomen ja Ruotsin pitkille koroille. Kuviosta 4 nähdään ensinnäkin, että korrelaatio on koko ajan noussut, mikä on ymmärrettävää kansainvälisten pääomanliikkeiden esteiden sekä Suomen ja Ruotsin taloudellisten ongelmien erojen vähennyttyä.

Kuvio 4 Suomen ja Ruotsin pitkien korkojen korrelaatio²⁰



Toiseksi, siitä nähdään 1990-luvulla tapahtunut huomattava muutos. Maiden välinen riippuvuus pitkien korkojen korrelaatiolla mitattuna oli 1990-luvun alussa vähäistä mm. sen vuoksi, että Suomen ja Ruotsin valuutat joutuivat eri aikoina spekulatiivisten hyökkäysten kohteeksi. Sittenmin kellutuksen kaudella v. 1993 eteenpäin pitkien korkojen liikkeet ovat olleet voimakkaasti korreloituneita joko sen vuoksi, että talouden perustekijät ovat hyvin samanlaisia ja/tai sen vuoksi että sijoittajat katsovat Suomen ja Ruotsin samaan kastiin kuuluviksi. Parin viimeisen vuoden aikana Ruotsin pitkien korkojen tason selittäminen merkitsee siis käytännössä samaa kuin Suomen pitkien korkojen tason selittäminen.

²⁰ Kuvion 4 korrelaatiot laskettu kuukausimuutoksista.

Koska usein puhutaan siitä, että Ruotsin vaikutus tuntuu Suomessa ja sitä kautta vaikuttaa pitkien korkojen kehitykseen suhteessa keskieurooppalaiseen tilanteeseen, arvioimme lopuksi Ruotsin 10 vuoden koron merkitystä selittäväenä muuttujana aikaisemmin raportoiduissa malleissa. Tulokset sekä ajanjaksolle 1990-1994 että ajanjaksolle 1991-1994 osoittivat, että Ruotsin pitkällä korolla voidaan 'selittää' Suomen pitkää korkoa; Ruotsin pitkän koron nousu on vaikuttanut Suomen pitkää korkoa nostavasti. Mutta on tärkeää todeta, että aikaisemmin mainitut muut muuttujat – inflaation, budjettialijäämän/BKT:n, reaalian 3 kk:n koron, 12 kk:n korkojen volatiliteetin erot sekä valuuttakurssi ja USA:n 3 kk:n volatiliteetti – vaikuttivat edelleen positiivisesti ja olivat tilastollisesti merkitseviä Ruotsi-kytkennän huomioonottamisen jälkeenkin²¹.

4 Yhteenveto

Tässä kirjoituksessa on tarkasteltu meillä paljon esillä ollutta kysymystä, missä määrin Suomen ja Saksan pitkien korkojen eroa 1990-luvulla voidaan selittää inflaation lisäksi maiden talouksien muidenkin perustekijöiden eroilla. Empiiristen tarkastelujen perusteella inflaation, budjettialijäämä/bkt:n ja 3 kk:n reaalian koron erot ovat olleet tärkeimmät korkoeroa lisäävät tekijät. Niiden suhteellinen merkitys on kuitenkin vaihdellut eri ajankohtina. Inflaatioero on suurimman osan aikaa ollut melko keskeinen pitkiin korkoihin vaikuttava tekijä, ja budjettialijäämän merkitys on kokoajan kasvanut. Kolmen kuukauden reaalian korko oli poikkeuksellisen tärkeä markkaan kohdistuneiden spekulatiivisten hyökkäysten kaudella. Muista muuttujista valuuttakurssin heikkeneminen ja volatiliteettieron ja USA:n volatiliteetin kasvu ovat nostaneet Suomen pitkiä korkoja suhteessa Saksaan. Näillä talouksien perustekijöillä on voitu "selittää" korkoeron vaihteluista lähes 90 prosenttia.

Lopuksi on syytä selvyyden vuoksi todeta, ettei suorittamistamme empiirisistä tarkasteluista voi suoraan johtaa talouspolitiikkaa koskevia päätelmiä. Tilastollinen analyysi perustuu historialliseen aineistoon; jos talouspolitiikka muuttuu, aikasarjojen käyttäytyminen ja niiden keskinäiset yhteydet voivat muuttua. Mutta vaikka muuttujien väliset historialliset riippuvuudet eivät välttämättä ole politiikan hyödynnettävissä, on toisaalta paikallaan todeta, että empiiriset tulokset eivät poikkeuksellisesta ajanjaksosta huolimatta näytä juurikaan riippuvan estimointiperiodin valinnasta.

