

HELSINGIN KAUPPAKORKEAKOULU



EMU ja suhdanteet

Helsingin
Kauppakorkeakoulun
Kirjasto

7520

Kansantaloustieteen
pro gradu -tutkielma
Jani Koskinen
syksy 1998

_____ Kansantaloustieteen _____ laitoksen
laitosneuvoston kokouksessa 21/ 10 1998 hyväksytty
arvosanalla erinomainen (90 p.)
professori Pertti Haaparanta professori Pekka Ilmakunnas

HELSINGIN KAUPPAKORKEAKOULU
Kansantaloustiede: kansantaloustieteen
pro gradu -tutkielma
Jani Koskinen

TIIVISTELMÄ

2.10.1998

EMU ja suhdanteet

Tavoitteet

Työn tavoitteena on tutkia kuuden Euroopan talous- ja rahaliiton jäsenvaltion pitkän ja lyhyen aikavälin talouskehityksen yhtenäisyyttä vuosina 1977 - 1997 ja 1988 - 1997.

Lähdeaineisto ja tutkimustapa

Tutkimuksessa muodostettiin Suomen, Saksan, Ranskan, Italian, Espanjan ja Hollannin neljännesvuosibruttokansantuotteista vektoriautoregressiivinen moniyhtälömalli. Tutkimustapana käytettiin ekonometrisiä tutkimusmenetelmiä. Pitkän aikavälin osalta käytettiin yhteisintegroituvuusanalyysia ja lyhyen aikavälin suhdanteiden osalta yhteisriippuvuusanalyysia (codependence analysis). Aineistona käytettiin OECD:n keräämiä bruttokansantuotetietoja. Tutkielma sisältää empiirisen osan lisäksi katsauksen optimaalisen valuutta-alueen teorioihin ja molempiin käytettäviin tutkimusmenetelmiin.

Tulokset

Saatujen tulosten mukaan tutkimuksessa mukana olleiden maiden talouksien välillä on tilastollisesti merkittäviä linkkejä sekä lyhyellä että pitkällä aikavälillä. Tulokset viittaavat myös siihen, että taloudet ovat lähentyneet toisiaan 1990-luvulle tultaessa. Tutkimuksessa saatiin lisäksi merkittävää tukea oletukselle talouksien suhdanteiden yhdenmukaisuudesta. Erityisesti mielenkiintoista on Suomen ja Saksan talouksien käyttäytyminen. Saksan talouden asema vaikuttaa Euroopassa hallitsevalta kun taas Suomen talouden suhdannekehitys näyttää seuraavan osittain omia lainalaisuuksiaan.

Avainsanat

Suhdanteet, EMU, ekonometria

SISÄLLYS

1. JOHDANTO	3
1.1 Tutkimuksen tarkoitus	3
1.2 Tutkimusmenetelmät ja työn eteneminen	4
2. KATSAUS OPTIMAALISEN VALUUTTA-ALUEEN TEORIOIHIN	4
2.1 Johdanto	4
2.2 Perinteinen lähestymistapa	5
2.3 Kustannus-hyöty -lähestymistapa	8
2.4 Uusi teoria	9
2.5 Teorioiden testaus	11
3. YHTEISINTEGROITUVUUDEN TEORIA	14
3.1 Johdanto	14
3.2 Stokastinen trendi	16
3.3 Epästationaarisuus, yksikköjuuret ja niiden testaus	18
3.3.1 Epästationaariset muuttujat ja yksikköjuuret	18
3.3.2 Epästationaarisuuden testaus	20
3.4 Yhteisintegroituvuus	21
3.4.1 Virheenkorjausmalli (ECM)	22
3.4.2 Engle-Granger -menetelmä yhteisintegroituvuuden testaamiseksi	23
3.5 Systemiestimointi ja VAR-mallit	24
3.5.1 Yhteisintegroituvuus VAR-mallissa	24
3.5.2 Johansenin menetelmä	28

4. YHTEISET SUHDANTEET	34
4.1 Yhteisriippuvuus, yhteisintegroituvuus ja yhteiset syklit	37
4.2 Estimointi	42
4.3 Kanooniset korrelaatiot	48
5. EMPIIRINEN OSUUS	50
5.1 Kuuden EMU-maan bruttokansantuotteiden yhteisintegroituvuus	51
5.1.1 Johdanto	51
5.1.2 Deterministiset muuttujat ja viiverakenne	52
5.1.3 Yksikköjuuritestit	57
5.1.4 VAR-malli ja Johansenin menetelmä	59
5.1.5 Yhteisintegroituvuus ajanjaksolla 1977:1 - 1997:4	62
5.1.6 Yhteisintegroituvuus ajanjaksolla 1988:1 - 1997:4	69
5.2 Yhteisriippuvuus, trendit ja suhdanteet ajanjaksoilla 1977:1 - 1997:4 ja 1988:1 - 1997:4	75
6. JOHTOPÄÄTÖKSET	80
LÄHTEET	83
LIITE 1. Var-mallia koskevia testejä	
LIITE 2. Residuaalien risti- ja autokorrelogrammit	
LIITE 3. Yksittäisten yhtälöiden standardoidut residuaalit ja histogrammit	

1 JOHDANTO

1.1 Tutkimuksen tarkoitus

Euroopan talous- ja rahaliiton viimeisen vaiheen lähestyminen on saanut aikaan jo 1960-luvulla syntyneen optimaalisen valuutta-alueen teorian renessanssin. Teoria pyrkii etsimään hyötyjä ja haittoja, joita yhteinen valuuttaliitto siihen osallistuville valtioille tai alueille voi synnyttää. Etuina pidetään lähinnä alhaisempia transaktiokustannuksia, uskottavuusvaikutuksia ja tehokkuuden lisääntymistä resurssien allokaatiossa. Suurimpana haittana pidetään itsenäisen rahapoliittisen päätäntävällän kaventumista. Tämä haitta korostuu erityisesti, jos taloudelliset shokit talouksien välillä ovat epäsymmetrisiä.

Tämän työn tarkoituksena ei kuitenkaan ole tehdä kustannus-hyöty -analyysia rahaliitosta, vaan pikemminkin käyttää optimaalisen valuutta-alueen teoriaa (OCA) ja sen tarjoamaa teoreettista kehikkoa työvälineenä. Yksi keskeisimmistä OCA-teorian asettamista lähtökohdista onnistuneelle rahaliitolle on nimittäin talouksien rakenteiden yhdenmukaisuus. Shokkien ollessa symmetrisiä maat käyttäisivät samanlaisia sopeutumiskeinoja, ja tällöin yhteisen valuutta-alueen perustaminen muiden etujen saavuttamiseksi olisi järkevää. Tarkoituksena on tutkia tällaisen shokkisymmetrisyyden olemassaoloa kuuden EMU-maan välillä.

1.2

Tutkimusmenetelmät ja työn eteneminen

Ekonometrisiä menetelmiä, lähinnä yhteisintegroituvuusanalyysiä käyttäen tutkitaan kuuden Euroopan talous- ja rahaliiton talouden ja varsinkin Suomen talouden symmetrisyyttä lähtökohtana Jonathan Rubinin ja Niels Thygeseninin (1996) julkaisema artikkeli ja Vahidin ja Englen (1993a) artikkeliin perustuva tutkimusmenetelmä. Tavoitteena on muodostaa Suomen, Saksan, Ranskan, Italian, Espanjan ja Hollannin neljännesvuosibruttokansantuotteista vektoriautoregressiivinen moniyhtälömalli. Tämän VAR-mallin avulla on tarkoitus pyrkiä erikseen tutkimaan talouksien pitkän ja lyhyen aikavälin yhteyksiä. Tutkimus suoritetaan erikseen ajanjaksoille vuodesta 1977 vuoteen 1997 ja vuodesta 1988 vuoteen 1997. Menetelminä käytetään yhteisintegroituvuusanalyysia ja lyhyen aikavälin tutkimuksessa yhteisriippuvuusanalyysia (codependence analysis).

Työn ensimmäisessä osassa keskitytään optimaalisen valuutta-alueen teoriaan ja tutustutaan aiheesta aikaisemmin tehtyihin tutkimuksiin. Työn toisessa osassa luvussa kolme ja neljä esitellään tutkimuksen empiirisessä jaksossa tarvittavien menetelmien teoreettiset perusteet. Tämän jälkeen luvussa viisi esitellään saadut tulokset ja luvussa kuusi tuloksiin liittyvät johtopäätökset.

2

KATSAUS OPTIMAALISEN VALUUTTA-ALUEEN TEORIOIHIN

2.1

Johdanto

Optimaalisella valuutta-alueella tarkoitetaan maantieteellistä kokonaisuutta, jossa maksuvälineenä käytetään joko yhtä valuuttaa tai useita valuuttoja, jotka on

peruuttamattomasti kytketty toisiinsa. Tälle alueelle yhteisen järjestelmän käyttäminen olisi edullisempaa kuin erillisten kansallisten valuuttojen käyttö (Kawai, 1987). Optimaalisuudella tarkoitetaan tässä perinteisten makrotavoitteiden, sisäisen ja ulkoisen tasapainon, saavuttamista (Tavlas, 1993).

Keskeisimmin OCA-teoria liittyy kuitenkin keskusteluun joustavien ja kiinteiden kurssien hyödyistä ja haitoista. Yhteinen valuuttahan on kiinteän kurssin äärimmäinen muoto. Joustavan kurssin hyötynä pidetään taas mahdollisuutta itsenäiseen rahapoliittiseen päätöksentekoon ja mahdollisuutta ulkoisen ja sisäisen tasapainon hoitamiseen joustavan kurssin avulla. Kiinteän kurssin järjestelmässä tällainen kansallinen politiikkainstrumentti luonnollisesti menetetään. Optimaalisen valuutta-alueen teoria pyrkii kuitenkin etsimään tilanteita ja edellytyksiä, joissa kiinteän kurssin järjestelmä ei aiheuttaisi joustavan kurssin järjestelmään verrattuna ylimääräisiä kustannuksia. Seuraavassa tutkimme lähemmin näitä OCA-teorian esilletuomia kriteereitä.

