
SUOMEN PANKIN KESKUSTELUALOITTEITA

26/98

Outi Virtanen

Kansantalouden osasto
26.11.1998

Suomen ja Saksan budjettialijäämäerojen
vaikutus nimelliskorkoeroon

Suomen Pankki
PL 160, 00101 HELSINKI
☎ (09) 1831

Outi Virtanen

Kansantalouden osasto

26.11.1998

Suomen ja Saksan budjettialijäämäerojen vaikutus nimelliskorkoeroon

Tässä keskustelualoitteessa esitetyt näkemykset ovat tekijän eivätkä välttämättä vastaa Suomen Pankin kantaa.

ISBN 951-686-596-8
ISSN 0785-3572

Suomen Pankin monistuskeskus
Helsinki 1998

Suomen ja Saksan budjettialijäämäerojen vaikutus nimelliskorkoeroon

Suomen Pankin keskustelualoitteita 26/98

Outi Virtanen
Kansantalouden osasto

Tiivistelmä

Länsimaiden valtiontalouksien nopea velkaantuminen 1980-luvulla nosti kasvavien budjettialijäämien mahdolliset nimelliskorkovaikutukset suuren mielenkiinnon kohteiksi. Kiinnostus selittyy ainakin osittain vallitsevasta makrotaloudellisesta näkemyksestä, jonka mukaan budjettialijäämät nostavat reaalista korkotasoa, joka vähentää yksityisiä investointeja ja siis talouden pitkän aikavälin kasvua. Tämän lisäksi korkojen herkkyys finanssipolitiikan muutoksille vähentää rahapolitiikan mahdollisuuksia vaikuttaa talouden korkotasoon. EMU-ympäristössä alijäämien nimelliskorkovaikutuksilla on talouksien pysyvän lähentymisen kannalta selkeä merkitys. Jos Suomen suhteellisten alijäämien kasvu lisää Suomen ja Saksan nimelliskorkojen eroa, tulee reaalikorko- ja inflaatioeron lisäksi myös maiden alijäämäerot vakauttaa. Yhdentyvässä maailmassa isojen valtioiden suurilla budjettialijäämillä voi olla vaikutuksia kansainväliseen korkotasoon alijäämien ulkomaisen rahoituksen kautta.

Tutkimuksen tarkoituksena on selvittää, ovatko Suomen ja Saksan budjettialijäämien erot vaikuttaneet näiden maiden pitkien nimelliskorkojen eroihin maaliskuusta 1986 kesäkuuhun 1997. Estimointitulosten mukaan Suomen budjettialijäämän kasvulla Saksaan nähden on ollut nimelliskorkoeroa lisäävä vaikutus. Tulokset viittaavat näin ollen siihen, että Suomen talouden tasapainon ja kestävä lähentymisen kannalta tulee kiinnittää erityistä huomiota myös alijäämiin. Varsinkin EMU-oloissa, joissa lyhyet korot määräytyvät yhteisen rahapolitiikan kautta, finanssipolitiikan merkitys kansallisten inflaatiopaineiden hallitsemiseksi vahvistuu.

Asiasanat: valtion alijäämät ja nimelliskorkoerot

* Kiitän Anne Brunilaa ja Mika Kuismasta kommentteista, Juhana Hukkista ja Virpi Anderssonia aineistosta sekä Jouko Vilmusta tutkimukseni ohjauksesta.

Impact of the Fiscal Deficit Differentials in Finland vs Germany on Nominal Interest Rate Differentials

Bank of Finland Discussion Papers 26/98

Outi Virtanen
Economics Department

Abstract

The rapid growth of central government indebtedness in western countries in the 1980s has stimulated a great deal of interest in the effects of such debt growth on nominal interest rates. This interest stems at least partly from the predominant macroeconomic view according to which government deficits lead to higher real interest rates and crowd out private investment, thus lowering the economy's long-run growth rate. In addition, the sensitivity of interest rates to fiscal policy changes reduces the capacity of monetary policy to influence the level of interest rates in the economy. In the EMU environment the impact of government deficits on nominal interest rates is clearly important for the efforts to achieve permanent economic convergence. If higher government deficits in Finland result in wider nominal interest rate differentials vs Germany, it will be necessary not only to attempt to stabilize differentials in real interest rates and inflation but also in government deficits. In an integrating world, large government deficits can have an impact on the level of international interest rates via foreign financing.

The aim of this study is to determine whether differentials in government deficits between Finland and Germany have had an impact on these countries' interest rate differentials in the period March 1986 – June 1997. According to the estimation results, the increase in the government deficit differential in Finland vs Germany has widened the differential in nominal interest rates. These results suggest that from the standpoint of balanced economic performance and permanent convergence, special attention should also be paid to deficits. Particularly in the EMU environment, where short-term rates will be determined by a common monetary policy, the control of inflation will have to rely increasingly on fiscal policies.

Key words: government deficit, nominal interest rate differentials

Sisältö

Tiivistelmä	3
Abstract	4
1 Johdanto	7
2 Nimelliskorkojen määräytyminen	8
3 Aiempia empiirisiä tutkimuksia	10
4 Suomen ja Saksan pitkien korkojen ja budjettialijäämien erot 1980- ja 1990-luvulla	12
5 Suomen ja Saksan välisen pitkän korkoeron mallinnus	13
5.1 Tutkimuksessa käytetyt muuttujat	13
5.1.1 Lyhyt reaalikorko	14
5.1.2 Inflaatio	14
5.1.3 Budjettialijäämä suhteessa bruttokansantuotteeseen	15
5.1.4 Valuuttakurssi	16
5.2 Aikasarjojen yksikköjuuret ja yhteisintegroituvuus	16
5.2.1 Yksikköjuuret	16
5.2.2 Yhteisintegroituvuus	17
5.3 Estimoitava malli	18
5.4 Testattava hypoteesi	19
5.5 Estimointimenetelmä	19
6 Estimointitulokset	20
7 Yhteenveto estimointituloksista	22
8 Johtopäätökset	24
Lähteet	26
Liite 1 Ekonometrisen mallin muuttujat	30
Liite 2 VAR (5) -mallin ominaisuuksia	31
Liite 3 Vektorien kuvat	35
Liite 4 Estimoitavalle yhtälölle asetetut rajoitteet ja estimointitulokset	36

1 Johdanto

Budjettialijäämien vaikutukset korkotasoon ja maiden välisiin korkoeroihin nousivat suuren mielenkiinnon ja tutkimuksen kohteeksi 1980-luvulla, jolloin länsimaat ajautuivat kasvavien budjettialijäämien kierteeseen. Kiinnostuksen taustalla on keynesiläiseen makroteoriaan perustuva näkemys siitä, että alijäämät nostavat reaalista korkotasoa ja syrjäyttävät investointeja hidastaen talouden kasvua pitkällä aikavälillä. Kansainväliset sijoittajat ovatkin olleet huolestuneita valtioiden kasvavasta lainanotosta ainakin seuraavista syistä. Ensinnäkin, obligaatioiden tarjonnan kasvu voi nostaa korkoja ja suunnata säästöt pääomasijoituksista muihin sijoitusvaihtoehtoihin. Toiseksi, alijäämillä rahoitettu kulutus voi lisätä rahan määrän kasvua, kasvattaa inflaatio-odotuksia ja luoda odotuksia kotimaisen valuutan heikkenemisestä.

Korkojen herkkyys finanssipolitiikan muutoksille vähentää rahapolitiikan mahdollisuuksia vaikuttaa korkotasoon. EMUssa rahapolitiikka muuttuu koko euroalueen tasolla päätettäväksi ja vakaa rahan arvo tulee korostumaan rahapolitiikan ensisijaisena tavoitteena. Euromaiden kohdatessa epäsymmetrisiä häiriöitä yhteinen rahapolitiikka ei reagoi häiriöihin, jolloin kansallisen finanssipolitiikan merkitys korostuu. EMUn jäsenmailla ei ole myöskään mahdollisuutta inflatoida pois valtion velkaa. EMUssa raha- ja valuuttamarkkinoiden epävarmuuteen liittyvien tekijöiden aiheuttamat riskipreemiot poistuvat koroista, jolloin erot maiden koroissa voivat heijastella entistä selvemmin valtion talouden tilaa. Erikoisen tärkeä kysymys onkin siis se, missä määrin velkaantuminen heijastuu maiden välisinä korkoeroina. Pyritäessä kohti pysyvää euroalueen talouksien perustekijöiden konvergenssiä on tärkeää kiinnittää huomiota alijäämäeron kasvun mahdollisiin nimelliskorkoero-vaikutuksiin. Jos alijäämäeron kasvulla on pitkiä nimelliskorkoeroja nostava vaikutus, tulisi jokaisen euromaan intresseissä olla alijäämien ja velkaantumisen yleinen rajoittaminen. Yhdentyvässä maailmassa on lisäksi tärkeää huomata miten budjettialijäämien korkovaikutukset voivat vaikuttaa kansainväliseen korkotasoon, kun alijäämä rahoitetaan ulkomaisella velalla. Yksittäisen, riittävän suuren maan velkaantuminen voi nostaa korkoja pääomamarkkinoilla ja vaikuttaa siten kielteisesti muiden maiden talouteen.

Viimeisten vuosikymmenien aikana on perinteisen keynesiläisen näkemyksen rinnalle noussut toinen näkemys, Ricardon velkanenteittihypoteesi, jonka mukaan tilapäisestä verojen kevennyksestä aiheutuvilla alijäämillä ei ole mitään vaikutuksia talouden korkotasoon. Tämä johtuu siitä, että jos yksityinen sektori ymmärtää verojen kevennyksen väliaikaiseksi se kompensoi täysin julkisen kulutuksen kasvun lisäämällä säästämistään, jotta se voi maksaa pois tulevaisuudessa verojen kevennyksestä aiheutuneen valtion velan korkoineen. Hypoteesin mukaan vain pysyvillä valtion menojen muutoksilla on vaikutusta korkoihin. Vastaava velkanenteerätilanne syntyy, kun maa on pieni ja pääomien kansainväliset liikkeet ovat täydellisiä. Tällöin pienen maan ulkomaisella lainanotolla ja siten budjettialijäämillä ei pitäisi olla mitään vaikutusta kotimaiseen korkotasoon, korkotaso on täysin eksogeeninen. Empiiriset tutkimustulokset viittaavat kuitenkin siihen, että pääomien liikkeet eivät ole olleet täydellisiä, jolloin alijäämillä voi olla korkovai-
kutuksia ja siten maiden välille voi syntyä korkoeroja.

Suomen 10 vuoden pituisten obligaatioiden korot ovat olleet viimeisen vuosikymmenen aikana keskimäärin kolme prosenttiyksikköä Saksan vastaavia korkoja korkeammalla tasolla, joskin viime vuosina korkoero on kaventunut merkittävästi.

Tutkimuksen tavoitteena on selvittää pitkän korkoeron taustalla vaikuttaneita tekijöitä periodilla 1986:3–1997:6. Tarkastelun kohteena ovat erityisesti Suomen ja Saksan valtion budjettialijäämäerojen vaikutukset maiden väliseen nimelliskorkoeroon.

Tutkimuksen toisessa luvussa esitellään yleisimpiä nimelliskorkojen määräytymiseen liittyviä teorioita. Luvun ensimmäisessä osassa esitellään Fisher-hypoteesi, jonka mukaan markkinoiden inflaatio-odotukset ja vakioinen reaalikorko heijastuvat täysimääräisesti nimelliskorkoihin. Toisessa osassa tarkastellaan verojen kevennyksestä aiheutuvien budjettialijäämien vaikutuksia suljetun ja avoimen talouden korkotasoon. Erityistä huomiota kiinnitetään esiteltävien teorioiden oletuksiin ja niiden vaikutuksiin alijäämien ja korkojen väliseen yhteyteen. Kolmannessa osassa käsitellään kotimaisten ja ulkomaisten korkojen välistä riippuvuutta kattamattoman korkopariteetin avulla.

Kolmannessa luvussa esitellään aiempia empiirisiä tutkimuksia budjettialijäämien vaikutuksesta pitkiin nimelliskorkoihin. Neljännessä luvussa esitellään Suomen ja Saksan välisten korkoerojen ja alijäämäerojen kehitystä, sekä Suomen talouden tapahtumien yhteyttä näiden erojen muutoksiin.

Viidennessä luvussa mallinnetaan Suomen ja Saksan välistä pitkää nimelliskorkoeroa tulevaa empiiristä tutkimusta silmällä pitäen. Ensimmäisessä osassa esitellään tutkimuksessa käytettävät muuttujat ja perustellaan niiden valinta. Toisessa osassa keskitytään tutkimaan aikasarjojen ominaisuuksia. Aluksi tutkitaan aikasarjojen mahdollisia yksikköjuuria, jonka jälkeen tutkitaan sarjojen yhteisintegroituvuutta. Kolmannessa osassa esitellään estimoitava malli. Tässä yhteydessä perehdytään myös testattavaan hypoteesiin ja estimointimenetelmään, joka on valittu luvun toisessa osassa havaittujen aikasarjojen ominaisuuksien perusteella.

Kuudennessa luvussa esitellään suoritettut estimoinnit ja niiden tulokset kunkin muuttujan suhteen. Seitsemännessä luvussa arvioidaan estimointituloksia ja vertaillaan niitä Hukkisen ja Koskelan (1995) ja Hukkisen (1997) saamiin tuloksiin. Työn lopussa eli kahdeksannessa luvussa vedetään johtopäätökset Suomen ja Saksan budjettialijäämäerojen vaikutuksesta pitkään korkoeroon esitetyn teorian ja empiirisen evidenssi pohjalta.

2 Nimelliskorkojen määräytyminen

Tarkasteltaessa nimelliskorkojen määräytymistä tukeudutaan yleensä Fisher-hypoteesiin, jonka mukaan yhden periodin obligaation nimellistuotto riippuu odotetusta yhden periodin vakioisesta reaalikorosta ja pitoperiodin (holding) aikaisesta inflaatiosta. Pitkällä aikavälillä inflaation muutokset näkyvät siis saman suuruisina ja suuntaisina nimelliskoron muutoksina. Hypoteesi on erittäin tärkeä makrotalouden näkökulmasta, sillä sen mukaan pitkällä aikavälillä rahapolitiikalla ei voida vaikuttaa reaaliseen korkotasoon.