²¹ Ks. liite s. 17-26.

Liite Estimointituloksia

Muuttujat

LRE	Suomen 10 v. korot miinus Saksan 10 v. korot.
I3E	Suomen kuluttajahintojen vuosimuutoksen 3 kk liukuva keskiarvo miinus Saksan kuluttajahintojen vuosimuutoksen 3 kk liukuva keskiarvo.
IE	Suomen kuluttajahintojen vuosimuutos miinus Saksan kuluttajahintojen vuosimuutos.
DKE	Suomen valtion tuloalijäämä/BKT:n arvo miinus Saksan valtion tuloalijäämä/BKT:n arvo.
ER3	Suomen 3 kk korko miinus inflaatiovauhti miinus Saksan 3 kk korko miinus inflaatiovauhti.
E12A3E	Suomen 12 kk koron AR12-ennustevirheiden neliöiden kolmen kuukauden liukuva keskiarvo miinus Saksan 12 kk koron AR12-ennustevirheiden neliöiden kolmen kuukauden liukuva keskiarvo.
DLE116	Dem/Fim-kurssin log-differenssi ed. kuukaudesta.
USD3A3	USA:n 3 kk koron AR12-ennustevirheiden neliöiden kolmen kuukauden liukuva keskiarvo.
SRE	Suomen 3 kk korko miinus Saksan 3 kk korko.
SEK10	Ruotsin 10 v. korko.

Merkintä ** eri testisuureiden ja/tai t-arvojen jälkeen viittaa 1 % merkitsevyystasoon.

Merkintä * viittaa 5 % merkitsevyystasoon.

Yhtälö 1

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LRE

Current sample: 1990:1 to 1994:12

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 3.29524

Std. dev. of dependent var. = 1.17298

Sum of squared residuals = 11.0320

Variance of residuals = .208151

Std. error of regression = .456236

Adjusted R-squared = .848713

Durbin-Watson statistic = 1.43472

Ljung-Box Q-statistic1 = 4.97378 * [.026]

Ljung-Box Q-statistic2 = 5.37747 [.068]

Ljung-Box Q-statistic3 = 6.85853 [.077]

Ljung-Box Q-statistic4 = 7.07621 [.132]

Ljung-Box Q-statistic5 = 12.5679 * [.028]

Ljung-Box Q-statistic6 = 12.9610 * [.044]

Augmented Dickey-Fuller = -5.61594 ** [.000]

White het. test = 25.8246 [.528]

Jarque-Bera normality test = .684797 [.710]

Estimated

Variable	Coefficient	t-statistic	P-value
C	1.07023	5.25756	**[.000]
IE(-1)	.737957	11.4600	**[.000]
DKE(-1)	.177901	5.94120	**[.000]
ER3	.384688	7.91415	**[.000]
E12A3E	1.01207	3.47034	**[.001]
DLE116(-1)	10.0642	3.82908	**[.000]
USD3A3	3.61175	2.08623	*[.042]

Correlation matrix of estimated coefficients

	C	IE(-1)	DKE(-1)	ER3
IE(-1)	-0.64633	1.0000		
DKE(-1)	-0.62883	0.90734	1.00000	
ER3	-0.63745	0.23732	0.17656	1.00000
E12A3E	-0.35464	-0.056186	-0.11307	0.28024
DLE116(-1)	0.18910	-0.084582	-0.057274	-0.20285
USD3A3	-0.042431	0.12085	0.10241	-0.50682
	E12A3E	DLE116(-1)	USD3A3	
E12A3E	1.0000			
DLE116(-1)	-0.077328	1.00000		
USD3A3	-0.36674	-0.091652	1.0000	

Yhtälö 2

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LRE

Current sample: 1991:1 to 1994:12

Number of observations: 48

Mean of dependent variable = 3.00145

Std. dev. of dependent var. = 1.12994

Sum of squared residuals = 6.93931

Variance of residuals = .169252

Std. error of regression = .411402

Adjusted R-squared = .867436

Durbin-Watson statistic = 1.70285

Ljung-Box Q-statistic1 = 1.09322 [.296]