2.2

Perinteinen lähestymistapa

Perinteinen lähestymistapa optimaalisen valuutta-alueen määrittelyyn syntyi jo 1960-lvulla. Se pyrkii etsimään yksittäisiä kriteereitä, joiden mukaan valuutta-alue voitaisiin muodostaa. Ishiyama (1975) esittää näistä kriteereistä tärkeimmät ja on hyvä katsaus kirjallisuuteen.

Optimaalisen valuutta-alue -keskustelun käynnistäjänä pidetään Mundellia (1961), joka esitti valuutta-alueen kriteeriksi riittävää tuotannontekijöiden liikkuvuutta. Hänen mukaansa tuotannontekijöiden liikkuvuus voi osittain korvata tarpeen valuuttakurssin muutokselle talouden tasapainon säilyttämisessä, kun kahta aluetta kohtaa asymmetrinen shokki. Tällöin yhteinen rahapolitiikka tasapainottaisi

talouden ja työvoiman liikkuvuus pitäisi huolen työllisyydestä. Ongelmana myös Mundellin työssä on kuitenkin valuutta-alueen koon määrittäminen (Bayoumi, 1994). Puntarissa ovat pienen alueen edut työllisyyden näkökulmasta ja toisaalta rahan käytettävyyden väheneminen vaihdon välineenä. Työtä on kritisoitu myös siitä, että se ei ota huomioon eroja työvoiman ja pääoman liikkuvuudessa ja että työvoiman liikkuvuus tuskin toteutuu Mundellin odottamassa määrin. (Ishiyama, 1975)

Mundellin aikalainen McKinnon (1963) puolestaan ehdotti talouden avoimuutta kriteeriksi optimaaliselle valuutta-alueelle. Talouden avoimuuden hän määritteli kansainvälisesti kaupattavien hyödykkeiden tuotanto-osuuden avulla. Hänen mukaansa joustava kurssi ei ole optimaalinen avoimelle taloudelle, vaan johtaa epävakauteen hintatasossa. Toisaalta, jos talouden tavoitteena olisi säilyttää hintatason vakaus, joustava kurssi voisi vaatia kotimaisen kysynnän laskua ja siten työttömyyden kasvua. Talouden vakaus kiinteiden kurssien järjestelmässä on suurempaa myös tilanteessa, jossa talouden avoimuutta mitataan tuonnin osuudella kansantulosta (Ishiyama, 1975). Toinen McKinnonin esiintuoma näkökohta on rahailluusion merkitys avoimessa taloudessa. Jos taloudessa ei esiintyisi rahailluusiota, valuuttakurssimuutosten vaikutus ulkoisen tasapainon säilyttämiseksi ei enää pätyisi. On kuitenkin huomattava, että niin McKinnonin kuin Mundellinkin malli on lähtökohdiltaan mikroperusteinen, ja he nostavat esiin vain muutamia yksittäisiä kriteereitä. Lisäksi McKinnonin malli olettaa, että talouden ulkopuolella maailmantaloudessa vallitsee yleisesti vakaa hintataso. Malli ei myöskään päde, jos häiriöt syntyvät talouden ulkopuolella.

Kuten jo johdannossa mainittiin, talouksien rakenteiden samankaltaisuus vaikuttaa shokkien symmetrisyyteen. Tämän näkökohdan on esittänyt Kenen. Myös hän lähtee liikkeelle mikroperusteista. Kenen argumentoi, että mailla, joiden tuotannot

ovat diversifioituneita, joustavan ja kiinteän kurssin välinen ero ei ole suuri, ja näin ollen ne voisivat muodostaa valuutta-alueen. (Kemppainen, 1997)

Ishiyama (1975) tuo esiin myös muita kriteerejä, kuten esimerkiksi Ingramin esittämän rahoitusmarkkinoiden integraation asteen. Ingramin mukaan joustaville kurseille ei ole tarvetta rahoitusmarkkinoiden ollessa hyvin integroituneita, sillä rahaliitossa pienetkin korkoerot saisivat aikaan tarvittavat pääomaliikkeet. Ingramin kriteeriä on kuitenkin arvosteltu siitä, että se ei ota huomioon eroa maksutaseen vajeen rahoittamisen ja tarvittavan sopeutumisen välillä. Haberler ja Fleming (mt.) esittävät puolestaan kriteerin maiden inflaatiovauhdeille. Kriteeri perustuu makrolähestymistavalle. Heidän mukaansa talouden ulkoisen epätasapainon syynä on useimmiten eri maiden väliset erilaiset inflaatiovauhdit, jotka johtuvat talouksien erilaisista rakenteista.

Viimeisenä perinteisen lähestymistavan mukaisena edellytyksenä optimaaliselle valuutta-alueelle tarkastellaan poliittisen integraation astetta tai pikemminkin poliittista tahtoa integroitua. Yhteinen valuutta vaatii kansallisten talouspoliittisten instituutioiden läheistä yhteistyötä ja jopa kansallisen rahapoliittisen päätäntävällän siirtämistä ylikansallisille elimille, toisin sanottuna kykyä poliittiseen yhteistyöhön. Tämän näkökohdan merkitystä jopa edellä mainittuja taloudellisia kriteereitä tärkeämpänä ovat korostaneet muun muassa Haberler, Ingram sekä Tower ja Willet (Kawai, 1987).

2.3

Kustannus-hyöty -lähestymistapa

Perinteisen lähestymistavan mallit korostavat tilanteita, joissa joustavien kurssien käyttö on joko tehotonta tai tehokasta. Mallit vertailevat myös kiinteiden ja joustavien kurssien aiheuttamia kustannuksia talouksille. Ne eivät kuitenkaan tarkastele lähemmin valuuttaliiton tuomia hyötyjä. Lisäksi edellä mainitut mallit tarkastelevat valuutta-alueen tuomia hyötyjä ja haittoja erittäin yksinkertaisten makrotavoitteiden valossa. Yhteisen valuutan luomista tulisi kuitenkin tarkastella dynaamisena prosessina. Kustannus-hyöty -lähestymistapa taas tarkastelee optimaalisen valuutta-alueen haluttavuutta ainoastaan yksittäisen maan tai alueen kannalta, eikä ota huomioon kustannuksia ja hyötyjä koko maailmantaloudelle. Seuraavassa tarkastellaan lyhyesti näitä hyötyjä ja kustannuksia.

Yhteiseen valuuttaan liittyä ensinnäkin rahan käytettävyyden lisääntymisestä syntyvät edut. Yhteistä rahaa on esimerkiksi helpompi käyttää vaihdon välineenä, transaktiokustannukset vähenevät ja valuuttakurssien heilahtelun vuoksi tarvittava suojautumistarve vähenee osittain. Edellä mainittujen kriteerien mukaisesti optimaalinen valuutta-alue olisi selvästikin koko maailma. Toinen etu on valuutta-alueen sisällä valuutoilla tehdyn spekuloinnin poisjääminen, joka olisi hyödyllistä varsinkin pienille maille. Kolmantena hyötynä voisi mainita valuutta-alueen sisäisten, entisten kansallisten kesku pankkien, valuuttareservien määrän mahdollisen vähenemisen.

Kansallisesta näkökulmasta tarkasteltuna yhteinen valuutta tai peruuttamattomasti kiinnitetty kurssi aiheuttaa myös suuria kustannuksia, joita täytyy verrata saavutettaviin hyötyihin. Ilmeisin kustannus on rahapoliittisen päätöksentekomahdollisuuden menettäminen. Pelko siitä, että yhteinen talouspolitiikka ei välttämättä aina ole yksittäisen alueen tai valtion etujen

mukaista, on aiheellista. Lisäksi on epäselvää, kuinka suuri päätävältä finanssipolitiikasta jää rahaliitossa kansallisvaltiolle. Myös alueellisten epätasa-arvoisuuksien kasvu tehokkaiden pääomaliikkeiden ja palkka- ja tuottavuuserojen vuoksi voi aiheuttaa kustannuksia valuutta-alueella.

2.4

Uusi teoria

Niin sanottu uusi teoria optimaalisista valuutta-alueista (Tavlas, 1993) lähtee liikkeelle perinteisen lähestymistavan ja hyöty-kustannus -lähestymistavan pohjalta. Uusi teoria ottaa kuitenkin huomioon myös muita, nykyisestä makroteoriasta lähtöisin olevia tekijöitä, kuten esimerkiksi odotusten muodostamisen ja erilaiset uskottavuusongelmat. Näistä muutamaa käsitellään seuraavassa.

Toisin kuin aikaisemmat lähestymistavat, uusi teoria ei pohjautu Phillipsin-käyrän työttömyys-inflaatio -relaatiolle, vaan ottaa muun muassa huomioon odotetun inflaation vaikutuksen ja Lucas-kritiikin. Se asettaakin lähtökohdakseen luonnollisen työttömyysasteen. Tällöin joustavaa kurssia ei perinteisten mallien esittämällä tavalla voi enää käyttää työttömyys-inflaatio -suhteen määrittämiseen, vaan ainoastaan itsenäiseen inflaatiotason valintaan.

Korkotasot muodostuvat kiinteään valuuttakurssiin perustuvassa valuuttaliitossa yhdenmukaisiksi. Perinteisten rahan kysyntäyhtälöiden perusteella ei kuitenkaan voida määrittää rahan tarjontaa ja muodostuvaa korkotasoa. Rahaliittoon osallistuvien maiden onkin sovittava mekanismista, jolla rahamäärä järjestelmässä asetetaan. Uusi teoria esittää tähän kaksi eri mahdollisuutta: symmetrisen ja asymmetrisen järjestelmän. Symmetrisessä, yhteistyöhön perustuvassa systeemissä asymmetrinen shokki aiheuttaisi paineita yhteistyölle. Kansalliset

rahaviranomaiset haluaisivat luonnollisesti käyttää rahapolitiikkaa sopeuttamiskeinona, toisin kuin koko alueen etuja valvova ylikansallinen rahaviranomainen. Asymmetrisessä ja hegemonisessa systeemissä ongelmaksi voi taas muodostua suhdanteiden kärjistyminen vaikutusvallaltaan pienen ja suuren valtion erilaisten intressien vuoksi.