Perinteisen suljetun talouden keynesiläisen mallin mukaan budjettialijäämät kasvattavat talouden kokonaiskysyntää, koska valtion menojen kasvua ei rahoiteta veromarkoilla. Rahan kysyntä kasvaa, koska talouden tulot kasvavat. Kun rahan määrä on annettu, korot nousevat.

Mikäli yksityinen sektori mieltää valtion velkapaperien määrän kasvun nettovarallisuuden kasvuksi, kasvattavat obligaatioilla rahoitetut alijäämät yksityisen sektorin varallisuutta. Varallisuuden lisäys houkuttelee yksityistä sektoria lisäämään

kulutustaan, mikä kasvattaa entisestään rahan kysyntää ja aiheuttaen lisää nousupainetta korkoihin. Tämä tulojen, varallisuuden ja korkojen nousu jatkuu niin kauan, kun alijäämien obligaatorahoituskin jatkuu.

Toisaalta, jos yksityinen sektori ymmärtää, että alijäämien obligaatorahoitus tarkoittaa vain verojen ajankohdan siirtymistä, ei obligatioilla ole vaikutusta yksityisen sektorin varallisuuteen. Yksityisen sektorin säästäminen nousee vastaamaan tulevaisuuden suurempaa verotaakkaa. Kansantalouden säästäminen ja yksityinen kulutus pysyvät muuttumattomina, eikä alijäämillä ole minkäänlaista vaikutusta talouden korkotasoon. Tämä ns. Ricardon velkanenteettihypoteesi edellyttää yksityiseltä sektorilta pitkälle menevää eteenpäin katsovuutta ja/tai vahvaa huolta tulevasta sukupolvista.

Kaikki edellä esitetyt argumentit alijäämien ja korkojen yhteydestä perustuvat suljetun talouden analyysiin. Todellisuudessa taloudet ovat avoimia. Avoimet taloudet ovat kansainvälisesti integroituneita ulkomaan kaupan ja pääomien liikkeiden kautta. Avoimessa taloudessa alijäämä voidaan rahoittaa osittain tai kokonaan ulkomaisella pääomalla, jolloin valtio myy obligaatit ulkomaisille sijoittajille. Vaihtoehtoisesti valtio voi myydä ulkomaan valuuttaa reserveistään ostaakseen kotimaan valuuttaa, jolla valtion menot rahoitetaan. Tämä aiheuttaa budjettialijäämää vastaavan pääomataseen alijäämän.

Avoimessa taloudessa alijäämien vaikutus kotimaisiin korkoihin riippuu kotimaisten ja ulkomaisten arvopapereiden substituotavuudesta sekä kansainvälisten pääoma-markkinoiden avoimuudesta eli integroituneisuudesta. Kotimaisten ja ulkomaisten arvopapereiden ollessa epätäydellisiä substituutteja keskenään tai pääoman liikkeiden ollessa epätäydelliset kotimaisen korkotason on noustava ulkomaisen koron yläpuolelle, jotta ulkomaisia pääomia virtaisi maahan. Joustavan valuuttakurssin vallitessa kotimaan valuutta pyrkii vahvistumaan. Kiinteiden kurssien vallitessa keskuspankki on sitoutunut puolustamaan kotimaan valuutan kurssia ja joutuu lisäämään rahan tarjontaa, kunnes paineet valuuttaa kohtaan häviävät. Kummassakin tapauksessa kotimaan korkotaso on nyt korkeampi kuin ennen alijäämiä.

Jos pääoman liikkuvuus ja arvopapereiden substituotavuus ovat täydellisiä, alijäämillä ei ole korkovaikutuksia. Alijäämät aiheuttavat vain suuremman vahvistuspaineen valuuttakurssiin. Avoimessa taloudessa alijäämien korkovaikutukset ovat siis kriittisesti riippuvaisia pääomien liikkuvuuden ja arvopapereiden substituotavuuden asteesta. Viimeisten vuosikymmenien aikana pääomien liikkuvuus on kasvanut merkittävästi. Tämän pitäisi merkitä alijäämien ja kotimaisen korkotason välisen riippuvuuden vähenemistä.

Mitkään empiiriset tutkimukset eivät viittaa siihen, että pääomien liikkuvuus olisi ollut täydellistä, ei edes EMS:n jäsenmaiden keskuudessa¹. Tästä johtuen budjettialijäämien kasvulla voi hyvinkin olla vaikutuksia kotimaisiin korkoihin, vaikka suuri osa alijäämistä rahoitettaisiinkin ulkomaisilla pääomilla.

¹ Useissa viime aikaisissa tutkimuksissa on havaittu pääomien liikkuvuuden lisääntyneen 1980- ja 90-lukujen aikana. Bhandarin ja Mayerin (1990) mukaan pääomien liikkuvuus on lisääntynyt enemmän EMS-maiden välillä kuin EMS:n ulkopuolisten maiden välillä, johtuen ERMin valuuttakursseja vakauttavasta vaikutuksesta. Sinnin (1992) tulokset osoittavat pääomien liikkuvuuden lisääntyneen enemmän maiden sisällä kuin maiden välillä. Kearney ja Monadjemi (1990, 1991) väittävät, että budjettialijäämät ja pääomataseen alijäämät vaikuttavat positiivisesti toinen toisiinsa ja, että pääomien liikkeet ovat todennäköisempi selitys korkojen mahdolliselle alijäämäneutraalisuudelle kuin velkanenteettihypoteesi.

Tarkasteltaessa kotimaisten ja ulkomaisten korkojen välisiä riippuvuuksia, tukeudutaan tavallisesti kattamattomaan korkopariteettiin, jonka mukaan maiden välinen nimelliskorkoero kuvastaa odotettua kotimaisen valuutan heikkenemistä. Kansainväliset pääomien liikkeet yhtäläistävät obligaatioiden odotetut tuotot maiden välillä valuuttakurssiriskistä huolimatta. Kattamattoman korkopariteetin voimassaolo edellyttää että kotimaiset ja ulkomaiset vaateet ovat täydellisiä substituuotteja keskenään. Sillä jos kattamaton korkopariteetti pätee investoijille on yhdentekevää pitävätkö he kotimaisia vai ulkomaisia obligaatioita. Kattamaton korkopariteetti pätee siis vain, kun vaateet ovat täydellisiä substituuotteja. Vaikka ei olisi olemassa mitään esteitä pääomien liikkeille, vaateiden epätäydellinen substituotavuus tekee pääoman liikkeistä epätäydellisiä, joka puolestaan aiheuttaa poikkeaman korkopariteetista. Jotta maiden välisiä korkoeroja syntyy on siis välttämätöntä, että ainakin pääoman liikkeet ovat epätäydellisiä. Tällöin korot ovat endogeenisia ja kotimaiset tekijät voivat vaikuttaa kotimaisiin ja maiden välisiin korkoihin. Empiirisen evidenssin perusteella voidaan sanoa, että valuuttakurssin muutosodotukset dominoivat maiden välistä nimelliskorkoeroa valuuttakurssiin liittyvän riskipreemion² ollessa pieni³.

3 Aiempia empiirisiä tutkimuksia

Budjettialijäämien vaikutusta talouden korkotasoon on tutkittu ahkerasti 1980-luvulta lähtien, jolloin länsimaat ajautuivat budjettialijäämien kierteeseen. Suurin osa tutkimuksista on tehty 1980-luvun alussa, joten tulokset kertovat hyvin vähän alijäämien ja korkojen yhteydestä 1980-luvun lopulla ja 1990-luvulla, jolloin pääomien liikkeitä vapautettiin tuntuvasti Euroopassa. Tutkimukset on tehty pääasiassa USA:n neljännesvuosiaineistolla selitettävän muuttujan ollessa lyhyt nimelliskorko. Suomen aineistolla yhteyttä on tutkittu erittäin vähän, sillä kotimaassa budjettialijäämien korkovaikutusten käsittely on tapahtunut lähinnä teorian tasolla eivätkä ulkomaiset tutkimukset ole sisältäneet Suomen aineistoa.

² Valuuttakurssiin liittyvällä riskipreemiolla tarkoitetaan katettua korkopariteettia, jonka mukaan maiden välisten nimelliskorkojen pitäisi täysin heijastua termiinkurssipreemioon. Katetun korkopariteetin olemassaoloa tukevat useat tutkimukset, mm. Frankel (1989) ja Obstfeld (1994) ovat osoittaneet, että kattamaton korkopariteetti pitää suhteellisen hyvin, ja että termiinkurssin ennustevirhe (premium or discount) on pienentynyt viime vuosien kuluessa. Kattamattoman korkopariteetin pitämättömyyden selitykseksi on tarjottu mm. transaktiokustannuksia, erilaisia hallinnollisia säätelytoimia, termiinkurssien määräytymiseen liittyvää spekulatiomuuttujaa sekä verotuksellisia seikkoja.

³ Ayuso ja Restroy (1996) tutkivat markkinoiden tehokkuutta ja valuuttakurssiriskipreemiota ERMissä vuosina 1986–94. Tulokset osoittavat, että estimoitu riskipreemio ERM-valuuttojen välillä on vähäinen. Tulos implikoi sitä, että riskipreemio ERM-valuuttojen välillä on hajauttavissa suurelta osin. Koska markkinat ovat tehokkaat ja riskipreemio on hajauttavissa, kattamaton korkopariteetti on Ayuson ja Restroyn mukaan järkevä approksimaatio korkojen ja valuuttakurssien suhteesta ERMissä. Svenssonin (1990) mukaan valuuttakurssiriskipreemio on hyvin pieni target zone -järjestelmässä, koska valuuttakurssimuutoksia rajoittavat vaihtelurajat. Täten valuuttakurssien vaihtelu on pienempää target zone -järjestelmässä kuin joustavien kurssien järjestelmässä. Froot ja Rogoff (1991) painottavat, että jos ERM:n uskottavuus on vahva, molemmat nimelliskorkoeron komponentit (valuuttakurssin heikkenemisodotukset ja valuuttakurssiriskipreemio) ovat pieniä.

Useat empiiriset tutkimukset osoittavat erilaisista estimointimenetelmistä, selittävistä muuttujista ja havaintofrekvensseistä huolimatta (ks. taulukko 1), että alijäämien ja 10 vuoden nimelliskorkojen välillä on vallinnut merkitsevä positiivinen yhteys⁴. Vain Mascaro ja Meltzer (1983) saavat muista eroavia tuloksia. He toteavat kuitenkin, että alijäämän vaikutus voi hyvinkin riippua valitusta alijäämämitasta, mikä voi selittää tuloksissa olevia eroja. Empiirinen evidenssi näyttäisi siten tukevan pääasiassa perinteistä keynesiläistä näkemystä alijäämien positiivisesta korkovaikutuksesta. Yksittäisen maan kohdalla tämä tulos merkitsee käytännössä sitä, että kotimaisten alijäämien kasvaessa kotimaiset pitkät korot pyrkivät nousemaan ulkomaisia korkoja korkeammalle. Koska kaikki tutkimuksissa mukana olleet maat ovat avoimia talouksia voidaan tulosten perusteella ajatella, ettei pääomien liikkuvuus maiden välillä ole täydellistä, johtuen joko arvonpapereiden epätäydellisestä substituutiosta ja/tai hallinnollisista esteistä.

Taulukko 1. **Yhteenveto viimeisimmistä tutkimuksista**

o = muuttujaa on käytetty ko. regressiossa

Tutkijat	Nunes - Correia ja Stemitsiotis (1995)	Hale (1993)
Tutkimusperiodi	1970-1993	~1961-1992
Selitettävä muuttuja	Valtion pitkien obligaatioiden nimellistuotot	Valtion 10 vuoden obligaatioiden nimellistuotot
Selittävät muuttujat		
Odotettu inflaatio	o *	
Inflaatio		o *
Lyhyt reaalikorko	o *	o *
Valtion alijäämät / bkt	o *	
Julkisen sektorin alijäämät / bkt		o
Reaalisen bkt:n vuosittainen kasvuvauhti	o *	o
Julkinen velka / bkt	o	
Velka / bkt		o
Rahan määrän kasvu		o
USA:n obligaatioiden tuotto		o *

* = muuttuja on merkitsevä selittäjä keskimäärin kaikkien maiden kohdalla

(*) = muuttuja merkitsevyys on vaihdellut periodin aikana

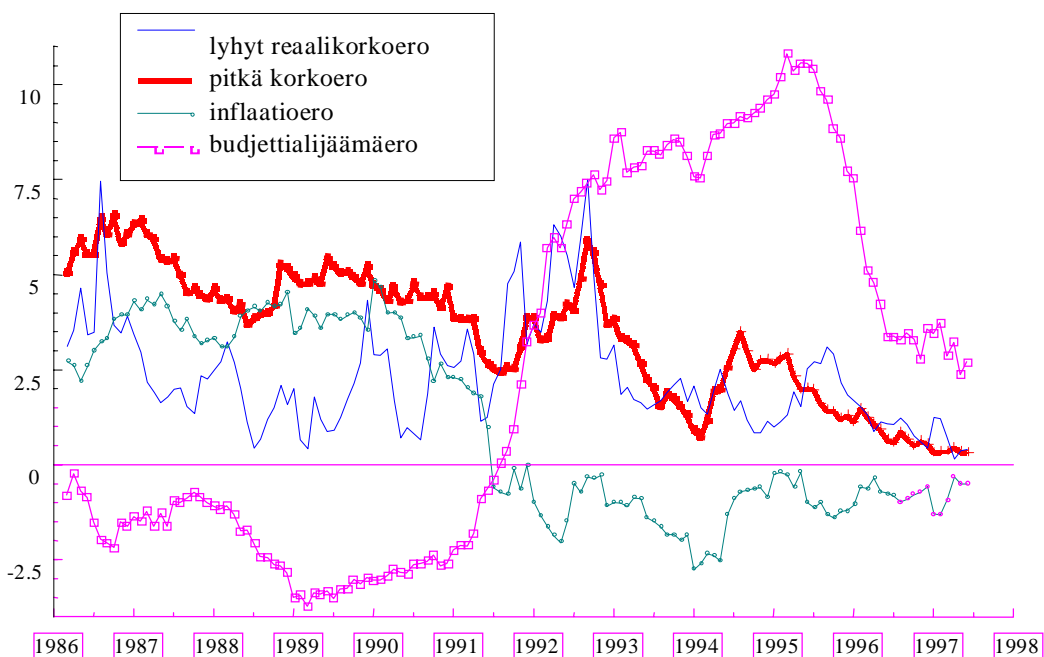
⁴ Nunes-Correia ja Stemitsiotis (1995), Hale (1993), Bovenberg (1988), Tran ja Swahney (1988), Cebula (1988) ja Hoelscher (1986) löysivät tutkimuksissaan positiivisen ja merkitsevän yhteyden alijäämien ja 10 vuoden pituisten nimelliskorkojen väliltä. Nämä tutkimukset sisältävät USA:n havaintoja 1950-luvulta 1980-luvun alkuun.