Ljung-Box Q-statistic2 = 1.24153 [.538]

Ljung-Box Q-statistic3 = 1.52912 [.676]

Ljung-Box Q-statistic4 = 2.00924 [.734]

Ljung-Box Q-statistic5 = 5.37662 [.372]

Ljung-Box Q-statistic6 = 5.37667 [.496]

Augmented Dickey-Fuller = -5.73651 ** [.000]

White het. test = 21.1730 [.778]

Jarque-Bera normality test = .278610 [.870]

Estimated

Variable	Coefficient	t-statistic	P-value
C	.797476	4.02951	**[.000]
IE(-1)	.726256	8.82216	**[.000]
DKE(-1)	.198011	6.45466	**[.000]
ER3	.416943	8.89740	**[.000]
E12A3E	.784198	2.30799	*[.026]
DLE116(-1)	9.59672	4.02259	**[.000]
USD3A3	4.86026	2.82100	**[.007]

Correlation matrix of estimated coefficients

	C	IE(-1)	DKE(-1)	ER3
C	1.00000			
IE(-1)	-0.25260	1.00000		
DKE(-1)	-0.45219	0.85521	1.00000	
ER3	-0.59060	0.18991	0.14582	1.00000
E12A3E	-0.31181	-0.27722	-0.32927	0.24444
DLE116(-1)	0.18736	-0.068448	-0.060851	-0.19997
USD3A3	-0.095496	-0.0010972	0.12009	-0.52404
	E12A3E	DLE116(-1)	USD3A3	
E12A3E	1.0000			
DLE116(-1)	-0.060139	1.0000		
USD3A3	-0.38685	-0.081307	1.00000	

Yhtälö 3

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LRE

Current sample: 1992:1 to 1994:12

Number of observations: 36

Mean of dependent variable = 2.95360

Std. dev. of dependent var. = 1.25700

Sum of squared residuals = 4.99993

Variance of residuals = .172411

Std. error of regression = .415224

Adjusted R-squared = .890883

Durbin-Watson statistic = 1.63222

Ljung-Box Q-statistic1 = 1.21473 [.270]

Ljung-Box Q-statistic2 = 1.35192 [.509]

Ljung-Box Q-statistic3 = 2.69775 [.441]

Ljung-Box Q-statistic4 = 2.76949 [.597]

Ljung-Box Q-statistic5 = 6.62821 [.250]

Ljung-Box Q-statistic6 = 7.79119 [.254]

Augmented Dickey-Fuller = -4.75991 ** [.003]

White het. test = 17.1937 [.926]

Jarque-Bera normality test = 1.67852 [.432]

Estimated

Variable	Coefficient	t-statistic	P-value
C	1.14780	1.95299	[.061]
IE(-1)	.815019	7.47573	** [.000]
DKE(-1)	.167017	2.78576	** [.009]
ER3	.461328	7.53165	** [.000]
E12A3E	.843088	2.06476	* [.048]
DLE116(-1)	7.34001	2.76927	** [.010]
USD3A3	3.27936	1.58796	[.123]

Correlation matrix of estimated coefficients

	C	IE(-1)	DKE(-1)	ER3
C	1.0000			
IE(-1)	0.29705	1.00000		
DKE(-1)	-0.84617	0.14023	1.0000	
ER3	-0.57801	-0.14266	0.35153	1.0000
E12A3E	-0.089190	-0.24101	-0.22352	0.21384
DLE116(-1)	0.0067698	-0.22215	-0.034496	-0.13763
USD3A3	-0.14327	0.11202	0.26705	-0.47805
	E12A3E	DLE116(-1)	USD3A3	
E12A3E	1.00000			
DLE116(-1)	-0.041562	1.0000		
USD3A3	-0.45124	-0.081660	1.00000	

Yhtälö 4

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LRE

Current sample: 1990:1 to 1994:12

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 3.29524

Std. dev. of dependent var. = 1.17298

Sum of squared residuals = 9.22907

Variance of residuals = .174133

Std. error of regression = .417293

Adjusted R-squared = .873438

Durbin-Watson statistic = 1.03167

Ljung-Box Q-statistic1 = 14.2117 ** [.000]