Tärkeä edellytys yhteiselle valuutalle onkin siis shokkisymmetrisyys, jolloin yhteinen rahapolitiikka on kaikissa tilanteissa hyödyllistä. On kuitenkin huomattava, että shokkisymmetrisyys ei ole riittävä ehto, sillä valuutta-alueen sisällä eri alueet voivat tarvita erilaisia tasapainottavia toimenpiteitä riippuen talouden tilanteesta ja sen rakenteesta, esimerkiksi hinta- ja palkkajoustavuuksista. On lisäksi epäselvää, vähentääkö integraatio asymmetristen shokkien vaikutusta vai kärjistääkö se niitä.

Uusi teoria hyökkää myös työvoiman liikkuvuutta vastaan. Epävarmuus tulevaisuudesta ja muuttamisen kustannuksista liittyy teorian mukaan olennaisesti keskusteluun työvoiman liikkuvuudesta shokkien seurauksena. Bertolan mukaan asymmetrinen shokki kiinteän kurssin järjestelmässä lisää tulotason heilahteluja, mikä puolestaan vähentää työvoiman liikkuvuutta. Joustavien kurssien järjestelmässä rahapolitiikka voidaan taas suunnata tulotason vakauttamiseen, mikä taas lisää työvoiman liikkuvuutta. Uusi teoria huomauttaa myös, että valuuttakurssimuutosten vaikutus ulkoisen tasapainon säilyttämiseksi saattaa olla hitaampaa, kuin aikaisemmissa malleissa on oletettu.

Kaiken kaikkiaan verrattuna aikaisempiin malleihin uuden teorian mukaan kustannukset yhteisestä valuutasta ovat pienempiä ja hyödyt suurempia. Uskottavuuskysymykset, joita tässä ei ole käsitelty, ovat kuitenkin olennaisia ja osaltaan muuttavat hyötyjen ja kustannusten suhdetta.

2.5

Teorioiden testaus

Varsinkin viime vuosina mielenkiinto optimaalisen valuutta-alueen teorian empiiriseen tutkimukseen on voimistunut. De Grauwen (1993) mukaan keskustelun Euroopan talous- ja rahaliitosta voi esittää kahtena väittämänä, joista taloustieteilijät ovat yksimielisiä. Ensimmäisen väittämän mukaan Euroopan unionin jäsenvaltiot eivät muodosta optimaalisen valuutta-alueen teorian mukaista aluetta. Toisen väittämän mukaan on kuitenkin olemassa joukko unionin jäsenvaltioita, jotka muodostavat optimaalisen valuutta-alueen. Empiiristä tutkimusta on käytetty sekä ensimmäisen väittämän todentamiseen että toisen väittämän mukaisten valtioiden etsimiseen. Tutkimus on kuitenkin keskittynyt shokkien asymmetrisyyden asteeseen, työvoiman ja pääoman liikkuvuuden merkitykseen ja finanssipoliittisten keinojen käytön tutkimiseen (Kempainen, 1997). Useissa tutkimuksissa vertailukohteena on käytetty Yhdysvaltoja, jonka eri alueiden välisellä yhteisellä valuutalla on pitkä historia.

Shokkien symmetrisyyttä on pyritty tutkimaan muun muassa korrelaatiokertoimien avulla. Eichengreen (Bayoumi ja Eichengreen, 1992) vertailee Eurooppaa Kanadaan ja Yhdysvaltoihin käyttämällä muun muassa reaalisia valuuttakursseja shokkien asymmetrisyyden mittana ja arvopapereiden hintoja tuotannollisen pääoman uudelleenallokoitumisen tutkimiseen. Hänen mukaansa Eurooppa ei muodosta optimaalista aluetta valuuttaliitolle. (Kempainen, 1997)

De Grauwe ja Vanhaverbeke (mt. 1997) puolestaan käyttävät reaalisien valuuttakurssin lisäksi tietoja tuotannosta ja työllisyydestä sekä työvoiman liikkuvuudesta ja työttömyydestä, ja vertailevat alueellista dataa kansalliseen. He

päätyvät tulokseen, jonka mukaan shokkiasymmetria Euroopassa on alueiden eikä valtioiden ominaisuus.

Haaparanta ja Heinonen (1991a,1991b) käyttävät symmetrisyyden analysointiin niin sanottua Aoki-menetelmää, jossa makrotaloudellisten aikasarjojen summia ja eroja vertaillaan. Myös Cohen ja Wyplosz, Weber sekä Melitz ovat käyttäneet Aoki-menetelmää (De Grauwe, 1994). Haaparannan ja Heinosen mukaan shokit Suomen ja silloisten EC-maiden välillä ovat symmetrisiä, mutta Suomen ja Yhdysvaltojen väliset shokit ovat epäsymmetrisiä. Tutkimus paljastaa kuitenkin, että erityisesti reaalipalkoissa, teollisuustuotannossa ja finanssipolitiikassa on epäsymmetrisyyksiä, jotka johtuvat Suomen talouden rakenteista. Heidän mukaansa nämä epäsymmetrisyydet kasvoivat 1980-luvulla, mutta saattavat 1990-luvulla heikentyä.

Edelliset menetelmät eivät erottele shokkeja niiden lähteen mukaan, eivätkä välttämättä pysty erottelemaan shokkeja ja niiden seurausvaikutuksia (Kemppainen, 1997). Ratkaisuna Bayoumi ja Eichengreen (1992) käyttävät Blanchardin ja Quahin kehittämää estimointitapaa¹ (VAR-systeemissä) tarjonta- ja kysyntäshokkien tunnistamiseen ja vertailevat Euroopalle saamia tuloksia Yhdysvaltojen vastaaviin tuloksiin. Heidän mukaansa kysyntä- ja tarjontashokit olivat sekä pienempiä että enemmän korreloituneita Euroopan Unionin ydinvaltioiden Saksan, Ranskan, Belgian, Alankomaiden ja Tanskan kesken kuin esimerkiksi Italian tai Kreikan välillä. Shokit Euroopassa olivat lisäksi suurempia ja vähemmän korreloituneita kuin Yhdysvalloissa. Bayoumin ja Eichengreenin tekemää vertailua Yhdysvaltoihin on kritisoitu monelta taholta. Yhdysvallat on ollut jo pitkään yhtenäinen valuutta-alue, jolloin talouspolitiikka yleensä rahapolitiikan lisäksi on ollut alueilla samanlaista. Lisäksi Rubin ja Thygesen

¹ Kts. Blanchard & Quah (1989).

(1996) ovat arvostelleet Bayoumin ja Eichengreenin käyttämiä ekonometrisiä menetelmiä.

Rubin ja Thygesen (mt.) suorittavat yhteisintegroituvuus- ja yhteisriippuvuusanalyysin Euroopan Unionin jäsenvaltioiden kuukausituotanto- ja hintaindeksidatoihin pohjautuen. He ottavat lisäksi esille kysymyksen tulevan rahaliiton jäsenten ja sen ulkopuolelle jäävien valtioiden välisistä keskinäisistä intresseistä.

Rubin ja Thygesen pyrkivät erottamaan aikasarjoista stokastisen trendin ja suhdanteen. Aikasarjan yhteisriippuvuus on heidän mukaansa merkki suhdanteiden samankaltaisuudesta, kun taas yhteisintegroituvuus indikoi yhteistä trendikomponenttia. Kaikki tutkimuksessa olleet yhdeksän maata näyttäisivät jakavan pitkän aikavälin trendin tuotannossaan. Lisäksi suhdanteet näyttävät olevan symmetrisiä. Kuitenkin hintojen sopeutuminen shokkeihin on tuotannon sopeutumista hitaampaa, ja symmetrisyys välittömästi shokin jälkeen on vähäistä. Myöhemmin ilmestyneessä julkaisussaan Rubin (1997) jatkaa tutkimusta keskittymällä suhdanteiden kansainväliseen välittymiseen ja dynamiikkaan. Kyseisessä artikkelissa analyysi perustuu yhteisintegroituvuuden ja pitkän aikavälin trendien lisäksi impulssivasteille. Rubin tutkii artikkelissaan korkoja, inflaatiota ja tuotantoa. Hänen mukaansa shokkien välittyminen riippuu suuresti tutkittavasta maajoukosta ja käsiteltävästä muuttujasta.

Uudempia, enemmän pohjoismaisesta näkökulmasta tehtyjä tutkimuksia ovat julkaisseet mm. Bergman ja Hutchison (1998) ja Bergman, Cheung ja Hutchison (1997). Bergmanin ja Hutchisonin mukaan viimeisten kahdenkymmenen vuoden aikana taloudelliset yhteydet Saksan kanssa ovat voimistuneet merkittävästi. Kaupallisten suhteiden ja rahamarkkinoiden integroituminen on johtanut heidän

mukaansa maiden voimakkaaseen riippuvuuteen toisistaan ja ennen kaikkea Saksasta. Bergmanin, Cheungin ja Hutchisonin tutkimuksen olennaisin tulos on se, että shokkisymmetrisyys ei selitä Pohjoismaiden erilaisia EMU-ratkaisuja. Heidän mukaansa jo pitkään EU:ssa mukana olleiden maiden Belgian, Tanskan ja Hollannin taloudet ovat integroituneempia Saksaan kuin Pohjoismaiden taloudet. Heikoin taloudellinen yhteys Saksaan on heidän mukaansa Suomella ja vahvin Belgiassa.

3 YHTEISINTEGROITUVUUDEN TEORIA

3.1 Johdanto

Monet kansantaloustieteen aikasarjat, kuten esimerkiksi bruttokansantuote, ovat taloustieteelliseltä ja tilastolliselta luonteeltaan epästationaarisia. Aikasarjat, joilla on epästationaarisia piirteitä, vaativat ekonometrisessä työssä erityistä huomiota, eikä niitä voi suoraan estimoida tavanomaisin menetelmin. Pahimmillaan epästationaarisuuden huomiotta jättäminen saattaa johtaa näennäisregressioon. Näennäisregressiosta saadut tulokset vaikuttavat hyviltä, mutta ovat kuitenkin täysin mielivaltaisia.

