

VATT-KESKUSTELUALOITTEITA
VATT-DISCUSSION PAPERS

167

REAALIKORKO
POHJOISMAISSA*

Kurri Samu

Valtion taloudellinen tutkimuskeskus
Government Institute for Economic Research
Helsinki 1998

* Tämä keskustelualoite on lyhennelmä kirjoittajan Joensuun yliopistossa 14. huhtikuuta 1998 hyväksytystä kansantaloustieteen pro gradu -työstä. Pyydettyäessä koko työ on saatavissa kirjoittajalta.

ISBN 951-561-237-3

ISSN 0788-5016

Valtion taloudellinen tutkimuskeskus

Government Institute for Economic Research

Hämeentie 3, 00530 Helsinki, Finland

Email: etunimi.sukunimi@vatt.fi

J-Paino Oy

Helsinki, kesäkuu 1998

KURRI SAMU: REAALIKORKO POHJOISMAISSA. Helsinki, VATT, Valtion taloudellinen tutkimuskeskus, Government Institute for Economic Research, 1998, (C, ISSN 0788-5016, No 167. ISBN-951-561-237-3.

Tiivistelmä: Tässä tutkimuksessa on tarkasteltu odotetun pitkän reaalikoron määräytymistä Suomen, Ruotsin ja Norjan neljännesvuosiaikasarjojen avulla vuosina 1988-1997. Kunkin tutkitun maan reaalikoron määräytymistä on tutkittu mallilla, jossa selittävinä muuttujina ovat Saksan odotettu pitkä reaalikorko, sekä maakohtaisina muuttujina lyhyt reaalikorko, valtion budjettivaje ja bruttokansantuotteen vuosimuutos. Odotettuna pitkänä reaalikorkona on käytetty 10 vuoden nimellisten valtion velkakirjojen jälkimarkkinatuottoja vähennettynä joko Hodrick-Prescott -suotimen tai inflaatiohistorian avulla muodostetuilla inflaatio-odotuksilla. Pääselittäjä kunkin tarkastellun maan pitkälle reaalikorolle on odotetusti Saksan pitkä reaalikorko, mutta myös maakohtaisilla fundamenteilla on merkitystä. Parhaimmillaankin mallien kokonaisselitysaste jää 65 prosenttiin; lyhyellä aikavälillä markkinoilla vallitsevat odotukset ovat hyvin merkittävä tekijä lyhytaikaisten korkomuutosten - ensisijaisesti nimelliskorkojen, mutta hintatason hidasliikkeisyydestä johtuen samalla myös reaalikorkojen - selittämisessä.

Asiasanat: Reaalikorko, pieni avotalous, epästationaarisuus, yhteisintegroituvuus

KURRI SAMU: REAALIKORKO POHJOISMAISSA (REAL INTEREST RATE IN NORDIC COUNTRIES). Helsinki, VATT, Valtion taloudellinen tutkimuskeskus, Government Institute for Economic Research, 1998, (C, ISSN 0788-5016, No 167. ISBN-951-561-237-3.

Abstract: This paper studies the determination of expected long-term real interest rates in Finland, Sweden and Norway with quarterly data covering years 1988 to 1997. For each country studied a model which includes long-term German real interest rate, national monetary policy, fiscal policy and the annual change of GDP as explanatory variables, has been estimated. The expected real long-term interest rates are estimated as nominal 10 year government bond market rate minus inflation expectations which are either modelled with Hodrick-Prescott -filter or based on inflation history. The main factor for the determination of the real interest rate in each studied country was, as expected, the German real interest rate but also the domestic fundamentals have explanatory power. The best overall fit reached 65 percent. In short run the market expectations are very important factors in explaining short run interest rate changes - primarily nominal interest rates but because of the slow adjustment of the price level - also real interest rates.

Key words: Real interest rates, small open economy, nonstationarity, cointegration

Yhteenveto

Tässä työssä on tutkittu odotetun pitkän reaalkoron määräytymistä Suomen, Ruotsin ja Norjan vuodet 1988-1997 kattaneiden neljännesvuosiaikasarjojen avulla. Ongelman määrittely ja tutkimustapa perustuvat avotalouden makroteoriaan, jonka mukaan pienen maan osalta reaalkorko määräytyy hyvin pitkälle valitsevan maailman reaalkoron mukaan. Poikkeamia tästä kansainvälisestä reaalkorkotasosta selitetään maakohtaisten tekijöiden avulla. Kunkin tutkitun maan odotetun pitkän reaalkoron määräytymistä on tutkittu mallilla, jossa selittävinä muuttujina ovat Saksan odotettu pitkä reaalkorko ja maakohtaisina muuttujina lyhyt reaalkorko, valtion budjettivaje sekä bruttokansantuotteen vuosimuutos. Odotettuna pitkänä reaalkorkona on käytetty 10 vuoden nimellisten valtion velkakirjojen jälkimarkkinatuottoja vähennettynä joko Hodrick- Prescott -suotimen tai inflaatiohistorian avulla muodostetuilla inflaatio-odotuksilla.

Saatujen tulosten mukaan Saksan odotetun pitkän reaalkoron muutos heijastuu Suomen odotettuun pitkään reaalkorkoon hieman yli yhden kertoimella, eli Saksan reaalkoron muutos johtaa hieman tätä suurempaan muutokseen Suomen reaalkorossa. Maakohtaisista tekijöistä valtion budjettivaje nostaa reaalkorkotasoa noin 20 pisteellä: jos valtion budjettivaje nousee yhdellä prosenttiyksiköllä nousisi saatujen tulosten mukaan odotettu pitkä reaalkorkotasoa 0.2 prosenttiyksiköä. Rahapolitiikkaa kuvaavan lyhyen reaalkoron vaikutus on hieman tätä suurempi. Myös bruttokansantuotteen muutoksella on saatujen tulosten mukaan vaikutusta: bruttokansantuotteen kasvun kiihtyminen prosenttiyksiköllä johtaa noin 0.1 prosenttiyksikön nousuun korkotasossa. Tulosten mukaan Suomen reaalkorkotasoa määräytyy pääasiassa Saksan reaalkoron mukaan, josta poikkeamisia voidaan selittää käytettyjen kotimaisten tekijöiden avulla hieman yli 40 prosenttia. Saadut tulokset ovat Suomen osalta bruttokansantuotteen muutosta lukuunottamatta hyvin samankaltaisia kaikilla kokeilluilla parametrirajoitteilla ja reaalkorkoestimaateilla.

Ruotsin osalta saadut tulokset ovat ongelmallisia. Annettaessa mallin parametrien määräytyä vapaasti Saksan odotettu pitkä reaalkorko on saatujen tulosten mukaan lähes yksinomainen tekijä Ruotsin pitkän reaalkoron määräytymisessä. Tulosten mukaan Ruotsin reaalkorko ylireagoi Saksan reaalkorkomuutoksiin: Saksan reaalkoron muuttuessa yhdellä prosenttiyksiköllä muuttuisi Ruotsin vastaava korko 1.5 - 1.75 kertaisesti. Tämä on kuitenkin epärealistisen suuri arvo. Rajoitettaessa Saksan korkovaikutus yhden suuruiseksi Ruotsin maakohtaisten tekijöiden selitysaste pitkän reaalkoron erolle jää vain noin 10 prosenttiin. Maakohtaisista tekijöistä valtion budjettivaje saa rajoitetulla mallilla noin 0.1 suuruisen kertoimen, eli yhden prosenttiyksikön nousu budjettivajeessa johtaisi noin 0.1 prosenttiyksikön nousuun reaalkorossa. Kerroin ei kuitenkaan ole tilastollisesti merkitsevä rajoitetussa mallissa. Bruttokansantuotteen kasvu saa negatiivisen

kertoimen: BKT:n kasvun nopeutuessa yhdellä prosenttiyksiköllä laskee odotettu pitkä reaalikorko hieman yli 0.1 prosenttiyksiköllä. Rahapolitiikan vaikutus on saatujen tulosten perusteella Suomea heikompi: rajoittamalla Saksan koron parametristimaatti yhden suuruiseksi nostaa 3 kuukauden reaalikoron yhden prosenttiyksikön suuruinen muutos pitkää reaalikorkoa noin 0.10 prosenttiyksikköä. Saadut tulokset ovat Ruotsin osalta hyvin herkkiä eri reaalikorkoestimaateille ja parametrirajoitteille. Tulokset kaipaavat siis tarkempaa lisäselvittämistä.

Norjan osalta Saksan odotetun pitkän reaalikoron vaikutus on lähellä yhtä, Saksan koron muuttuessa yhdellä prosenttiyksiköllä muuttuu Norjan korko noin 0.8 prosenttiyksikköä. Sen sijaan budjettivajeen vaikutus jää epäselvemmäksi: saadut kertoimet ovat pääosin noin 0.15 luokkaa, mutta eivät ole millään estimoidulla mallilla hyväksyttävissä tilastollisesti nollassa poikkeaviksi. On kuitenkin epäselvää, johtuuko tämä siitä, että aineiston puuttumisen vuoksi budjettivajetta koskeva aikasarja on jouduttu muodostamaan itse vuosiaineistosta, vai siitä että Norjan valtion budjettivaje on tarkasteluperiodilla pahimmillaankin huomattavan pieni, budjetin ollessa suuren osan tarkasteluajanjaksoa ylijäämäinen. Myös bruttokansantuotteen muutoksen vaikutus on tulkittava tilastollisesti merkityksettömäksi, kun taas lyhyen reaalikoron saama arvo on selkeästi nollassa poikkeava. Saatujen tulosten mukaan yhden prosenttiyksikön muutos lyhyessä reaalikorossa saisi aikaan hieman yli 0.20 prosenttiyksikön samansuuntaisen muutoksen pitkässä reaalikorossa. Kaikenkaikkiaan tutkitut maakohtaiset tekijät selittävät noin 30 prosenttia Norjan ja Saksan odotetun pitkän reaalikoron erotuksessa tapahtuvista muutoksista. Tulokset ovat kuitenkin lyhyttä reaalikorkoa lukuunottamatta herkkiä käytetyille malli- ja reaalikorkoversioille.

Sisällys

1 Johdanto	1
1.1 Tutkimuksen aihe ja sisältö	1
1.2 Tutkimusongelma ja sen käsittely	2
2 REAALIKORON KÄSITE JA SEN MITTAAMINEN	4
2.1 Reaalikoron käsite ja estimoiminen	4
2.2 Odotetun pitkän reaalikoron estimointi tutkimuksen aineistolla	4
3 AIKAISEMPIA TUTKIMUKSIA	9
4 ESTIMOITAVA MALLI	11
5 EMPIIRINEN ANALYYSI	13
5.1 Aineisto	13
5.1.1 Aineiston kuvaus	13
5.1.2 Aineiston aikasarjaominaisuudet	19
5.2 Mallin estimointi	23
5.2.1 Rajoittamaton muoto	23
5.2.2 Rajoitettu muoto	27
6 JOHTOPÄÄTÖKSET JA YHTEENVETO	30
Lähteet	33
LIITTEET:	
Liite 1: Estimoinneissa käytetyt aikasarjat	
Liite 2: Historialliseen inflaatiokehitykseen perustuvien reaalikorkojen avulla estimoidut mallit	
Liite 3: Estimoidut sovitteet differenssimuodossa	

1 Johdanto¹

1.1 Tutkimuksen aihe ja sisältö

Reaalikorkojen kansainvälisen yhteyden ymmärtäminen on ensiarvoisen tärkeä tekijä avotalousmakrotaloudellisten toimintamekanismien ymmärtämisessä. Pitkät reaalkorot vaikuttavat pitkän aikavälin investointi- ja säästämissä päätösten kautta keskeisesti koko kansantalouden kehitykseen. Muutokset yritysten käyttäytymisessä, kotitalouksien investoinneissa ja kestäväkulutustavaroiden kulutuksessa ovat avainroolissa suhdanteita ja talouspolitiikan vaikutuksia analysoitaessa. Viimeisten vuosikymmenien aikana reaalkoroissa on tapahtunut huomattavia muutoksia, 1970-luvun jopa negatiiviset reaalkorot nousivat 1980-luvulla ennätyskorkealle tasolle. 1990-luvun alussa reaalikorkojen trendi on ollut laskussa, vuoden 1994 korkopiikkiä lukuunottamatta. Osittain 1970- ja 1980-lukujen kehitystä voidaan selittää korkosäännöstelyllä ja sittemmin sen päättymisellä, mutta vaikuttaa kuitenkin siltä, ettei esimerkiksi Fisherin hypoteesin mukainen oletus reaalkoron vakioisesta, pääoman tuottavuutta vastaavasta tasosta ole perusteltu.

Klassisen lainarahastoteorian mukaan reaalikorko määräytyy rahoituksen kysynnän ja tarjonnan tasapainoittavaksi hinnaksi. Suljetussa taloudessa rahoituksen kysynnän kasvaessa korkotason on noustava, jotta uusi tasapaino saavutetaan. Vastaavasti myös muutokset säästämisen tarjonnassa vaikuttavat tasapainokorkotasoon. Avotalousmaassa säästämisen tarjontaan vaikuttaa kotimaisen tarjonnan lisäksi ulkomaiset pääomaliikkeet, jolloin yksinkertaisimmillaan säästämisen tarjonta on äärettömän joustavaa. Tämä ei kuitenkaan ole johtanut maakohtaisten reaalikorkojen täydelliseen yhtäläistymiseen, vaan niin reaaliset kuin nimellisetkin korot eroavat useimmiten maasta toiseen. Näitä korkopoikkeamia voidaan selittää odotetuilla valuuttakurssimuutoksilla, jotka puolestaan määräytyvät makrotaloudellisten tekijöiden perusteella.

Tämän työn tarkoituksena on tarkastella odotettuun pitkään reaalkorkoon vaikuttavia tekijöitä pienessä avotalousmaassa ja etsiä selittäjiä kansainvälisen ja maakohtaisten reaalikorkojen eroille. Tarkasteltavat maat ovat Suomi, Ruotsi ja Norja sekä Saksa, joka edustaa Pohjoismaiden kannalta kansainvälistä reaalkorkoa. Tarkastelun aikajänne (1988Q1-1997Q2) on rajattu sellaiseksi, että kaikkien tutkittavien maiden korot ovat tänä aikana olleet markkinaehtoisesti määräytyviä.

Työ etenee seuraavasti. Jaksossa 1.2 esitetään tutkimusongelma ja miten sitä pyritään tässä työssä käsittelemään. Kappaleessa 2 esitellään tarkemmin odotetun reaalkoron käsite ja esitoidaan tutkimuksessa käytettävät odotetut reaalkorot Suomen, Ruotsin, Norjan ja Saksan aineistoille. Kappaleessa 3 tarkastellaan reaalikorkojen määräytymiseen liittyviä aiempia tutkimuksia. Kappaleessa 4 esitetään estimoitava malli. Kappale 5 on työn empiirinen osuus ja kappale 6 on yhteenveto. Tämä julkaisu on lyhennetty versio kirjoittajan Joensuun yli-

¹ Kiitokset Jaakko Kianderille, Heikki A. Loikkaselle ja Matti Virénille työn kommentoinnista ja parannusehdotuksista. Vastuu kaikista tehdyistä ratkaisuksista ja mahdollisista virheistä on kuitenkin yksinomaan kirjoittajan.

opistoon tehdystä kansantaloustieteen pro gradu -työstä (Kurri 1998). Pyydettyä alkuperäinen versio on saatavissa kirjoittajalta.

1.2 Tutkimusongelma ja sen käsittely

Reaalikorkojen kansainvälistä yhteyttä tarkastellaan reaalikorkopariteetin avulla. Se voidaan jakaa kahteen osaan: nimelliseen korkopariteettiin ja ostovoimapariteettiin. Klassisen korkoteorian mukaan ostovoimapariteetti ja täydellinen pääomien liikkuvuus yhdessä merkitsevät sitä, että - maariskin puuttuessa ja inflaatio-odotusten ollessa harhattomia - maittaisten reaalikorkojen on oltava yhtä suuria. Klassisen teorian oletuksia voidaan kuitenkin kritisoida. Ensinnäkin, reaalikorko on pohjimmiltaan tulkittavissa korvaukseksi kulutuksen siirtämisestä yli ajan. Maittaisten kulutusrakenteiden erotessa toisistaan sekä kulutustottumuksissa olevien erojen että ei-vaihdettavien tuotteiden ja palveluiden takia, kansallisten kuluttajahintaindeksien perusteella lasketut inflaatiot eivät ole täysin vertailukelpoisia keskenään. Toiseksi klassisen koulukunnan oletus reaalikorkojen kansainvälisestä yhtäläistymisestä perustuu olettamukseen pääoman tuottoasteiden yhtäläistymisestä ja ostovoimapariteetista, mutta ne molemmat pätevät vain hyvin pitkällä aikavälillä jos ollenkaan.

Klassiseen lähestymistapaan perustuva kansainvälinen reaalikorkotutkimus on pyrkinyt selvittämään maakohtaisten reaalikorkojen yhtäläisyyttä. Kuitenkin lähes poikkeuksetta saadut tulokset ovat hylänneet tämän hypoteesin. 1990-luvulla on noussut esiin myös vaihtoehtoinen tutkimusasetelma, jossa kansallisten reaalikorkojen poikkeamia pyritään selittämään makrotaloudellisilla perustekijöillä (fundamenteilla). Koska viimeisten vuosikymmenien aikana maakohtaiset korkotasot, niin reaali- kuin nimelliskorotkin, ovat eronneet toisistaan huomattavasti, tuntuu järkevältä pyrkiä selittämään näiden erojen syitä. Avotaloudessa vapaiden pääomaliikkeiden vallitessa, erityisesti kelluvien valuuttakurssien vallitessa, muutokset makrofundamenteissa johtavat korkomuutosten lisäksi myös valuuttakurssimuutoksiin, tai kiinteiden valuuttakurssien kohdalla kurssiriskin muutokseen. Sekä Throopin (1994) että Pigottin (1993-94) mukaan kansalliset reaalikorot voivat tällöin poiketa toisistaan pitkiäkin aikoja, ja näitä poikkeamia voidaan selittää reaalisessa valuuttakurssissa tapahtuvien muutosten avulla.