Ljung-Box Q-statistic2 = 15.8580 ** [.000]

Ljung-Box Q-statistic3 = 15.8777 ** [.001]

Ljung-Box Q-statistic4 = 17.9628 ** [.001]

Ljung-Box Q-statistic5 = 22.6883 ** [.000]

Ljung-Box Q-statistic6 = 24.4394 ** [.000]

Augmented Dickey-Fuller = -4.54730 ** [.003]

White het. test = 22.1954 [.727]

Jarque-Bera normality test = 1.33223 [.514]

Estimated

Variable	Coefficient	t-statistic	P-value
C	1.11404	6.23537	**[.000]
IE(-1)	.358992	5.63774	**[.000]
DKE(-1)	.177047	6.48035	**[.000]
SRE	.393605	9.23166	**[.000]
E12A3E	.990651	3.74026	**[.000]
DLE116(-1)	9.47313	3.92911	**[.000]
USD3A3	3.18116	2.01136	*[.049]

Correlation matrix of estimated coefficients

	C	IE(-1)	DKE(-1)	SRE
C	1.0000			
IE(-1)	-0.21554	1.0000		
DKE(-1)	-0.63621	0.73112	1.00000	
SRE	-0.59607	-0.43893	0.16251	1.00000
E12A3E	-0.33717	-0.22655	-0.12254	0.25577
DLE116(-1)	0.19096	0.061259	-0.056572	-0.21613
USD3A3	-0.080272	0.44499	0.11052	-0.50509
	E12A3E	DLE116(-1)	USD3A3	
E12A3E	1.0000			
DLE116(-1)	-0.075846	1.00000		
USD3A3	-0.35575	-0.084959	1.00000	

Yhtälö 5

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LRE

Current sample: 1991:1 to 1994:12

Number of observations: 48

Mean of dependent variable = 3.00145

Std. dev. of dependent var. = 1.12994

Sum of squared residuals = 5.59609

Variance of residuals = .136490

Std. error of regression = .369445

Adjusted R-squared = .893096

Durbin-Watson statistic = 1.23301

Ljung-Box Q-statistic1 = 7.22567 ** [.007]

Ljung-Box Q-statistic2 = 7.34494 * [.025]

Ljung-Box Q-statistic3 = 8.55639 * [.036]

Ljung-Box Q-statistic4 = 13.1153 * [.011]

Ljung-Box Q-statistic5 = 14.9959 * [.010]

Ljung-Box Q-statistic6 = 15.2659 * [.018]

Augmented Dickey-Fuller = -4.53318 ** [.004]

White het. test = 23.1473 [.677]

Jarque-Bera normality test = 1.20619 [.547]

Estimated

Variable	Coefficient	t-statistic	P-value
C	.921195	5.47191	**[.000]
IE(-1)	.359529	4.74226	**[.000]
DKE(-1)	.202292	7.33414	**[.000]
SRE	.425691	10.3926	**[.000]
E12A3E	.690377	2.28367	*[.028]
DLE116(-1)	9.25119	4.31272	**[.000]
USD3A3	4.09444	2.61413	*[.012]

Correlation matrix of estimated coefficients

	C	IE(-1)	DKE(-1)	SRE
C	1.00000			
IE(-1)	0.0067291	1.00000		
DKE(-1)	-0.46652	0.76150	1.00000	
SRE	-0.52369	-0.28890	0.15378	1.0000
E12A3E	-0.28596	-0.37784	-0.33628	0.20534
DLE116(-1)	0.18085	0.029812	-0.063277	-0.20591
USD3A3	-0.13925	0.25097	0.11075	-0.54055
	E12A3E	DLE116(-1)	USD3A3	
E12A3E	1.00000			
DLE116(-1)	-0.053629	1.00000		
USD3A3	-0.36898	-0.072299	1.00000	

Yhtälö 6

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LRE

Current sample: 1990:1 to 1994:12

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 3.29524

Std. dev. of dependent var. = 1.17298

Sum of squared residuals = 8.31847

Variance of residuals = .156952

Std. error of regression = .396172

Adjusted R-squared = .885926

Durbin-Watson statistic = 1.06568

Ljung-Box Q-statistic1 = 13.3788 ** [.000]