Aikaisemmin käytettiin tavallisesti trendejä tai differenssejä, kun haluttiin ottaa epästationaarisuus huomioon. Tämä ei kuitenkaan ole tehokasta, sillä samalla voidaan menettää tärkeää pitkän aikavälin informaatiota prosessin luonteesta. Pitkän aikavälin informaation sisällyttäminen mukaan malliin on tärkeää, sillä se kuvastaa muuttujien taloudellisten prosessien aiheuttamaa riippuvuutta (co-movement) aikasarjoissa. Epästationaarisille aikasarjoille tarkoitettujen yhteisintegroituvuusanalyysin käyttö ja yksikköjuurten laajamittainen testaaminen alkoivat kuitenkin vasta Grangerin, Dickeyn ja Fullerin sekä Englen ja Grangerin teoreettisten töiden ilmestyttyä ja analyysimenetelmien levittyä yleisimpiin

ekonometriisiin ohjelmistopaketteihin 1980-luvun loppupuolella (kts. esim. Pere, 1990 tai Starck, 1989).

Yhteisintegroituvuusanalyysi onkin 1990-luvulla vakiinnuttanut asemansa ollen yksi tämän hetken merkittävimpiä ekonometrisiä teoriakehikkoja. Yksi syy analyysin käyttöön on se, että se on perusteiltaan yksinkertainen. Se edellyttää yksinkertaisimmillaan vain pienimmän neliösumman menetelmän käyttöä. Toisaalta kuten muutkin menetelmät, yhteisintegroituvuusanalyysi on erittäin monipuolinen ja vaatii käyttäjältään huolellisuutta ja tarkkuutta. Menetelmän avulla voidaan tutkia, vallitseeko kahden tai useamman aikasarjan välillä jokin taloudellinen pitkän aikavälin riippuvuussuhde. Yhteisintegroituvuuden avulla saadaan selville lineaarikombinaatio, joka poistaa trendin (common trends-ominaisuus) ja luo vakaan mallin. Lisäksi yhteisintegroituvuusanalyysin avulla voidaan saada tietoa myös systeemin dynamiikasta ja hakeutumisesta tasapainoon.

Keskeistä yhteisintegroituvuudessa on tasapainon käsite. Muuttujien välillä voi olla jokin teoreettinen taloudellinen suhde (esimerksi ostovoimapariteettiteoria), jonka mukaan muuttujat hakeutuvat tasapainoon pitkällä aikavälillä. Lyhyellä aikavälillä ne voivat kuitenkin kulkeutua erilaisten shokkien ym. johdosta tasapainosta pois. Olennaista on, että muuttujat eivät kuitenkaan voi liikkua rajatta pois tasapainosta. Vakaasta tasapainosta poikkeaminen on siis stokastisesti rajoitettua ja yhteisintegroituvuus on tämän ominaisuuden tilastollinen esitysmuoto.

Seuraavat luvut käsittelevät yhteisintegroituvuuden teoriaa viiveen pituuden valinnasta matriisin asteen määrittämiseen. Luvussa viisi suoritetaan empiirinen mallintaminen.

3.2

Stokastinen trendi

Tuotannon ja BKT:n kaksi merkittävintä historiallista ominaisuutta ovat niiden jatkuva pitkän aikavälin kasvu ja toisaalta heilahtelu tämän kasvu-uran ympärillä. Tätä pitkäkestoista mutta kuitenkin väliaikaista heilahtelua kutsutaan suhdanteeksi, jonka aikana tuotanto on epätavallisen suurta tai pientä². Osan BKT:n kasvun muutoksesta selittää kuitenkin myös pitkän aikavälin trendin muuttuminen. Stock ja Watson (1988a ja 1988b) sekä King, Plosser, Stock ja Watson (1991) ovat esittäneet ajatuksen aikasarjan esittämistä vaihtelevan trendin ja syklisen osan komponentteina. Vaihteleva trendi lisääntyy jokaisena ajanjaksona keskimäärin jollain tietyllä määrällä mutta trendin toteutuma vaihtelee odotusarvostaan satunnaisella määrällä. Tämän vuoksi trendiä kutsutaan myös stokastiseksi trendiksi.

Beveridge ja Nelson osoittivat, että muuttuja, jolla on ARIMA-esitysmuoto voidaan jakaa trendiosaan ja stationaariseen osaan. ARIMA(p,1,q)-malli voidaan kirjoittaa muodossa (Stock ja Watson, 1988b)

$$A(L) \Delta y_t = f + B(L) e_t,$$

jossa esimerkiksi $A(L) = \sum_{j=0}^p a_j L^j$. $B(L)$ on vastaava viivepolynomi astetta q .

Vakiota vastaa f . Edellinen yhtälö saadaan kääntämällä $A(L)$ muutettua muotoon

$$\Delta y_t = g + C(L)e_t.$$

² Hyvä katsaus suhdanteisiin on esimerkiksi Mullineux et al. (1993) sekä Diebold ja Rudebusch (1996).

Yhtälössä $g = f / \sum_{j=0}^p a_j$ ja $C(L) = B(L) / A(L)$. Seuraavaksi saadaan yksinkertaisesti sijoittamalla viivästettyjä muuttujia y ja olettamalla, että $y_0=0$ ja $e_r=0$ kaikille $r \leq 0$

$$y_t = gt + h \sum e_r + d(L)e_t$$

Yhtälössä $h = \sum_{j=0}^{\infty} c_j$ ja $d_i = - \sum_{j=i+1}^{\infty} c_j$. Yhtälö voidaan jakaa edelleen stokastiseen trendiosaan ja suhdanteeseen, joka on Beveridge-Nelson -dekompositio. Mallissa stokastisella trendillä on drifti g .

$$y_p = g + y_{t-1}^p + h e_t$$

$$y_s = d(L)e_t$$

$$h = \sum_{i=0}^q b_j / \sum_{i=0}^p a_i$$

3.3

Epästationaarisuus, yksikköjuuret ja niiden testaus

3.3.1

Epästationaariset muuttujat ja yksikköjuuret

Stationaaristen ja epästationaaristen aikasarjojen välillä on merkittäviä eroja, jotka täytyy mallinnettaessa ottaa huomioon. Esimerkiksi stationaarisissa aikasarjoissa shokit ovat ohimeneviä ja prosessi palaa pitkän aikavälin tasapainoonsa, kun taas epästationaarisilla aikasarjoilla shokit jäävät vaikuttamaan prosessiin (Enders 1995, 85). Seuraavassa tarkastellaan lähemmin näitä eroja.

Aloitetaan tarkastelemalla yksinkertaista stokastista prosessia X_1, X_2, \dots, X_t , jossa X on satunnaismuuttuja. Stokastisen prosessin X_t odotusarvona voidaan pitää yksittäisten satunnaismuuttujien X_t odotusarvoja. Olkoon odotusarvo μ_t , prosessin varianssi σ_t^2 ja kovarianssi muuttujien X_t, X_{t+k} välillä $\sigma_{t,t+k}$. Stokastinen prosessi on stationaarinen (kovarianssistationaarinen tai heikosti stationaarinen), kun sen odotusarvo μ_t ja varianssi σ_t^2 ovat vakioita kaikilla t :n arvoilla. Lisäksi kovarianssi muuttujien X_t, X_{t+k} välillä riippuu ainoastaan vakiosta k . Mikäli yksi tai useampi edellä mainituista ehdoista ei toteudu, kutsutaan prosessia epästationaariseksi. Stationaarinen aikasarja liikkuu siis odotusarvonsa ympärillä vakiovariانسsilla (Charemza & Deadman 1997, 84-85).

Siirrytään seuraavaksi aikasarja-analyysin merkintätapoihin ja tarkastellaan yksinkertaista yhden muuttujan mallia

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1).$$

Viiveoperaattoria L käyttäen yhtälö (1) voidaan kirjoittaa muotoon

$$(1-\rho L)y_t = \varepsilon_t \quad (2).$$

Tässä niin sanotussa ensimmäisen asteen autoregressiivisessä AR(1)-mallissa muuttujan nykyhetken arvon määräävät muuttujan menneisyys ja häiriötermi ε_t , jonka oletetaan olevan valkoista kohinaa.

Jokainen autoregressiivinen malli voidaan esittää myös liukuvan keskiarvon muodossa. Edellisen mallin (1) tapauksessa sijoitetaan ensin viivästetyn muuttujan y_{t-1} paikalle $y_{t-1} = \rho y_{t-2} + u_t$, sitten korvataan muuttuja y_{t-2} ja niin edelleen. Malli saadaan lopulta muotoon

$$y_t = \rho^n y_{t-n} + \sum_{j=0}^{n-1} \rho^j \varepsilon_{t-j} \quad (3).$$

Jos edellisessä yhtälössä (3) kerroin ρ on yksi, sarja on epästationaarinen, sillä sarjan varianssi on selvästi ajasta riippuva $t\sigma^2$. Kun $\rho=1$, aikasarjaa kutsutaan satunnaiskuluksi (random walk). Jos taas $|\rho|<1$, sarja on stationaarinen ja muuttujan y_t arvo riippuu pitkällä aikavälillä ainoastaan häiriötermeistä ε_t . Tällöin sarja täyttää kaikki edellä stationariselta sarjalta vaaditut ominaisuudet. (Harris 1995, 14)

Edellisestä nähdään myös, että kun sarjasta otetaan differenssi Δy_t saadaan, epästationaarisesta sarjasta stationaarinen. Samalla aikasarjasta häviää kuitenkin kaikki informaatio menneisyydestä. Differenssin avulla määritellään myös aikasarjan integroituneisuuden aste. Muuttujaa y_t kutsutaan integroituneeksi astetta yksi I(1), kun aikasarjassa on yksikköjuuri ($\rho=1$) ja kun se saadaan stationaariseksi ottamalla muuttujista differenssi yhden kerran.