Olettaen reaalikorkojen määräytyvän makrotaloudellisten tekijöiden perusteella klassisen pääomantuottavuus -näkökannan sijasta, mielenkiinto kohdistuu kysymykseen, onko kansallisten reaalikorkojen välillä havaittavissa konvergointia ja mitkä muuttujat vaikuttavat kansallisen reaalikoron määräytymiseen. Reaalikorkojen kansainvälistä konvergointia voidaan tarkastella tutkimalla kansainvälisen ja maakohtaisen reaalikorkoeron stationaarisuutta ja yhteisintegroituvuutta. Vahvin hypoteesi on, että kansalliset reaalikorot pyrkisivät konvergoitumaan täydellisesti kansainväliseen reaalikorkoon, eli perinteinen klassinen teesi pitäisi paikkansa. Tilastollisesti tätä voidaan tarkastella testaamalla kansallisten ja kansainvälisen reaalikorkojen poikkeamien stationaarisuutta. Jos poikkeama on stationaarinen, ko. aikasarjojen erotuksen odotusarvo on nolla, ja ne voivat poiketa keskenään vain satunnaisesti. Heikompi muoto koskee aikasarjojen yhteisintegroituvuutta. Jos aikasarjat ovat yhteisintegroituneita, niillä voi olla nollasta poikkeava erotus, mutta kuitenkin taipumus konvergoitua kohti jonkinlaista keskinäistä tasapainosuhdetta. Tämä muoto sallii esimerkiksi inflaatiota mittaavien kulutuskorien eroista johtuen kansallisten reaalikorkojen poikkeavan

pysyvästi toisistaan, mutta mahdollistaa kuitenkin selkeän keskinäisen tasapainosuhteen olemassaolon.

Tätä tarkastelua edelleen kehiteltäessä voidaan etsiä yhteisintegroituja kombinaatioita useamman eri aikasarjan väliltä. Tätä lähestymistapaa sovelletaan myös tässä työssä. Kansallista reaalkorkoa pyritään siis selittämään kansainvälisen reaalkoron lisäksi kansallisissa makrotaloudellisissa muuttujissa tapahtuvien muutosten avulla.

2 REAALIKORON KÄSITE JA SEN MITTAAMINEN

2.1 Reaalikoron käsite ja estimoiminen

Teoriaa inflaation, nimelliskoron ja reaalikoron välisestä yhteydestä kutsutaan fisheriläiseksi korkoteoriaksi Irving Fisherin mukaan. Säästämisen ollessa kulutuksen siirtämistä tulevaisuuteen, kertoo juuri reaalikorko, kuinka suuren korvauksen kuluttaja säästämistään seuraavalla periodilla saa. Nimellinen korko voidaan jakaa reaalisesta korkoon ja odotettuun inflaatioon Fisherin identiteetin mukaisesti:

$$(2.1.1) \quad i_t = (1 + r_t)(1 + \pi_t^e) - 1 \cong r_t + \pi_t^e,$$

jossa i_t on nimellinen korkotaso hetkellä t , r_t reaalin korko samalla hetkellä, ja π_t^e hetkellä t muodostetut inflaatio-odotukset sijoitusperiodille. Fisherin hypoteesin mukaisesti inflaatio luo kiilan nimellisen ja reaalin koron välille².

Koska markkinoilla havaittavat korot ovat nimellisiä korkoja³, eikä markkinoilla vallitsevista inflaatio-odotuksista yleensä ole luotettavia havaintoja, ei odotettu reaalikorko ole suoraan havaittavissa. Useissa viimeaikaisissa tutkimuksissa inflaatio-odotukset on estimoitu Hodrick-Prescott -suotimen avulla⁴. Sitä sovellettaessa ideana on pyrkiä erottamaan havaitusta inflaatiosta inflaatio-odotukset kaksisuuntaiseen liukuvaan keskiarvoon perustuvan menetelmän avulla. Correia-Nunesin ja Stemionoksen (1995, s. 434-435) mukaan näin aikaansaadut inflaatio-odotukset reagoivat sekä menneisiin että odotettuihin tapahtumiin, eli käyttävät rationaalisten odotusten mukaisesti kaikkea saatavilla olevaa informaatiota hyväksien. Myös tässä työssä odotettu reaalikorko estimoidaan ensisijaisesti Hodrick-Prescott -suotimen avulla. Vaihtoehtoisena menetelmänä vertailtavuuden saavuttamiseksi kokeillaan myös historialliseen, kolmen viimeisen vuoden toteutuneen inflaatiokehityksen keskiarvoon pohjautuvaa reaalikorkoa.

2.2 Odotetun pitkän reaalikoron estimointi tutkimuksen aineistolla

Tässä tutkimuksessa pyritään selvittämään Suomen, Ruotsin, ja Norjan odotettujen pitkien reaalikorkojen määräytymiseen vaikuttavia tekijöitä 1988-1997. Näiden maiden lisäksi odotettu pitkä reaalikorko estimoidaan Saksalle, sillä sen korkotaso toimii muissa Euroopan maissa vallitsevan korkotason lähtökohtana, josta muiden maiden korkotason oletetaan eroavan maakohtaisten riskitekijöiden verran. Saksan hallitsevaa asemaa voidaan perustella ensinnäkin sillä, että se on Euroopan suurin talous ja sen pääomamarkkinat ovat erittäin hyvin

² Tarkasti ottaen Fisherin identiteettiä sovellettaessa tulisi ottaa huomioon myös verot, mutta yksinkertaisuuden vuoksi tässä työssä Fisherin identiteettiä sovelletaan sellaisenaan.

³ Markkinoilla vallitseva odotettu reaalikorko olisi havaittavissa suoraan indeksisidonnaisista velkakirjoista. Ne ovat kuitenkin maailmanlaajuisestikin tarkasteltuna harvinaisia, Iso-Britannian lisäksi niitä noteerataan mm. Australiassa. Tässä tutkimuksessa tarkasteltavien maiden, Suomen, Ruotsin, Norjan ja Saksan osalta indeksisidonnaisia velkakirjoja ei tarkasteluperiodilla ole - ainakaan kaikkien maiden osalta - noteerattu, joten tämä vaihtoehto ei ole käytettävissä.

⁴ Esim. Correia-Nunes ja Stemionitsits (1995), Orr ym. (1995), ja Krämer (1996).

toimivat. Maailman pääomamarkkinat ovat tällä hetkellä selkeästi kolminapaiset, kolmen päävaluutan ollessa Yhdysvaltojen dollari, Japanin jeni ja Saksan marka. Näistä dollari on hyvin vahva valuutta koko maailmassa, kun taas Saksan marka ja jeni ovat alueellisia ankurivaluuttoja. Toiseksi EMUn lähestyminen ja se seikka, että tulevan Euroopan keskuspankin uskotaan jatkavan Bundesbankin politiikkaa, on korostanut Saksan johtavaa asemaa Euroopan pääomamarkkinoilla 1990-luvun aikana. Vapaiden pääomaliikkeiden vallitessa yksittäisen pienen maan velkapapereiden reaalityttövaatimus määräytyy kansainvälisillä pääomamarkkinoilla, josta se voi kuitenkin poiketa riskilisän verran.

Talusteorian kannalta tarkasteltuna EMU tuo omat näkökohtansa inflaatio-odotusten estimoinnille. Koska EMU-mailla on yhteinen rahapolitiikka, pitkällä aikavälillä niiden odotettujen inflaatioiden tulisi konvergoitua. Tämän tutkimuksen maiden osalta tämä tarkoittaa sitä, että esimerkiksi Suomen EMU-jäsenyyden todennäköisyyden kasvaessa ainakin pitkän aikavälin inflaatio-odotusten tulisi konvergoitua kohti odotettua EMU-alueen inflaatiovauhtia. EMU-alueen odotettu inflaatiovauhti on kuitenkin käsitteenä hieman epäselvä. Euroopan keskuspankin päätehtävä on hintavakauden säilyttäminen, mutta esimerkiksi mitään tarkkaa inflaatiotavoitetta tms. ei ole vielä määritelty. Toisaalta, jos EKP pyrkisi jatkamaan Saksan keskuspankin viitoittamalla tiellä, olisivat Saksan inflaatio-odotukset luonnollinen mitta, johon muiden maiden inflaatio-odotukset konvergoituisivat. Tämän tutkimuksen osalta soveltamista hankaloittaa vielä erilaiset odotukset tarkasteltavien Pohjoismaiden EMUun liittymisestä, joten odotetut inflaatiot estimoidaan tavanomaisesti aikasarjamallien avulla maakohtaisesti.

Korkosarjoina käytetään 10 vuoden valtion velkakirjalainojen kuukausittaisten markkinanoteerausten aritmeettisiä keskiarvoja, tosin Suomen osalta aikasarjan alkujaksolla 1988Q1-1990Q4 joudutaan käyttämään 5 vuoden vastaavia arvoja, sillä 10 vuoden jälkimarkkinanoteerauksia ei Suomessa ennen vuotta 1991 ole saatavilla. Tarkemmat tiedot käytetyistä aikasarjoista on esitetty liitteessä 1.

Hodrick-Prescott -suodinta sovellettaessa ideana on pyrkiä erottamaan havaitusta inflaatiosta inflaatio-odotukset. Havaittu inflaatio π koostuu sekä odotetusta osasta π^e että odottamasta π^u :sta:

$$(2.2.1) \quad \pi_{t+j} = {}_t\pi_{t+j}^e + \pi_{t+j}^u$$

jossa alamerkinä t tarkoittaa tämänhetkistä periodia, ja $t+j$ mielenkiinnon kohteena olevaa ajanjaksoa. Toteutunut inflaatio ko. ajanjaksolle $t+j$ koostuu siis sekä hetkellä t muodostetuista odotuksista että odottamattomasta satunnaiskomponentista. Hetkellä $t+j$ ekonometrikko voi havaita ainoastaan π :n, muttei kumpaakaan sen komponenteista π^e ja π^u . Mutta jos hintataso on jäykkä, voidaan soveltaa mukautumissääntöä jonka avulla odotettu inflaatio muuttuu tasaisesti yli ajan. Ko. mukautumissääntö vastaa seuraavan minimointiongelman ratkaisua:

$$(2.2.2.) \quad \text{Min} \sum_{t=1}^T (\pi_t - \pi_t^e)^2 + \lambda \sum_{t=1}^T [(\pi_{t+1}^e + \pi_t^e) - (\pi_t^e - \pi_{t-1}^e)]^2.$$

Ongelmana on siis valita odotettu inflaatio π^e siten, että sen ja havaitun inflaation poikkeamien neliösumma minimoituu ehdollisena odotetussa inflaatiossa tapahtuvien muutosten neliösummalle. Lagrangen kerroin λ on positiivinen luku, joka rankaisee odotetussa inflaatiossa tapahtuneista muutoksista: aikasarjan ollessa annettu mitä suurempi λ , sitä tasaisempi on inflaatio-odotus -sarja. Kertoimen arvoksi Hodrick ja Prescott suosittavat vuosiaineistolle arvoa 100, neljännesvuosiaineistolle 1600, sekä kuukausiaineistolle arvoa 14400. Tässä työssä noudatetaan Hodrickin ja Prescottin suosittamaa arvoa neljännesvuosiaineistolle sellaisenaan⁵. Minimointiongelman ensimmäisen asteen ehdoksi muodostuu neljännen asteen differenssiyhtälö, josta voidaan ratkaista⁶ muoto:

$$(2.2.3.) \quad \pi^e = \sum_{j=-\infty}^{+\infty} \alpha_{|j|} \pi_{t+j},$$

missä parametri α riippuu Lagrangen kertoimen arvosta. (Correia-Nunes ja Stemitsiotis 1995, s. 433-434, sekä King ja Rebelo 1993, s. 209-218)

Yhtälö (2.2.3.) on kaksisuuntainen liukuva keskiarvo, joka ottaa huomioon menneiden tapahtumien lisäksi myös tämänhetkiset ja tulevat tapahtumat rationaalisten odotusten mukaisesti. On huomattava, että kyseessä on kuitenkin vain mekaaninen keino eristää jo toteutuneesta inflaatiosta odotettu inflaatio. Suodatuksen perustuessa siihen, että hetkellä t tiedetään koko periodin $t+j$ inflaatiokehitys, ei sen avulla ole mahdollista eristää estimointiperiodin lopussa vallitsevia inflaatio-odotuksia. Aiemmissä tutkimuksissa⁷ inflaatio-odotukset on suodatettu suoraan aikasarjasta, joka ulottuu tarkasteluajanjakson alusta hetkestä $t-n$ aikasarjan loppuun. Koska Hodrick-Prescott -suodin pyrkii minimoimaan koko aikasarjan inflaatio-odotusten ja vallitsevan inflaation erotuksen, voi tämä johtaa sarjan lopussa täysin väärin inflaatio-odotuksiin. Tässä tutkimuksessa käytettyjä aikasarjoja käsiteltäessä kävi ilmi, että pelkällä mekaanisella suodatuksella esimerkiksi Suomessa aikasarjan lopussa vallitsevat inflaatio-odotukset olisivat olleet lähellä nollaa, ja Ruotsin osalta negatiivisia, vaikka esimerkiksi OECD:n mukaan Suomessa odotettu inflaatio vuosille 1998-99 on noin 2 prosenttia, ja Ruotsille jotakuinkin samaa luokkaa. Tämän takia havaittua toteutunutta inflaatiokehitystä kuvaavia aikasarjoja on jatkettu vuoden 1999 loppuun asti OECD:n inflaatioennusteiden avulla, ja vasta näin aikaansaatu pidennetty aikasarja on HP-suodatettu⁸. Suodatettavan aikasarjan on ulotuttava myös taaksepäin riittävän kauaksi, jotta vastaavilta ongelmilta vältytään⁹. Teknillisen merkityksen lisäksi riittävän pitkän taaksepäin ulottuvuu-

⁵ Esimerkiksi Leppä (1995) kokeilee neljännesvuosiaineistolle suositetun 1600 lisäksi lambda arvoja 600, 60, 6 ja 2. Hän ei kuitenkaan esitä tilastoteoreettisia perusteita ko. arvoille, vaan pyrkii yksinkertaisesti saamaan muodostamansa inflaatio-odotukset käyttäytymään regressioissa mahdollisimman hyvin talousteorian mukaisesti.

⁶ Välivaiheista tarkemmin ks. esim. King ja Rebelo (1991) s. 217-218 sekä Correia-Nunes ja Stemitsiotis (1995) s. 434.

⁷ Ks. esim. Correia-Nunes ja Stemitsiotis (1995), Orr et al. (1995) ja Krämer (1996).

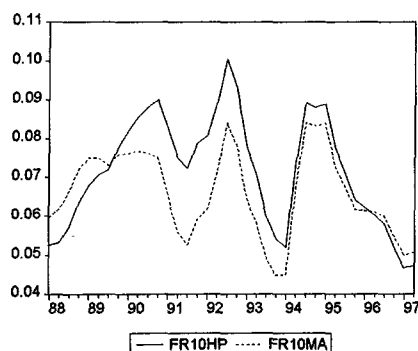
⁸ Esimerkiksi Krämer (1996) vertailee Ison Britannian HP-suodatettua ja indeksisidonnaisista obligaatioista johdettuja inflaatio-odotuksia. Aikasarjat käyttäytyvät hyvin samankaltaisesti aivan aikasarjojen loppuosaa lukuunottamatta; ero selittyy mielestäni juuri HP-suotimen mekaanisella käytöllä.

⁹ Esimerkiksi Ruotsin inflaatiovauhti notkahti vuoden 1985 n. 7 prosentista n. 2 prosenttiin vuonna 1987, palatakseen jälleen 1989 takasin yli 6 prosentin tasolle. Tällöin saadut inflaatio-odotukset eroavat huomattavan paljon riippuen siitä, kuinka pitkää aikasarjaa käytetään.

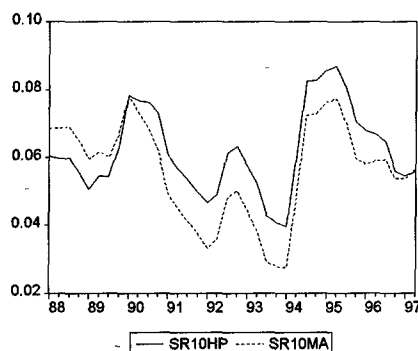
den voi tulkita kuvaavan maan inflaatiohistorian merkitystä ja keskuspankkia kohtaan tunnetun luottamuksen hidasta muodostumista.

Hodrick-Prescott -suodatettujen inflaatio-odotusten ja vallitsevan inflaation avulla aikaansaadut reaalkorkoestimaatit on esitetty kuvassa 2.2.1.

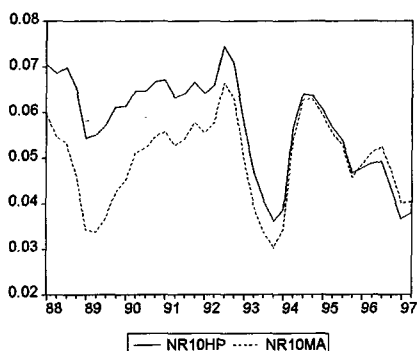
Kuva 2.2.1: Odotettu pitkä reaalkorko tarkastelumaissa 1988Q1-1997Q2 Hodrick-Prescott-suotimen (R10HP) ja toteutuneen viimeisen kolmen vuoden inflaatiokeskiarvon avulla estimoituina (R10MA).