Ljung-Box Q-statistic2 = 14.9720 ** [.001]

Ljung-Box Q-statistic3 = 15.1587 ** [.002]

Ljung-Box Q-statistic4 = 17.2112 ** [.002]

Ljung-Box Q-statistic5 = 21.8699 ** [.001]

Ljung-Box Q-statistic6 = 24.5059 ** [.000]

Augmented Dickey-Fuller = -4.59375 ** [.003]

White het. test = 27.3496 [.445]

Jarque-Bera normality test = .899928 [.638]

Estimated

Variable	Coefficient	t-statistic	P-value
C	.888535	4.88380	**[.000]
I3E	.821918	13.83700	**[.000]
DKE(-1)	.213680	7.80837	**[.000]
ER3	.409622	9.62775	**[.000]
E12A3E	1.02462	4.04739	**[.000]
DLE116(-1)	9.92444	4.34820	**[.000]
USD3A3	3.33850	2.22541	*[.030]

Correlation matrix of estimated coefficients

	C	I3E	DKE(-1)	ER3
C	1.00000			
I3E	-0.67111	1.00000		
DKE(-1)	-0.65437	0.91676	1.00000	
ER3	-0.64569	0.26691	0.20815	1.0000
E12A3E	-0.34639	-0.050023	-0.10487	0.27799
DLE116(-1)	0.18771	-0.085094	-0.059511	-0.20403
USD3A3	-0.033946	0.10234	0.086932	-0.50505
	E12A3E	DLE116(-1)	USD3A3	
E12A3E	1.0000			
DLE116(-1)	-0.077847	1.00000		
USD3A3	-0.36594	-0.090306	1.00000	

Yhtälö 7

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LRE

Current sample: 1991:1 to 1994:12

Number of observations: 48

Mean of dependent variable = 3.00145

Std. dev. of dependent var. = 1.12994

Sum of squared residuals = 5.03477

Variance of residuals = .122799

Std. error of regression = .350427

Adjusted R-squared = .903819

Durbin-Watson statistic = 1.25198

Ljung-Box Q-statistic1 = 6.63456 * [.010]

Ljung-Box Q-statistic2 = 6.72620 * [.035]

Ljung-Box Q-statistic3 = 7.30152 [.063]

Ljung-Box Q-statistic4 = 9.18705 [.057]

Ljung-Box Q-statistic5 = 10.4096 [.064]

Ljung-Box Q-statistic6 = 10.4308 [.108]

Augmented Dickey-Fuller = -4.61065 ** [.003]

White het. test = 26.7734 [.476]

Jarque-Bera normality test = 1.49848 [.473]

Estimated

Variable	Coefficient	t-statistic	P-value
C	.698810	4.10517	**[.000]
I3E	.849603	11.08070	**[.000]
DKE(-1)	.237104	8.49211	**[.000]
ER3	.444915	11.02630	**[.000]
E12A3E	.746566	2.58406	*[.013]
DLE116(-1)	9.69680	4.77450	**[.000]
USD3A3	4.01309	2.73073	**[.009]

Correlation matrix of estimated coefficients

	C	I3E	DKE(-1)	ER3
C	1.00000			
I3E	-0.28613	1.00000		
DKE(-1)	-0.46910	0.87449	1.00000	
ER3	-0.59972	0.23816	0.19290	1.0000
E12A3E	-0.30116	-0.27132	-0.32370	0.22978
DLE116(-1)	0.18556	-0.059569	-0.054258	-0.19925
USD3A3	-0.079533	-0.053048	0.066724	-0.53009
	E12A3E	DLE116(-1)	USD3A3	
E12A3E	1.00000			
DLE116(-1)	-0.063135	1.0000		
USD3A3	-0.37289	-0.078154	1.00000	

Yhtälö 8

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LRE

Current sample: 1990:1 to 1994:12

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 3.29524

Std. dev. of dependent var. = 1.17298

Sum of squared residuals = 8.82478

Variance of residuals = .166505

Std. error of regression = .408050

Adjusted R-squared = .878982

Durbin-Watson statistic = .921468

Ljung-Box Q-statistic1 = 16.7806 ** [.000]

Ljung-Box Q-statistic2 = 19.5479 ** [.000]

Ljung-Box Q-statistic3 = 19.9087 ** [.000]