3.3.2

Epästationaarisuuden testaus

Epästationaariset aikasarjat aiheuttavat ongelmia ekonometrisessä työssä, koska mm. testisuureet eivät noudata standardijakaumia. Usein mallin selitysasteeksi ja parametrien t-testisuureiden arvoiksi saadaan varsin hyviltä vaikuttavia arvoja, vaikka muuttujien välillä ei olisikaan minkäänlaista taloudellista yhteyttä. Tällaista regressiota kutsutaan näennäisregressioksi. Tämän ongelman vuoksi tutkimustyössä tulisi aina tarkastaa, ovatko käytetyt aikasarjat stationaarisia vai epästationaarisia. Tämä on myös ensimmäinen askel yhteisintegroituvuusanalyysissa.

Tarkastellaan jälleen yksinkertaista AR(1)-mallia

$$y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1).$$

Kuten edellä todettiin, aikasarja on epästationaarinen satunnaiskulkuprosessi, kun $\rho = 1$. Edellisen aikasarjan (1) testaamiseen ei kuitenkaan voi suoraan käyttää intuitiivisesti yksinkertaista tapaa ja testata nollahypoteesia, onko parametri $\rho = 1$, sillä kun nollahypoteesi on voimassa, aikasarja on epästationaarinen ja OLS-regression tulokset ovat harhaisia.

Dickey ja Fuller (Charemza, 1997) ovatkin ehdottaneet yksikköjuuritestiksi yhtälön (4) estimointia.

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Testissä tutkitaan nollahypoteesina aikasarjan epästationaarisuutta $\delta = 0$. Parametrin δ arvoa voidaan testata tavallisella t-testillä. Normaali t-jakauma ei ole kuitenkaan voimassa, vaan on turvaututtava simuloituihin t-testisuureen arvoihin.

Edellinen DF-testi voidaan laajentaa tapauksiin, joissa aikasarjassa on stokastinen tai deterministinen trendi. Yksinkertainen DF-testi ei kuitenkaan ota huomioon mahdollisia ongelmia virhetermissä ε_t , jonka oletettiin olevan valkoista kohinaa. Mikäli virhetermi on esimerkiksi autokorreloitunut, voidaan yksikköjuuritestinä käyttää Augmented Dickey Fuller (ADF) -testiä. ADF-testissä lisätään edelliseen DF-testiyhtälöön (4) muuttujan viivästettyjä differenssejä, kunnes virhetermistä saadaan hyvin käyttäytyvä.

Yksikköjuuren testaamiseksi on kahden edellä mainitun yleisimmän testin lisäksi kehitetty lukuisa joukko muita testejä, mm. Durbin-Watson -testisuureeseen perustuva IDW-testi ja Perronin ja Dickey-Pantulan testit, jotka soveltuvat erilaisiin erikoistapauksiin esimerkiksi yksikköjuuren testaukseen, kun aineistossa on rakenteellinen katkos (kts. esim. Pere, 1990). Edellä mainittujen testien voimakkuutta on tutkittu paljon ja havaittu, että moniin testisuureista liittyy ongelmia. Tässä työssä käytetäänkin yksinkertaisia DF- ja ADF-testejä, jotka antavat suuntaa muuttujien integraation asteesta.

3.4

Yhteisintegroituvuus

Kahta tai useampaa epästationaarista muuttujaa, joiden jokin lineaarinen kombinaatio on stationaarinen, kutsutaan yhteisintegroituneiksi. Tällöin aikasarjat muodostavat pitkän aikavälin tasapainorelaation.

Engle ja Granger (Pere 1990, 37) määrittelevät yhteisintegroituvedun kahdelle aikasarjalle seuraavasti. Aikasarjat x_t ja y_t ovat yhteisintegroituvedun astetta d , b , $d \geq b \geq 0$, kun molemmat sarjat ovat integroituvedun astetta d ja muuttujien välillä on lineaarikombinaatio kuten $\alpha_1 x_t + \alpha_2 y_t$, joka on integroituvedun astetta $d-b$. Vektoria $[\alpha_1, \alpha_2]$ kutsutaan yhteisintegroituvedun vektoriksi.

Erityisesti on huomattava, että tässä yhteisintegroituvedun vektorin oletetaan olevan epästationaaristen muuttujien lineaarinen kombinaatio. Tutkimustyö epälineaaristen yhteisintegroituvedun vektoreiden osalta on käynnissä. Lisäksi on huomattava, että kahden muuttujan tapauksessa kaikkien muuttujien täytyy olla integroituvedun astetta d . Määritelmä ei toisaalta rajoita yhteisintegroituvedun vektoreiden määrää, johon palaamme luvussa 3.5.1 käsitellessämme systeemimalleja. (Enders 1995,152)

3.4.1

Virheenkorjausmalli (ECM)

Grangerin esityslauseen perusteella yhteisintegroituvedun seurauksena se, että muuttujat voi esittää virheenkorjausmuodossa (Hamilton, 1994). Virheenkorjausmalli on kuitenkin ainoastaan autoregressiivisen mallin lineaarinen muunnos, jossa mallin parametrit antavat tietoa sopeutumisprosessista.

Yhteisintegroituvedun vektorin avulla saadaan selville muuttujien pitkän aikavälin tasapainorelaatio. Virheenkorjaus- tai ECM-mallin avulla epästationaariset aikasarjat voidaan esittää siten, että mukana on pitkän aikavälin tasapainorelaation lisäksi virheenkorjausosa. Virheenkorjausosan avulla saadaan selville muuttujien lyhyen aikavälin dynaaminen käyttäytyminen.

Tarkastellaan jälleen pitkän aikavälin relaatiota kahden $I(1)$ -muuttujan x_t ja y_t välillä

$$y_t = \beta x_t + u_t \quad (5).$$

Parametrit on estimoitu OLS-menetelmällä. Tämän mallin virheenkorjausesitys on

$$\Delta y_t = \alpha_1 \Delta x_t - \alpha_2 (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (6).$$

ECM-malli (6) voidaan estimoida käyttämällä OLS-menetelmää. Virheenkorjausmallista nähdään selvästi virheenkorjaustermin α_2 merkitys: kun x_t on suurempi kuin tasapainorelaatio edellyttäisi, on $(y_{t-1} - \beta x_{t-1})$ negatiivinen ja Δy_t kasvaa.

3.4.2

Engle-Granger -menetelmä yhteisintegroituveden testaamiseksi

Yksinkertainen menetelmä yhteisintegroituveden testaamiseksi on ns. kaksivaiheinen Engle-Granger -menetelmä. Testin ensimmäisessä vaiheessa tutkitaan yksikköjuuritesteillä muuttujien integroituneisuuden astetta. Engle-Granger -menetelmän toisessa vaiheessa muodostetaan pitkän aikavälin relaatio muuttujien välille ja estimoidaan yhteisintegroituveden vektori. Tämän jälkeen testataan mallin virhetermi esimerkiksi Dickey-Fuller -testillä. Mikäli virhetermi pitkän aikavälin relaatioissa on integroitunut alemmalla astella kuin muuttujat, sarjat ovat yhteisintegroituveden. Muuttujien ollessa yhteisintegroituveden ensimmäisen vaiheen regressio antaa parametreille superkonsistentit estimaatit.

Engle-Granger -menetelmän haittana on se, että tutkija joutuu usein mielivaltaisestikin päättämään, mitkä muuttujat ovat selittäviä ja mitkä selitettäviä. Menetelmä ei pysty myöskään erottelemaan useita yhteisintegroituuusvektoreita, kun mallissa on enemmän kuin kaksi muuttujaa. Tähän ongelmaan palaamme käsitellessämme VAR-ideologian mukaisia systeemimalleja. Muita yhden yhtälön yhteisintegroituustestejä ovat mm. Durbin-Watson- testiin perustuva regressio sekä Kremerin, Ericssonin ja Doladon ECM-malliin perustuva testimenetelmä (kts. esim. Harris 1995).

3.5

Systemiestimointi ja VAR-mallit

Kun käytetään moniyhtälöaikaasarjamalleja, muuttujien vaihtelua selitetään lähinnä niiden omalla menneisyydellä. Simsin metodologiaan perustuvassa VAR-mallintamisessa oletetaan lisäksi, että minkäänlaista a priori -jaottelua eksogeenisiin ja endogeenisiin muuttujiin ei tehdä. Kaikki muuttujat ovat metodologian mukaan endogeenisiä. VAR-malleissa korostetaan tiukasti parametrisoitujen rakenteiden sijaan havaintoaineiston sisältämän informaation esittämistä. Se soveltuukin hyvin dynaamisten riippuvuussuhteiden havainnollistamiseen. Mallien haittana on kuitenkin se, että niiden estimointi vaatii paljon havaintoja. Jos muuttujia on n kappaletta, viiveitä l ja deterministisiä muuttujia d , joudutaan estimoimaan $n(nl+d)$ parametria ja n kappaletta variansseja (Starck, 1989). Simsin ajatuksiin pohjautuen käsittelemmekin seuraavaksi yleistä rajoittamatonta VAR-mallia.

3.5.1

Yhteisintegroituuus VAR-mallissa

Muuttujien ollessa epästationaarisia, VAR-mallin avulla voidaan analysoida aineiston pitkän aikavälin informaatiota yhteisintegroituuusrelaatioiden

muodossa. Nämä relaatiot voidaan tulkita pitkän aikavälin tasapainotiloina, joita kohti prosessi hakeutuu.