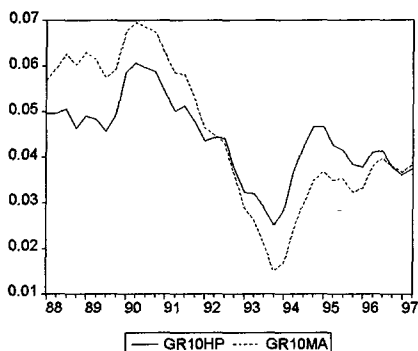
Suomi



Ruotsi



Norja



Saksa

Kuten kuvista on havaittavissa, eroavat eri menetelmillä saadut reaalkorkoestimaatit toisistaan jonkin verran¹⁰. Tilanteen tekee ongelmalliseksi se, ettei oikeita odotetun reaalkoron arvoja ole saatavissa, joten ei voida tietää kumpi estimaateista on lähempänä oikeaa¹¹. Vaik-

¹⁰ Suomen aineistolla estimaattien poikkeaman keskiarvo (Hp-suodatettu - toteutuneen inflaation kolmen vuoden liuku keskiarvo) on 0.0057, Ruotsille 0.0059, Norjalle 0.0077 ja Saksalle -0.0012. Vastaavat keskipoikkeamat ovat 0.0090, 0.0081, 0.0074 ja 0.0084.

¹¹ Oikean reaalkoron käsite on tietysti ongelmallinen, koska inflaatio-odotusten muodostumiseen vaikuttavat enemmän tai vähemmän myös subjektiiviset näkemykset.

kei asiaa olekaan näissä kuvissa esitetty, on syytä huomauttaa Hodrick-Prescott -suotimen avulla saatujen reaalikorkoestimaattien olevan lähempänä kulloinkin vallitsevan inflaation avulla saatavia reaalikorkoja kuin viimeisen kolmen vuoden liukuvaan keskiarvoon perustuvat estimaatit¹².

¹² Kappaleen 5.1. kuvassa 5.1.2 on esitetty kunkin maan vallitseva inflaatio, sen viimeisen kolmen vuoden keskiarvo ja Hodrick-Prescott -suotimen avulla saadut inflaatio-odotukset.

3 AIKAISEMPIA TUTKIMUKSIA

Barro ja Sala-i-Martin (1990) etsivät syitä sille, miksi reaalikorkotasoa oli 1980-luvulla huomattavasti edeltäviä vuosikymmeniä korkeammalla tasolla. Tutkimuksen aineisto koostuu vuosihavainnoista 1959-1988 yhdeksästä OECD -maasta¹³, jotka tekijät yhdistävät yhdeksi suljetuksi taloudeksi. Barro- ja Sala-i-Martin johtavat säästämis- ja investointifunktiot, joiden ratkaisuna lyhyt (3 kk) ex ante -reaalikorko määräytyy viivästettyjen osakekurssin, öljyn hinnan, investointiasteen, reaalikoron, rahan tarjonnan ja finanssipoliikan¹⁴ perusteella. Reaalikorkoa selitettäessä tekijät saavat tilastollisesti merkitseviksi selittäviksi muuttujiksi osakekurssin ja öljyn hinnan, molemmat positiivisina. Rahan tarjonta saa negatiivisen ja merkitsevän estimaatin; sen sijaan julkisen sektorin muuttujat eivät ole merkitseviä.

Knot (1995) on soveltanut Barron ja Sala-i-Martinin tutkimusta Eurooppaan, muodostaen alueelle talouden joka koostuu neljästä maasta: Ranskasta, Saksasta, Alankomaista ja Iso-Britanniasta. Tarkasteltava ajanjakso on 1959-1990 vuosihavaintoina. Knot johtaa Barron ja Sala-i-Martinin mallin kaltaisen säästämis-investointi -kehikon, jota täydennetään lisäksi kansainvälisillä pääomaliikkeillä. Myös tässä työssä tutkitaan lyhyiden (3kk) reaalikorkojen määräytymistä, mutta nettotuottona eli koroista vähennetään myös verot. Knotin tutkimuksen mukaan Euroopan veron jälkeiseen lyhyeen reaalikorkotasoon vaikuttavat aikaisempi reaalikorkotasoa, reaaliset osaketuotot, tilapäinen tulo, odotettu inflaatio, rahan tarjonta ja öljyn hinnan muutokset. Kansainvälistä korkoa edustavan USA:n korkotason vaikutus jää pienehköksi; Knot uskoo asian johtuvan tutkimuksen ajanjaksosta, pääomaliikkeiden oltua vielä suurelta osin säännösteltyjä tutkimuksen ensimmäisellä puoliskolla.

Howe ja Pigott (1991) tutkivat pitkän (10 vuotta) reaalikoron määräytymistä USA:n, Japanin, Saksan, Ison-Britannian ja Ranskan neljännesvuosiaineistolla 1975-1991. He pyrkivät erottamaan virhekorjausmallituksen avulla toisistaan reaalikoron trendimuutokset sekä poikkeamat tämän trendin ympärillä. Tutkimuksessa oletetaan (implisiittisesti) kunkin maan olevan suljettu talous, joten reaalikoron trendin oletetaan riippuvan maan säästämisasteesta, reaalisesta pääoman tuottavuudesta sekä pitkien velkakirjojen riskistä. Reaalikoron lyhyen aikavälin vaihteluja selitetään em. fundamenttiyhtälön lisäksi virhekorjausmallilla, johon on lisätty muuttujiksi finanssi- ja rahapolitiikan sekä korkokäyrän jyrkkyyden muutokset.

Orr ym. (1995) kehittävät Howen ja Pigottin mallia tutkiessaan pitkien reaalikorkojen määräytymiseen vaikuttavia tekijöitä 17 OECD maan neljännesvuosiaineistolla 1981Q2 - 1994Q2. Tekijät estimoivat inflaatio-odotukset Hodrick-Prescott -suotimen avulla. Tutkimuksessa pitkän aikavälin muuttujien¹⁵ vaikutus estimoidaan paneeliestimointina. Orr ym. olettavat sijoittajien hinnoittelevan fundamenttimuuttujien korkovaikutuksen samalla tavoin kaikissa maissa. Lyhyen aikavälin poikkeamia selitetään em. yhtälön virhekorjaustermin ja kaikkien pitkän aikavälin selittäjien differenssien lisäksi lyhyen korkotason ja valuutta-

¹³ Maat ovat Belgia, Kanada, Ranska, Saksa, Japani, Alankomaat, Ruotsi, Iso-Britannia ja USA.

¹⁴ Estimoinneissa Barro ja Sala-i-Martin käyttävät sekä budjettivajetta että velkaa suhteessa BKT:hen

¹⁵ Pitkän aikavälin kehitykseen vaikuttavina muuttujina Orr ym. käyttävät pääoman tuottavuutta, riskiä, vaihtotasetta, valtion velkaa/vajetta, rahapolitiikan riskiä kuvaava 10 vuoden inflaation liukuvan keskiarvon ja tämänhetkisen odotetun inflaation erotusta, sekä pienten maiden kohdalla lähimmän G3 maan korkotasoa.

kurssin muutoksilla. Lyhyen aikavälin estimoinneissa muuttujien annetaan määräytyä maa-kohtaisesti vapaasti. Tutkimuksen mukaan pääoman tuottoaste, maan inflaatiohistoria, vaihtotase ja julkinen velka ovat tärkeitä tekijöitä ex ante reaalikoron määräytymiseen, sekä yksinään että suhteessa toisiinsa. Kuitenkin muutokset näissä muuttujissa selittävät vain pienen osan reaalikoron lyhyen aikavälin liikkeistä, trenditason ja vallitsevan tason välisen erotuksen ollessa pitkiä aikoja hyvinkin suuri. Niinpä muutokset neljännesperiodien välillä johtuvat tekijöiden mielestä suureksi osaksi muutoksista markkinoiden odotuksissa.

Tarditi (1996) soveltaa Orr ym. tutkimusta yhden maan aikasarjamallina paneeliestimoinnin sijaan. Tarkastelun kohteena on Australian pitkä reaalikorko 1981Q1-1995Q2, ja selittävinä muuttujina käytetään samoja Orr ym. käyttämiä muuttujia. Tarditi kiinnittää suurta huomiota inflaatio-odotusten mallintamiseen ja tutkii useiden eri vaihtoehtojen tuottamia tuloksia. Ensimmäisessä versiossa odotettua reaalikorkoa selitetään inflaatiomuuttujan kymmenen vuoden liukuvan keskiarvon ja Hodrick- Prescott -suotimella estimoidun kymmenen vuoden odotetun inflaation erotuksen avulla. Tarditi ei kuitenkaan ole täysin tyytyväinen tulokseen, vaan päätyy ennustamaan inflaatiota Markovin menetelmällä, jota voitaneen pitää P* -mallin kaltaisena inflaatioennustustekniikkana. Eri varianteista parhaaksi osoittautuu vuoden päähän ulottuvaan tuotantokuiluun perustuva Markov-tekniikka. Lopullisessa muodossa virheenkorjausmallissa selitettävänä muuttujana on nimellinen kymmenen vuoden korkotaso ja selittäjinä virheenkorjausterminä viivästetty korkotaso, inflaatioennuste, pääoman tuotto, sekä ulkomainen (USA) reaalikorkotaso. Differenssimuotoisina selittäjinä ovat Australian reaalikorkotasoa ensimmäisenä ja toisena viipeenä, inflaatio-odotusten ensimmäinen viive ja BKT:n kolmas viive. Reaalikoron käyttäytymistä tutkitaan testaamalla Fisherin hypoteesia inflaatio-odotusten täydellisestä välittymisestä nimelliseen korkotasoon.

Suomen osalta reaalikoron määräytymistä ei tässä työssä käsitellyllä tavalla ole ilmeisesti aiemmin tutkittu, sen sijaan nimelliskorkojen määräytymisestä on olemassa useita tutkimuksia¹⁶. Tämä tutkimus pohjautuu menetelmiltään Howen ja Pigottin (1992/1993) yhteisintegroituvuutta hyödyntävään lähestymistapaan, jota myös Orr ym. (1995) ja Tarditi (1996) ovat edelleen kehittäneet.

¹⁶ Ks. Esim. Leppä (1995), Hukkinen ja Koskela (1995), Hukkinen (1997) ja Täppinen ym. (1997).

4 ESTIMOITAVA MALLI

Käytettävissä olevasta pienestä havaintomäärästä johtuen ($n=38$) empiiristä tarkastelua silmällä pitäen mahdolliset mallispesifikaatiot pyritään pitämään mahdollisimman yksinkertaisina. Lisäksi muuttujat on pyritty valitsemaan sellaisiksi, että ne ovat mahdollisimman yksikäsitteisesti ja luotettavasti mitattavissa.

Estimoitavat maakohtaiset mallit ovat muotoa

$$(4.1) \quad r_{ti}^e = \alpha + \beta_{1i} r_t^{eg10} + \beta_{2i} def_{ti} + \beta_{3i} bkt_{ti} + \beta_{4i} r_{ti}^3 + u_{ti},$$

missä r_{ti}^e on maan i 10 vuoden odotettu reaalikorko, r_t^{eg10} Saksan odotettu 10 vuoden reaalikorko, r_{ti}^3 maan i 3 kuukauden reaalikorko, def_{ti} budjettialijäämä suhteessa bruttokansantuotteeseen määriteltynä siten että vaje on positiivinen luku, ja bkt_{ti} bruttokansantuotteen vuosimuutos. u_{ti} on hyvinkäyttävä virhetermi.

Estimoitavan mallin kaikkien muuttujien kertoimien etumerkkien odotetaan olevan positiivisia. Tarkemmin sanottuna Saksan odotetun 10 vuoden reaalikoron odotetaan olevan pääte-kijä maakohtaisten odotettujen 10 vuoden reaalikorkojen määräytymisessä, ja sen kertoimen odotetaan olevan lähellä yhtä. Muiden muuttujien osalta lyhyellä reaalikorolla odotetaan lyhyellä aikavälillä (neljännesvuosiaineisto) olevan positiivinen vaikutus pitkään reaalikorkoon. Rahapolitiikan vaikutusten uskotaan heijastuvan ensisijaisesti valuuttakurssiodotusten kautta¹⁷, inflaatio-odotusten sopeutuessa nopeasti rahapolitiikan suoran vaikutuksen pitkään reaalikorkoon jäädessä hyvin pieneksi. Päätelmää tukee esimerkiksi Täppinen ym. (1997) Suomen aineistolla tekemä tutkimus, jossa lisättäessä estimoitavaan malliin lyhyt korko, siinä mukana ollut valuuttakurssin muutoksen kerroin ei enää poikennut tilastollisesti merkitsevällä tavalla nolasta. Valuuttakurssiodotuksia ei tässä tutkimuksessa eksplisiittisesti sisällytetä estimoitavaan malliin niiden vaikean mallinnettavuuden takia, vaan niiden oletetaan määräytyvän mallissa mukana olevien makrotaloudellisten muuttujien perusteella. Valtion budjettivajeen korkoja nostava vaikutus riippuu Ricardolaisen ekvivalenssiteoreemasta: jos se pitää paikkansa ei valtion budjettivajeella ole vaikutusta pitkään reaalikorkoon. Bruttokansantuotteen vaikutusta korkotasoon voidaan perustella esimerkiksi Keynesin likviditeettipreferenssiteorian mukaisesti rahan kysyntämuutosten kautta tai lainarahastomallin mukaan investointien ja säästämisen kautta. Likviditeettipreferenssi-lähestymistavan mukaan bruttokansantuotteen nousu nostaisi korkotasoa. Sen sijaan lainarahastomallissa vastaavan muutoksen vaikutus jää epäselvemmäksi. Jos investointien reaali-korkoherkkyys on säästämisen reaali-korkoherkkyyttä suurempi, bruttokansantuotteen kasvu nostaa reaali-korkoa. Joustojen (itseisarvojen) ollessa päinvastaisia bruttokansantuotteen kasvu laskee reaali-korkotasoa.

¹⁷ Estimointiajanjaksolla on kaikissa maissa ollut käytössä sekä kelluva että kiinteä valuuttakurssi. Tästä huolimatta valuuttakurssin muutosodotukset ovat esimerkiksi Suomessa olleet myös kiinteän valuuttakurssijärjestelmän aikana ajoittain huomattavan korkeat, ks. esim. Kajanoja (1994) s. 53-60.

Tavanomainen OLS-estimointi ei sovellu epästationaarisille aikasarjoille¹⁸. Jos tutkittavat aikasarjat ovat epästationaarisia, sovelletaan aineistoon yhtälöstä (4.1) johdettua virheenkorausesitystä:

$$(4.2) \quad \Delta r_{ti}^e = \alpha + \beta_1 \Delta r_t^{eg10} + \beta_2 \Delta def_{ti} + \beta_3 \Delta bkt_{ti} + \beta_4 \Delta r_{ti}^3 + \beta_5 u_{ti-1} + \varepsilon_{ti}.$$

Malli on muuten sama kuin (4.1), mutta se on estimoitu differenssimuodossa ja siihen on lisätty virheenkoraustermi u_{ti-1} , joka on tasoregressiosta estimoitu virhetermi yhdellä periodilla viivästettynä. ε_{ti} on (4.2):n varsinainen virhetermi. Ellei yhtälön (4.2) virheenkoraustermi ole stationaarinen, mallin muuttujat eivät ole yhteisintegroituneita. Tällöin on tyydyttävä käyttämään yhtälöä (4.2) ilman virheenkoraustermiä, eli tavanomaisena differenssimallina.

¹⁸ Epästationaarisista aikasarjoista ja niiden käsittelystä ks. esim. Rao (1994) ja Campbell ja Perron (1991).

5 EMPIIRINEN ANALYYSI

5.1 Aineisto

5.1.1 Aineiston kuvaus

Käytettävä aineisto koostuu Suomen, Ruotsin, Norjan ja Saksan aikasarjoista. Sarjat ovat neljännesvuosiaineistoa ajalta 1988Q1-1997Q2. Ajanjakso on valittu siten, että kaikkien tarkastelumaiden pitkät korot määräytyvät markkinaehtoisesti. Ruotsissa ja Norjassa pääosa korkojen määräytymisen markkinaehtoisuutta rajoittavista säännöksistä poistettiin 1985. Suomessa lyhyiden Helibor -korkojen noteeraaminen aloitettiin 1987 ja vuodesta 1988 lähtien myös Suomen osalta on saatavissa pitkien korkojen jälkimarkkinanoteerauksia. Ajanjakso on kuitenkin varsin ongelmallinen: poikkeuksellisen yleisen talouskehityksen lisäksi ajanjaksoon sisältyy myös useita valuuttakurssiregiimin muutoksia. Tarkasteltavien maiden osalta korkojen markkinaehtoisuuden lyhyestä historiasta johtuen tähän on kuitenkin tyydyttävä. Tarkasteluajanjaksolla Suomen markka on revalvoitu maaliskuussa 1989 noin 4 prosentilla, kytketty yksipuolisella kytkennällä vallitsevalla kurssilla Ecuun kesäkuussa 1991, devalvoitu lyhyen kellutuksen jälkeen marraskuussa 1991 noin 12 prosentilla, laskettu uudelleen kellumaan syyskuussa 1992 sekä kytketty ERMiin lokakuussa 1996. Ruotsin kruunu kytkettiin Ecuun toukokuussa 1991 ja laskettiin kellumaan marraskuussa 1992. Norjan kruunu kytkettiin Ecuun lokakuussa 1991 ja laskettiin kellumaan joulukuussa 1992.

Kuten jo estimoitavaa mallia perusteltaessa esitettiin, oletetaan kunkin tutkitun Pohjoismaan odotetun pitkän reaalkoron riippuvan sekä Euroopan korkoja yleisesti dominoivasta Saksan odotetusta pitkästä reaalkorkotasosta että maakohtaisista tekijöistä. Näitä ovat rahapolitiikka kuvaava lyhyt reaalkorko, finanssipolitiikka kuvaava valtion budjettivaje suhteessa bruttokansantuotteeseen, sekä neljännesvuosittaisen kausitasoitettun bruttokansantuotteen vuosimuutos. Käytettävät aikasarjat ovat kuukausinoteerauksien aritmeettisiä keskiarvoja. Tarkastelun pääpaino on Hodrick-Prescott -suotimen avulla estimoitujen inflaatio-odotusten avulla muodostettujen reaalkorkoestimaattien tarkastelussa. Vertailun vuoksi mallit estimoidaan myös taaksepäin katsovilla, viimeisen kolmen vuoden inflaation aritmeettisiin keskiarvoihin perustuvilla reaalkoroilla. Tarkemmat tiedot käytetyistä aikasarjoista on esitetty liitteessä 1.