Johtopäätösten teossa on kuitenkin oltava varovaisia, sillä useimmat näistä tutkimuksista käsittelevät vain USA:n vuosiaineistoa periodilla, joka ulottuu 1950-luvulta 1980-luvun puoliväliin. USA on suuri avotalous, jolla on mahdollisuus vaikuttaa kansainväliseen korkotasoon. Tästä syystä on todennäköisempää, että alijäämillä (yleensäkin kotimaisilla tekijöillä) on USA:ssa selvempi vaikutus korkoihin kuin esim. yksittäisessä pienessä Euroopan taloudessa, joka ottaa monet ulkomaiset tekijät ainakin osittain annettuina, kuten korkotason.

4 Suomen ja Saksan pitkien korkojen ja budjetti-alijäämien erot 1980- ja 1990-luvulla

Suomen nimelliskorot olivat keskimäärin viisi prosenttia Saksan korkoja korkeammat 1980-luvun toisella puoliskolla. Vastaavasti Suomen lyhyt reaalkorko pysytteli jatkuvasti Saksan reaalkorkoja korkeammalla tasolla. Suomen budjettialijäämän suhde bruttokansantuotteeseen oli kuitenkin jatkuvasti 2–4 prosenttiyksikköä Saksaa alhaisempi (ks. kuvio 1).

Kuvio 1. Suomen ja Saksan väliset erot muuttujissa (Suomi-Saksa)



Laman puhjettua vuonna 1991 Suomessa harjoitettiin hyvin ekspansiivista finanssi-politiikkaa samalla, kun bkt supistui jyrkästi. Näiden tekijöiden yhteisvaikutuksesta valtion alijäämät kasvoivat räjähdysmäisesti. Vuoden 1991 keväällä Suomen ja Saksan välinen budjettialijäämien ero kaventui nopeasti, ja jo vuoden lopulla Suomen budjettialijäämät olivat suuremmat kuin Saksan. Samaan aikaan inflaatioero laski, muuttuen negatiiviseksi kesällä 1991. Reaalkorkoero hyppäsi muutaman prosenttiyksikön ylöspäin, nostaan jälkimainingeissaan myös 10 vuoden nimelliskorkoeroa. Syyskuusta 1991 lähtien reaalkorkoerot olivat vuoden ajan

suurempia kuin nimelliskorkoerot. Budjettialijäämän kasvu muutti finanssipolitiikan asetelmat seuraaviksi vuosiksi, kun päätavoitteeksi muodostui julkisten menojen supistaminen valtion velkaantumisen rajoittamiseksi.

Suomen ja Saksan välisten pitkien nimelliskorkojen, lyhyiden reaalikorkojen ja inflaatioiden erot ovat kaventuneet 1990-luvun aikana merkittävästi. Tultaessa tarkasteluperiodin loppuun eli vuoteen 1997 näiden muuttujien erot ovat kaventuneet alle yhden prosenttiyksikön. Vaihtelu budjettialijäämien ja pitkän koron erossa on pienentynyt selkeästi viime vuosien aikana. Tätä positiivista kehitystä voidaan varmastikin osittain selittää odotuksilla ja politiikalla, jotka liittyvät lähestyvään EMUn kolmanteen vaiheeseen⁵.

5 Suomen ja Saksan välisen pitkän korkoeron mallinnus

5.1 Tutkimuksessa käytetyt muuttujat

Pitkäaikaisten korkoa tuottavien vaateiden tuotto määräytyy olennaisesti markkinoilla riskittömän reaalitytöto vaatimuksen, inflaatio-odotusten ja riskipreemion summana. Reaalitytöto vaatimus eli reaalitytöto on nimelliskoron vaihteluiden reaalitytöto lähde. Vapailia pääomamarkkinoilla Suomen velkapapereihin sijoittavat myös kansainväliset sijoittajat, joten riskitön reaalitytöto vaatimus määräytyy kansainvälisillä pääomamarkkinoilla, ja on siten pitkälti riippumaton Suomen talouden tilasta. Suomen tapahtumat sen sijaan vaikuttavat nimelliskoron kahteen muuhun tekijään, inflaatio-odotuksiin ja riskipreemioon. Riskipreemio sisältää korvauksen toteutuvan reaalitytöto epävarmuudesta (inflaatioepävarmuudesta), ja tämän lisäksi korvauksen odotetusta luottotappiosta (default risk). Pitkä nimelliskorko voidaan siten esittää seuraavasti

$$(5.1) \quad i = r + \pi^e + r\pi,$$

jossa i kuvastaa pitkään nimelliskorkoa, r reaalitytöto, π^e inflaatio-odotuksia ja $r\pi$ riskipreemiota. Suomen ja Saksan välinen pitkien korkojen ero voidaan esittää vastaavasti

$$(5.2) \quad (i - i^*) = (r - r^*) + (\pi^e - \pi^{e*}) + r\pi,$$

jossa $*$ tarkoittaa ulkomaata, eli tässä tapauksessa Saksaa. Saksan riskipreemion on oletettu olevan nolla ($r\pi^* = 0$). Inflaation ja riskipreemion taustalla keskeisessä asemassa ovat odotukset, joita ei kuitenkaan tässä työssä mallinneta. Tutkimuksessa käytetään toteutunutta inflaatiota π odotetun inflaation sijasta. Budjettialijäämä liitetään korkoeroon keynesiläisen teorian perusteella ja valuuttakurssimuutos kor-

⁵ Favero, Giavazzi, Iacone ja Tabellini (1997) tutkivat EMUun liittymistodennäköisyyden vaikutusta Italian ja Saksan väliseen lyhyen termiinkoron eroon. Tulokset osoittavat, että termiinkorkojen ero on kaventunut pääasiassa Italian talouden perustekijöiden kohenemisen johdosta, ja vain osittain Italian EMUun liittymistodennäköisyyden kasvun johdosta.

kopariteettien perusteella (ks. luku 2). Valuuttakurssin muutos kuvastaa lähinnä korkoeroon liittyvää vaihtelua (volatiliteettia). Määritelmä (5.2) voidaan nyt kirjoittaa lopulliseen muotoonsa, jolloin se sisältää kaikki työn empiirisessä analyysissä käytetyt muuttujat.

$$(5.3) \quad (i - i^*) = (r - r^*) + (\pi - \pi^*) + (\text{def} - \text{def}^*) + \Delta \ln e,$$

jossa $(\text{def} - \text{def}^*)$ on budjettialijäämien erot, $\Delta \ln e$ valuuttakurssimuutos ja $(\pi - \pi^*)$ toteutunut inflaatioero.

5.1.1 Lyhyt reaalkorko

Rahapolitiikan vaikutuspiirissä olevien ohjaukorkojen nosto nostaa lyhyitä korkoja. Korkojen odotusteorian mukaan pitkät korot ovat vastaavan ajanjakson odotettujen lyhyiden korkojen keskiarvoja. Jos lyhyt korko rahapolitiikan vaikutuksesta nousee reaalisesti eli inflaatio-odotukset eivät reagoi lyhyiden korkojen nostoon, niin myös pitkiä korkoja koskeva reaalin tuottovaatimus kasvaa nostaen pitkiä nimelliskorkoja. Se onko lyhyt nimellinen vai lyhyt reaalin korko pitkien nimelliskorkojen kannalta oleellinen tekijä, riippuu siis mm. lyhyen reaalkoron käyttäytymisestä. Lyhyen reaalkoron ollessa vakioinen (inflaatio-odotukset reagoivat lyhyiden korkojen muutokseen) lyhyt nimelliskorko on oleellinen tekijä pitkien nimelliskorkojen kannalta. Mutta, jos reaalkorko vaihtelee heijastaa se rahapolitiikan vaikutuksia pitkiin korkoihin ollen oleellinen tekijä pitkien nimelliskorkojen määräytymisessä⁶.

Myöhemmissä empiirisissä tarkasteluissa käytetään lyhyttä reaalkorkoeroa. Lyhyen reaalkoron mittareina käytetään Suomen kolmen kuukauden heliborkorkoa ja Saksan kolmen kuukauden eurokorkoa, jotka on deflatoitu kuluttajahintaindeksin vuosimuutoksella.

5.1.2 Inflaatio

Inflaatio-odotuksia pidetään yleisesti yhtenä pitkien korkojen merkittävimpänä selittäjänä. Korkoeroja tarkasteltaessa on siis tarkasteltava eroja inflaatio-odotuksissa. Inflaatio-odotukset riippuvat talouden resurssien käyttöasteesta ja erilaisista tarjontashokeista. Talouden resurssien korkea käyttöaste merkitsee suurta todennäköisyyttä, että mahdollisesti syntyvä lisäkysyntä kohtaa tuotannon kapasiteettirajoitukset, jolloin hintojen on pakko joustaa ylöspäin määrän ollessa kykenemätön joustamaan riittävästi tyydyttääkseen koko lisäkysynnän. Vastaavasti erilaiset tarjontashokit, kuten raaka-aineiden hintojen muutokset ja palkkasopimukset, voivat muuttaa odotuksia hintatason kehityksestä. Fisher-hypoteesin mukaan reaalkoron ollessa vakioinen, inflaatio-odotusten nousu nostaa vastaavalla määrällä pitkiä nimelliskorkoja.

⁶ Mishkinin (1981) mukaan USA:n reaalkorot eivät olleet vakioisia periodilla 1931–79. Myöhemmässä tutkimuksessaan (1984) hän havaitsee reaalkorkojen olleen ei-vakioisia 7 OECD-maassa periodilla 1967–79. Samaan tulokseen päätyivät myös Kirchgrässner ja Wolters (1993) tutkiessaan Ison-Britannian, Ranskan, Saksan, Sveitsin ja USA:n reaalkorkoja periodilla 1974–88.

Tutkimuksessa käytetään toteutunutta kuluttajahintainflaatiota odotetun inflaation sijasta, koska inflaatio-odotuksista ei ole saatavissa suoria havaintoja Suomesta, kuten joistakin muista maista, joissa valtio laskee liikkeelle indeksiin sidottuja obligaatioita. Myöskään mitkään kyselytutkimukset eivät kata inflaatio-odotuksia 10 vuotta eteenpäin⁷. Muutokset toteutuneessa inflaatioerossa saattavat kuitenkin vaikuttaa inflaatio-odotusten muutoksiin ja siksi toteutunut inflaatio on valittu selittäväksi tekijäksi. Rationaalisten odotusten -hypoteesin mukaan odotettu ja toteutunut inflaatio eivät voi poiketa systemaattisesti toisistaan⁸. Inflaation mittarina on käytetty kuluttajahintaindeksin vuosimuutosta.

5.1.3 Budjettialijäämä suhteessa bruttokansantuotteeseen

Valtion budjettialijäämät voivat vaikuttaa pitkiin nimelliskorkoihin useaa eri kanavaa pitkin. Ensinnäkin keynesiläisen näkemyksen mukaan verojen kevennyksestä aiheutunut valtion budjettialijäämä kasvattaa talouden kokonaiskysyntää, koska yksityinen sektori ei lisää säästämistään julkisen sektorin menojen kasvua vastaavalla määrällä. Tällöin rahan kysynnän kasvu nostaa talouden korkotasoa. Toiseksi, jos valtion taloudessa on kestävyysongelma valtion velan hallittavuuden kannalta, alijäämän kasvu lisää todennäköisyyttä sille, että alijäämiä esiintyy myös tulevaisuudessa. Tästä seuraa odotus kotimaisen rahoituksen kysynnän kasvusta tulevaisuudessa, mikä merkitsee odotusta tulevien korkojen noususta. Pitkien korkojen heijastaessa tulevia korko-odotuksia pitkät korot reagoivat ylöspäin heti. Kolmanneksi vajeiden kasvu voi kasvattaa valuuttakurssiriskiä ja/tai luottotappioriskiä. Suuret alijäämät voivat aiheuttaa taloudessa paineita talouskasvun tukemiseen ja kevyempään rahapolitiikkaan. Tämä puolestaan voi kasvattaa inflaatio-odotuksia, ja luoda odotuksia kotimaan valuutan heikkenemisestä. Luottoriski liittyy siihen, että nopeasti ja korkeasti velkaantuvan maan rahoituskriisin todennäköisyys kasvaa, jolloin kompensationsa vaaditaan suurempaa tuottoa⁹. Neljänneksi, jos valtion velka on suuri markkinoilla voi syntyä epäilyksiä siitä, että velan inflatoinnin riski tulevaisuudessa kasvaa. Tällöin valtion velka lisää rahapolitiikan tulevan äkkikeventämisen ja inflaation vaaraa, millä on reaalikorkoja nostava vaikutus.

Useat näistä kanavista perustuvat suurien peräkkäisten alijäämien ajatukselle, jossa yksittäinen alijäämä liittyy valtion velan kokonaismäärään ja talouden yleiseen tilanteeseen. Yksittäisen alijäämän vaikutus riippuu menneistä alijäämistä ja niiden kertymästä ts. valtion velan kokonaismäärästä sekä tulevaisuuden odotuksista, jotka perustuvat harjoitettavaan talouspolitiikkaan ja talouden yleiseen tilaan. Nämä

⁷ Katso tarkemmin esim. Kuismanen ja Spolander (1994).

⁸ Rationaalisten odotusten -hypoteesin mukaan $\pi_t = \pi_t^e + \varepsilon_t$, jossa ε_t valkoista kohinaa.