Tutkitaan aluksi yksinkertaista kahden muuttujan VAR-mallia

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_1 & b_1 \\ c_1 & d_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (7).$$

Tämä voidaan esittää myös muodossa

$$Z_t = \sum_{i=1}^k A_i Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8).$$

Yhtälössä (8) Z_t on stokastisten muuttujien 2×1 vektori ja Z_{t-i} ovat ennaltamääräytyjä. Malliin voidaan lisätä lisäksi vektori D_t , joka sisältää ei-stokastisia muuttujia. Virheenkorjausmuodossa kirjoitettuna (8) on

$$\Delta Z_t = \Pi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (9).$$

$$\Gamma_i = -I + A_1 + \dots + A_i$$

$$\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k), \text{ kun } k > 2.$$

Malli voidaan esittää myös muodossa

$$\Delta Z_t = \Pi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i^* \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (10).$$

$$\Gamma_i^* = -(A_{i+1} + A_{i+2} + \dots + A_k), \text{ kun } i = 1, \dots, k-1.$$

Kaksi edellistä muotoa (9) ja (10) eroavat toisistaan muun muassa siinä, että ensimmäisessä mallissa muuttujat Z ovat viivästettyjä viiveeseen k saakka, kun

taas jälkimmäisessä muodossa muuttuja Z on aina viivästetty ainoastaan yhdellä viiveellä. Virheenkorjausmuodossa on mukana sekä differenssit että tasomuoto jolloin voidaan tutkia sekä pitkän että lyhyen aikavälin käyttäytymistä. Pitkän aikavälin informaatiota sisältävä matriisi Π kertoo viivästettyjen muuttujien Z vaikutuksen muuttujaan ΔZ .

Tarkastellaan nyt esimerkinomaisesti yhteisintegroituvuutta kolmen muuttujan tapauksessa.

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \\ w_t \end{bmatrix} = A_1 \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \\ w_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + A_k \begin{bmatrix} x_{t-k} \\ y_{t-k} \\ w_{t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (11).$$

Ottamalla differenssit ja muuttamalla (11) virheenkorjausmuotoon saadaan

$$\begin{bmatrix} \Delta x_t \\ \Delta y_t \\ \Delta w_t \end{bmatrix} = \Pi \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \\ w_{t-1} \end{bmatrix} + \Gamma_1^* \begin{bmatrix} \Delta x_{t-1} \\ \Delta y_{t-1} \\ \Delta w_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \Gamma_{k-1}^* \begin{bmatrix} \Delta x_{t-k+1} \\ \Delta y_{t-k+1} \\ \Delta w_{t-k+1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (12).$$

Määritelmän mukaisesti matriisin aste kertoo sen lineaarisesti riippumattomien rivien tai sarakkeiden lukumäärän. Koska matriisilla Π on kolme riviä ja kolme saraketta sen suurin mahdollinen aste on kolme.

Jos matriisin Π aste on nolla, se sisältää vain nolleelementtejä ja yhtälö (12) supistuu muotoon

$$\begin{bmatrix} \Delta x_t \\ \Delta y_t \\ \Delta w_t \end{bmatrix} = \Gamma_1^* \begin{bmatrix} \Delta x_{t-1} \\ \Delta y_{t-1} \\ \Delta w_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \Gamma_{k-1}^* \begin{bmatrix} \Delta x_{t-k+1} \\ \Delta y_{t-k+1} \\ \Delta w_{t-k+1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \\ \epsilon_{3t} \end{bmatrix} \quad (13).$$

Tällöin kaikki estimoitavat muuttujat I(1) ovat stationaarisia. Mallissa ei ole yhteisintegroituvuusvektoria.

Toisessa tapauksessa matriisin Π aste on yksi ja se voidaan esittää kahden eina-
nolla vektorin α ja β' tulona

$$\Pi Z_{t-1} = \alpha \beta' Z_{t-1} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} \\ \alpha_{21} \\ \alpha_{31} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \\ w_{t-1} \end{bmatrix} \quad (14).$$

Tällöin kertoimet α_{ij} kertovat, millä nopeudella muuttujat hakeutuvat tasapainoon. Kertoimet β_{ij} ovat pitkän aikavälin kertoimia.

Kun matriisimuoto kerrotaan auki saadaan ensimmäiseksi riviksi

$$\alpha_{11}(\beta_{11}x_{t-1} + \beta_{12}y_{t-1} + \beta_{13}w_{t-1}) \quad (15)$$

ja sitä vastaavaksi mallin ensimmäiseksi yhtälöksi

$$\Delta x_t = \alpha_{11}(\beta_{11}x_{t-1} + \beta_{12}y_{t-1} + \beta_{13}w_{t-1}) + f(\Delta x_{t-1}, \Delta y_{t-1}, \Delta w_{t-1}) + \epsilon_{1t} \quad (16).$$

Nyt edelleen olettamalla, että muuttujilla x , y ja w on yksikköjuuri I(1), on edellinen yhtälö (16) stationaarinen, kun vektori $(\beta_{11}x_{t-1} + \beta_{12}y_{t-1} + \beta_{13}w_{t-1})$ on stationaarinen. Tämä ehto täyttyy, koska VAR-mallin vasemman puolen ollessa I(0) täytyy myös oikean puolen olla I(0). Samalla vektori on yhteisintegroituvuusvektori. Tulkintaa helpottamaan voidaan vektori standardoida esimerkiksi muuttujan x_t suhteen, jolloin yhtälö (16) saadaan muotoon

$$\Delta x_t = \alpha_{11}(x_{t-1} + \gamma_{12}y_{t-1} + \gamma_{13}w_{t-1}) + f(\Delta x_{t-i}, \Delta y_{t-i}, \Delta w_{t-i}) + \epsilon_{1t} \quad (17)$$

$$\gamma_{12} = -(\beta_{12} / \beta_{11}) \text{ ja } \gamma_{13} = -(\beta_{13} / \beta_{11}).$$

Matriisin asteen ollessa kaksi saadaan kaksi yhteisintegroituvuusvektoria, ja matriisin ollessa täysiasteinen muuttujat y , x ja w ovat stationaarisia. Tulkinta kuitenkin vaikeutuu, sillä mikä tahansa lineaarikombinaatio yhteisintegroituvuusvektoreista säilyttää ominaisuuden, esimerkkinä $\alpha\beta' = \alpha\xi^{-1}\xi\beta'$.

Edellä olevat tapaukset voidaan yleistää. Jos matriisi Π on täysiasteinen, toisin sanoen sen aste on n , vektorin Z_t muuttujat ovat stationaarisia. Jos taas matriisin Π aste on pienempi kuin n , voidaan Π jakaa kahden vektorin α ja β tuloksi, siten että $\Pi = \alpha\beta'$. Matriisia β kutsutaan yhteisintegroituvuusvektoriksi ja sillä on ominaisuus $\beta'Z_t \approx I(0)$, kun $Z_t \approx I(1)$.

3.5.2

Johansenin menetelmä

Kuten luvussa 3.4.2 mainittiin, Engle-Granger -menetelmällä on heikkouksia. Siinä joudutaan muun muassa valitsemaan seuraus- ja syyuuttujat. Tämä on ongelmallista siksi, että vaihtamalla kausaalisuuden suuntaa saatetaan saada erilaisia tuloksia. Lisäksi Engle-Granger -menetelmän avulla ei ole helppo löytää usean muuttujan mallista useampaa kuin yhtä yhteisintegroituvuusvektoria. Myös menetelmän kaksivaiheisuuteen liittyy ongelmia. Ensimmäisessä vaiheessa estimoituja residuaaleja käytetään toisessa vaiheessa yhteisintegroituvuuden testaamiseen. Systeemiestimointiin, suurimman todennäköisyyden menetelmään ja matriisin vajaa-asteisuuden toteamiseen (reduced rank regression) perustuvassa Johansenin menetelmässä näitä ongelmia ei ole. Alkuperäinen idea on lähtenyt

liikkeelle Anderssonilta. Hänen työtään jatkoi stationaarisille aikasarjoille mm. Velu ja Reinsel, ja Johansen epästationaarisille aikasarjoille. (Johansen, 1995)

Johansenin menetelmässä tarkastellaan nolasta poikkeavia kanoonisia korrelaatioita muuttujien differenssien ja viivästettyjen muuttujien välillä. Menetelmä perustuu estimointiin suurimman uskottavuuden menetelmällä (maximum likelihood estimation) virhekorjausmallissa. Gonzalon (1994) empiiriset tutkimukset tukevat mm. Phillipsin teoreettista tulosta siitä, että paras keino estimoida yhteisintegroituvuus on täyden systeemin estimointi suurimman uskottavuuden menetelmällä siten, että kaikki aikaisempi tieto yksikköjuurista otetaan mukaan. Menetelmä varmistaa, että kerrointen estimaatit ovat symmetrisesti jakautuneita, harhattomia ja asymptoottisesti tehokkaita ja sen avulla testaus voidaan suorittaa käyttämällä normaaleja asymptoottisia χ^2 -testejä. Lisäksi Monte Carlo -kokeissa Johansenin menetelmä oli muita parempi, vaikka virhetermit olivat ei-normaalisesti jakautuneet. Toisaalta viiveenpituuden merkitys on suuri ja Gonzalon (1994) tulosten mukaan malli pitäisi mieluummin yliparametrisoida kuin käyttää liian pientä viiveenpituutta.

Tarkastellaan jälleen ensimmäisen luvun VAR-mallia. Yhtälö

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_k Z_{t-k} + \mu + \psi D_t + \epsilon_t \quad (8)$$

voidaan muuntaa ECM-muotoon

$$\Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-1} + \mu + \psi D_t + \epsilon_t \quad (18).$$

Yhteisintegroituvuusmallissa determinististen muuttujien ja erityisesti vakion ja trendin merkitys on suuri. Vakiota ja trendiä täytyykin tarkastella suhteessa yhteisintegroituvuusrelaatioihin (yhteisintegroituvuusavaruuteen).

Determinististen muuttujien (vakion ja trendin) kanssa vaihtoehtoja on seuraavan yhtälön mukaisesti

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \alpha \begin{bmatrix} \beta \\ \mu_1 \\ \delta_1 \end{bmatrix}' \tilde{z}_{t-k} + \alpha_{\perp} \mu_2 + \alpha_{\perp} \delta_2 t + u_t \quad (19)$$

Yhtälössä $\tilde{z}_{t-k}' = (z'_{t-k}, 1, t)$

Jos mallissa ei ole lineaarisia trendejä tasomuodossa, muuttujat $\delta_1 = \delta_2 = \mu_2 = 0$ ja vakio on rajoitettu yhteisintegroituvuusrelaatioihin. Jos tasossa voi olla lineaarinen trendi, saavat muuttujat δ_1 ja δ_2 arvon nolla. Jos tasossa ei ole kvadraattista trendiä, ei lyhyen aikavälin mallissa ole trendiä, mutta jos on olemassa jokin pitkän aikavälin lineaarinen kasvu (teknologinen kehitys ym.) mallia rajoitetaan asettamalla ainoastaan δ_2 nolaksi. Aika toimii tällöin trendistationaarisen muuttujana (ottaa juuri huomioon eksogeenisen kasvun, esim. teknologisen kehityksen).