Saksan pitkänä odotettuna reaalkorkona käytetään 10 vuoden valtion velkakirjalainan jälkimarkkinanoteerauksia vähennettynä kuluttajahintaindeksin vuosimuutoksesta Hodrick-Prescott -suotimen tai vaihtoehtoisesti viimeisen kolmen vuoden inflaation liukuvan keskiarvon avulla muodostetuilla inflaatio-odotuksilla.

Suomen osalta pitkänä korkona käytetään 10 vuoden valtion velkakirjalainan jälkimarkkinanoteerauksia. Koska Suomessa ei 10 vuoden korkoa ollut olemassa kuin 1991 tammi-kuusta alkaen, on sarjan alkuosana käytetty 5 vuoden vastaavaa korkoa. Menettelyä voi perustella sillä, että vuoden 1991 aikana 5 ja 10 vuoden koroissa ei ollut mainittavia eroja, joten sarjat voidaan yhdistää toisiinsa ilman katkosta aikasarjassa; vasta 1992 alkaen aikasarjojen kehitykset eroavat toisistaan. Lisäksi koska tarkasteluperiodin alkupuolella 5 vuo-

den korko oli pisin olemassa oleva korko, on se relevantti pitkä korko ko. ajanjaksolle. Inflaatio-odotukset on muodostettu kuluttajahintaindeksin vuosimuutoksesta Hodrick-Prescott-suotimen tai vaihtoehtoisesti viimeisen kolmen vuoden inflaation liukuvan keskiarvon avulla. Lyhyenä reaalikorkona käytetään 3 kuukauden Helibor-korkoa, josta on vähennetty vallitseva vuosi-inflaatio. Valtion budjettivajeena käytetään 12 kuukauden valtion tulojäämän liukuvaa summaa jaettuna liukuvalla 12 kuukauden bruttokansantuotteen summalla. Budjettivaje on lisäksi määritelty siten, että vaje on positiivinen luku. Bruttokansantuotteena käytetään sen 12 kuukauden muutosta.¹⁹

Ruotsin muuttujat vastaavat Suomen muuttujia, mutta siellä 10 vuoden korko on normaalisti noteerattu markkinahavainto koko tarkasteluperiodin ajan.

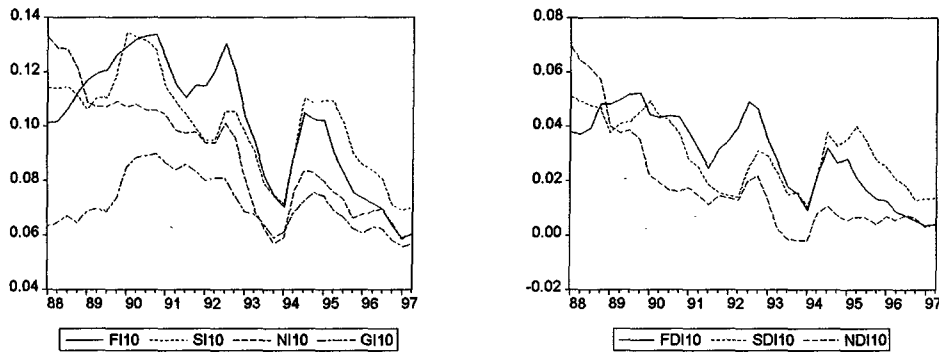
Myös Norjan osalta muuttujat vastaavat kuin Ruotsin muuttujia, mutta Norjasta ei ollut saatavilla budjettivajetta kuin vuosittaisena prosenttiarvona²⁰ suhteessa bruttokansantuotteeseen. Lisäksi vuoden 1997 budjettivajeesta on tätä kirjoitettaessa olemassa vain koko vuotta koskeva ennuste, jona käytetään OECD:n julkaisemaa arvoa. Vuosiaineistosta on konstruoitu neljännesaineisto siten, että kunkin saatavilla olleen vuosikeskiarvon on oletettu vallinneen kaikkien vuosineljännesten ajan. Tämän jälkeen arvoille on laskettu neljän periodin liukuva keskiarvo.

Tarkasteltavien Pohjoismaiden pitkä nimellinen korkotasoa on kehittynyt Suomessa ja Ruotsissa samankaltaisesti, Norjan tilanteen poiketessa niistä selvästi. Aikasarjat on esitetty kuviossa 5.1.1. Ensimmäisenä huomio kiinnittyy lähtötilanteeseen: Pohjoismaiden pitkät korot lähtevät huomattavan korkealta tasolta Saksan korkoihin verrattuna. Suomen osalta pitkien korkojen huipputaso saavutettiin vuoden 1990 viimeisellä neljänneksellä ja Ruotsissa saman vuoden ensimmäisellä neljänneksellä. Sen sijaan Norjan yleistrendi on koko 1990-luvun alun osalta laskeva. Tämän lisäksi, ilmeisesti devalvaatiospekulaatioiden vuoksi Suomen ja Ruotsin korkotasot olivat selvästi Saksan korkotason yläpuolella aina syksyyn 1992 asti, jolloin Suomen markan ja Ruotsin kruunun kellumaan laskeminen ja voimakas devalvoituminen johtivat korkotason alenemiseen. Vuonna 1994 maailmanlaajuisen korkojen nousun yhteydessä Suomen ja Ruotsin korot nousivat huomattavasti Saksan korkoa enemmän. Samanaikaisesti Norjan 10 vuotinen korkotasoa on ollut huomattavasti lähempänä Saksan korkoa, vaikkakin 1990-1992 myös sen osalta on selvä premio Saksan korkoihin verrattuna havaittavissa. Tämän jälkeen Norjan korot käyvät jopa Saksan korkojen alapuolella ja vuoden 1994 korkopiikki jää huomattavan laimeaksi muihin kahteen tarkastelumaahan verrattuna. Maakohtaiset korkopremiot käyvät selvästi ilmi myös kuvion 5.1.1 oikeanpuoleisesta kuvasta, jossa on esitetty tarkastelumaan ja Saksan 10 vuotisten korkojen erot tarkasteluajanjaksolla. Vuodesta 1995 alkaen on huomionarvoista, kuinka Suomen korot laskevat hyvin jyrkästi Norjan korkojen tasolle, erotuksen Saksaan ollessa hyvin pieni. Näistä poiketen Ruotsin korot, vaikka laskevatkin, jäävät kuitenkin huomattavasti em. kahden maan tason yläpuolelle.

¹⁹ Myös bruttokansantuotteen tasoa kokeiltiin. Saadut tulokset eivät poikenneet mainittavalla tavalla nyt esitetyistä.

²⁰ Tiedusteltuani asiaa Norjan tilastokeskuksesta he ilmoittivat ettei tilastoaineistoa Norjan budjettivajeesta ole edes olemassa kuin puolivuositaisella tiheydellä.

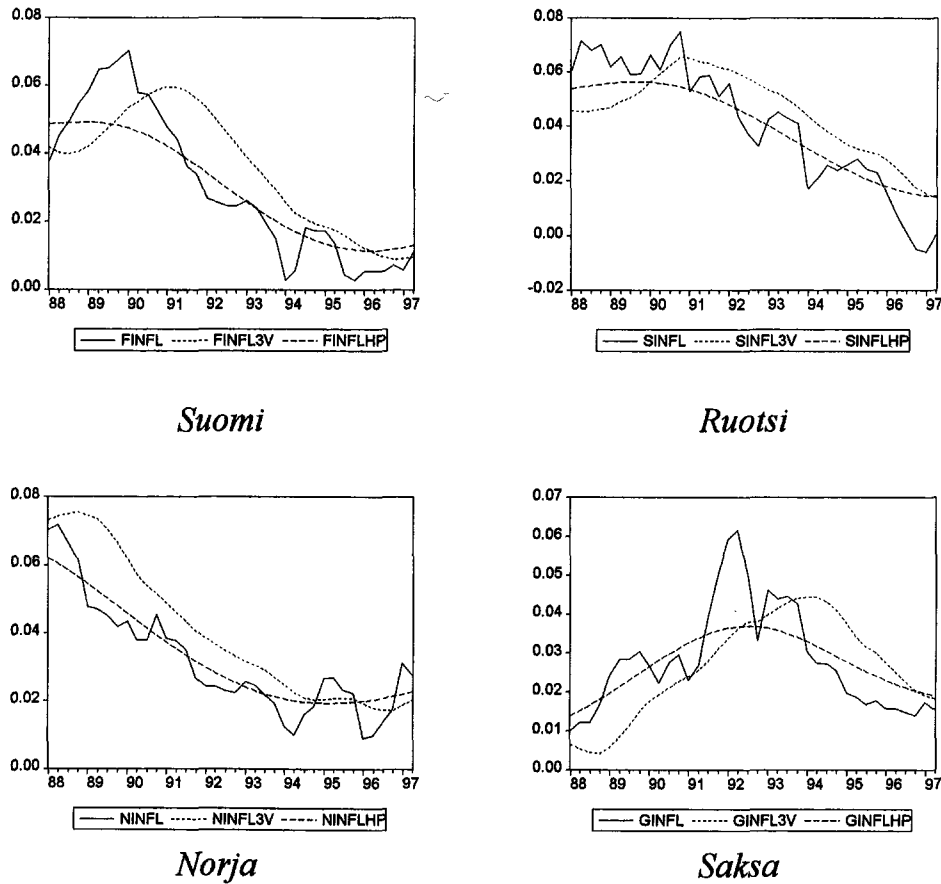
Kuva 5.1.1: 10 vuoden nimelliskorot (vas.) ja niiden erotukset suhteessa Saksaan (oik.) 1987Q1-1992Q2.



Toteutunut inflaatio ja estimoidut inflaatio-odotukset on esitetty kuviossa 5.1.2. Maiden inflaatioita ja estimoituja inflaatio-odotuksia tarkasteltaessa on Pohjoismaissa yleisesti havaittavissa laskeva trendi.²¹ Hodrick-Prescott -suotimen avulla estimoidut inflaatio-odotukset muodostavat selvän trendin toteutuneelle inflaatiolle, sen sijaan viimeisen kolmen vuoden inflaatiokeskiarvoon perustuvat inflaatio-odotukset ovat aivan tarkasteluperiodin loppua lukuunottamatta selvästi tämän yläpuolella. Asia johtuu menetelmän taaksepäin katsovasta luonteesta ja tarkasteluajankohdasta: toteutuneen inflaation muuttuessa voimakkaasti ja samansuuntaisesti tuottavat inflaatiohistoriaan perustuvat estimaatit systemaattisesti harhaisia ennusteita. Vuosikymmenen alkupuolen voimakkaan inflaation laskun jälkeen Suomen ja Ruotsin inflaatiovauhti on vakiintumassa noin 2 prosentin tasolle. Sen sijaan Norjassa inflaatio on vuoden 1996 aikana kääntynyt selvään nousuun. Saksan inflaatiotrendi poikkeaa huomattavasti muista tarkasteltavista maista, nousevan trendin saavuttaessa huippunsa - noin 3.5 prosenttia - vuosien 1992-1993 taitteessa ja laskiessa tämän jälkeen alle kahden prosentin. Jakson loppupäässä myös Saksan inflaatiovauhti on asettumassa noin 2 prosentin paikoille.

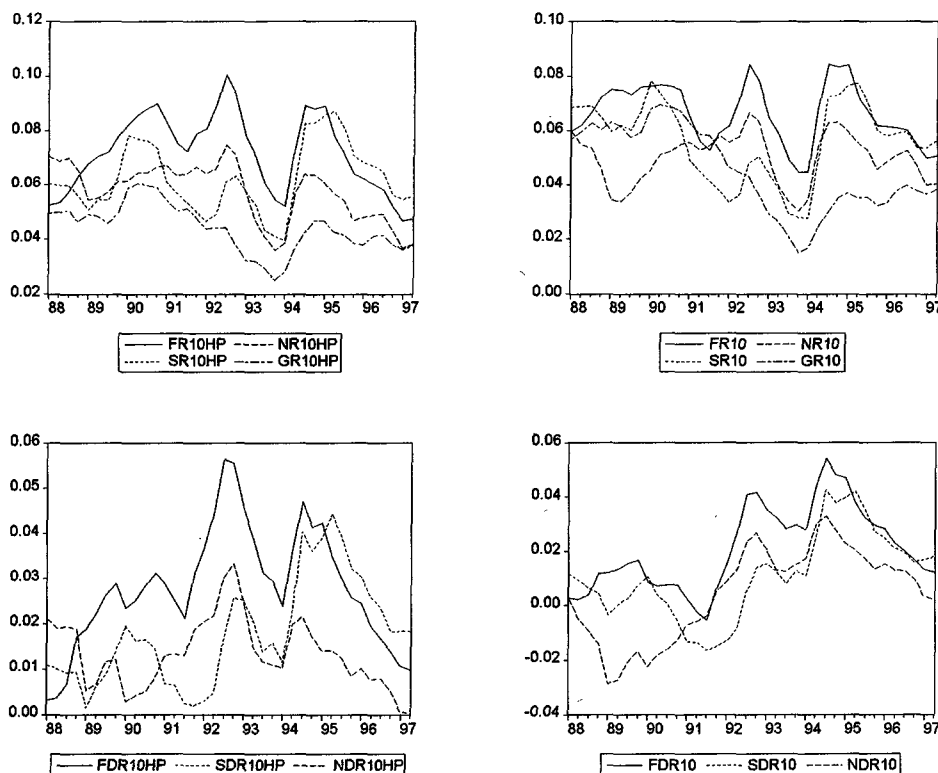
²¹ Ruotsin inflaationsarja on ongelmallinen, sillä siellä suoritettavat arvonlisäverouudistukset vaikuttavat inflaatioon sekä inflaatiota nostavasti 1991 että sitä laskevasti 1992. Lisäksi Ruotsissa on ilmeisesti muutenkin muutettu inflaatiomittareita, sillä esim. OECD taulukkokirjat tuntevat verollisen kuluttajahintaindeksin vasta vuodesta 1996 alkaen. Tätä ennen julkaisussa on ollut ainoastaan veroton kuluttajahintaindeksi. Mahdollisimman yhtenäisen inflaationsarjan aikaansaamiseksi muodostettu inflaationsarja, joka 1988:1-1993:4 koostuu verottomasta inflaatiosta, ja tämän jälkeen verollisesta. Ajankohta on valittu nimellisen korkotason ja inflaation välisiä korrelaatioita tarkastelemalla, koska parempaakaan informaatiota kullakin periodilla korrektilta inflaatiomittarista ollut saatavilla.

Kuva 5.1.2: Vallitseva inflaatio (*infl*), sen viimeisen 3 vuoden liukuva keskiarvo (*infl3v*), sekä HP-suotimen avulla estimoidut inflaatio-odotukset (*inflhp*).



Odotetut 10 vuoden reaalkorot muodostuvat edellä mainittujen tekijöiden erotuksena (ks. kuvio 5.1.3). Huomion arvoinen seikka on Ruotsin odotetun reaalkoron alhaisuus 1990-luvun alussa. Asiaa on vaikeata selittää, ilmeisesti käytettävä mekaaninen odotusten suodattamistapa ei vain kykene ottamaan huomioon todellisissa inflaatio-odotuksissa tapahtuneita muutoksia, tai sitten jo aiemmin mainitut Ruotsin inflaatiomittareissa tapahtuneet muutokset vaikuttavat asiaan. Toisaalta taaksepäin katsovien inflaatioennusteiden avulla asiaa tarkasteltaessa sama kehitys on vielä silmiinpistävämpää. Ilmeisesti 1980-luvun loppupuolen inflaatiotason alhaisuuden odotettiin jatkuvan Ruotsissa.

Kuva 5.1.3: Hodrick-Prescot -suotimen (vas) ja viimeisen 3 vuoden inflaation (oik.) avulla muodostetut maakohtaiset reaalkorkoestimaatit (ylh.) ja maakohtaisten reaalkorkoestimaattien erotukset Saksan reaalkorkoestimaateista (alh.)

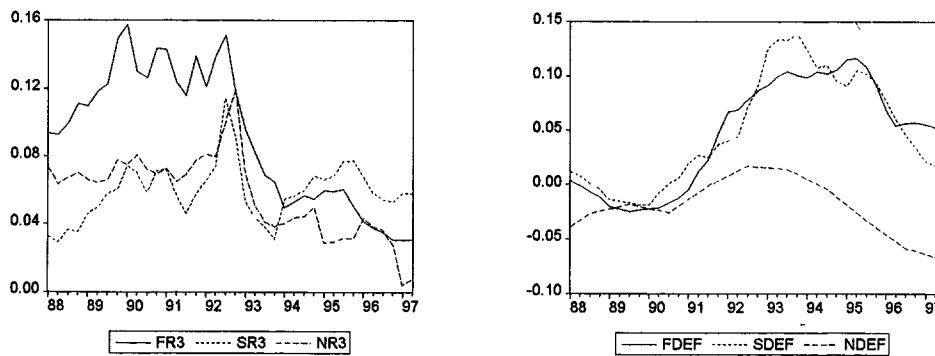


Raha- ja finanssipolitiikan kehitys on esitetty kuvassa 5.1.4. Rahapolitiikka tarkasteltaessa edustavana lyhyenä reaalkorkona tässä tutkimuksessa käytetään 3 kuukauden rahamarkkinakorkoa vähennettynä vallitsevalla inflaatiolla²². Koska lyhyellä aikavälillä inflaatio-odotukset ja vallitseva inflaatio ovat varsin lähellä toisiaan, tämä on käyttökelpoinen yksinkertaistus. Tarkasteluajanjakson alussa sekä Suomessa että Ruotsissa rahapolitiikkaa kiristettiin, Suomen lyhyen korkotason ollessa kuitenkin huomattavan paljon Ruotsin ja Norjan tasojen yläpuolella. 1990-luvun ensimmäisten vuosien aikana Ruotsin ja Norjan lyhyet reaalkorot ovat varsin vakaalla tasolla, syksyn 1992 koko Eurooppaa koskeneiden devalvaatiopekulaatioiden kautta lukuunottamatta. Tämän jälkeen lyhyt reaalkorkotaso laski keskuspankkikorkoa seurailleen Suomessa, Ruotsissa ja Norjassa vuoden 1993 aikana lähes 8 prosenttiyksikköä. Huomionarvoista on lisäksi se, että loppuvuoden 1994 pitkien korkojen nousun aikana lyhyet korot säilyivät vakaina, eli ainakaan tarkastelumaissa rahapolitiikan

²² 3 kuukauden korot seuraavat varsin tarkasti maan vallitsevaa keskuspankkikorkoa. Esimerkiksi Suomessa 1 kuukauden Helibor vastaa lähes täsmälleen keskuspankkikorkoa. Kuitenkin useimmissa maissa lyhyistä koroista 3 kuukauden korot ovat volyymiltaan suurimmat.

kiristäminen ei vaikuttaisi olleen syynä pitkien korkojen nousuun. Vuoden 1995 aikana rahapolitiikka hieman kiristettiin Suomessa ja Ruotsissa, 1996 ja 1997 alkupuolella sitä taas löysättiin. Rahapolitiikka on kuitenkin jakson lopulla Ruotsissa Suomea kireämpää.