⁹ Alesina, de Broeck, Prati ja Tabellini (1992) tutkivat valtion velkaan liittyvää luottotappioriskiä 12 OECD-maassa periodilla 1974-89. Tulokset osoittavat, että valtion ja yksityisen sektorin korkoero on positiivisesti riippuvainen velan määrästä ja kasvusta maissa, joissa velan määrä suhteessa bkt:een on erittäin suuri. Tällöinkin riippuvuuden voimakkuus ja korkoeron suuruus ovat hyvin pieniä. Tätä tulosta tutkijat selittävät lähinnä sillä, että valtion rahoituskriisi varmasti vaikuttaa saman suuntaisesti niin valtion kuin yksityisen sektorinkin arvopapereihin ja, että ko. ajankohtana vallinneella valuuttaregiimillä rahoituskriisi yhtä varmasti aiheuttaisi myös valuuttakriisin. Saadut tulokset voivat siis aliarvioida luottotappioriskin mahdollisuutta. (Alesina et al. 1992, 429-451.)

kanavat luovat järkeväen perustan Suomen tilanteen tarkastelulle erityisesti 1990-luvun suurien peräkkäisten alijäämien aikana. Empiirisessä tutkimuksessa käytetään valtion budjettialijäämiä, jotka on laskettu valtion kassatulosta ja menoista.

5.1.4 Valuuttakurssi

Korkopariteettihypoteesien mukaan valuuttakurssit vaikuttavat maiden väliseen korkoeroon. Jos Suomen markan arvon odotetaan heikentyvän suhteessa Saksan markkaan (Saksan markan arvon nousu), korkopariteetti edellyttää, että Suomen nimelliskorkojen tulisi nousta suhteessa Saksan nimelliskorkoihin. Tällainen tilanne vallitsi Suomessa 1990-luvun alussa ennen Suomen markan devalvaatiota ja kellutusta. Tilanteessa, jossa talouden pitäjillä on suhteellisen vakaa käsitys pitemmän ajan valuuttakurssin tasapainoarvosta, valuuttakurssin nousu tätä vahvemmasi aiheuttaa kurssin heikkenemisodotuksia, joten korkotason tulee nousta vastaamaan näitä odotuksia. Valuuttakurssi esiintyy itsenäisenä selittäjänä yhtälössä (5.5) ja sen tarkoituksena on selittää Suomen markan heikkenemisodotuksista johtuvaa pitkien nimelliskorkojen eroa. Valuuttakurssin mittarina on käytetty Saksan markan arvoa Suomen markkoissa.

5.2 Aikasarjojen yksikköjuuret ja yhteisintegroituvuus

5.2.1 Yksikköjuuret

Aineistossa mahdollisesti olevien yksikköjuurien huomioimatta jättäminen voi aiheuttaa epäaitoja (spurious) tuloksia. Tästä syystä on hyvin tärkeää tutkia yksikköjuurien olemassaoloa ja valita tulosten perusteella tarkoituksen mukainen estimointimenetelmä. Tässä työssä tutkimuksen kohteena olevien yksittäisten aikasarjojen yksikköjuuria tutkittiin Augmented Dickey – Fuller- (ADF) ja Phillips – Perron- (PP) testillä. Testiyhtälössä trendi ei osoittautunut merkitseväksi minkään sarjan kohdalla ja vakiokin osoittautui merkitseväksi vain lyhyen reaalkorkoeron taso-sarjan suhteen. Viiveiden määrä vaihteli keskimäärin 1 ja 6 välillä. Epänormaalisuus jäi kuitenkin joidenkin sarjojen jäännöstermien ongelmaksi ADF-testissä. Tästä syystä PP-testin käyttö ADF-testin lisäksi oli tarpeellista.

ADF- ja PP-testien tulokset vakiolla ja ilman vakiota esitetään taulukossa 5.1. Tulosten perusteella nollahypoteesia yksikköjuuresta ei voida hylätä tasosarjojen kohdalla, kun taas hypoteesi yksikköjuuresta differensseissä hylätään 1 prosentin merkitsevyystasolla. Lyhyen reaalkorkoeron taso-sarja näyttäisi olevan stationaarinen 5 prosentin merkitsevyystasolla, mikä voi kuitenkin johtua muita sarjoja suuremmista jäännöstermiin liittyvistä ongelmista. Valuuttakurssin logaritmin differenssi näyttää selvästikin olevan stationaarinen eli $I(0)$ -sarja.

Taulukko 2. Yksikköjuuritestien tulokset

a) Tasosarja

Testi	Pitkä korkoero	Lyhyt korkoero	Inflaatioero	Alijäämäero
ADF vakiolla	-1.279	-3.47*o	-1.068	-0.961
ADF	-1.311	-	-1.288	-1.458
PP vakiolla	-0.884	-3.379*o	-1.015	-0.927
PP	-1.30	-	-1.206	-0.641

b) Differenssisarja

Testi	Pitkä korkoero	Lyhyt korkoero	Inflaatioero	Alijäämäero	Valuuttakurssi- muutos
ADF vakiolla	-10.064**	-10.297**	-11.676**	-8.518**	-7.278**
ADF	-8.009**	-7.984**	-3.629**	-2.38*	-3.96**
PP vakiolla	-11.141**	-12.178**	-11.665**	-8.948**	-7.190**
PP	-11.072**	-12.215**	-11.671**	-8.970**	-7.151**

* = merkitsevä 5 %:n merkitsevyystasolla

** = merkitsevä 1 % merkitsevyystasolla

o = vakio merkitsevä APF-testissä arvolla 0.374 ja PP-testissä arvolla 0.380.

ADF-testi tehtiin PcGive 9.0:lla ja PP-testi tehtiin Eview:lla.

5.2.2 Yhteisintegroituvuus

Yhteisintegroituvuuden testauksessa käytettävän dynaamisen autoregressiivisen (VAR) mallin viiveiden määräksi on valittu viisi (VAR(5)) tutkimalla jäännöstermin ominaisuuksia ja testaamalla viiveiden vähentämisen hyväksyttävyyttä (ks. liite 2).

Yhteisintegroituvuustestien tulokset on koottu taulukkoon 3. Testin ominaisarvojen (λ_i) perusteella näyttää muuttujien välillä olevan ainakin kaksi yhteisintegroituvuusvektoria. Max-testi ei hylkää hypoteesia kahdesta vektorista. Trace-testissä $p \leq 2$ hylätään 1%:n merkitsevyystasolla, joten vektoreita olisi tämän mukaan enintään 3. Liitteessä 3 olevien yhteisintegroituvuusvektorien kuvien perusteella ensimmäinen ja mahdollisesti myös toinen vektori näyttää olevan stabiili. Tulosten perusteella päädytään johtopäätökseen, että yhteisintegroituvuusvektoreita on kaksi eli $r = 2$. Nämä kaksi yhteisintegroituvuusvektoria ovat lineaarisesti riippumattomia ja stationaarisia muuttujien lineaarikombinaatioita.

Taulukko 3. Yhteisintegroituvuustestin tulokset

Ho: r = p	λ_i	-Tlog(1- λ_{r+i})	$\lambda_{\max}(0.95)$	-Tlog(1- λ_i)	$\lambda_{\text{trace}}(0.95)$
p = 0	0.230264	34.28*	33.5	102.10**	68.5
p ≤ 1	0.204087	29.90*	27.1	67.83**	47.2
p ≤ 2	0.136588	19.24	21.0	37.93**	29.7
p ≤ 3	0.0951143	13.09	14.1	18.69*	15.4
p ≤ 4	0.0417996	5.59*	3.8	5.59*	3.8

(λ_i)= ominaisarvot (eigenvalues).

5.3 Estimoitava malli

Estimointien lähtökohtana on seuraava korkoyhtälö

$$(5.4) \quad i_{L_t} = \beta_0 + \beta_1 r_{S_t} + \beta_2 \pi_t^e + \beta_3 def_t + usub_t,$$

jossa β_t on kerroinparametri ja u_t kuvastaa häiriötermin vaikutusta pitkiin korkoihin. Mallin käyttöä voidaan perustella lähtien liikkeelle aiemmin esitellystä nimelliskorkohajotelmasta (ks. luku 5.1), jossa nimelliskorko määräytyy reaalkorosta, inflaatio-odotuksesta ja riskipreemiosta käsin¹⁰. Yhtälöön liitetään korkoeron selittäjäksi jo aiemmin tutuksi tullut korkopariteettiin perustuva valuuttakurssin muutos. Korkoeromuodossa estimoitavaksi yhtälöksi saadaan

(5.5)

$$(i_{L_t} - i_{L_t}^*)_t = \beta_0 + \beta_1 (r_{S_t} - r_{S_t}^*)_t + \beta_2 (\pi_t - \pi_t^*)_t + \beta_3 (def_t - def_t^*)_t + \beta_4 \Delta \ln e_t + u_t.$$

Pitkä nimelliskorkoero ja inflaatioero on erotettu yhtälössä, jotta on mahdollista tarkastella mahdollisia poikkeamia alkuperäisestä Fisher-vaikutuksesta. Yhtälö (5.5) on hyvin samankaltainen kuin Hukkisen ja Koskelan (1995) käyttämä regressioyhtälö (ks. myös Hukkinen, 1997). Tässä työssä jätetään kuitenkin Hukkisen ja Koskelan käyttämät epävarmuutta mallintavat korkovaihtelumuuttujat huomioitta, sillä muuttujat saivat merkitseviä arvoja vain ajoittain ja empiirinen evidenssi kertoo vain lyhyiden nimelliskorkojen ja epävarmuusmuuttujien välisestä positiivisesta yhteydestä¹¹. Työssä käytetään dynaamista mallia, jonka avulla pyritään ottamaan huomioon pidemmän aikavälin dynamiikkaa.

¹⁰ Vaihtoehtoinen ajattelutapa perustuu "loanable funds" -malliin, jota käytettiin mm. Nunes-Correian ja Stemitsiotisin (1995) tutkimuksessa. Mallissa pitkät korot määräytyvät talouden varojen kysynnän ja tarjonnan perusteella. Tasapainossa varojen kysynnän ja tarjonnan tulee olla yhtä suuret. Varojen tarjonta ja kysyntä ovat riippuvaisia pitkistä nimelliskoroista, lyhyistä reaalkoroista, inflaatiosta ja budjettialijäämistä. Pitkien nimelliskorkojen tasapaino ratkaistaan näiden muuttujien funktiona.

¹¹ Faman (1976) tulosten perusteella epävarmuus tulevien periodien inflaatio-odotuksista selittää hyvin keskimääräisiä 1–6 kuukauden pituisten reaalkorkojen preemioita USA:ssa vuosina 1953–71. Brennerin ja Landskronerin (1983) tulokset osoittavat positiivisen ja hyvin merkitsevän yhteyden vallinneen kahden erillisen inflaatioepävarmuuden mitan ja 6 sekä 12 kuukauden nimelliskoron välillä vuosina 1959–72. Barnean, Dotanin ja Lakonishokin (1979) tulokset osoittavat samoin positiivisen yhteyden vallinneen hintaepävarmuuden ja 6 sekä 12 kuukauden nimelliskoron välillä periodilla 1959–74. Hintaepävarmuuden mittana he käyttävät varianssia, joka muodostettiin tärkeiden markkinoille osallistujien hintaodotuksista kerätystä kyselyaineistoista.

5.4 Testattava hypoteesi

Tutkimuksessa testataan hypoteesia siitä, että ovatko Suomen ja Saksan 10 vuoden pituisten nimelliskorkojen erot olleet positiivisesti riippuvaisia eroista valtioiden budjettialijäämissä periodilla 1986:3–1997:6. Hypoteesin taustalla on keynesiläiseen teoriaan perustuva oletus siitä, ettei yksityinen sektori vähennä kulutustaan valtion budjettialijäämän kasvua vastaavalla määrällä, jolloin talouden kokonaiskysyntä kasvaa. Tällöin valtion luotonkysynnän kasvu aiheuttaa korkotason nousun. Lisäksi empiirisen evidenssin mukaan kansainväliset pääomien liikkeet eivät ole olleet täydellisiä, jolloin alijäämillä voi olla korkovaikutuksia. Estimoitavassa mallissa muiden selittävien muuttujien kertoimien odotetaan olevan positiivisia: β_1 , β_2 ja $\beta_4 > 0$. Kansainvälisen Fisher-hypoteesin mukaan inflaatioeron kerroin on ykköksen suuruinen lyhyen reaalkorkoeron ollessa vakioinen¹². Tämän hypoteesin pitävyyttä testataan rajoitteiden avulla

5.5 Estimointimenetelmä

Koska estimoinneissa käytettävät aikasarjat näyttivät olevan epästationaarisia, lukuun ottamatta valuuttakurssin muutosta ja mahdollisesti lyhyttä reaalkorkoeroa ja, koska aineistosta löytyi kaksi yhteisintegroituusvektoria käytetään estimoinneissa Johansenin menetelmää. Rajoittamatonta VAR-mallia käytetään aluksi, koska ei ole perusteita olettaa, että estimoitavan mallin kaikki selittävät muuttujat olisivat eksogeenisiä. Parametrien koon testaus suoritetaan asettamalla erilaisia talusteorioihin perustuvia rajoitteita vektorien parametreille. Näiden lineaaristen rajoitteiden avulla pyritään identifioimaan yksittäisiä yhteisintegroituusvektoreita. Lineaaristen rajoitteiden muodostama vektori testataan yhteisintegroituvuuden vallitessa $\chi^2(k)$ -testillä, jossa k on rajoitteiden määrä. Rajoitteet hylätään, kun testiarvot ovat isoja. Rajoitteet hylätään, kun testiarvot ovat isoja. Jokainen χ^2 -testin hyväksymä rajoitettu yhteisintegroituusvektori on stationaarinen.

¹² Kansainvälinen Fisher-hypoteesi kuvaa kahden maan nimelliskorkoeroa seuraavasti: $i - i^* = (r - r^*) - E(\pi - \pi^*)$. Nimelliskorkoero voidaan siis ilmaista reaalkorkoerojen ja odotettujen inflaatioerojen summana.

6 Estimointitulokset

Tutkimuksessa kävi ilmi, että Suomen ja Saksan pitkien nimelliskorkojen erossa ilmeni muutos kesän 1992 lopulla, jota ei pystytty mallin muuttujilla selittämään. Yksi mahdollinen selitys tähän muutokseen on Suomen markan kellutusta edeltänyt talouden suhdanteiden huononemisen aiheuttama epävarmuus ja valuuttaan kohdistuneet spekulatiot. Korkoerosarjaan asetettiin dummy¹³ (DUM1), joka sai arvon yksi heinäkuusta syyskuuhun vuonna 1992 ja muuten arvon 0. Lisäksi keväällä 1991 inflaatio- ja alijäämäerojen yhteys pitkiin nimelliskorkoeroihin muuttui ratkaisevasti. Tätä muutosta voivat selittää Suomen taloudellisen laman alkaminen ja Suomen hallituksen vaihdos. Alijäämäerosarjaan lisättiin step-dummy (DUM2), joka sai arvon 0 estimointiperiodin alusta tammikuuhun 1991 ja siitä eteenpäin arvon 1. Molemmat asetetut dummyt paransivat huomattavasti VAR(5)-mallin tilastollisia ominaisuuksia.