Mikä edeltävistä malleista pitäisi valita, ei ole etukäteen helppo kysymys. Asiaa voidaan kuitenkin ns. Pantula-periaatteen mukaisesti testata esimerkiksi Cats-ohjelmistolla. Periaatteen mukaisesti eri mallit estimoidaan ja tulokset esitetään rajoitetuimmasta vähiten rajoitettuun malliin. Seuraavaksi testisuureiden arvoja vertaillaan kriittisiin arvoihin ja valitaan malli, jonka kohdalla nollahypoteesi ensimmäisen kerran jää kumoamatta. Tässäkin työssä käytettävä ohjelmisto Cats

mahdollistaa kahdentyyppisten testien tekemisen hypoteeseille β :sta. Ensimmäinen testaa lineaarisia rajoituksia yleisesti yhteisintegroituvuusavaruudessa ja toinen on tarkoitettu identifiointiin. Testauksessa käytetään uskottavuusosamäärä-testiä (likelihood ratio), joka on χ^2 -jakautunut.

Aloitetaan mallilla

$$\Delta H_t = -\gamma\alpha'H_{t-1} + \sum_{i=1}^q \Gamma_i \Delta H_{t-i} + u_t, \text{ jossa}$$

$$H_t = (y_t, x_t)' \quad (20)$$

Tästä on mahdollista ottaa huomioon lyhyen aikavälin vaikutukset seuraavalla tavalla. Ensiksi regressoidaan ΔH_t viivästettyjen termien $\Delta H_{t-1}, \dots, \Delta H_{t-q}$ suhteen ja säilytetään residuaalit R_{0t} . Seuraavaksi regressoidaan H_{t-1} samoin muuttujien $\Delta H_{t-1}, \dots, \Delta H_{t-q}$ suhteen ja säilytetään residuaalit R_{qt} . Tämän jälkeen muodostetaan residuaalien momenttimatriisi.

$$S_{jk} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{jt} R'_{kt}, \quad j, k = 0, 1 \quad (21)$$

Sitten ratkaistaan ominaisarvo-ongelma

$$(S_{q0}S^{-1}_{00}S_{0q})\hat{\alpha}_i = v_i S_{qq}\hat{\alpha}_i, \quad i=1,2 \quad (22)$$

ja saadut ominaisarvot asetetaan suuruusjärjestykseen. Ominaisarvoja vastaavat ominaisarvovektorit ovat yhteisintegroituvuusvektoreita, sillä ne vastaavat suurinta kanoonista korrelaatiota taso-residuaalien ja differenssi-residuaalien välillä.

Tämä vastaa suurinta korrelaatiota $I(1)$ muuttujien ja $I(0)$ muuttujien välillä, jolloin tutkittavien muuttujien lineaariyhdistelmän täytyy olla $I(0)$. Lopuksi saadaan estimaatti $\hat{\beta} = -\hat{\alpha}_{12} / \hat{\alpha}_{11}$.

Edellisestä luvusta muistamme, että matriisin Π aste määräsi yhteisintegroituusvektoreiden lukumäärän. Lisäksi tiedämme, että matriisin aste saadaan selville tutkimalla matriisin karakteristisia juuria. Yhteisintegroituuden selvittämiseksi riittää siis matriisin Π ominaisarvojen tutkiminen. Yhteisintegroituushypoteesi voidaan määritellä matriisin Π redusoidun asteen avulla $H_1(r)$: $\Pi = \alpha\beta'$, jossa α ja β ovat täysiasteisia $p \times r$ matriiseja. Hypoteesi implikoi, että Z_t on epästationaarinen, mutta $\beta'Z_t$ on stationaarinen. Ominaisarvojen määrän testaamiseen on olemassa kaksi testisuureta (Banerjee et al. 1993, 267).

Ensimmäinen testisuure on

$$\eta_r = -T \sum_{i=1+r}^n \log(1 - \lambda_i) \quad (23).$$

λ_i on matriisin Π i :s karakteristinen juuri, kun ominaisarvot on järjestetty suuruusjärjestykseen. Testiä kutsutaan myös λ_{trace} -testiksi³. Se testaa, onko yhteisintegroituusvektoreiden määrä r tai pienempi kuin r .

Toisen testisuureen

$$\xi_r = -T \log(1 - \lambda_{r+1}) \quad (24)$$

³ Trace on matriisin jälki. $N \times n$ matriisin jälki on $\text{tr}(A) = a_{11} + a_{22} + \dots + a_{nn}$.

nollahypoteesina on r yhteisintegroituusvektoria. Tätä testiä kutsutaan myös λ_{\max} -testisuureeksi. Kriittisiä arvoja on laskenut Johansenin ja Juseliuksen lisäksi Osterwald-Lenum (1992). On huomattava, että estimoidut jakaumat eivät pysy samoina lisättäessä malliin erityyppisiä dummy-muuttujia, poikkeuksena keskitetyt kausivaihteludummyt (Juselius ja Hansen 1995, 8).

Yhteisintegroituuden asteen määrittäminen on keskeistä, sillä kaikki muut myöhemmin suoritettavat testit perustuvat sille. Jos esimerkiksi yhteisintegroituuden aste määritellään liian pieneksi, hylätään todellisia pitkän aikavälin hypoteeseja liian usein. Kahden edellä käsitellyn testin lisäksi apuna voi käyttää kuvioiden tarkastelua, rekursiivista analyysiä tai ominaisarvojen suuruuden tarkastelua.

Johansenin menetelmän avulla voidaan tarkastella myös erilaisia rajoitteita yhteisintegroituusvektoreille. Rajoitteiden testaamiseen käytetään jo edellä mainittua matriisin Π jakamista kahden matriisin α ja β tuloksi $\Pi = \alpha\beta'$. Matriiseja α ja β ei ole mahdollista estimoida normaalilla pienimmän neliösumman menetelmällä. Käytettäessä kuitenkin suurimman uskottavuuden estimointia (MLE) saadaan estimoitua matriisien α ja β lisäksi myös virhekorjausmalli ja matriisin Π aste (Enders 1995, 177). Rajoitteiden testaaminen perustuu yhteisintegroituusvektoreiden määrän vertailuun rajoittamattomassa ja rajoitetussa mallissa. Testi noudattaa asympotoottisesti χ^2 -jakaumaa.

4 YHTEISET SUHDANTEET⁴

Suhdanteiden empiirisen tutkimuksen tavoitteena on tunnistaa ja kyetä selittämään taloudellisten aikasarjojen heilahteluja. Tuotannolla voidaan esimerkiksi havaita olevan pitkän aikavälin ”heilahtelua” eli kasvu-ura, jota kutsutaan trendiksi. Trendillä voidaan tarkoittaa esimerkiksi tuotannon osaa, joka toteutuisi jos kaikki hinnat olisivat joustavia. Suhdanteella tarkoitetaan tällöin tuotannon liikehdintää trendin ympärillä.

Tutkimus on erityisesti keskittynyt häiriöiden vaikutuksen, eri sarjojen yhteisliikkuvuuden ja shokkien aiheuttamien vasteiden suhteellisen volatilitiitin tutkimiseen. Aikaisemmin suhdanteiden kansainvälistä yhteisliikkuvuutta tutkittaessa on keskitytty samanaikaisten korrelaatioiden mittaamiseen. Tämä lähestymistapa on luonteeltaan staattinen eikä täysin ongelmaton. Vaikka maat saattavat olla yhteisten tai hyvin korreloituneiden shokkien kohteena, suhdanteet voivat olla ominaisuuksiltaan hyvin erilaisia, siksi häiriöiden pitemmän aikavälin vaikutusten (persistence) tutkiminen on erittäin olennaista. Varsinkin rakenteellisten jäykkyyksien tai erilaisten sopeutumiskustannusten vuoksi jotkin taloudelliset muuttujat jäävät vasteena shokkeihin toisista muuttujista jälkeen.

Yhteisintegroituvuusanalyysi soveltuu hyvin pitkän aikavälin vaikutusten ja yhteisliikkuvuuden mallintamiseen. Usein yhteisliikkuvuuden mielenkiintoiset muodot ovat kuitenkin stationaarisia. Yhteiset shokit, jotka eivät vaikutuksiltaan ole yksikköjuurten tasoa saattavat olla tärkeimpiä suhdanteiden ymmärtämisessä. Idea tämäntyyppiseen tutkimukseen lähti liikkeelle Gourierouxin ja Peaucellen

⁴ Tässä kappaleessa yhteisintegroituvuuteen ja virheenkorjausmalliin liittyviä matriiseja ja vektoreita käsiteltäessä käytetään edellisiin lukuihin verrattuna erilaisia merkintätapoja. Muutos liittyy yhteisiä syklejä käsittelevään kirjallisuuteen.

artikkelista (Beine, 1998). He määrittivät pitkän aikavälin tasapainoksi lineaarikombinaation muuttujista, jolla on paljon lyhempi muisti kuin alkuperäisellä sarjalla ja lyhyen aikavälin tasapainoksi lineaarikombinaation, jonka muisti on ainoastaan hiukan lyhyempi.

Kuten aikaisemmin on todettu, yhteisintegroituvuus liittyy epästationaaristen muuttujien välisiin yhteisiin pitkän aikavälin trendeihin. Yhteisintegroituneista muuttujista on olemassa ainakin yksi trenditön lineaarikombinaatio, joka on stationaarinen. Trendillä tarkoitetaan tässä stokastista trendiä (kts. esim. Stock & Watson, 1988a ja Stock & Watson, 1988b). Yhteisten trendien etsiminen on siis yhteisintegroituvuuden toteamista.