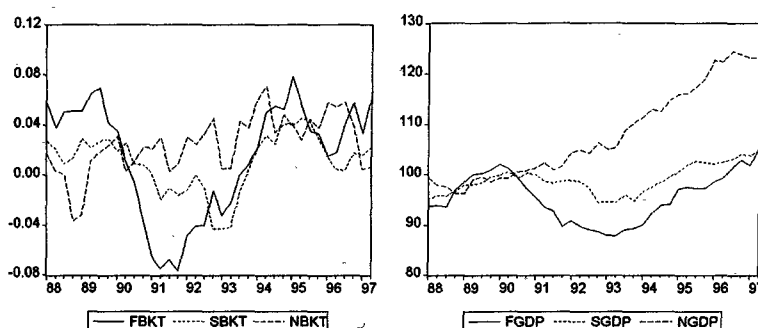
Kuva 5.1.4: 3 kuukauden reaalkorot (vas.) ja valtion budjettivajeet suhteessa bruttokansantuotteeseen (oik).



Budjettivajeita²³ tarkasteltaessa sekä Suomen että Ruotsin aikasarjat muistuttavat läheisesti toisiaan. Aikasarjat on esitetty siten että positiivinen luku kuvaa vajetta. Ruotsin osalta budjettivaje syveni nopeasti vuoden 1992 aikana ja huippu saavutettiin 1993, jolloin se oli lähes 14 prosenttia suhteessa bruttokansantuotteeseen. Suomen osalta huippu, noin 12 prosenttia, saavutettiin vuoden 1995 aikana. Vuodesta 1996 vajeet eroavat toisistaan, Suomessa budjettivajeen säilyessä vielä yli 4 prosentin, on Ruotsin budjettivaje kuroutumassa umpeen. Sen sijaan Norjan kehitys poikkeaa täysin em. kahdesta maasta, Norjan budjetti kävi alijäämäisenä vuosien 1992-1994 aikana, mutta on taas kääntynyt reilusti ylijäämäiseksi. Budjettivajeisiin reagointia tulkittaessa on otettava huomioon maiden lähtötilanteet. Suomen valtionvelka oli ennen nykyistä lamaa mitätön, noin 15 prosentin luokkaa suhteessa bruttokansantuotteeseen. Ruotsin kohdalla valtion velka oli jo 1980-luvun aikana noussut yli 60 prosenttiin bruttokansantuotteesta, vaikkakin 1980-luvun lopulla se oli saatu kääntymään laskevalle uralle. OECD:n ennusteiden mukaan vuoden 1997 lopussa valtion velan suhteessa bruttokansantuotteeseen ennustetaan olevan Suomessa noin 60 prosenttia, Ruotsissa noin 80 prosenttia, Norjan ollessa velaton valtio.

²³ Kyseessä ovat nimenomaan valtion budjettialijäämät, eikä ns. EMU-kriteerien mukaiset alijäämät. Maastrichtin kriteerien mukaiseen julkisen hallinnon alijäämäänhan lasketaan valtion lisäksi kunta- sekä sosiaalivakuutussektorit. Vaikka EMU-alijäämä onkin tällä hetkellä yleisimmin käytetty mittari budjettivajeelle ja velalle, on tässä työssä kuitenkin aikasarjan yhtenäisyyden saavuttamiseksi käytetty pelkkiä valtion alijäämiä.

Kuva 5.1.5: BKT:n vuosimuutos (vas.), ja BKT:n taso (oik.).



Bruttokansantuotteita tarkasteltaessa Suomen laman syvyys käy konkreettisesti ilmi: 1991-1993 aikana maan bruttokansantuote väheni kumulatiivisesti noin 12 prosenttia, ja vasta vuoden 1996 aikana BKT:n reaalin taso on saavuttanut vuoden 1990 tasonsa. Myös Ruotsin BKT laski vuosien 1991-1993 aikana (kumulatiivisesti 1991-93 noin 5 prosenttia), ja vuoden 1990 huipputasolle yllettiin takaisin vuoden 1995 aikana. Suomesta ja Ruotsista poiketen Norjan talouden kasvu on ollut suhteellisen vakaata, vuoden 1988 notkahdusta lukuunottamatta keskimäärin noin 3 prosenttia vuodessa, reaalin BKT:n tason ollessa tällä hetkellä noin 20 prosenttia vuoden 1990 tason yläpuolella.

5.1.2 Aineiston aikasarjaominaisuudet

Tässä jaksossa tutkittaville aikasarjoille suoritetaan yksikköjuuritestit Augmented Dickey-Fuller (ADF) ja Philips-Perron (PP) -testien avulla. Philips-Perron -testin toivotaan antavan lisäinformaatiota ADF-testiin verrattuna, sillä sen tuottamat estimaatit ovat sekä autokorrelaatio- että heteroskedastisuuskorjattuja. Käytetyissä testeissä estimoidaan seuraava malli:

$$(5.1.1) \quad \Delta Y_t = [\alpha] + [\beta t] + \theta Y_{t-1} + u_t$$

jonka virhetermi saatetaan hyvinkäyttävään muotoon ADF-testissä lisäämällä (5.1.1):een riittävä määrä viivästettyjä termejä ja PP-testissä ei-parametrisen menetelmän avulla. Itse testi perustuu θ :n tavalliseen t-arvoon. Nollahypoteesin jädessä voimaan $\theta=0$ ja testattava aikasarja on epästationaarinen. Jos sen sijaan t-arvo saa riittävän suuren negatiivisen arvon, voidaan H_0 hylätä. Nollahypoteesin vallitessa testijakauma ei kuitenkaan ole normaali t-jakauma, vaan Fullerin simuloima epäsymmetrinen vasemmalle vino jakauma. MacKinnon on estimoinut Monte Carlo menetelmällä taulukon, jonka avulla on mahdollista laskea kriittiset arvot mille tahansa otoskoolle. Estimoitavaan malliin ei sisällytetä aikatrendiä, sillä tässä työssä käytetyillä aikasarjoilla ajatus deterministisen trendin olemassa eli siitä että esimerkiksi bruttokansantuotteen vuosimuutos kohoaisi äärettömän suureksi ajan t mennessä äärettömään on järjetön.

Tässä työssä testataan sekä Φ_1 -testin avulla hypoteesia $(\alpha, \theta) = (\alpha, 0)$ sarjan satunnaiskulkuluonteesta²⁴ että t-testien avulla pelkkää yksikköjuurisuutta ($\theta = 0$). Testausta silmälläpitäen huomionarvoinen seikka on lisäksi se, että vaikka yksikköjuurisuutta testattaessa t-testijakauma asymptoottisesti vakion poiketessa nolasta noudattaa standardinormaalijakaumaa, ovat Hylleberg ja Mizon (1989, s. 225-230) osoittaneet että käytännössä konvergointi kohti asymptoottista jakaumaa on erittäin hidasta. Hyllebergin ja Mizonin tekemien Monte Carlo -simulaatioiden perusteella pienillä otoksilla oikeaa testijakaumaa voidaan approksimoida standardinormaalijakaumaa paremmin Dickey-Fuller -jakaumalla.

Molemmat testit ovat voimakkuudeltaan heikkoja pienillä otosmäärillä, joten saatuihin tuloksiin on suhtauduttava hyvin varovaisesti²⁵.

Yksikköjuuritestien tulokset on esitetty taulukossa 5.1.1.

²⁴ Satunnaiskulkuhypoteesia testataan vain ADF-testin avulla koska korjattuja kriittisiä arvoja vastaavalle testille PP-menetelmälle ei ollut saatavilla.

²⁵ Yksikköjuuritesteistä tarkemmin ks. esim. Rao (1994).

Taulukko 5.1.1: Aikasarjojen yksikköjuuriominaisuudet.

Maa/ Sarja	TASOMUOTO			DIFFENSsimuoto	
	Φ_1	t_2 (ADF)	t_2 (PP)	t_1 (ADF)	t_1 (PP)
SAKSA:					
GR10HP	2.14	-2.04	-1.59	-4.13**	-3.76**
GR10MA	1.34	-1.55	-1.14	-3.47**	-3.27**
SUOMI:					
FR10HP	5.13	-3.20*	-2.02	-3.80**	-3.41**
FR10MA	9.39**	-4.33**	-2.50	-4.07**	-3.46**
FR3	0.39	-0.55	-0.45	-4.71**	-5.25**
DEF	1.39	-1.61	-1.10	-2.40*	-2.45*
BKT	0.70	-1.15	-1.53	-3.06**	-5.34**
DR10HP	3.24	-2.54	-2.04	-3.48**	-3.91**
DR10MA	2.51	-2.24	-1.78	-3.37**	-3.66**
RUOTSI:					
SR10HP	5.71*	-3.38*	-2.36	-3.81**	-3.64**
SR10MA	4.39	-2.96	-2.12	-3.86**	-3.54**
SR3	5.74*	-3.39	-2.71	-4.83**	-5.17**
DEF	1.04	-1.44	-1.16	-3.03**	-3.10**
BKT	1.83	-1.99	-2.00	-3.46**	-5.22**
DR10HP	2.00	-2.02	-0.83	-3.79**	-4.61**
DR10MA	1.36	-1.63	-1.14	-3.37**	-4.07**
NORJA:					
NR10HP	4.16	-2.83	-1.08	-4.38**	-3.61**
NR10MA	9.13**	-4.27*	-0.86	-4.20**	-3.46**
NR3	0.85	-1.12	-1.17	-4.58**	-5.45**
DEF	1.35	-1.34	0.11	-1.63	-1.69
DEFHP	4.36	-2.75	0.31	-3.61**	0.36
BKT	3.44	0.54	-1.74	-5.41**	-6.77**
DR10HP	2.81	-2.31	-1.44	-4.89**	-4.72**
DR10MA	1.22	-1.55	-1.22	-3.81**	-3.90**

Tasomuodossa estimoitava malli on muotoa $y_t = \alpha + \theta y_{t-1}$. Autokorrelaation poistamiseksi ADF-malliin on lisäksi lisätty yksi viivästetty termi, paitsi Norjan sarjaan DEFHP, jossa Akaiken ja Swarzin informaatiokriteereiden perusteella optimaalinen viivemäärä on 5. Philips-Perron testin tulokset ovat autokorrelaatio ja heteroskedastisuus korjattu. t_2 viittaa t-testiin $\theta=0$ em. vakion sisältävällä mallilla. Ensimmäistä differenssiä testattaessa malli ei sisällä vakiota. Φ_1 testillä testataan hypoteesia $(\alpha, \theta) = (0, 0)$. ADF t-testien arvot ovat MacKinnonin taulukon avulla laskettuja, PP-testissä Eviews on laskenut testiin soveltuvat korjatut $Z(t)$ kriittiset arvot MacKinnonin taulukon arvoille. Φ_1 testin kriittiset arvot ovat Dickey-Fuller (1981) taulukosta IV. * tarkoittaa 5 % ja ** 1 % merkitsevyytasoa.

Taulukossa 5.1.1 Φ_1 -testillä testataan hypoteesia $(\alpha, \theta) = (0, 0)$, eli H_0 :n mukaan testattava aikasarja on satunnaiskulku. Lisäinformaatiota yksikköjuurisuudelle haetaan t-testeistä, jotka suoritetaan sekä Augmented Dickey-Fuller- että Philips-Perron -testeinä (ADF-testi ja PP-testi). Philips-Perron -testin oletetaan antavan luotettavampia tuloksia heteroskedastisuus-korjauksesta johtuen. Philips-Perron testien mukaan kaikkia aikasarjoja voidaan pitää epästationaarisina.

Saksan aikasarjoista sekä HP-suodatettu reaalikorkosarja GR10HP että toteutuneen inflaatiokehityksen avulla muodostettu reaalikorkosarja GR10MA ovat kaikkien tehtyjen testien perusteella tulkittavissa epästationaarisiksi sarjoiksi ilman vakiota. Differenssimuodon perusteella molemmat aikasarjat ovat integroituneita ensimmäistä astetta.

Suomen aikasarjoista toteutuneen inflaatiokehityksen avulla muodostetun pitkän reaalikorkosarjan osalta satunnaiskulkuhypoteesi $(\alpha, \theta) = (0, 0)$ hylätään. ADF-testin mukaan molemmat pitkät reaalikorkosarjat olisivat tulkittavissa stationaarisiksi. Philips-Perron -testin mukaan aikasarjat voidaan kuitenkin tulkita epästationaarisiksi. Kaikkien sarjojen ensimmäiset differenssit ovat hyväksyttävissä stationaarisiksi aikasarjoiksi sekä ADF- että PP-testien mukaan.

Ruotsin osalta Hodrick-Prescott -suotimen avulla muodostetun pitkän reaalikorkosarjan sekä lyhyen reaalikorkosarjan osalta satunnaiskulkuhypoteesi $(\alpha, \theta) = (0, 0)$ hylätään. Pitkän reaalikoron osalta myös ADF-testi tukee sarjan stationaarisuutta. Sen sijaan lyhyt reaalikorko on ADF-testin mukaan tulkittavissa epästationaarisiksi. Philips-Perron -testien perusteella kaikkien sarjojen tasomuodot olisivat epästationaarisia. Kaikki aikasarjat ovat differenssimuodossa tulkittavissa I(1) -sarjoiksi, sekä ADF- että Philips-Perron -testien mukaan.

Norjan aikasarjoista inflaatiohistorian avulla muodostetun pitkän reaalikorkosarjan osalta Φ_1 -testi hylätään. Myös ADF-testillä nollahypoteesi hylätään. Sen sijaan kaikkien suoritettujen testien perusteella muut aikasarjat ovat tulkittavissa epästationaarisiksi. Toteutuneeseen inflaatioon perustuva pitkä reaalikorkosarja on sen sijaan hyväksyttävissä I(1):ksi ainoastaan PP-testin avulla. Kaikki tarkasteltavat aikasarjat vajesarjoja lukuunottamatta ovat ongelmitta hyväksyttävissä differenssimuodossaan stationaarisiksi; I(2) ei kuitenkaan niidenkään osalta ole uskottava tulos. Hodrick-Prescott -suodatettua budjettivajesarjaa²⁶ (DEFHP) testattaessa on huomionarvoista se, että sarjalla on sen trendiluonteestaan johtuen niin voimakas autokorrelaatorakenne, että Akaiken ja Swarzin informaatiokriteereiden mukaan optimaalinen viivästettyjen termien lukumäärä ADF-testissä on 5. Ilmeisesti samasta seikasta johtuen Philips-Perron ei kykene pitämään sarjaa stationaarisena edes toisessa differenssissä. I(3+)-muotoa ei kuitenkaan voi pitää uskottavana tuloksena. Vaikuttaa siis siltä, ettei Philips-Perron testi sovellu Hodrick-Prescott -suodatettujen aikasarjojen testaukseen²⁷.

²⁶ Budjettivaje -sarja suodatettiin Hodrickin ja Prescottin suosittelemaa pienemmällä λ arvolla ($\lambda=60$), sillä suositeltua 1600 käytettäessä budjettisarjasta olisi tullut aivan liian tasainen: sarja ei olisi käynyt alijäämäisenä ollenkaan.

²⁷ Mielenkiintoisena lisähuomiona mainittakoon, että tarkasteltaessa reaalikoron komponentteja - nimelliskorkoa ja inflaatiota - erikseen, Hodrick-Prescott -suodatetut inflaatio-odotus sarjat aiheuttivat samantapaisia ongelmia testaus-suhteen. King ja Rebelo (1993, s. 208-210) huomauttavat HP- suotimen muuttavan aikasarjan keskiarvoa ja varianssia, mutta aikasarjan stationaarisuusominaisuuksien muuttumisesta HP-suodatuksen tuloksena ei ole raportoitu missään näkemässäni tutkimuksessa, joten on mahdollista että ilmiö johtuu vain tutkittavien aikasarjojen pienestä havaintolukumäärästä. Mikäli HP-suodatuksen tuloksena stationaarisuusominaisuudet todella muuttuisivat, vaikeuttaisi tämä esim. nimelliskorkojen ja inflaatio-odotusten välistä tutkimusta testattavien aikasarjojen ominaisuuksien erotessa toisistaan. Yllä kirjoitetun perusteella vaikuttaa kuitenkin siltä, että ongelmalliset tulokset kertovat ennemminkin itse testimenetelmien haavoittuvuudesta kuin itse aikasarjaominaisuuksissa tapahtuvista muutoksista. Aiheeseen ei kuitenkaan tämän tutkimuksen puitteissa ole mahdollista tämän enempää syventyä. Inflaatio-odotusten osalta ongelmaa ei tässä tutkimuksessa kuitenkaan ole, sillä regressioyhtälöissä käytetään odotettua reaalikorkoa, joka tämän jakson perusteella on integroitunut astetta 1.

Yhteenvedona tehdyistä stationaarisuustesteistä voi todeta kaikkien aikasarjojen olevan tulkittavissa epästationaarisiksi eli olevan I(1). Saatuihin tuloksiin on kuitenkin suhtauduttava erittäin suurella varauksella, sillä yksikköjuuritestien tulokset ovat hyvin heikkoja näin pienellä otosmäärällä.