Empiirisen tutkimuksen yhteydessä testattiin empiirisen mallin muuttujien heikkoa eksogeenisuutta ensimmäisen yhteisintegroituusvektorin suhteen¹⁴. Tulosten mukaan pitkä nimelliskorkoero on endogeeninen muuttuja. Myös valuuttakurssimuutos osoittautui endogeeniseksi muiden selittävien muuttujien ollessa heikosti eksogeenisia. Tulos osoittaa, että (n - rank) eli kolme riviä virheenkorjaustermin (α) ensimmäisen sarakkeen viidestä rivistä on nolliä vastaten heikosti eksogeenisia muuttujia, mikä on yhtäpitävä havaittujen (rank = 2) yhteisintegroituusvektorien lukumäärän kanssa.

Tutkimuksessa kävi ilmi, että keväällä 1991 inflaatio- ja alijäämäerojen yhteys pitkiin korkoeroihin muuttui ratkaisevasti. Tätä muutosta voi selittää Suomen taloudellisen laman alkaminen ja Suomen hallituksen vaihdos. Alijäämäerosarjaan lisättiin step-dummy (DUM1), joka sai arvon 0 estimointiperiodin alusta tammikuuhun 1991 ja siitä eteenpäin arvon 1. Lisäksi pitkien nimelliskorkojen erossa ilmeni muutos kesän 1992 lopulla, jota ei pystytty mallin muuttujilla selittämään. Yksi mahdollinen selitys tähän muutokseen on Suomen markan kellutusta edeltänyt talouden suhdanteiden huononemisen aiheuttama epävarmuus ja valuuttaan kohdistuneet spekulatiot. Korkoerosarjaan asetettiin dummy¹⁵ (DUM2), joka sai arvon yksi heinäkuusta syyskuuhun vuonna 1992 ja muuten arvon 0. Molemmat asetetut dummyt paransivat huomattavasti mallin tilastollisia ominaisuuksia.

Estimointien yhteydessä testattiin empiirisen mallin muuttujien heikkoa eksogeenisuutta¹⁶. Tulosten mukaan pitkä nimelliskorkoero on endogeeninen muuttuja ensimmäisen yhteisintegroituusvektorin suhteen. Myös valuuttakurssimuutos osoittautui endogeeniseksi muiden selittävien muuttujien ollessa heikosti

¹³ Dummy on muuttuja, jonka avulla pyritään kontrolloimaan vain tiettyä ajankohtana vaikuttavan tekijän/tekijöiden vaikutusta tutkimustuloksiin. Tällainen muuttuja voi olla esimerkiksi sota, joka vaikuttaa vain muutamien vuosien ajan.

¹⁴ Heikko eksogeenisuus tietyssä yhteisintegroituusvektorissa tarkoittaa sitä, että jonkun muuttujan suhteen ei voida esittää virheenkorjausmallia.

¹⁵ Dummy on muuttuja, jonka avulla pyritään kontrolloimaan vain tiettyä ajankohtana vaikuttavan tekijän/tekijöiden vaikutusta tutkimustuloksiin. Tällainen muuttuja voi olla esimerkiksi sota, joka vaikuttaa vain muutamien vuosien ajan.

¹⁶ Heikko eksogeenisuus tietyssä yhteisintegroituusvektorissa tarkoittaa sitä, että jonkin muuttujan suhteen ei voida esittää virheenkorjausmallia.

eksogeenisiä. Tulos osoittaa, että $(n - r)$ eli kolme riviä virheenkorjaustermin (α) ensimmäisen sarakkeen viidestä rivistä on nollia vastaten heikosti eksogeenisiä muuttujia, mikä on yhtäpitävä havaittujen ($r = 2$) yhteisintegroituusvektorien lukumäärän kanssa.

Rajoitetuissa estimoinneissa ensimmäiselle yhteisintegroituusvektorille asetettiin yleisiä rajoitteita (general restrictions), joiden avulla pyrittiin löytämään yksittäisiä yhteisintegroituusvektoreita. Taulukossa 4 esitetään estimointitulokset eli ensimmäisen β -vektorin kertoimet (ks. myös liite 4). β -vektorin kertoimet kertovat kunkin muuttujan pitkän aikavälin vaikutuksen 10 vuoden pituiseen nimelliskorkoeroon tutkimusperiodilla.

Taulukko 4. **Estimointien tulokset**

Tulos nro	Rank	Rajoitteet β :lle	$r - r^*$	$\pi - \pi^*$	def-def *	$\Delta \ln e$	χ^2 (.)-testi
(1)	2	$\beta_{21}=\beta_{31}=1$	+1.00**	+1.00**	+0.229**	- 0.63**	χ^2 (3)= 5.9928 [0.1120]
(2)	2	$\beta_{21}=\beta_{31}=1$ $\beta_{51}=0$	+1.00**	+1.00**	+0.251**	0.000	χ^2 (4)= 7.3774 [0.1172]

** = merkitsevä 1%:n tasolla.

Ensimmäisen yhteisintegroituusvektorin kertoimia rajoitettiin kansainvälisen Fisher-hypoteesin mukaisesti: inflaatioeron ja lyhyen reaalkorkoeron β -kertoimet rajoitettiin ykköseksi. Alijäämäero- ja valuuttakurssin muutos -muuttuja pidettiin kuitenkin yhä mallissa mukana. Lisäksi ensimmäisen yhteisintegroituusvektorin α -sarakkeiden rivit rajoitettiin nolliksi heikosti eksogeenisten muuttujien suhteen. Tulosten perusteella kansainvälinen Fisher-hypoteesi on ollut keskimäärin voimassa tutkimusperiodilla. Inflaatioeron ja kolmen kuukauden reaalkorkoeron muutokset näkyivät keskimäärin saman suuruisina ja saman suuntaisina nimelliskorkoeron muutoksina.

Tuloksen (1) mukaan valtion budjettialijäämäeron vaikutus on ollut positiivinen ja merkitsevä arvolla 0.23 eli yhden prosentin alijäämäeron kasvu kasvatti keskimäärin 23 peruspisteen verran Suomen ja Saksan pitkää nimelliskorkoeroa. Valuuttakurssimuutoksen etumerkki on kuitenkin jälleen odotusten vastaisesti negatiivinen. Negatiivinen kerroin tarkoittaa sitä, että esimerkiksi Suomen markan arvon heikentyessä suhteessa Saksan markkaan Suomen ja Saksan välinen pitkä nimelliskorkoero laskee, mikä edellyttää Suomen nimelliskoron laskua. Tämä on arbitraasiargumentin kanssa ristiriitainen tulos. Korkopariteetit perustuvat arbitraasiargumentille, jonka mukaan kotimaan valuutan heikentyessä kotimaan korkotason tulee nousta vastaamaan valuutan heikentymistä, jotta Suomeen kohdistuvien sijoitusten tuotto samassa valuutassa bruttomääräisesti mitattuna pysyy samana. Tätä erikoista tulosta selittää todennäköisesti valuuttakurssin muutos -muuttujaan liittyvät ongelmat. Ensinnäkin, VAR(5)-malli kyennyt kovinkaan hyvin mallintamaan valuuttakurssin muutos-muuttujaa. Toiseksi, valuuttakurssimuutos ei ollut VAR(5)-mallissa merkitsevä minkään muun muuttujan selittäjänä kuin itsensä. Kolmanneksi, VAR(5)-mallin tilastolliset ominaisuudet eivät huonontuneet yhtään, jos valuuttakurssin muutosta kuvaava muuttuja poistettiin systeemistä, kun taas

jokaisen muun selittävän muuttujan poistaminen huononsi huomattavasti mallin tilastollisia ominaisuuksia. Nämä valuuttakurssin muutosta kuvaavaan muuttujaan liittyvät ongelmat johtuvat todennäköisesti muuttujan stationarisuudesta ja Suomen markan kurssin turbulentiudesta 1990-luvun alussa. Suomen markan arvo heikkeni huomattavasti suhteessa Saksan markkaan 1990-luvun alussa devalvaation ja keltuluksen aikana. Tästä johtuen estimoinneissa testattiin rajoitetta, jonka avulla poistettiin valuuttakurssin muutoksen vaikutus estimoitavasta yhtälöstä (5.5).

Tuloksen (2) kohdalla kansainvälisen Fisher-hypoteesin mukaisten rajoitusten lisäksi rajoitettiin valuuttakurssin muutoksen β -kerroin nollassi. Tämä rajoite tarkoittaa sitä, että ko. yhteisintegroituusvektori sisältää vain jäljelle jääneiden muuttujien välisen lineaarisesti riippumattoman ja stationaarisen yhteyden. Rajoitteita ei hylätty $\chi^2(4)$ -testin perusteella. Valtion budjettialijäämäeron kerroin muuttui vain marginaalisesti ollen yhä merkitsevä 1%:n tasolla. Valtion budjettialijäämäeron kertoimen arvo osoittautui siis kummankin rajoitetun yhtälön osalta merkitsevästi positiiviseksi ja noin 0.2:n suuruiseksi. Valtion budjettialijäämäeron 1 prosenttiyksikön kasvu on siis nostanut keskimäärin 20 peruspistettä Suomen ja Saksan välistä 10 vuoden nimelliskorkoeroa tutkimusperiodilla.

7 Yhteenveto estimointituloksista

Estimointitulosten perusteella näyttää siltä, että valtion budjettialijäämäeron kertoimen arvo on ollut selvästi positiivinen ja merkitsevä tutkimusperiodilla, mikä tarkoittaa sitä, että Suomen ja Saksan valtioiden budjettialijäämäerojen kasvulla on ollut pitkiä nimelliskorkoeroja nostava vaikutus. Tulos tukee perinteistä keynesiläistä näkemystä alijäämien nimelliskorkoja nostavasta vaikutuksesta. Suomi ja Saksa ovat avoimia talouksia, joissa pääomien kansainväliset liikkeet ovat olleet vapaita tutkimusperiodilla. Estimointitulokset positiivisesta alijäämien korkovaikutuksesta viittaa kuitenkin siihen, etteivät pääomien kansainväliset liikkeet ole olleet ko. Suomen ja Saksan osalta täydellisiä. Tämä voi johtua erilaisista hallinnollisista esteistä tai obligaatioiden epätäydellisestä substituotavuudesta. Estimointitulokset johtavat siis myös Mundell–Fleming-mallin tulosten hylkäämiseen.

Estimointitulosten mukaan inflaatioeron ja lyhyen reaalikorkoeron muutokset ovat siirtyneet täysimääräisesti Suomen ja Saksan pitkään nimelliskorkoeroon. Aiemmin lyhyt reaalikorkoero näytti stationariselta 5 %:n merkitsevyystasolla, mikä merkitsisi käytännössä sitä, rahapolitiikan avulla ei pystytäkään aikavälillä vaikuttamaan Suomen ja Saksan väliseen lyhyeen reaalikorkoeroon. Tulos vastaa siten Mishkinin ja Simonsin (1992, 1995) saamia tuloksia pitkän aikavälin Fisher-hypoteesin voimassaolosta Australian ja USA:n aineistolla (ks. osa 2.1.3). Rahapolitiikalla voitaisiin tällöin pitkällä aikavälillä vaikuttaa vain inflaatioeroihin ja sitä kautta täysimääräisesti nimelliskorkoeroihin. Fisher-hypoteesi olisi siis tältä osin täysin voimassa pitkällä aikavälillä. Estimointitulosten perusteella pitkät nimelliskorot eivät kuitenkaan heijastaisi pelkästään muutoksia inflaatioeroissa, jos lyhyet reaalikorot olisivat vakioisia, vaan myös valtion budjettialijäämäerojen muutoksilla olisi vaikutusta pitkiin nimelliskorkoeroihin.

Suomen markan valuuttakurssiregimi vaihtui tutkimusperiodin aikana kiinteästä kelluvaksi. 1990-luvun alkuvuodet olivatkin hyvin turbulenteja. Periodin omalaatuisuus näkyy selvästi VAR(5)-mallin alhaisempana kykynä mallintaa valuuttakurssin muutos -muuttujaa. Tätä ongelmaa ei tässä tapauksessa voitu kuiten-

kaan ratkaista mallintamalla eri regiimien aikoja erikseen, sillä koko periodi oli liian lyhyt jaettavaksi tilastollisesti hyviä tuloksia antaviin osaperiodeihin. Tästä johtuen tämän työn estimointitulosten perusteella ei voida tehdä johtopäätöksiä valuuttakurssin muutosodotusten vaikutuksesta Suomen ja Saksan pitkiin nimelliskorkoeroihin tutkimusperiodilla.

Hukkinen ja Koskela (1995) ja Hukkinen (1997) ovat tutkineet Suomen ja Saksan pitkän nimelliskorkoeron määräytymistä käyttäen yhden yhtälön mallia PNS-menetelmän avulla. Jotta PNS-menetelmällä saadut tulokset olisivat luotettavia, on aikasarjojen oltava stationaarisia. Edellisessä luvussa tehtyjen yksikköjuuritestien perusteella useimmat sarjat näyttäisivät kuitenkin olevan epästationaarisia, jonka seurauksena Hukkisen ja Koskelan estimointitulokset voivat olla epäaitoja ja virheellisiä. PNS-menetelmää käytettäessä epästationaariset sarjat tulee differenssioida stationaarisiksi. Tässä työssä on käytetty Johansenin menetelmää, koska se mahdollistaa pitkän aikavälin tiedon säilymisen, kun sarjoja ei tarvitse differenssioida vaan epästationaarisia sarjoja käsitellään yhtesintegroituuusvektoreiden avulla. Dynaamisella VAR (5)-systeemimallilla saatiin lisäksi mukaan dynamiikkaa ja pystyttiin mallintamaan kukin endogeeninen muuttuja erikseen.