Ljung-Box Q-statistic4 = 22.1783 ** [.000]

Ljung-Box Q-statistic5 = 26.5379 ** [.000]

Ljung-Box Q-statistic6 = 28.7303 ** [.000]

Augmented Dickey-Fuller = -4.41489 ** [.005]

White het. test = 24.9200 [.579]

Jarque-Bera normality test = 1.59296 [.451]

Estimated

Variable	Coefficient	t-statistic	P-value
C	1.08834	6.20570	** [.000]
I3E	.394795	5.97230	** [.000]
DKE(-1)	.189572	6.82624	** [.000]
SRE	.385698	9.18339	** [.000]
E12A3E	.967482	3.72940	** [.000]
DLE116(-1)	9.64339	4.08763	** [.000]
USD3A3	3.37342	2.17598	* [.034]

Correlation matrix of estimated coefficients

	C	I3E	DKE(-1)	SRE
C	1.00000			
I3E	-0.23182	1.0000		
DKE(-1)	-0.63357	0.75449	1.00000	
SRE	-0.57819	-0.45215	0.12050	1.0000
E12A3E	-0.32981	-0.23330	-0.13463	0.26042
DLE116(-1)	0.18675	0.071182	-0.043737	-0.21992
USD3A3	-0.088611	0.44931	0.13283	-0.50992
	E12A3E	DLE116(-1)	USD3A3	
E12A3E	1.00000			
DLE116(-1)	-0.078432	1.00000		
USD3A3	-0.35873	-0.079892	1.0000	

Yhtälö 9

Method of estimation = Ordinary Least Squares

Dependent variable: LRE

Current sample: 1990:1 to 1994:12

Number of observations: 60

Mean of dependent variable = 3.29524

Std. dev. of dependent var. = 1.17298

Sum of squared residuals = 6.10735

Variance of residuals = .117449

Std. error of regression = .342708

Adjusted R-squared = .914637

Durbin-Watson statistic = 1.06435

Ljung-Box Q-statistic1 = 13.2331 ** [.000]

Ljung-Box Q-statistic2 = 14.5249 ** [.001]

Ljung-Box Q-statistic3 = 15.2546 ** [.002]

Ljung-Box Q-statistic4 = 19.8326 ** [.001]

Ljung-Box Q-statistic5 = 22.1152 ** [.000]

Ljung-Box Q-statistic6 = 22.6314 ** [.001]

Augmented Dickey-Fuller = -4.52176 ** [.004]

White het. test = 30.5790 [.681]

Jarque-Bera normality test = 2.12277 [.346]

Estimated

Variable	Coefficient	t-statistic	P-value
C	-1.74465	-2.78275	**[.007]
I3E	.461251	4.71998	**[.000]
DKE(-1)	.145337	5.11140	**[.000]
ER3	.346110	8.73828	**[.000]
E12A3E	.651820	2.77081	**[.008]
DLE116(-1)	8.89564	4.47332	**[.000]
USD3A3	3.23817	2.49487	*[.016]
SEK10	.299891	4.33892	**[.000]

Correlation matrix of estimated coefficients

	C	I3E	DKE(-1)	ER3
C	1.0000			
I3E	0.73478	1.0000		
DKE(-1)	0.39946	0.87252	1.00000	
ER3	0.20712	0.44476	0.36575	1.00000
E12A3E	0.27260	0.28619	0.12105	0.37544
DLE116(-1)	0.16220	0.056997	0.016859	-0.14417
USD3A3	0.0087244	0.068957	0.082232	-0.46264
SEK10	-0.96798	-0.85060	-0.55396	-0.36956
	E12A3E	DLE116(-1)	USD3A3	SEK10
E12A3E	1.0000			
DLE116(-1)	-0.028402	1.00000		
USD3A3	-0.33410	-0.087523	1.0000	
SEK10	-0.36524	-0.11923	-0.017815	1.0000