5.2 Mallin estimointi

5.2.1 Rajoittamaton muoto

Koska edellisen jakson perusteella käytettävät aikasarjat ovat epästationaarisia, estimoidaan maakohtaisesti kappaleessa 4.2 esitetty malli differenssimuodossa. Muuttujien yhteisintegroituvuutta tutkitaan tavanomaisen tasoregression avulla estimoitua virhetermiä testaamalla. Sovellettava menetelmä on siis 2-vaiheinen Engle-Granger -menetelmä. Jos tasoregression residuaalit ovat stationaarisia, ovat aikasarjat yhteisintegroituneita. Tällöin niille voidaan estimoida virheenkorjausmalli, jossa selittävän muuttujan differenssiä selitetään selittävien muuttujien differensseillä sekä viivästetyllä tasoregression virhetermillä:

$$(5.2.1) \quad \Delta r_{it}^e = \alpha + \beta_{1i} \Delta r_{it}^{eg10} + \beta_{2i} \Delta def_{it} + \beta_{3i} \Delta bkt_{it} + \beta_{5i} \Delta r_{it}^3 + \beta_{6i} u_{it-1} + \epsilon_{it}$$

Jos yhtälön (5.2.1) tasoregression avulla estimoitu virheenkorjaustermi u_{t-1} ei kuitenkaan ole stationaarinen, käytetään yhtälöä (5.2.1) mutta ilman virheenkorjaustermiä. Estimoinnit on suoritettu tavanomaista OLS -tekniikkaa hyväksikäyttäen, jolloin parametriestimaatteihin voi sisältyä simultaanisuusharhaa kausaalisuuden kulkiessa selitettävästä selittäviin muuttujiin. Mahdollinen autokorrelaation ja hetereskedastisuuden aiheuttama parametriestimaattien keskivirheiden epäkonsistenttisyys on korjattu Newey-West -menetelmällä²⁸.

Hodrick-Prescott -suotimen avulla estimoituja reaalikorkoja käytettäessä löydettiin tasoregression avulla ainoastaan Suomen aineistolle yhteisintegroituva kombinaatio. Sen sijaan Ruotsin ja Norjan kohdalla stationaariseksi hyväksyttävää residuaalia ei löydetty. Yhteisintegroituvuusregression parametrien lukumäärällä korjattuja arvoja ei ollut saatavissa. Estimoidut Hodrick-Prescott -suodatettujen inflaatio-odotusten avulla estimoidut mallit on koottu taulukkoon 5.2.1. Vertailun vuoksi 3 vuoden toteutuneen inflaatiokeskiarvon perusteella laskettujen reaalikorkojen avulla estimoidut mallit on esitetty liitteen 2 taulukossa A2.1.

²⁸ Newey-West menetelmästä tarkemmin ks. Newey ja West (1987).

Taulukko 5.2.1. Rajoittamattoman mallin estimointitulokset.

Maa	Vakio	Δr_t^{Ge10}	Δdef_T	Δbkt_T	Δr_T^3	u_{t-1}	adj. R^2	F	DW	ADF
Suomi	0.000	1.141	0.176	0.057	0.237	-0.387	0.65	14.46	1.39	-5.314*
[p-arvo]	[0.588]	[0.001]	[0.007]	[0.184]	[0.000]	[0.000]		[0.000]		
Ruotsi	0.000	1.755	0.206	-0.129	0.048	-	0.59	13.83	1.65	-3.028
[p-arvo]	[0.703]	[0.000]	[0.013]	[0.04]	[0.425]			[0.000]		
Norja	-0.000	0.806	0.136	-0.003	0.233	-	0.54	11.44	1.87	-3.362
[p-arvo]	[0.882]	[0.015]	[0.200]	[0.842]	[0.000]			[0.000]		

Selitettävänä muuttujana on kunkin maan odotetun 10 vuoden reaalikoron muutos. Selittäjinä ovat vakio, Saksan odotetun 10 vuoden reaalikoron muutos, sekä maakohtaiset 3 kuukauden reaalikoron muutos, valtion budjettialijäämän muutos suhteessa BKT:hen, sekä bruttokansantuotteen 12 kuukauden muutos. $U(t-1)$ on vireenkorjaustermi. Koska tuloksissa on merkkejä autokorrelaatiosta, ovat p-arvot Newey-West autokorrelaatio- ja heteroskedastisuuskorjattuja. ADF-testi viittaa residuaalin yksikköjuuritesteihin, ja * 5% ja ** 1% merkitsevyystasoa MacKinnonin taulukosta laskettujen arvojen perusteella.

Maakohtaisia yhtälöitä tulkittaessa Suomi vaikuttaisi käyttäytyvän varsin pitkälle odotetun kaltaisesti. Saksan reaalikoron vaikutus hallitsee, ja sen kerroin on kohtuullisen lähellä odotettua ykköstä (1.14). Myös kotimaisella rahapolitiikalla on vaikutusta pitkään reaalikoron, kerroin 0.24. Valtion budjettivaje vaikuttaa korkotasoa nostavasti; vajeen nousu yhdellä prosenttiyksiköllä johtaa hieman alle 20 pisteen nousuun koroissa. Sen sijaan bruttokansantuotteen vaikutus ei ole hyväksyttävissä nollasta poikkeavaksi. Virheenkorjaustermi on myös merkitsevä ja oikean etumerkin omaava, saaden arvon -0.39. Virheenkorjaustermiä on ADF-testin mukaan hyväksyttävissä stationaariseksi aikasarjaksi 5 prosentin merkitsevyystasolla, testissä viipeiden määränä käytettiin yhtä.

Käytettäessä reaalkorkona jo toteutuneeseen inflaatioon perustuvaa vaihtoehtoa, eivät saadut parametriestimaatit juurikaan poikkea yllä esitetystä. Suurimmat poikkeukset ovat Saksan reaalikoron saaman parametriestimaatin pieneneminen, kerroin 0.99, sekä bruttokansantuotteen saama tilastollisesti nollasta poikkeavaksi hyväksyttävissä oleva parametriestimaatti 0.12. Myös tämän mallin muuttujat ovat yhteisintegroituvia. Tulokset on esitetty liitteen 2 taulukossa A2.1.

Ruotsin osalta tuloksia tarkasteltaessa ensimmäisenä huomio kiinnittyy siihen, ettei virheenkorjausmallia ole mahdollista estimoida, vaan on tyydyttävä tavanomaiseen differenssimalliin. Ruotsin osalta Saksan vaikutus on hallitseva, kerroin yli 1.75. Kerroin on talusteorian perusteella odotettua arvoa huomattavasti korkeampi ja viittaa siihen ettei Saksan koron muista maakohtaisista riskitekijöistä puhdistettu vaikutus ole suoralla estimoinnilla löydettävissä. Toisaalta asia voi johtua myös Ruotsin inflaatio-odotusten mallintamisesta ilmenneistä ongelmista²⁹. Valtion budjettivajeen vaikutus odotettuun reaalkorkotasoon on lähellä samaa tasoa Suomen kanssa (0.21), ja myös bruttokansantuotteelle saadaan nollasta poikkeava estimaatti. Yllättävää on se, että bruttokansantuotteen muutoksen vaikutus on negatiivinen (-0.13). Saatua tulosta tulkittaessa on otettava huomioon estimointiajankohtana Ruotsissa vallinnut taloudellinen tilanne ja sen erityispiirteet teoreettista mallia tarkastelta-

²⁹ Huomautettakoon, etteivät mainitut ongelmat johdu konstruoidusta inflaatio-sarjasta: malli on tarkastuksen vuoksi estimoitu myös molemmilla vaihtoehtoisilla alkuperäissarjoilla.

essa. Ensinnäkin talousteoriassa oletetaan lähtötilanteeksi täystuotantotaso, josta Ruotsin kohdalla on tarkasteluajanjaksolla useampaan otteeseen jääty selvästi jälkeen. Toiseksi, osittain edelliseen liittyen, Ruotsin velan taso on jo pitkään ollut hyvin korkea, mikä antaa aiheen olettaa Ruotsin valtion menorakenteen olevan niin raskaan, että talouskasvun vähänkään hiipuesssa valtiontalous menee alijäämäiseksi³⁰. Tämä taas lisää vajemuuttujan kautta korkotasoa. Lyhyen reaalikoron vaikutus on varsin pieni, eikä se ole t-testin perusteella hyväksyttävissä nollostä poikkeavaksi. Kuten jo todettua, Ruotsin virheenkorjaustermiä ei voitu hyväksyä stationaariseksi. Huomionarvoista on kuitenkin se, että sovellettu differenssimalli antaa lähes yhtä hyvän selitysasteen (0.59) kuin Suomen virheenkorjausmallikin.

Vaihtoehtoiseen inflaatio-odotusten mallitukseen perustuvat Ruotsia koskevat estimointitulokset on esitetty liitteen 2 taulukossa A2.1. Myöskään vaihtoehtoisia reaalkorkoestimaatteja käytettäessä malli ei ole yhteisintegroitunut. Muutoin malli saa hyvin samantapaiset parametriestimaatit kuin HP-suotimen avulla muodostettuja reaalkorkojakin käytettäessä; Saksan korkovaikutus hieman laskee (1.51) ja budjettivajeen parametriestimaatti hieman kasvaa (0.22). Tosin tarkasti ottaen budjettivaje ei ole 5 prosentin merkitsevyystasolla hyväksyttävissä nollostä poikkeavaksi (p-arvo 0.06). Bruttokansantuotteen ja lyhyen reaalikoron saamat parametriestimaatit eivät ole tilastollisesti merkitseviä.

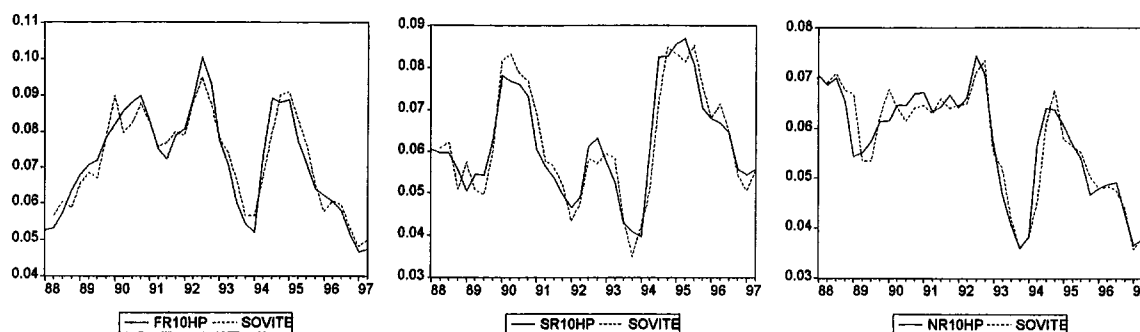
Norjan osalta Saksan vaikutus jää jonkin verran alle yhden (0.81). Norjan maakohtaisista muuttujista ainoastaan lyhyt reaalkorko on tilastollisesti merkitsevä, kerroin 0.23. Sen sijaan niin budjettivaje kuin bruttokansantuotteen muutoskaan eivät poikkea t-testien mukaan nollostä. Myös HP-suodatettua budjettivajetta kokeiltiin, tulosten ollessa käytännössä samoja kuin esitetyssä mallissa. Malli ei ole myöskään yhteisintegroituva.

Myöskään inflaatiohistoriaan pohjautuvien reaalkorkoestimaattien avulla estimoitu Norjan malli ei ole hyväksyttävissä yhteisintegroituneeksi; muutoinkin mallin antamat tulokset vastaavat Hodrick-Prescott -inflaatio-odotusten avulla estimoitua mallia. Ainoana mainittavana poikkeuksena on Saksan reaalikoron vaikutuksen laskeminen yli kymmenellä prosenttiyksiköllä (estimaatti 0.68). Mallin tulokset on esitetty liitteen 2 taulukossa A2.1.

Estimoitu ja todellinen reaalkorkokehitys maittain on esitetty kuvassa 5.2.1. Virheenkorjausmallien kuvallinen esitys ei ole aivan yksiselitteistä, sillä differenssimuodossa estimoidut mallit on yksinkertaisinta esittää differenssimuodossa. Se ei kuitenkaan ole kovin informatiivinen tapa luonnossa tasomuodossa havaittavan tekijän, kuten korkokehityksen, kuvaamiseen. Alla esitettävät kuviot on muutettu tasomuotoon siten, että differenssimuotoisten mallien antama estimoitu muutos on lisätty edellisen periodin oikeaan tasoarvoon. Kuviaita tarkasteltaessa on ottava huomioon, että tällä tavoin tasomuotoon siirretyt kuviot antavat hieman harhaanjohtavan kuvan soviteista - sovite vaikuttaa olevan paljon parempi kuin se todellisuudessa on - mutta myös mm. Orr ym. (1995) ja Tarditi (1996) esittävät kuvionsa samassa muodossa. Kuviot on esitetty vain Hodrick-Prescott -inflaatio-odotuksia hyödyntävistä estimoinneista. Vertailun mahdollistamiseksi myös differenssimuotoiset kuviot on esitetty liitteessä 3.

³⁰ Aihetta on tutkittu tarkemmin mm. EMU-professorityöryhmän raportissa. Ks. tarkemmin Koskela ja Virén (1997).

Kuva 5.2.1: Sovitetut ja toteutuneet pitkät reaalikorot 1988Q1-1997Q2 Suomessa (vas.), Ruotsissa (kesk.), ja Norjassa (oik.). Rajoittamaton malli.



Kokonaisuudessaan tämän jakson tuloksia tarkasteltaessa huomio kiinnittyy siihen, että Saksan korkotason merkitys maakohtaisen koron määräytymiselle on hyvin keskeinen myös reaalikorkojen osalta. Tulos vastaa jo johdannossa esitettyä käsitystä, että pienessä avotaloudessa reaalikorko määräytyisi ensisijaisesti kansainvälisen korkotason mukaan. Suomen ja Norjan osalta Saksan odotetun pitkän reaalikoron saamat kertoimet ovat odotetulla tavalla kohtuullisen lähellä ykköstä, mutta Ruotsin saamat parametriestimaatit (1.5 - 1.75) vaikuttavat liian suurilta. Sen sijaan muiden selittäjien asema vaihtelee jonkin verran maakohtaisesti. Muuttujien tilastollista merkitsevyyttä tarkasteltaessa on muistettava pieni havaintomäärä: F-testien mukaan kaikki muuttujat ovat nolasta poikkeavia mutta t-testit eivät tätä aina tue.

Valtion budjettivajeella vaikuttaisi olevan selvä positiivinen vaikutus pitkään reaalikorkoon: budjettivajeen kasvu johtaa reaalikoron nousuun. Sekä Suomessa että Ruotsissa budjettivajeet saivat noin 0.20 suuruisen kertoimen eli budjettivajeen noustessa yhdellä prosenttiyksiköllä kohoaa pitkä reaalikorko 20 pisteellä. Sen sijaan Norjassa budjettivajeen kerroin on alle puolet Suomen ja Ruotsin arvosta eikä edes tilastollisesti merkitsevällä tavalla nolasta poikkeava. Norjan osalta saadut tulokset ovat kuitenkin sikäli ongelmallisia, että käytetty aikasarja on konstruoitu itse vuosiaineistosta. Tuntuu kuitenkin loogiselta että kansainväliset sijoittajat hinnoittelisivat kansalliset riskitekijät samalla tavoin eri maissa, jolloin kertomien ei-merkitsevyys johtuisi vain aikasarjan epätarkkuudesta ja edellä mainituista pieneen aineiston aiheuttamista ongelmista.

Eteenpäin katsovien inflaatio-odotusten avulla muodotettuja reaalikorkoestimaatteja käytettäessä bruttokansantuote on ainoastaan Ruotsissa hyväksyttävissä tilastollisesti nolasta poikkeavaksi, kertoimen saadessa selkeästi negatiivisen arvon. Historialliseen inflaatiokehitykseen pohjautuvien reaalikorkoestimaattien avulla myös Suomen bruttokansantuote saa tilastollisesti nolasta poikkeavaksi hyväksyttävän ja positiivisen arvon (0.12). Norjassa BKT:n muutos ei ole hyväksyttävissä tilastollisesti nolasta poikkeavaksi kummankaan reaalikorkoestimaatin avulla. Lyhyt reaalikorko saa Suomessa ja Norjassa käytännössä samansuuruiset estimaatit, 0.24. Sen sijaan Ruotsin osalta lyhyt reaalikorko ei ole hyväksyttävissä

nollasta poikkeavaksi, ja myös sen saama parametriestimaatti on arvoltaan lähellä nollaa. Ainoastaan Suomen osalta malli voidaan hyväksyä yhteisintegroituneeksi ja estimoitu vireenkorjaustermi saa negatiivisen kertoimen kuten kuuluukin: estimaatti noin -0.40. Koska tulokset erityisesti Ruotsin osalta ovat hieman ongelmallisia, tehdään seuraavassa jaksossa lisätutkimuksia muunnellun mallin avulla.

5.2.2 Rajoitettu muoto

Tässä jaksossa tutkitaan onko Saksan odotetun reaalikoron maakohtaisesti yhdestä poikkeavilla kertoimilla vaikutusta maan omien fundamenttien saamiin kertoimiin. Tätä varten edellisessä jaksossa estimoitu malli muutetaan muotoon

$$(5.2.2) \quad \Delta dr_{it}^{e10} = \alpha + \beta_{1i} \Delta def_{it} + \beta_{2i} \Delta bkt_{it} + \beta_{3i} \Delta r_{it}^3 + \beta_{4i} u_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

jossa $dr_{it}^{e10} = r_{it}^{e10} - r_t^{ge10}$ eli maakohtainen odotettu 10 vuoden reaalikorko vähennettynä Saksan vastaavalla korolla. Malli vastaa edellä estimoituja malleja, mutta Saksan koron vaikutus on pakotettu yksinkertaisen aritmeettisen muunnoksen avulla yhden suuruiseksi. Muunnetun mallin avulla pyritään selvittämään korkovaikutuksesta puhdistettujen muuttujien vaikutusta maakohtaiseen odotettuun reaalikorkoon. Tulokset on koottu taulukkoon (5.2.2). Kolmen vuoden toteutuneen inflaatiokeskiarvon perusteella laskettujen reaalikorkojen avulla estimoidut mallit on esitetty liitteen 2 taulukossa A2.2.