Hukkinen ja Koskela eivät testanneet mitään ennalta asetettua hypoteesia. Estimointitulosten mukaan valtioiden alijäämäerolla, tarkemmin alijäämäeron kahden kuukauden takaisella arvolla (2. viive), on ollut 1990-luvulla keskimäärin merkitsevä 13 peruspisteen suuruinen nostava vaikutus Suomen ja Saksan väliseen 10 vuoden obligaatiokorkoeroon. Tulos tarkoittaa sitä, että Suomen valtion alijäämien kasvu on nostanut Suomen valtion obligaatioiden tuottovaatimusta suhteessa Saksan obligaatioihin, ceteris paribus. Tarkastellessaan kuukausittaista alijäämäeron vaikutusta Hukkinen (1997) toteaa vaikutuksen olleen suurimmillaan vuosina 1992–95, jolloin Suomen alijäämät kasvoivat huomattavasti nopeammin kuin Saksan alijäämät.¹⁷

Erilaisista estimointimenetelmistä, eri pituisesta tutkimusperiodista ja joistakin erilaisista muuttujista huolimatta saatiin tässä ja Hukkisen tutkimuksessa hyvin samansuuntaisia tuloksia valtion alijäämäerojen korkoero vaikutuksista Suomen ja Saksan suhteen¹⁸. Yleisesti voidaan sanoa empiirisissä tutkimuksissa saatujen erilaisten estimointitulosten johtuvan pääasiassa ekonometrisista ongelmista, joita ovat 1) ongelmat mallin spesifikaatiossa, kuten muuttujien valinta ja relevanttien muuttujien poisjääminen, 2) aineiston mittaus- ja muokkausongelmat, 3) trendien ja yhteisintegroituvuuden käsittely, 4) estimointimenetelmän valinta sekä 5) ei-simultaanisuusmallien käyttö estimoinneissa.

¹⁷ Ks. Hukkisen estimointitulokset tarkemmin liitteen 6 lopusta.

¹⁸ Vertailun vuoksi yhtälöä (5.7) pyrittiin vielä estimoimaan yhden yhtälön mallina perinteisellä PNS-menetelmällä. Vaikka mallin tilastolliset ominaisuudet näyttävät hyviltä, voidaan tulosten perusteella todeta, ettei nimelliskorkoerojen määräytymistä kyetty selittämään yhden yhtälön mallin avulla (ks. tarkemmin liitteestä 7).

8 Johtopäätökset

Estimoitavamalli perustui Fisher-hypoteesista johdetulle nimelliskorkohajoitelmalle, johon budjettialijäämäerot ja valuuttakurssin muutokset liitettiin keynesiläisen teorian sekä korkopariteettihypoteesien mukaisesti. Mallissa oletettiin, että valtion budjettialijäämät syntyvät verojen kevennyksestä, joka rahoitetaan yleisöllä myytävillä valtion obligaatioilla. Suomen ja Saksan välisen pitkän nimelliskorkoeron määräytymistä pyrittiin selittämään valtion alijäämäerojen lisäksi maiden välisillä eroilla toteutuneessa inflaatiossa ja lyhyissä reaalkoroissa sekä valuuttakurssin muutosodotuksia kuvaavalla valuuttakurssin toteutuneella muutoksella. Esitettyjen teorioiden perusteella näiden muuttujien kertoimien odotettiin olevan positiivisia.

Empiirisen tutkimuksen hypoteesina oli, että Suomen ja Saksan välinen valtion budjettialijäämien eron kasvu on kasvattanut maiden välistä pitkää nimelliskorkoeroa periodilla 1986:3–1997:6. Rajoitettujen estimointien tulokset osoittautuivat tutkimuksen hypoteesin ja korkoteorioiden oletusten mukaisiksi. Suomen ja Saksan valtioiden budjettialijäämäerojen pitkän aikavälin yhteys pitkään nimelliskorkeroon osoittautui merkittävästi positiiviseksi kertoimen ollessa 0.2. Tuloksen perusteella Suomen ja Saksan budjettialijäämäeron 1 prosenttiyksikön kasvu on nostanut maiden välistä pitkää nimelliskorkoeroa keskimäärin 20 peruspistettä tutkimusperiodilla. Tulos tukee siten perinteistä keynesiläistä näkemystä alijäämien korkoja nostavasta vaikutuksesta. Yksityisen sektorin säästäminen ei siis täysin kompensoi budjettialijäämän kasvua. Alijäämäeron positiivinen nimelliskorkoerovaikutus merkitsee myös sitä, etteivät pääomien liikkeet ole olleet täydellisiä maiden välillä, johtuen arvopaperien epätäydellisestä substituutiosta ja/tai hallinnollisista esteistä.

Rajoitetuissa estimoinneissa testattiin kansainvälisen Fisher-hypoteesin pitävyyttä Suomen ja Saksan pitkän nimelliskorkoeron määräytymisessä. Tulosten mukaan periodilla 1986:3–1997:6 Suomen ja Saksan välisen inflaatioeron ja lyhyen reaalkorkoeron 1 prosenttiyksikön muutos on näkynyt keskimäärin saman suuruisena ja saman suuntaisena pitkän nimelliskorkoeron muutoksena. On kuitenkin huomattava, että jos lyhyt reaalkorkoero on todella stationaarinen rahapolitiikan avulla ei pystytä vaikuttamaan Suomen ja Saksan väliseen lyhyen reaalkoron eroon pitkällä aikavälillä, kuten kansainvälisessä Fisher-hypoteesissa oletetaan. Rahapolitiikalla voitaisiin siis pyrkiä pienentämään ja vakauttamaan vain inflaatioeroa, koska inflaatioeron muutokset heijastuisivat pitkään nimelliskorkeroon lyhyen reaalkorkoeron ollessa vakioinen.

Korkopariteettihypoteesien mukaan valuuttakurssin muutosodotukset aiheuttavat maiden välille nimelliskorkoeroja, jos kansainvälinen pääomien liikkuvuus on epätäydellistä. Tutkimuksessa valuuttakurssin muutosodotuksia kuvaava muuttuja aiheutti kuitenkin ongelmia, jotka johtuivat todennäköisesti Suomen markan kurssin turbulentiudesta 1990-luvun alkupuolella. Näiden ongelmien vaikutuksen minimoimiseksi estimoinneissa testattiin rajoitetta, jonka avulla poistettiin valuuttakurssin muutoksen vaikutus mallista. Tuloksen mukaan ko. muuttujan poistaminen yhtälöstä ei mitenkään muuttanut selittävien muuttujien ja pitkän nimelliskorkoeron pitkän aikavälin yhteyttä. Selittävien muuttujien kertoimien arvot, etumerkit ja merkitsevyydet pysyivät muuttumattomina. Edellä raportoidut tulokset selittävien muuttujien kertoimista jäivät siis yhä voimaan. Valuuttakurssin muutosodotusten vaikutus nimelliskorkeroon tutkimusperiodilla jäi siis tämän tutkimuksen osalta avoimeksi. Periodin lyhyydestä johtuen periodia ei voitu myöskään jakaa siten, että turbulenti periodi olisi mallinnettu muusta erillään.

Talouspolitiikan näkökulmasta tarkasteltuna tulokset valtion budjettialijäämäeron merkitsevistä nimelliskorkoeroa nostavasta vaikutuksesta kertovat siitä, että talouden tasapainon kannalta tulisi kiinnittää erityistä huomiota myös valtion budjettialijäämiin. Valtion alijäämäerojen korkoeroa nostava vaikutus vähentää rahapolitiikan itsenäisyyttä, mistä johtuen on tarpeellista kiinnittää huomiota raha- ja finanssipolitiikan yhteensopivuuteen. Varsinkin EMU-oloissa, joissa lyhyet korot määräytyvät yhteisen rahapolitiikan kautta valuuttakurssin ollessa kiinnitetty, on alijäämäerojen hallitseminen yhä vahvemmin finanssipolitiikan harteilla. Jos siis halutaan yhdenmukaistaa pysyvästi pitkät nimelliskorot Saksan kanssa on kansallisen finanssipolitiikan tavoitteissa tarpeen korostaa pysyvää budjettialijäämäerojen kaventamista. Yksittäisen euromaan velkaantuminen, etenkin jos maa on suuri, voi nostaa korkoja pääomamarkkinoilla ja vaikuttaa siten kielteisesti muiden maiden talouksiin. Tällä perusteella kaikkien euromaiden intresseissä pitäisi olla kansallisen finanssipolitiikan rajoittaminen yleisillä säännöillä.

Kansainvälisen Fisher-hypoteesin hyväksyminen on inflaation vastaisen rahapolitiikan kannalta merkittävä tulos, sillä tuloksen perusteella Suomen ja Saksan välisellä inflaatioeron kaventamisella on mahdollista täysimääräisesti pienentää pitkää nimelliskorkoeroa. Jos inflaatio-odotukset onnistuttaisiin stabilisoimaan inflaation vastaisella politiikalla heijastaisivat nimelliskorkoerot vain muutoksia muissa reaalikorkoihin vaikuttavissa tekijöissä, kuten budjettialijäämäeroissa.

Tutkimustuloksiin perustuvaa empiiristä evidenssiä tulee tulkita varovasti tutkimusperiodin aikaisista erikoisluonteisista tapahtumista johtuen. Tutkimusperiodi on ollut harvinaisen monivaiheinen: 1980-luvun lopulla vallitsi nousukausi, joka kääntyi 1990-luvun alussa syväksi länsimaiseksi lamaksi. Lama oli erikoisen paha Suomessa, mikä näkyi valtion budjettialijäämien räjähdysenä, valuuttakurssin huomattavina muutoksina ja inflaation merkittävänä laskuna. Tutkimusperiodin loppupuolella Suomen talouden tila alkoi jo selvästi kohentua samalla, kun talouspolitiikan tavoitteiksi olivat asettuneet Maastrichtin sopimuksen konvergenssikriteerit. Tutkimusperiodilla ovat siis vaikuttaneet sekä hyvin erikoisluonteiset lamasta johtuvat ilmiöt että vahvat poliittiset sitoumukset. Näistä syistä johtuen tutkimustuloksia ei välttämättä voida yleistää kuvaamaan Suomen ja Saksan välisten pitkien nimelliskorkoerojen määräytymistä tutkimusperiodin ulkopuolelle.

Lähteet

- Alesina, A. – De Broeck, M. – Prati, A. – Tabellini, G. (1992): **Default Risk on Government Debt in OECD Countries**. *Economic Policy*, 428–63.
- Ayuso, J. – Restoy, F. (1996): **Interest Rate Parity and Foreign Exchange Risk Premia in the ERM**. *Journal of Money and Finance*, Vol. 15, No. 3, 369–382.
- Barnea, A. – Dotan, A. – Lakonishok, J. (1979): **The Effect of Price Level Uncertainty on the Determination of Nominal Interest Rates: Some Empirical Evidence**. *Southern Economic Journal*, 609–614.
- Barro, R. J. (1989): **The Ricardian Approach to Budget Deficits**. *Journal of Economic Perspectives*, 3, 37–54.
- Barro, R. J. (1988): **The Ricardian Approach to Budget Deficits**. NBER Working Paper 2685.
- Barro, R. J. (1989): **The Ricardian Approach to Budget Deficits**. *Journal of Economic Perspectives*, 3, 37–54.
- Bernheim, B. D. (1989): **A Neoclassical Perspective on Budget Deficits**. *Journal of Economic Perspectives*, 3, 55–72.
- Blanchard, O. J. – S. Fisher (1989): *Lectures on Macroeconomics*. Massachusetts Institute of Technology. Halliday Lithograph in the United States of America.
- Blinder, A. S. – Solow, R. M. (1973b): **Does Fiscal Policy Matter?** *Journal of Public Economics* 2, 319–337.
- Brenner, M. – Landskroner, Y. (1983): **Inflation Uncertainties and Return on Bonds**. *Economica*, 50, 463–468.
- Brunila, A. (1997): **Fiscal Policy and Private Consumption – Saving Decisions: European Evidence**. Bank of Finland Studies E:8, 1997.
- Dickey, D. A. – Fuller, W. A. (1979): **Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root**. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427–31.
- Dickey, D. A. – Fuller, W. A. (1981): **Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root**. *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, 1057–72.
- Doornik, J. A. – Hendry, D. F. (1997): **Empirical Econometric Modelling Using PcGive 9.0 for Windows**. International Thomson Business Press, United Kingdom.
- Doornik, J. A. – Hendry, D. F. (1997): **Modelling Dynamic Systems Using PcFiml 9.0 for Windows**. International Thomson Business Press, United Kingdom.
- Fama, E. F. (1975): **Short Term Interest Rates as Predictors of Inflation**. *American Economic Review*, 65, 269–282.
- Fama, E. F. (1976): **Inflation Uncertainty and Expected Returns on Treasury Bills**. *Journal of Political Economy*, Vol. 84, no. 3, 427–440.
- Fama, E. F. – Gibbons, M. R. (1982): **Inflation, Real Returns and Capital Investment**. *Journal of Monetary Economics*, 9, 297–323.

- Favero, C. A. – Giavazzi, F. – Iacone, F. – Tabellini, G. (1997): **Extracting Information from Asset Prices: The Methodology of EMU Calculations**. CEPR Discussion Paper Series, No. 1676.
- Feldstein, M. – Horioka, C. (1980): **Domestic Saving and International Capital Flows**. The Economic Journal, 90, 314–329.
- Fisher, I. (1907): **The Rate of Interest**. The MacMillan Company, New York.
- Fisher, I. (1930): **Theory of Interest**. The MacMillan Company, New York.
- Fleming, J. M. (1962): **Domestic Financial Policies Under Fixed and Under Floating Exchange Rates**. IMF Staff Papers, Nov. Vol. IX.
- Frankel, J. A. (1989): **Quantifying International Capital Mobility in the 1980s**. NBER Working Paper No. 2856. Cambridge, Ma 02138.
- Froot, K. A. – Rogoff, K. (1991): **The EMS, the EMU, and the Transition to a Common Currency**. NBER Working Paper, No. 3684.
- Gonzalo, J. (1994): **Five Alternative Methods of Estimating Long-Run Equilibrium Relationships**. Journal of Econometrics, 60, 203–33.
- Hale, J. (1993): **Do Higher Budget Deficits Raise Bond Yields?** Goldman Sachs, 14th January 1993.
- Harris, R. (1995): **Cointegration analysis in Econometric Modelling**. Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, Great Britain.
- Hicks, J. R. (1937): **Mr Keynes and the Classics; A Suggested Interpretation**. Econometrica, vol. 5, 147–159.
- Hukkinen, J. (1997): **Pitkien korkojen konvergenssi**. Kansantaloudellinen aikakauskirja, 93.vsk., 4/1997, 597–601.
- Hukkinen, J. – Koskela, E. (1995): **Voidaanko Suomen pitkien korkojen tasoa selittää talouden perustekijöillä, vai onko kyse jostain muusta?** Suomen Pankin Keskustelualoitteita, 8/95.
- Ireland, P. N. (1996): **Long Term Interest Rates and Inflation: A Fisherian Approach**. Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly, Vol. 82/1, 21–35.
- Johansen, S. (1988): **Statistical Analysis of Cointegration Vectors**. Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 231–54.
- Kearney, C. – Monadjemi, M. S. (1990): **Fiscal Policy and Current Account Performance: International Evidence on the Twin Deficits**. Journal of Macroeconomics, Vol. 12, No. 2, 197–219.
- Kearney, C. – Monadjemi, M. S. (1991): **The Interest Rate Neutrality of Fiscal Deficits: Testing for Ricardian Equivalence and Capital Inflow**. Journal of International Money and Finance, 10, 541–51.
- Kenen, P. B. (1990): **Macroeconomic Theory and Policy**. Teoksessa Jones, R. W. – Kennen, P. B. (toim.) Handbook of International Economics. Elsevier Science Publishers B. V., The Netherlands.
- Keynes, J. M. (1936): **The General Theory of Employment, Interest and Money**. MacMillan, London.