Kirjallisuus

- Alesina, A., De Broeck, M., Prati, A. ja Tabellini, G. (1992) **Default Risk on Government Debt in OECD Countries**, *Economic Policy*, lokakuu, 428–463.
- Blanchard, O.J. (1984) **Current and Anticipated Deficits, Interest Rates and Economic Activity**, *European Economic Review*, 7–27.
- Campbell, J.Y. ja Shiller, R.J. (1991) **Yield Spreads and Interest Rate Movements: A Bird's Eye View**, *Review of Economic Studies*, 58, 495–514.
- Domowitz, I. ja Hakkio, G.S.(1985) **Conditional Variance and the Risk Premium in the Foreign Exchange Market**, *Journal of International Economics*, 19, 47–66.
- Deacon, M ja Derry, A. (1994) **Estimating Market Interest Rate and Inflation Expectations from the Prices of UK Government Bonds**, *Bank of England Quarterly Bulletin*, Volume 34, Number 3, August 1994, 232–240.
- Engle, R.F., Ito, T. ja Lin, W.-L. (1990) **Meteor Showers or Heat Waves? Heteroscedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market**, *Econometrica*, 58, 525–542.
- Engle, R.F., Lillien, D.M. ja Robins, R.P. (1987) **Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: the ARCH-M Model**, *Econometrica*, 55, 391–407.
- Frankel, J.A. ja Lown, C.S. (1994) **An Indicator of Future Inflation Extracted from the Steepness of the Interest Rate Yield Curve Along its Entire Length**, *The Quarterly Journal of Economics*, May 1994.
- Honkapohja, S., Koskela, E. ja Paunio, J. (1994) **The Depression of the 1990s in Finland: An Analytic View**, *Helsingin yliopiston kansantaloustieteen laitoksen keskustelunaloitteita no. 363*.
- Hämäläinen, S. (1994) **National Economic Policy and Its Credibility**, *Bank of Finland Bulletin*, 11/94, 68, 3–7.
- Kuismanen, M. ja Spolander, M. (1994) **Measuring Inflation Expectations in Finland – A Survey Data Approach**, *Suomen Pankin keskustelualoitteita*, 21/94.
- McCallum, B.T. (1994) **Monetary Policy and the Term Structure of Interest Rates**, *NBER Working Paper # 4938*, marraskuu.
- Mishkin, F.S. (1991) **Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the Relationship Between Inflation and Interest Rates**, *NBER Working Paper # 3632*, helmikuu.
- Nunes-Correia, J. ja Stemitsiotis, L. (1993) **Budget Deficit and Interest Rates: Is There a Link?**, *The Commission of European Community, DGII, Economic Papers*, November 1993.
- Sargent, T.J. ja Wallace, N. (1985) **Some Unpleasant Monetarist Arithmetic**, *Federal Reserve Bank of Minneapolis, Quarterly Review*, Winter 1985, 15–31.

SUOMEN PANKIN KESKUSTELUALOITTEITA

ISSN 0785-3572

- 1/95 Olavi Rantala **Valuuttakurssimuutosten vaikutus yritysten kannattavuuteen**. 1995. 51 s. ISBN 951-686-439-2. (KT)
- 2/95 Liselotte Høj **Fundamental Equilibrium Exchange Rate – A Case Study of the Finnish Markka**. 1995. 30 s. ISBN 951-686-440-6. (TU)
- 3/95 Jean-Marie Viaene – Itzhak Zilcha **Multiple Uncertainty, Forward-Futures Markets and International Trade**. 1995. 23 p. ISBN 951-686-441-4. (TU)
- 4/95 Jorma Hilpinen **Analysis on the Errors and Omissions in the Finnish Balance of Payments: Restless Capital Movements, Floating Exchange Rate and Errors Since 1991**. 1995. 31 s. ISBN 951-686-442-2. (TP)
- 5/95 Juhana Hukkinen – Matti Virén **Assessing the Performance of a Macroeconomic Model**. 1995. 48 s. ISBN 951-686-443-0. (TU)
- 6/95 Tuomas Saarenheimo **Credit Crunch Caused Investment Slump? An Empirical Analysis Using Finnish Data**. 1995. 26 s. ISBN 951-686-444-9. (KT)
- 7/95 Sinimaaria Ranki **On the Role of the Single Currency ECU**. 1995. 37 s. ISBN 951-686-445-7. (TU)
- 8/95 Juhana Hukkinen – Erkki Koskela **Voidaanko Suomen pitkien korkojen tasoa selittää talouden perustekijöillä, vai onko kyse jostain muusta?** 1995. 27 s. ISBN 951-686-446-5. (KT)