Taulukko 5.2.2: Rajoitetun mallin estimointitulokset.

Maa	Vakio	Δdef_t	Δbkt_t	Δr_t^3	u_{t-1}	adj. R^2	F	DW	ADF
Suomi	0.000	0.168	0.057	0.251	-0.374	0.45	8.24	1.32	-5.40**
[p-arvo]	[0.598]	[0.002]	[0.211]	[0.000]	[0.000]		[0.000]		
Ruotsi	0.000	0.111	-0.125	0.105	-	0.11	6.68	1.29	-3.52
[p-arvo]	[0.901]	[0.156]	[0.041]	[0.013]			[0.001]		
Norja	0.000	0.177	-0.003	0.222	-	0.32	2.49	1.95	-3.06
[p-arvo]	[0.096]	[0.096]	[0.842]	[0.000]			[0.078]		

Selittävänä muuttujana on kunkin maan ja Saksan odotettujen 10 vuoden reaalikorkojen erotuksen muutos. Selittäjinä ovat vakio, 3 kuukauden reaalikoron muutos, valtion budjettialijäämän muutos suhteessa BKT:hen, sekä bruttokansantuotteen 12 kuukauden muutos. u_{t-1} on vireenkorjaustermi. Koska tuloksissa on merkkejä autokorrelaatiosta, ovat p-arvot Newey-West autokorrelaatio- ja heteroskedastisuuskorjattuja. ADF-testi viittaa residuaalin yksikköjuuritesteihin, ja * 5% ja ** 1% merkitsevyytensä MacKinnonin taulukosta laskettujen arvojen perusteella.

Suomen osalta lyhyen koron ja valtion budjettivajeen osalta tuloksissa ei ole kovin suuria eroja rajoittamattomalla mallilla saatuihin tuloksiin verrattuna. Sekä rahapolitiikan että valtion budjettivajeen vaikutukset ovat hyvin lähellä samoja arvoja kuin jaksossa 5.2.1. estimoidut tulokset (kertoimet: rahapolitiikka 0.25 ja vaje 0.17). Tämä oli kuitenkin oletettavaa, koska Saksan odotettu pitkä korko sai jo vapaasti määräytyvässä mallissa niin lähellä yhtä olevan kertoimen. Sopeutetun selitysasteen mukaan käytettyjen maakohtaisten muuttujien avulla on mahdollista selittää 45 prosenttia Suomen ja Saksan välisessä reaalikorkoerotuksesta tapahtuvista muutoksista. Käytettyjen maakohtaisten, mitattavissa olevien fundamenttikijöiden ohella korkoihin vaikuttavat myös markkinoilla vallitsevat odotukset ja niihin liittyvät psykologiset, ei suoraan mallinnettavissa olevat tekijät. Mallin havaintovälin huo-

mioden selitystasetta voidaan kuitenkin edelleen pitää varsin hyvänä. Myös virheenkorjaustermin estimaatti säilyi käytännössä ennallaan, ollen nyt 1 prosentin merkitsevyystasolla stationaariseksi hyväksyttävä aikasarja. Yhteisintegroituvuustermin sama ADF-testiarvo on käytännössä sama kuin rajoittamattomallakin mallilla, mutta yhden muuttujan vähentäminen yhtälöstä korjaa MacKinnonin taulukon arvoja siten, että kriittiset arvot pienenevät. Myöskään liitteen 2 taulukossa A2.2. esitettyjen tulosten mukaan vaihtoehtoisella reaalikorkomallituksella ei Saksan kertoimen rajoittaminen vaikuta rajoittamattomalla mallilla saatuihin tuloksiin. Ainoa maininnan arvoinen muutos on se, että malli on hyväksyttävissä 1 % merkitsevyystasolla yhteisintegroituneeksi.

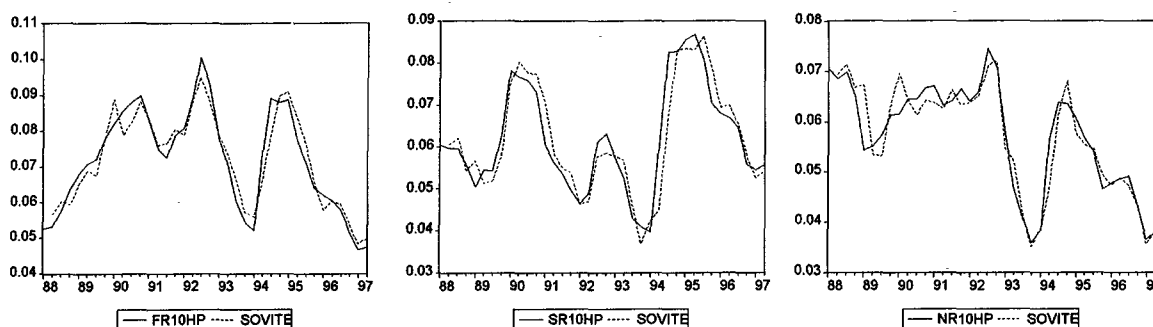
Mielenkiintoisempia tuloksia odotettiin Ruotsin kohdalla. Tulokset muuttuivatkin jonkin verran, mutta Saksan pitkän reaalikoron vaikutuksen rajoittaminen yhden suuruiseksi ei kuitenkaan tuonut selvää lisänäkemyistä maakohtaisten tekijöiden vaikutuksesta Ruotsin pitkään reaalikorkotasoon. Yhteisintegroituvaa kombinaatioita ei löytynyt rajoitetulle mallillekään ja differenssimuotoinen rajoitettu malli saa selitystasokseen vain 0.11. Tilastollisesti nollasta poikkeavaksi hyväksyttäviä muuttujia ovat lyhyt reaalikorko ja bruttokansantuotteen muutos, jonka sama estimaatti on käytännössä aivan sama kuin rajoittamalle mallillekin saatu estimaatti (-0.13). Sen sijaan valtion budjettivajeen kertoimen arvo ei ole merkitsevä.

Myöskään vaihtoehtoisten reaalikorkoestimaattien avulla ei tämän parempaa mallia löydetty: liitteen 2 taulukossa A2.2 esitettyjen tulosten mukaan yksikään parametriestimaatti ei ole hyväksyttävissä nollasta poikkeavaksi. Tätä tukee myöskin F-testi. Käytettyjen maakohtaisten tekijöiden avulla Ruotsin ja Saksan välisessä reaalikorkoerotuksessa tapahtuvista muutoksista voidaan selittää vain 3 prosenttia. Tässä työssä estimoitujen mallien perusteella vaikuttaa siltä, että Ruotsin inflaatioaikasarjaan liittyvät ongelmat vaativat lisäselvityksiä. Saadut tulokset joiden mukaan Ruotsin odotettu reaalikoron muutos olisi vain 1.5 - 1.75 kertainen Saksan reaalikoron muutos, eikä maakohtaisilla tekijöillä olisi asiaan juuri mitään selitysvaimaa ei vaikuta uskottavalta.

Norjan tulosten oletettiin käyttäytyvän samankaltaisesti kuin Suomen kohdalla eli lähellä yhtä oleva Saksan kertoimen (0.81) takia rajoituksella ei oletettu olevan juurikaan vaikutusta parametriestimaatteihin. Näin asia on myös estimointien mukaan: kaikki estimaatit ovat jotakuinkin samaa luokkaa rajoittamattoman mallin saamien estimaattien kanssa. Ainoa maininnan arvoinen muutos on se, että valtion budjettivajeen sama estimaatti kasvoi ollen lähes samaa luokkaa Suomen ja Ruotsin saamien estimaattien kanssa. Estimaatti ei kuitenkaan vielä ole merkitsevällä tavalla nollasta poikkeava. Tarkasti ottaen F-testinkään mukaan kaikkia muuttujia ei voida 5 prosentin merkitsevyystasolla pitää nollasta poikkeavina (p-arvo 0.07). Myös liitteessä 2 esitetty vaihtoehtoiseen reaalikorkoon perustuva estimointi johtaa hyvin vastaaviin tuloksiin.

Estimoitu ja todellinen reaalikorkokehitys on esitetty kuvassa 5.2.2 jälleen tasomuotoon muutettuina. Taulukon 5.2.2 mallien antamat sovitteet on esitetty differenssimuotoisina liitteen 3 kuviossa A3.2

Kuva 5.2.2: Sovitetut ja toteutuneet pitkät reaalikorot 1988Q1-1997Q2 Suomessa (vas.), Ruotsissa (kesk.), ja Norjassa (oik.). Rajoitettu malli.



Saatuja parametriestimaatteja tarkasteltaessa Saksan korkovaikutuksen rajoittaminen yhden suuruiseksi ei johtanut Suomen ja Norjan osalta kovin suuriin muutoksiin. Valitettavasti myöskään varsinaisen mielenkiinnon kohteena olleen Ruotsin tulokset eivät antaneet yhtään lisäselitysvoimaa rajoittamattomaan malliin verrattuna: Ruotsin pitkä reaalkorko määräytyy tehtyjen estimointien mukaan lähes yksinomaan Saksan reaalkoron perusteella. Ongelmalliseksi tilanteen tekee vain se, että Saksan koron estimaatti on niin paljon yli yhden, ettei se ole millään lailla uskottava. Paremman sovituksen saamiseksi malli olisi ilmeisestikin pilkottava pienempiin osaperiodeihin. Tähän jo nyt pieni aineisto ei kuitenkaan anna mahdollisuutta. Tehtyjen estimointien perusteella rajoitetulle mallille voidaan kuitenkin löytää varsinkin pienillä aineistoilla käyttökelpoinen lisäetu: yhteisintegroituvuustestien teho kasvaa aikasarjojen lukumäärän pienentyessä.

Kokonaisuudessaan jaksoissa 5.2.1 ja 5.2.2 saatuja tuloksia tarkasteltaessa on todettava, että vaikka Saksan odotetun reaalkoron lisäksi myös kotimaisilla talouden perusmuuttujilla on merkitystä tarkasteltavien maiden odotettuun reaalkorkotasoon, jää varsin suuri osa reaalkorkovaihteluista selittämättä. Tämä johtuu siitä, että lyhyellä aikavälillä - jollaiseksi tässä yhteydessä neljännesvuosiaineistokin on tulkitava - maakohtaiseen (nimellis)korkoon vaikuttavat hyvin paljon markkinoiden odotukset muuttujien kehityksestä.

6 JOHTOPÄÄTÖKSET JA YHTEENVETO

Tässä työssä on tutkittu pitkän reaalikoron määräytymistä pienessä avotaloudessa. Työssä muodostettiin ensin odotettua pitkää reaalikorkoa koskevat aikasarjat Suomen, Ruotsin ja Norjan sekä Saksan neljännesvuosi aikasarjoille aikavälillä 1988Q1-1997Q2. Pohjoismaiden odotetussa pitkässä reaalikorossa tapahtuvia muutoksia selitettiin mallilla, jossa selittävinä muuttujina ovat maailman reaalikorkotasoa kuvaava Saksan odotettu pitkä reaalikorko sekä maakohtaiset lyhyt reaalikorko, valtion budjettivaje suhteessa bruttokansantuotteeseen sekä bruttokansantuotteen vuosimuutos.

Saatujen tulosten perusteella pienen avotalouden odotettu pitkä reaalikorkotaso määräytyy pääasiassa vallitsevan maailman reaalikorkotason perusteella. Kuitenkin myös maakohtaisilla tekijöillä on merkitystä, tämän tutkimuksen mukaan rahapolitiikka, valtion budjettivaje ja bruttokansantuotteen muutos vaikuttavat maakohtaisen reaalikoron määräytymiseen.

Estimointien mukaan Saksan odotetun pitkän reaalikoron muutos heijastuu Suomen odotettuun pitkään reaalikorkoon hieman yli yhden kertoimella, eli Saksan reaalikoron muutos johtaa hieman tätä suurempaan muutokseen Suomen reaalikorossa. Maakohtaisista tekijöistä valtion budjettivaje nostaa reaalikorkotasoa noin 20 pisteellä: jos valtion budjettivaje nousee yhdellä prosenttiyksiköllä nousisi saatujen tulosten mukaan odotettu pitkä reaalikorkotaso 0.2 prosenttiyksikköä. Rahapolitiikkaa kuvaavan lyhyen reaalikoron vaikutus on hieman tätä suurempi. Myös bruttokansantuotteen muutoksella on saatujen tulosten mukaan vaikutusta: bruttokansantuotteen kasvun kiihtyminen prosenttiyksiköllä johtaa noin 0.1 prosenttiyksikön nousuun korkotasossa. Tulosten mukaan Suomen reaalikorkotaso määräytyy pääasiassa Saksan reaalikoron mukaan, josta poikkeamia voidaan selittää käytettyjen kotimaisten tekijöiden avulla hieman yli 40 prosenttia. Saadut tulokset ovat Suomen osalta bruttokansantuotteen muutosta lukuunottamatta hyvin samankaltaisia kaikilla kokeilluilla parametrirajoitteilla ja reaalikorkoestimaateilla. Kaikki kokeillut mallit olivat hyväksyttävissä yhteisintegroituneiksi.

Ruotsin osalta Saksan odotettu pitkä reaalikorko on saatujen tulosten mukaan lähes yksinomainen tekijä maan pitkän reaalikoron määräytymisessä. Tulosten mukaan Ruotsin reaalikorko ylireagoi Saksan reaalikorkomuutoksiin: Saksan reaalikoron muuttuessa yhdellä prosenttiyksiköllä muuttuisi Ruotsin vastaava korko 1.5 - 1.75 kertaisesti. Tämä on kuitenkin ehdottomasti liian suuri arvo eikä voi pitää paikkaansa. Rajoitettaessa Saksan korkovaihtelu yhden suuruiseksi Ruotsin maakohtaisien tekijöiden selitysaste pitkän reaalikoron erolle jää vain noin 10 prosenttiin. Maakohtaisista tekijöistä valtion budjettivaje saa rajoitetulla mallilla noin 0.1 suuruisen kertoimen, eli yhden prosenttiyksikön nousu budjettivajeessa johtaisi noin 0.1 prosenttiyksikön nousuun reaalikorossa. Kerroin ei kuitenkaan ole tilastollisesti merkitsevä. Bruttokansantuotteen kasvun vaikutus on sen sijaan negatiivinen, sen nopeutuessa yhdellä prosenttiyksiköllä laskee odotettu pitkä reaalikorko hieman yli 0.10:llä prosenttiyksiköllä. Tätä talousteorian kannalta ensiajattelemalla outoa tulosta voidaan selittää sillä, että Ruotsissa valtion raskaan menorakenteensa takia velkaantumisen on erittäin voimakasta bruttokansantuotteen jäädessä potentiaalisen tasonsa alapuolelle. Lisäksi estimointiperiodi on hyvin poikkeuksellinen, bruttokansantuotteen kasvun ollessa pitkän aikaa negatiivista; talousteorian standardiesityksissä lähdetään yleensä tasapainotilasta. Ra-

hapolitiikan vaikutus on saatujen tulosten perusteella huomattavasti Suomea heikompi: rajoittamalla Saksan koron parametriestimaatti yhden suuruiseksi nostaa 3 kuukauden reaalkoron yhden prosenttiyksikön suuruinen muutos pitkää reaalkorkoa noin 0.10 prosenttiyksikköä. Ruotsin osalta saadut tulokset reagoivatkin varsin paljon eri reaalkorkoestimaatteja ja parametrirajoitteita käytettäessä. Tulokset kaipaavat siis tarkempaa lisäselvittämistä. Ruotsin osalta yksikään kokeiltu malli ei ollut yhteisintegroitunut.

Norjan osalta Saksan odotetun pitkän reaalkoron vaikutus on hyväksyttävän lähellä yhtä, Saksan koron muuttuessa yhdellä prosenttiyksiköllä muuttuu Norjan korko noin 0.8 prosenttiyksikköä. Sen sijaan budjettivajeen vaikutus jää epäselvemmäksi: saadut kertoimet ovat pääosin noin 0.15 luokkaa, mutta eivät ole millään estimoidulla mallilla hyväksyttävissä tilastollisesti nolasta poikkeaviksi. On kuitenkin epäselvää, johtuuko tämä siitä, että aineiston puuttumisen vuoksi budjettivajetta koskeva aikasarja on jouduttu muodostamaan itse vuosiaineistosta, vai siitä että Norjan valtion budjettivaje on tarkasteluperiodilla pahimmillaankin huomattavan pieni, budjetin ollessa suuren osan tarkasteluajanjaksoa ylijäämäinen. Sen sijaan bruttokansantuotteen muutoksen vaikutus on tulkittava tilastollisesti merkityksettömäksi. Bruttokansantuotteesta poiketen lyhyen reaalkoron saama arvo on selkeästi nolasta poikkeava. Saatujen tulosten mukaan yhden prosenttiyksikön muutos lyhyessä reaalkorossa saisi aikaan hieman yli 0.20 prosenttiyksikön samansuuntaisen muutoksen. Kaiken kaikkiaan tutkitut maakohtaiset tekijät selittävät noin 30 prosenttia Norjan ja Saksan odotetun pitkän reaalkoron erotuksessa tapahtuvista muutoksista. Tulokset ovat kuitenkin lyhyttä reaalkorkoa lukuunottamatta herkkiä käytetyille malli- ja reaalkorkoversioille. Lisäksi yksikään kokeiluista malleista ei ollut hyväksyttävissä yhteisintegroituneeksi.