- Kuismanen, M. – Spolander, M. (1995): **Measuring Inflation Expectations in Finland. A Survey Data Approach.** Bank of Finland Discussion Papers, 21/94.
- Levich, R. M. (1985): **Empirical Studies of Exchange Rates.** Teoksessa Jones, R. W. – Kennen, P. B. (toim.) Handbook of International Economics. Elsevier Science Publishers B. V., The Netherlands.
- MacKinnon, J. (1991): **Critical Values for Cointegration Tests.** Teoksessa: Engle, R. F. – Granger, C. E. J.: Long-run Economic Relationships. Oxford, Oxford University Press.
- Makkiw, G. (1992): **Macroeconomics.** Worth Publishers, Inc., New York.
- Mascaro, A. – Meltzer, A. H. (1983): **Long- and Short-Term Interest Rates in a Risky World.** Journal of Monetary Economics, 12, 485–518.
- Mckenna, C. J. – Rees, R. (1992): **Economics: A Mathematical Introduction.** Oxford University Press, Oxford.
- Mishkin, F. (1981a): **The Real Interest Rate: An Empirical Investigation.** Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 15, 151–200.
- Mishkin, F. (1984): **The Real Interest Rate: A Multi-Country Empirical Study.** Canadian Journal of Economics, XVII, 283-311 (a).
- Mishkin, F. (1992): **Is the Fisher Effect for Real? A Reexamination of the relationship between Inflation and Interest Rates.** Journal of Monetary Economics, 30, 195–215.
- Mishkin, F. – Simons, J. (1995): **An Empirical Examination of the Fisher Effect in Australia.** NBER Working Paper No. 5080.
- Moosa, I. A. – Bhatti, R. H. (1996): **Testing Covered Interest Parity Under Fisherian Expectations.** Applied Economics 28, 71–71.
- Mundell, R. A. (1963): **Capital Mobility and Stabilisation Policy Under Fixed and Flexible Exchange Rates.** Canadian Journal of Economics and Political Science, Vol. XXIX, no. 4, 475–485.
- Mundell, R. A. (1963): **Inflation and Real Interest.** The Journal of Political Economy, Vol. LXXI, 280-283.
- Nunes-Correia, J. – Stemitsiotis, L. (1995): **Budget Deficit and Interest Rates: Is There a Link? International Evidence.** Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 57, 4. Blackwell Publishers, USA.
- Obstfeld, M. (1994): **International Capital Mobility in the 1990's.** CEPR Discussion Paper 902.
- Obstfeld, M. – Rogoff, K. (1996): **Foundations of International Macroeconomics.** The MIT Press, London.
- Phillips, P. C. B. – Perron, P. (1988): **Testing for a Unit Root in Time Series Regression.** Biometrika, 75, 335–46.
- Rao, B. B. (toim.) (1994): **Cointegration for the Applied Economist.** The MacMillan Press Ltd, London.
- Seater, J. J. (1993): **Ricardian Equivalence.** Journal of Economic Literature, Vol. XXXI, 142–190.

- Sinn, S. (1992): **Saving-Investment Correlations and Capital Mobility: On the Evidence from Annual Data.** The Economic Journal, 102, 1162–70.
- Svensson, L. E. (1990): **The Foreign Exchange Risk Premium in a Target Zone with Devaluation Risk.** Seminar Paper, no. 779, Queen's University, Kingston.
- Söderlind, P (1997): **Monetary Policy and the Fisher Effect.** CEPR Discussion Paper Series. No. 1610
- Tobin, J. (1965): **Money and Economic Growth.** Econometrica, 33, 671–684.
- Tran, D. T. – Swahney, B. L. (1988): **Government Deficits, Capital Flows, and Interest Rates.** Applied Economics, Vol. 20, No. 6, 753–65.
- Täppinen, J. – Vihriälä, V. – Virèn, M. (1997): **Mistä hyvä korkokehitys johtuu?** Kansantaloudellinen aikakauskirja, 93.vsk., 4/1997, 602–20.
- Wong, D. Y. (1990): **What Do Saving-Investment Relationship Tell Us about Capital Mobility?** Journal of International Money and Finance, 9, 60–74.

Liite 1 Ekonometrisen mallin muuttujat

- (i - i*)** Suomen 10 vuoden obligaatiokorko miinus Saksan 10 vuoden obligaatiokorko.
- (π - π^*)** Suomen kuluttajahintojen vuosimuutos miinus Saksan kuluttajahintojen vuosimuutos.
- (r - r*)** Suomen 3 kk korko miinus inflaatiövauhti miinus Saksan 3 kk korko miinus inflaatiövauhti.
- (def - def*)** Suomen valtion tuloalijäämä % bkt:sta miinus Saksan valtion tuloalijäämä % bkt:sta.
- Dlne** DEM/FIM-kurssin logaritmin differenssi edellisestä kuukaudesta.
- Dummyt: **DUM 1:** Pitkät nimelliskorkoerot heinäkuu-syyskuu 1992.
DUM 2: Alijäämäerot step-dummy helmikuusta 1991 kesäkuuhun 1997.

Lähteet:

- Bundes Bank Monthly Report 1986–1997
- International Monetary Fund, International Financial Statistics

Liite 2 VAR (5) -mallin ominaisuuksia

VAR-mallin viiveiden määrättely

F-testin avulla testattiin onko VAR-mallin viiveiden vähentäminen hyväksyttävää. Alla olevat testitulokset osoittavat, että viiveiden vähentäminen 9:stä aina 5:een on hyväksyttävää, mutta ei ole hyväksyttävää vähentää viiveitä 5:stä vähemmäksi.

F-testi:

System VAR9 --> System VAR8: $F(25, 268) = 0.78417$ [0.7613]

System VAR8 --> System VAR7: $F(25, 287) = 1.5385$ [0.0516]

System VAR7 --> System VAR6: $F(25, 306) = 1.0683$ [0.3785]

System VAR6 --> System **VAR5**: $F(35, 359) = 0.88108$ [0.6653]

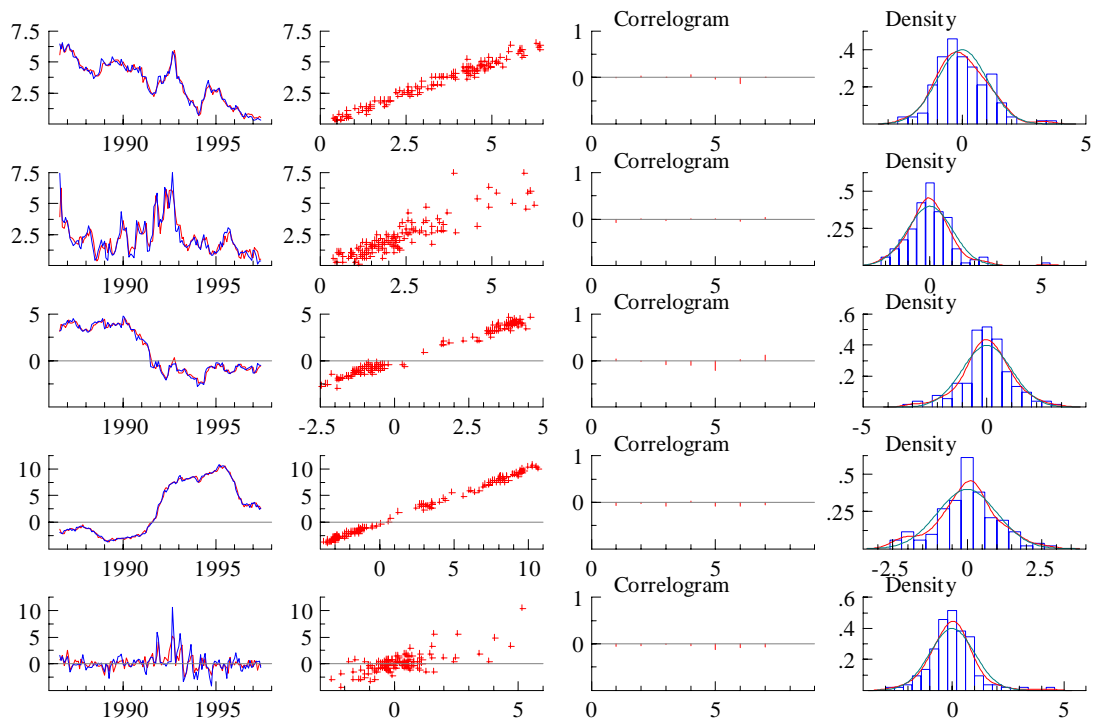
System **VAR5** --> System VAR4: $F(25, 343) = 2.2396$
[0.0008]**

** 1 %:n merkitsevyystaso

VAR (5) -mallin sovite ja residuaalit

Kuvat kertovat kunkin muuttujan suhteen sovituksen sopivuudesta ja residuaalien tilastollisista ominaisuuksista

1. rivi pitkä korkoero
2. rivi lyhyt reaalkorkoero
3. rivi inflaatioero
4. rivi alijäämäero
5. rivi valuuttakurssin muutos

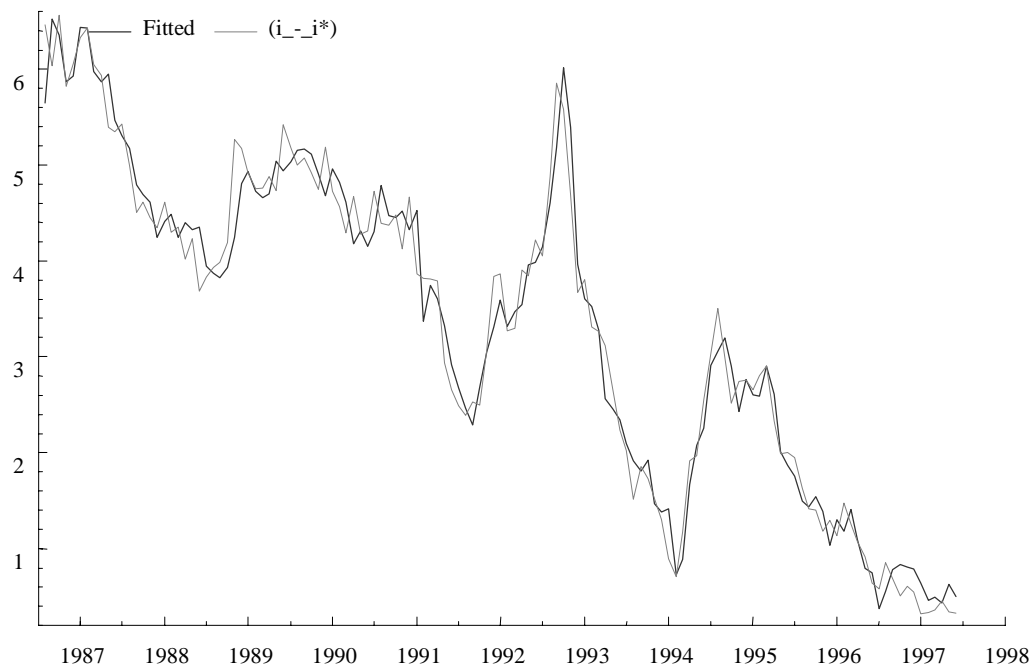


VAR (5)-mallin selityskyky kunkin muuttujan suhteen

Todellisen sarjan ja sovitteen korrelaatio:

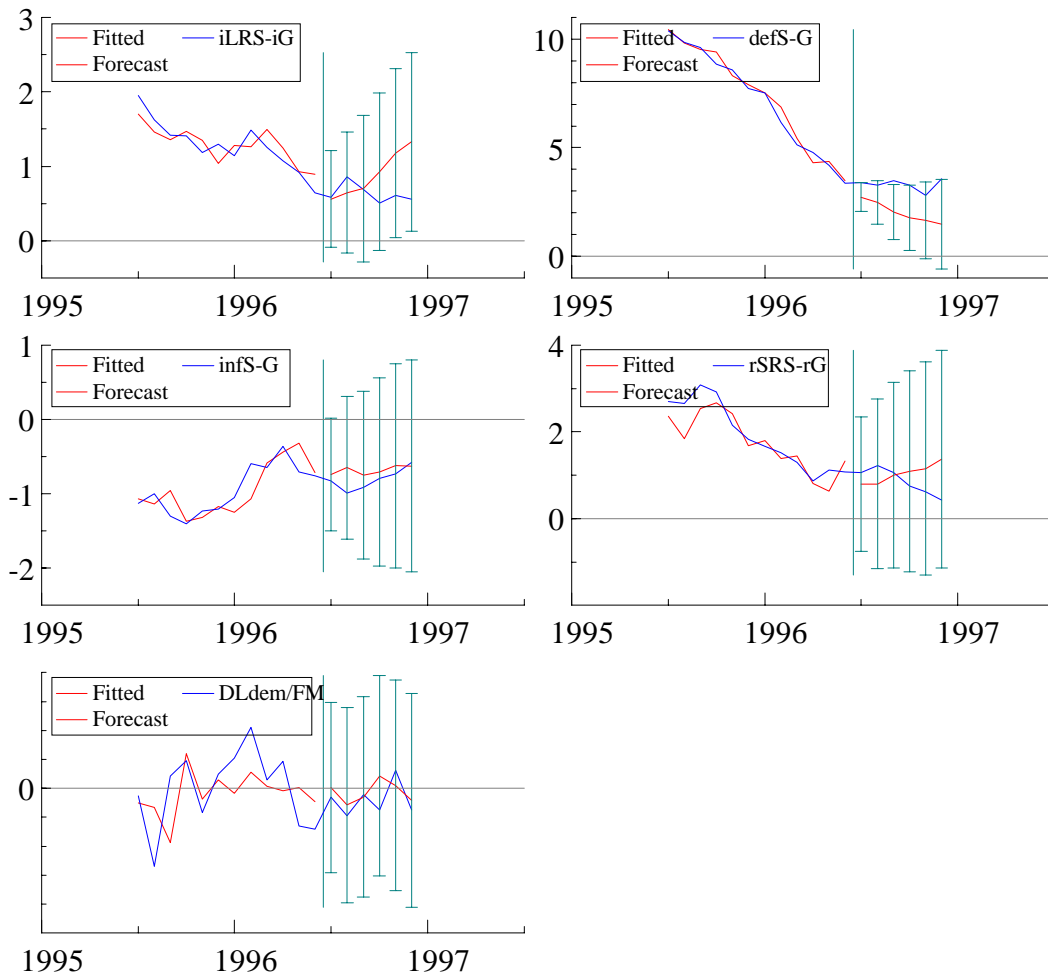
(i_i^*)	(r_r^*)	(p_p^*)	(d_d^*)	Dlne
0.98581	0.88712	0.99029	0.99787	0.69649

Alla oleva kuvio näyttää todellisen 10 vuoden pituisen nimelliskorkoeron ja sovitteen periodilla 1986:3–1997:6.