Työn tuloksia kaikkien maiden osalta tarkasteltaessa pahimmat estimointiongelmat liittyvät pieneen havaintomäärään, joka ensisijaisesti johtuu Pohjoismaissa vapaasti määräytyvien markkinakorkojen lyhyestä historiasta. Suurempi aineisto mahdollistaisi myös selittävien muuttujien lisäämisen; nyt pienen aineiston vuoksi poisjätetyt mutta todellisuudessa reaalkoron määräytymiseen vaikuttavat muuttujat voivat osaltaan selittää estimoituessa kohdatuja ongelmia. Erityisesti tällainen tekijä on (reaalinen) valuuttakurssi, jonka on tässä työssä oletettu määräytyvän käytettyjen kansallisten muuttujien seurauksena. Pienen aineiston aiheuttama ongelma ei kuitenkaan ole suoraan korjattavissa kuukausiaineiston avulla, sillä sitä ei ole saatavilla kaikilta osin kuukausittaisella tiheydellä. Bruttokansantuotteen kuukausikuvaajaa julkaistaan vain Suomesta, minkä lisäksi Norjan budjettivaje muodostuisi ongelmaksi. Sarja jouduttiin jo nyt konstruoimaan itse vuosiaineistosta, joten kuukausittaiseksi muutetun aineiston käyttökelpoisuus on jo vähintäänkin kyseenalainen. Lisäksi frekvenssiä tihennettäessä on todennäköistä, että saadut tulokset poikkeavat neljännesaineistolla saaduista, sillä lyhyemmällä aikavälillä ei-mallinnettavissa olevien markkinaodotusten merkitys luultavasti kasvaa. Paras vaihtoehto olisi vuosiaineisto riittävän pitkältä aikaväliltä, mutta sitä ei valitettavasti ole olemassa.

Kokonaisuutena saatuja tuloksia tarkasteltaessa voidaan sanoa, että käytetyillä muuttujilla voidaan selittää pienen avotalouden odotetun pitkän reaalkoron määräytymistä kohtuullisen hyvin. On kuitenkin huomattava, että parhaimmillaankin mallien selitysaste jää 65 prosenttiin. Lyhyellä aikavälillä, kuten tässä tutkimuksessa neljännesvuosiaineistolla, markkinoilla vallitsevat odotukset ovat hyvin merkittävä tekijä lyhytaikaisten korkomuutosten - ensisijai-

sesti nimelliskorkojen, mutta hintatason hidasliikkeisyydestä johtuen samalla myös reaali-korkojen - selittämisessä. Ongelmalliseksi tilanteen tekee kuitenkin se, että odotukset ovat hyvin huonosti selitettävissä: odotusten mallintaminen ei välttämättä ole pelkästään taloudellisilla tekijöillä selitettävissä, kuten mm. spekulatiiviset kuplat osoittavat. Tästä huolimatta vaikuttaa siltä, että pitkällä aikavälillä odotetussa pitkässä reaalikorossa tapahtuvat muutokset ovat selitettävissä taloudellisten perustekijöiden avulla. Mahdollisena jatkotutkimuksen aiheena olisikin mielenkiintoista odotetun valuuttakurssimuutoksen tarkemman mallinnuksen ja estimoitavaan malliin sisällyttämisen lisäksi pyrkiä ottamaan mallituksessa huomioon lyhytaikaisia nyt käytetyillä muuttujilla ei-selitettävissä olevia muutoksia esimerkiksi GARCH-estimoinnin avulla.

LÄHDELUETTELO:

- Atkinson, P. ja Chouraqui, J.C. (1991): The Origins of High Real Interest Rates. OECD Economic Studies, No. 5.
- Barro, R.J. ja Sala-i-Martin S.J.X. (1990): World Real Interest Rates. NBER Macroeconomic Annual 1991.
- Campbell, J.Y. ja Perron, P. (1991): Pitfalls and Opportunities: What a Macroeconomist Should Know about Unit Roots. NBER Macroeconomics Annual 1991, s. 141-219.
- Correia-Nunes ja Stemionitsits (1995): Budget Deficit and Interest Rate: Is There a Link? International Evidence. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 57, No. 4, s. 425-449.
- Howe, H. ja Pigott, C. (1991): Determinants of Long-Term Interest Rates: An Empirical Study of Several Industrial Countries. Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review, Winter 1991-92, s. 12-28.
- Hukkinen, J. (1997): Pitkien korkojen konvergenssi. Kansantaloudellinen aikakauskirja 4/97, s. 597-601.
- Hukkinen, J. ja Koskela, E. (1995): Voidaanko Suomen pitkien korkojen tasoa selittää talouden perustekijöillä, vai onko kyse jostain muusta? Suomen Pankin keskustelualoitteita 8/95.
- Hylleberg, s. ja Mizon, G.E. (1989): A Note on the Distribution of the Least Squares Estimator of a Random Walk with Drift. Economic Letters, 29, s. 225-230.
- Kajanoja, L. (1994): Spekulaatiivisten hyökkäysten teoria ja paineet Suomen markan kurssia kohtaan vuosina 1985-1992. Suomen Pankin keskustelualoitteita 10/1994.
- King, R.G. ja Rebelo, S.T. (1993): Low Frequency Filtering and Real Business Cycles. Journal of Economic Dynamics and Control, 17, s. 207-231.
- Knot, K. (1995): On the Determination of Real Interest Rates in Europe. Empirical Economics, 20, s. 479-500.
- Koskela, E. ja Virén, M. (1997): Julkinen talous ja stabilisaatiopolitiikka EMU:ssa. Valtioneuvoston kanslian julkaisusarja 11/1997.
- Kurri, S. (1998): Pitkän reaalikoron määräytyminen avotaloudessa - empiirinen tarkastelu Suomen, Ruotsin ja Norjan aineistoilla 1988-1997. Pro gradu. Joensuun yliopisto, taloustieteen laitos, kansantaloustiede.
- Krämer, J.W. (1996): Determinants of the Expected Real Long-Term Interest Rates in the G7-Countries. Kiel Working Paper No. 751.
- Leppä, A. (1995): Public Deficits and Interest Rates - The Existence of Empirical Links. Valtionvarainministeriö, Keskustelualoitteita 51.

- Newey, W. ja West, K. (1987): A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55, No. 3, s.703-708.
- Orr, A., Edey, M. ja Kennedy, M. (1995): The Determinants of Real Long-Term Interest Rates: 17 Country Pooled-Time-Series Evidence. *OECD Working Papers* 155.
- Pigott, C. (1993-94): International Interest Rate Convergence: A Survey of the Issues and Evidence. *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, Winter1993-94, s. 24-37.
- Rao, B.B. (ed.) (1994): *Cointegration for the Applied Economist*. St. Martin's Press. New York.
- Tarditi, A. (1996): Modelling the Australian Exchange Rate, Long Bond Yield and Inflationary Expectations. Reserve Bank of Australia, Economic Research Department, RDP 9608.
- Throop (1994): International Financial Market Integration and Linkages of National Interest Rates. *Economic Review of Federal Reserve Bank of San Francisco*. 1994 No. 3.
- Täppinen, J., Vihriälä, V. ja Virén, M. (1997): Mistä hyvä korkokehitys johtuu? *Kansantaloudellinen aikakausikirja* 4/97, s. 602-620.

LIITE 1: ESTIMOINNEISSA KÄYTETYT AIKASARJAT

Suomi:

fi10	10 vuoden (1988:1-1990:12 5 vuoden) valtion velkakirjojen jälkimarkkinanoteerausten kuukausi keskiarvo. OECD Financial Statistics Part 1, eri vuosilta.
fi3	3 kuukauden Helibor korko. OECD Financial Statistics Part 1, eri vuosilta.
Finfl	Kuluttajahintaindeksin vuosimuutos. OECD Main Economic Indicators, eri vuosilta.
finflhp	Kuluttajahintaindeksin vuosimuutoksesta Hodrick-Prescott -suotimen avulla estimoidut inflaatio-odotukset (ks. tarkemmin kpl. 2.3).
finfl3v	Kuluttajahintaindeksin vuosimuutoksen 3 vuoden liukuva keskiarvo.
fr10hp	10 vuoden reaalikorko: $fi10 - finflhp$.
fr10ma	10 vuoden reaalikorko: $fi10 - finfl3v$.
fdr10hp	$fr10hp - gr10hp$
fdr10ma	$fr10ma - gr10ma$
fr3	3 kuukauden reaalikorko: $fi3 - finfl$
def	Valtion tulojäämän 12 kk liukuva summa jaettuna bruttokansantuotteen 12 kk liukuvalla summalla, määritely siten että vaje on positiivinen luku. OECD Main Economic Indicators, eri vuosilta.
ca	Vaihtotaseen 12 kk liukuva summa jaettuna bruttokansantuotteen 12 kk liukuvalla summalla. OECD Main Economic Indicators, eri vuosilta.
gdp	Bruttokansantuotteen neljännesvuosittainen kausitasoitettu tasoindeksi (1990=100). OECD Quarterly National Accounts.
bkt	Bruttokansantuotteen (gdp) prosentuaalinen vuosimuutos.

Ruotsi:

si10	10 vuoden valtion velkakirjojen jälkimarkkinanoteerausten kuukausikeskiarvo. OECD Financial Statistics Part 1, eri vuosilta.
si3	3 kuukauden Swebor korko. OECD Financial Statistics Part 1, eri vuosilta.
sinfl	Kuluttajahintaindeksin vuosimuutos. OECD Main Economic Indicators, eri vuosilta.
sinflhp	Kuluttajahintaindeksin vuosimuutoksesta Hodrick-Prescott -suotimen avulla estimoidut inflaatio-odotukset (ks. tarkemmin kpl. 2.3).
sinfl3v	Kuluttajahintaindeksin vuosimuutoksen 3 vuoden liukuva keskiarvo.
sr10hp	10 vuoden reaalikorko: $si10 - sinflhp$.
sr10ma	10 vuoden reaalikorko: $si10 - sinfl3v$.
sdr10hp	$sr10hp - gr10hp$
sdr10ma	$sr10ma - gr10ma$
sr3	3 kuukauden reaalikorko: $si3 - sinfl$
def	Valtion tulojäämän 12 kk liukuva summa jaettuna bruttokansantuotteen 12 kk liukuvalla summalla, määritely siten että vaje on positiivinen luku. OECD Main Economic Indicators, eri vuosilta.
ca	Vaihtotaseen 12 kk liukuva summa jaettuna bruttokansantuotteen 12 kk liukuvalla summalla. OECD Main Economic Indicators, eri vuosilta.
gdp	Bruttokansantuotteen neljännesvuosittainen kausitasoitettu tasoindeksi (1990=100). OECD Quarterly National Accounts.
bkt	Bruttokansantuotteen (gdp) prosentuaalinen vuosimuutos.

Norja:

ni10	10 vuoden valtion velkakirjojen jälkimarkkinanoteerausten kuukausikeskiarvo. OECD Financial Statistics Part 1, eri vuosilta.
ni3	3 kuukauden Nibor korko. OECD Financial Statistics Part 1, eri vuosilta.
ninfl	Kuluttajahintaindeksin vuosimuutos.
ninflhp	Kuluttajahintaindeksin vuosimuutoksesta Hodrick-Prescott -suotimen avulla estimoidut inflaatio-odotukset (ks. tarkemmin kpl. 2.3).
ninfl3v	Kuluttajahintaindeksin vuosimuutoksen 3 vuoden liukuva keskiarvo.
nr10hp	10 vuoden reaalikorko: ni10 - ninflhp.
nr10ma	10 vuoden reaalikorko: ni10 - ninfl3v.
nr10hp	nr10hp-gr10hp
nr10ma	nr10ma-gr10ma
nr3	3 kuukauden reaalikorko: ni3 - ninfl
def	Valtion tulojäämän 12 kk liukuva summa jaettuna bruttokansantuotteen 12 kk liukuvalla summalla, määriteltä siten että vaje on positiivinen luku.
ca	Vaihtotaseen 12 kk liukuva summa jaettuna bruttokansantuotteen 12 kk liukuvalla summalla.
gdp	Bruttokansantuotteen 12 kk kausitasoitettu tasoindeksi 1990=100.
bkt	Bruttokansantuotteen (gdp) prosentuaalinen vuosimuutos.

Saksa:

ni10	10 vuoden valtion velkakirjojen jälkimarkkinanoteerausten kuukausikeskiarvo. OECD Financial Statistics Part 1, eri vuosilta.
ginfl	Kuluttajahintaindeksin vuosimuutos. OECD Main Economic Indicators, eri vuosilta.
ginflhp	Kuluttajahintaindeksin vuosimuutoksesta Hodrick-Prescott -suotimen avulla estimoidut inflaatio-odotukset (ks. tarkemmin kpl. 2.3).
ginfl3v	Kuluttajahintaindeksin vuosimuutoksen 3 vuoden liukuva keskiarvo.
gr10hp	10 vuoden reaalikorko: gi10 - ginflhp.
gr10ma	10 vuoden reaalikorko: gi10 - ginfl3v.

LIITE 2: HISTORIALLISEEN INFLAATIOKEHITYKSEEN PERUSTUVIEN
REAALIKORKOJEN AVULLA ESTIMOIDUT MALLIT

Taulukko A2.1. Rajoittamattoman mallin estimointitulokset.

Maa	Vakio	Δr_t^{Ge10}	Δdef_T	Δbkt_T	Δr_T^3	$u(-1)$	adj. R^2	F	DW	ADF
Suomi	0.000	0.986	0.176	0.124	0.202	-0.428	0.60	11.80	1.22	-5.41*
[p-arvo]	[0.626]	[0.004]	[0.031]	[0.002]	[0.000]	[0.000]		[0.000]		
Ruotsi	0.000	1.511	0.220	-0.046	0.047	-	0.40	7.04	1.17	-3.55
[p-arvo]	[0.792]	[0.006]	[0.063]	[0.547]	[0.541]			[0.000]		
Norja	0.000	0.680	0.074	0.017	0.246	-	0.43	7.67	1.32	-3.46
[p-arvo]	[0.786]	[0.039]	[0.756]	[0.514]	[0.000]			[0.000]		

Selitettävänä muuttujana on kunkin maan odotetun 10 vuoden reaalikoron muutos. Selittäjinä ovat vakio, Saksan odotetun 10 vuoden reaalikoron muutos, sekä maakohtaiset 3 kuukauden reaalikoron muutos, valtion budjettialijäämän muutos suhteessa BKT:hen, sekä bruttokansantuotteen 12 kuukauden muutos. $U(-1)$ on vireenkorjaustermi. Koska tuloksissa on merkkejä autokorrelaatiosta, ovat p-arvot Newey-West autokorrelaatio- ja heteroskedastisuuskorjattuja. ADF-testi viittaa residuaalin yksikköjuuritesteihin, ja * 5% ja * 1% merkitsevyystasoa MacKinnonin taulukosta laskettujen arvojen perusteella.

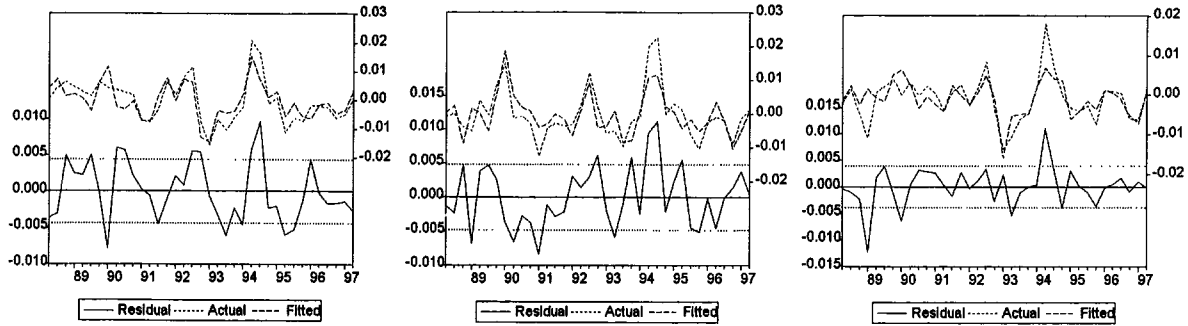
Taulukko A.2.2: Rajoitetun mallin estimointitulokset.

Maa	Vakio	Δdef_t	Δbkt_t	Δr_t^3	u_{t-1}	adj. R^2	F	DW	ADF
Suomi	0.000	0.173	0.129	0.200	-0.404	0.44	8.06	1.21	-5.23**
[p-arvo]	[0.625]	[0.014]	[0.002]	[0.000]	[0.000]		[0.000]		
Ruotsi	0.000	0.123	-0.067	0.083	-	0.03	1.33	1.09	-3.20
[p-arvo]	[0.922]	[0.185]	[0.295]	[0.131]			[0.282]		
Norja	0.000	0.172	0.024	0.223	-	0.25	4.96	1.35	-2.76
[p-arvo]	[0.643]	[0.431]	[0.349]	[0.000]			[0.006]		

Selitettävänä muuttujana on ko. maan ja Saksan odotettujen reaalikorkojen erotuksen differenssi. Selittäjät ovat vakio, maakohtaisen 3 kuukauden reaalikoron differenssi, valtion alijäämän suhteessa bkt:hen differenssi, sekä bkt:n 12 kuukauden muutoksen differenssi. $U(-1)$ on maakohtainen tasoyhtälöstä estimoitu virheenkorjaustermi. Koska tuloksissa on merkkejä autokorrelaatiosta, ovat p-arvot Newey-West autokorrelaatio- ja heteroskedastisuuskorjattuja. ADF-testi viittaa residuaalin yksikköjuuritesteihin, ja * tarkoittaa 10%, ** 5%. *** 1% merkitsevyystasoa MacKinnonin taulukosta laskettujen arvojen perusteella.

LIITE 3: ESTIMOIDUT SOVITTEET DIFFERENSSIMUODOSSA

Kuva A 3.1: Sovitetut ja toteutuneet pitkät reaalikorot differenssimuodossa 1988Q1-1997Q2 Suomessa (vas.), Ruotsissa (kesk.), ja Norjassa (oik.). Rajoittamaton malli.



Kuva A 3.2: Sovitetut ja toteutuneet pitkät reaalikorot differenssimuodossa 1988Q1-1997Q2 Suomessa (vas.), Ruotsissa (kesk.), ja Norjassa (oik.). Rajoitettu malli.