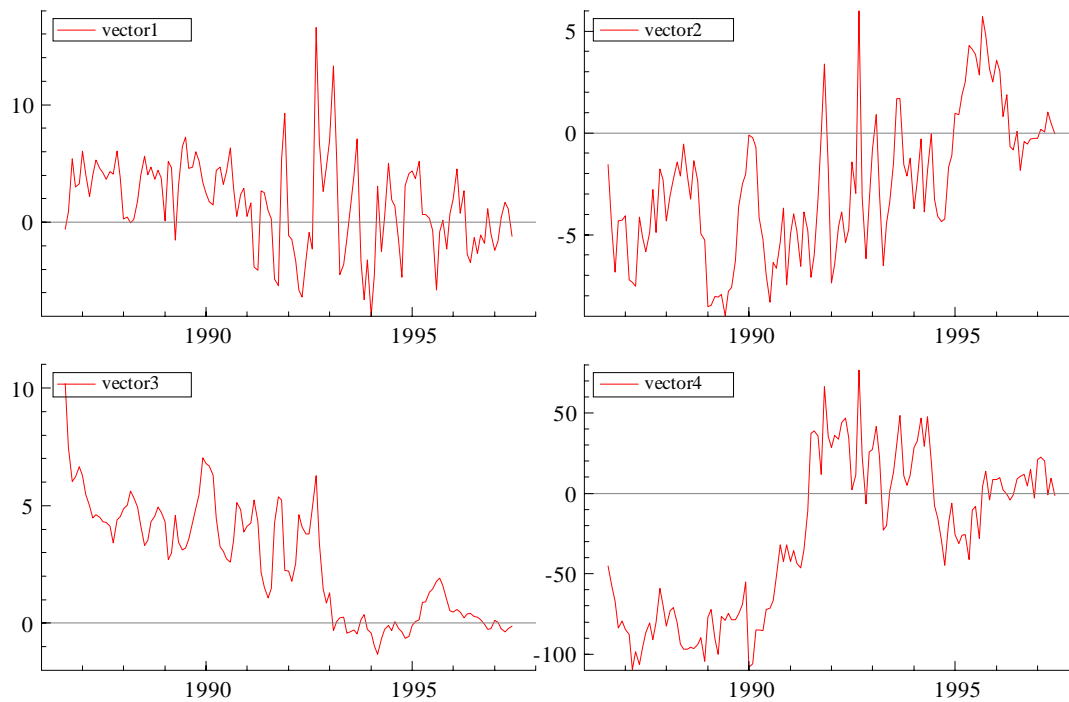
VAR (5)-mallin ennustuskkyky 6 periodia eli kuukautta eteenpäin

1. rivin kuvat kertovat ennustekyvyn pitkän korkoeron (vas.) ja alijäämäeron (oik.) suhteen,
2. rivin kuvat kertovat ennustekyvyn inflaatioeron (vas.) ja lyhyen reaalkorkoeron (oik.) suhteen ja
3. rivin kuvat kertovat ennustekyvyn valuuttakurssimuutoksen suhteen.



Liite 3 Vektorien kuvat

Kuvion mukaan vektori 1 ja mahdollisesti myös vektori 2 näyttää silmämääräisesti tarkasteltuna stabiililta, mikä kertoo kahden yhteisintegroituusvektorin olemassaolossa.



Liite 4 Estimoitavalle yhtälölle asetetut rajoitteet ja estimointitulokset

β -vektorit kertovat kunkin muuttujan kertoimen suuruuden 1. ja 2. yhteisintegroitu-
vuusvektorin suhteen.

α -sarakkeet ovat virheenkorjausparametreja. α -sarakkeet kertovat pitkän nimellis-
koron sopeutumisajan mallin selittävässä muuttujissa tapahtuviin muutoksiin. Esim.
 α :n arvo on mallissa 3) nimelliskorkoeron kohdalla absoluuttisesti 0.3, mikä
tarkoittaa sitä, että nimelliskorkoeron sopeutuminen selittävien muuttujien muutok-
siin kestää $((1/0.3) = 0.33)$ noin kolme kuukautta.

Kuvan perusteella on mahdollista silmämääräisesti tarkastella vektorin stationaari-
suutta. On muistettava, että jokainen kuvioissa esitetty vektori on stationaarinen,
koska jokainen yhteisintegroituvuustestin (rank) vektori on stationaarinen ja χ^2 -
testin hyväksyminen osoittaa rajoitettujen yhteisintegroituvuusvektorien olevan
stationaarisia.

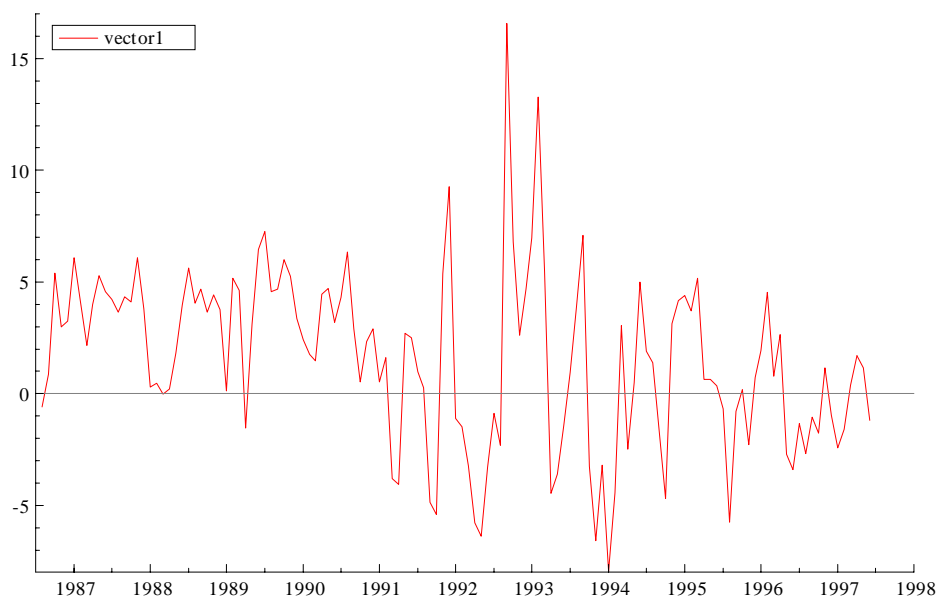
Rajoittamaton malli:

β -vektorit:

(i--i*)	(r--r*)	(p--p*)	(d--d*)	Dlne
1.0000	-1.6006	0.69324	0.28790	1.9558
-2.1799	1.0000	1.8982	0.58301	0.47887

α -sarakkeet:

(i--i*)	-0.058205	0.023988
(r--r*)	0.0013313	-0.024348
(p--p*)	-0.020536	-0.016509
(d--d*)	-0.034344	-0.12582
Dlne	-0.33098	-0.053807



Rajoitettu malli 1.

β -vektorit:

(i__i*)	(r__r*)	(p__p*)	(d__d*)	Dlne
1.0000	-1.0000	-1.0000	-0.22911	0.62753
-2.5096	1.0000	3.6022	1.0369	1.2514

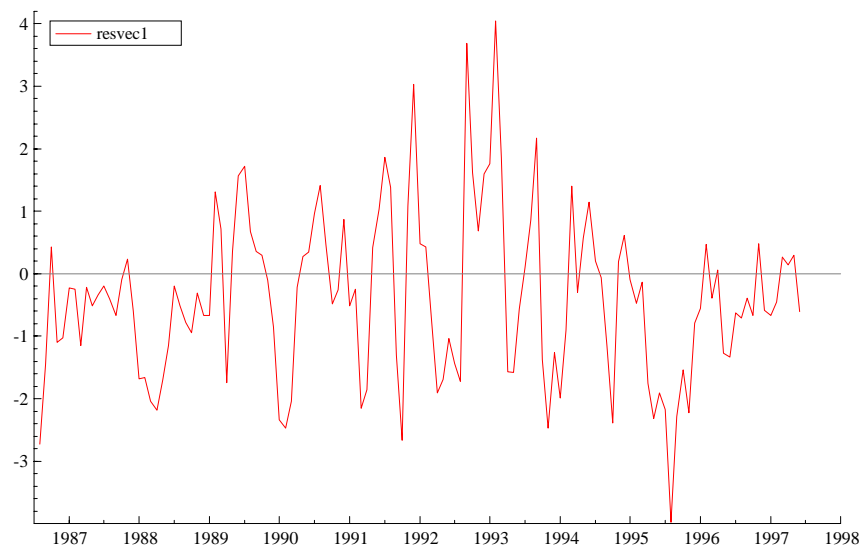
β -vektorien keskivirheet:

(i__i*)	(r__r*)	(p__p*)	(d__d*)	Dlne
0.00000	0.00000	0.00000	0.056231	0.15663
0.51448	0.00000	0.70226	0.19910	0.43723

α -sarakkeet:

(i__i*)	-0.10530	-0.033145
(r__r*)	0.00000	-0.032847
(p__p*)	0.00000	-0.026566
(d__d*)	0.00000	-0.081586
Dlne	-0.78338	-0.24819

LR-test, rank=2: $\text{Chi}^2(3) = 5.9928 [0.1120]$



Rajoitettu malli 2.

β -vektorit:

(i_-_i*)	(r_-_r*)	(p_-_p*)	(d_-_d*)	Dlne
1.0000	-1.0000	-1.0000	-0.25134	0.00000
-1.0759	1.0000	1.5245	0.40948	0.53152

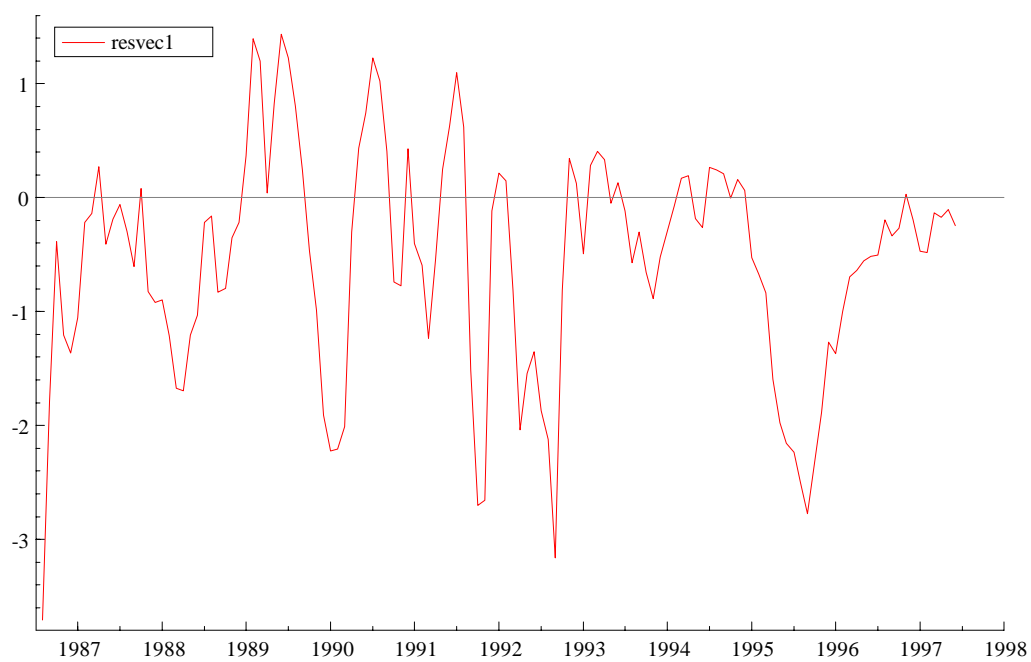
β -vektorien keskivirheet:

(i_-_i*)	(r_-_r*)	(p_-_p*)	(d_-_d*)	Dlne
0.00000	0.00000	0.00000	0.056182	0.00000
0.13939	0.00000	0.19027	0.093434	0.11065

α -sarakkeet:

(i_-_i*)	-0.30141	-0.21921
(r_-_r*)	0.00000	-0.18108
(p_-_p*)	0.00000	-0.020712
(d_-_d*)	0.00000	-0.083241
Dlne	-1.6229	-1.2330

LR-test, rank=2: $\text{Chi}^2(4) = 7.3774 [0.1172]$



Hukkisen (1997) estimointitulokset:

Kertoimen alla sulkeissa on t-arvo.

(r_-_r*)	(p_-_p*)	(d_-_d*)	Dlne	vol	volUS
0.364624 (10.9945)	0.688677 (17.6643)	0.131886 (8.98075)	10.2571 (5.04622)	0.862547 (3.97071)	4.33528 (3.21059)
vakio	Dummy				
1.21887 (9.5325)	-1.06117 (-9.75355)		R ² = 0.94 D.W.-arvo = 0.81		

vol = Ero Suomen ja Saksan korkoheilahtelun välillä

volUS = USA:n lyhyen koron heilahtelu