Edellisissä luvuissa käsitelty virheenkorjausmalli (VECM) on muotoa

$$\Delta y_t = A^*(1)\Delta y_{t-1} - \beta z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (25)$$

$$z_{t-1} = \alpha' y_{t-1}.$$

Muuttuja z kertoo siis pitkän aikavälin relaation muuttujien välillä. On kuitenkin mahdollista, että muuttujien lyhyen aikavälin dynamiikat, joita edustavat matriisin $A^*(1)$ kertoimet ovat myöskin toisistaan riippuvaisia. Tähän keskittyy yhteisten syklien analyysi.

Yhteisillä sykleillä tarkoitetaan yhteisiä shokkeja, jotka ovat pitkäkestoisia, mutta eivät kuitenkaan yhtä ”ikuisia” kuin shokit yksikköjuuritapauksessa. Suhdanne on siis samalla hetkellinen ja jatkuva (transitory and persistent) prosessi, joka voi olla yhteinen usealle muuttujalle. Sarjaa voi kutsua jatkuvaksi (persistent), jos sitä voi ennustaa aikaisemman informaation perusteella (Engle & Issler, 1995). Jos

muuttuja taas noudattaa satunnaiskulkua, sillä ei voi olla sykliä (vrt. stokastinen trendi).

Ominaisuudet⁵ ovat aineiston piirteitä, kuten sarjakorreloituneisuus, trendi, kausivaihtelu, heteroskedastisuus jne. (Engle & Kozicki, 1993). Ominaisuus voidaan havaita testaamalla nollahypoteesia *ei ominaisuutta*. Moniyhtälömallissa voi löytyä ominaisuus, joka kuvaa kaikkia mallin muuttujia. Ominaisuus tai piirre on tällöin yhteinen, jos lineaarikombinaatiolla muuttujista ei ole ominaisuutta, vaikka se kaikilla yksittäisillä muuttujilla on.

Seuraavat määritelmät liittyvät erityisesti sarjakorreloituneisuusominaisuuteen ja suhdanteisiin. Engle ja Kozicki (1993) määrittelevät yhteisen sarjakorreloituneisuuspiirteen (serial correlation common feature). Tässä muuttujien lineaarikombinaatio poistaa kaiken korrelaation menneisyyden kanssa, jolloin suhdanne on yhteinen, jos sen vaihe on sama kaikille muuttujille (amplitudi voi vaihdella) (Engle & Issler, 1995). Tämä viittaa siihen, että kaikki riippuvuus menneisyydestä hetkellä t voidaan sisällyttää yhteiseen tekijään f_t^6 . Ominaisuuden ollessa yhteinen shokit eivät voi siis edeltää eivätkä olla jäljessä muissa sarjoissa. Oletus on erittäin vahva ja kritiikkiä siitä on esittänyt mm. Ericsson (Engle ja Kozicki, 1993). Vähemmän rajoittavan käsitteen yhteisriippuvuus (codependence), joka on merkki muuttujien yhteisistä liikkeistä stationaaristen muuttujien välillä, ovat kehittäneet Vahid ja Engle (1993a).

Myöhemmin ilmestyneissä artikkeleissaan Vahid ja Engle (1997 ja 1993b) käsittelevät laajemmin epäsynkronista sopeutumista. Kaikki Euroopan alueet eivät

⁵Käsitteitä piirre (feature) ja ominaisuus (property) käytetään kirjallisuudessa toistensa vastineina. Piirteiden ja ominaisuuksien eroja ja sitä, milloin yhteiset ominaisuudet ovat myös yhteisiä piirteitä käsittelee mm. Granger (Engle ja Kozicki, 1993).

⁶ Yhteisiä tekijöitä (common factor) yhteisintegroituvuustapauksessa on tutkinut myös Gonzalo (1994).

esimerkiksi reagoi shokkiin samalla tavalla. Aluksi vasteet ovat erilaisia, mutta Lopulta sopeutuminen on täydellistä mutta. Englen ja Kozickin (1993) yhteinen sarjakorreloituneisuuspiirre olettaa puolestaan, että shokilla systeemissä ei saa olla ennustettavaa vaikutusta edes lyhyellä aikavälillä. Impulssivasteiden täytyy siis olla täysin kollineaarisia. Vahid ja Engle tarkastelevatkin, mitä tapahtuu jos impulssivasteet ovat lineaarisesti riippuvia vasta q :n periodin jälkeen.

Vahid ja Engle (1993a) osoittavat myöskin, että yhteinen trendi epästationaaristen muuttujien välillä ja yhteiset syklit epästationaaristen muuttujien differenssien välillä eivät ole toisistaan riippuvia. Yhteisintegroituvuus ja pitkän aikavälin tasapainorelaatio ei siis implikoi yhteisiä syklejä. Yhteisen syklin olemassaolo edellyttää ei ennustettavissa olevaa lineaarikombinaatiota differenssissä. Lisäksi on huomattava, että syklien yhteisyys ei edellytä shokkien olevan samanaikaisesti korreloituneita (Engle, 1993).

4.1

Yhteisriippuvuus, yhteisintegroituvuus ja yhteiset syklit

Tarkastellaan jälleen luvun 3.5.1 k :n asteen VAR-mallia tasomuodossa.

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_k y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (26)$$

Mallissa y_t on $n \times 1$ vektori muuttujia, A_i on $n \times n$ kerroinvektori ja ε_t on $n \times 1$ virhetermivektori. Käyttämällä matriisipolynomia $A(L) = \sum_{i=0}^k A_i L^i$, jossa $A_0 = I$, saadaan yhtälö (26) kirjoitettua virheenkorjausmuotoon.

$$\Delta y_t = -A(1)y_{t-1} + A_1^* \Delta y_{t-1} + A_2^* \Delta y_{t-2} + \dots + A_{k-1}^* \Delta y_{t-k+1} + \varepsilon_t \quad (27)$$

$$A_i^* = -(A_{i+1} + \dots + A_k), \forall i = 1, 2, \dots, k-1$$

$A(1)$:n aste on yhteisintegroituvuusaste r . Sen voi myös jakaa edellä käsitellyllä tavalla kahden matriisin tuloksi, joista toinen matriisi sisältää yhteisintegroituvuusvektorit ja toinen on sopeutumiskerroinmatriisi. Koska yhtälössä (27) ε_t on valkoista kohinaa, kaikki muuttujan Δy_t sarjakorrelaatio liittyy muuttujiin $\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t-k+1}, \alpha' y_{t-1}$, jossa α' sisältää yhteisintegroituvuusvektorit.

Määritellään sarjakorreloituneisuusominaisuus seuraavasti. Vektorin Δy_t tekijöillä on yhteinen sarjakorreloituneisuusominaisuus, jos niistä on olemassa lineaarikombinaatio, joka on innovaatio suhteessa hetkeä t aikaisempaan informaatioon. Tätä lineaarikombinaatiota kutsutaan yhteisominaisuuskombinaatioksi (cofeature) ja kaikkia lineaarikombinaatioita vastaavaa vektoreita yhteisominaisuusvektoriksi $\tilde{\alpha}_j$, jolle pätee (Vahid & Engle, 1993a)

$$\tilde{\alpha}_j' A(1) = 0 \text{ ja } \tilde{\alpha}_j' A_i = 0.$$

Kertomalla yhtälö (27) yhteisominaisuusvektorilla saadaan $\tilde{\alpha}_j' \Delta y_t = \tilde{\alpha}_j' \varepsilon_t$. Tästä nähdään integroimalla, että $\tilde{\alpha}_j' y_t$ noudattaa satunnaiskulkua. Vektori, joka poistaa Δy_t sarjakorreloituneisuuden, poistaa myös y_t syklisen komponentin (kun trendi määritellään satunnaiskuluksi). Toisaalta havaitaan, että $\tilde{\alpha}_j$:n täytyy olla

riippumaton yhteisintegroituvuusvaruudesta, koska lineaarikombinaatio $\tilde{\alpha}_j y_t$ yksikköjuurimuuttujista on edelleen I(1) ja yhteisintegroituvuusvektorit luovat ainoastaan I(0) muuttujia. Tämä asettaakin ylärajan yhteisriippuvuusvektoreiden määrälle n-r kappaleeksi. Samoin voidaan riippumattomuuden vuoksi yhteisintegroituvuus- ja yhteisominaisuusvektorit estimoida erikseen.

Koska Δy_t on stationaarinen, sillä on Woldin hajotelma⁷.

$$\Delta y_t = C(L) \varepsilon_t \quad (28)$$

$$C(L) = I + C_1 L^1 + C_2 L^2 + \dots$$

Woldin hajotelma voidaan taas muuntaa muotoon

$$y_t = C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} + C^*(L) \varepsilon_t \quad (29).$$

Yhtälö (29) vastaa Beveridge-Nelson-Stock-Watson jakoa trendiosaan ja sykliosään (Hamilton, 1994). Ensimmäinen osa on stokastinen trendiosa ja toinen osa on stationaarinen liukuvan keskiarvon sykliosää.

Jos on olemassa r kappaletta yhteisintegroituvuusvektoreita, n muuttujan pitkän aikavälin käyttäytymiseen liittyy n-r yhteistä trendiä. Vastaavasti, jos yhteisominaisuusaste on s, n kappaleella muuttujia on n-s kappaletta yhteisiä syklejä. Lisäksi tiedämme, että

⁷ I(1)-prosessi voidaan kirjoittaa I(1)-komponentin (trendi) ja I(0)-komponentin summana lukemattomilla tavoilla. Lippi ja Reichlin esimerkiksi esittävät mallin, jossa trendin ei tarvitse olla random walk ja impulssivasteella pysyvään shokkiin on S-muoto. Vaikutus on tällöin aluksi suuri ja vähenee ajan myötä. (Lippi, 1994)

$$\tilde{\alpha}'_j C^*(L) = 0 \text{ ja } \alpha'_j C(1) = 0.$$

Kun matriisi $C(1)$ yhtälössä (29) ei ole täysiasteinen, voidaan Beveridge-Nelson -jako muuttaa Stockin ja Watsonin mukaiseen yhteisen trendin esitysmuotoon

$$y_t = \gamma \tau_t + c_t, \quad (30)$$

$$\tau_t = \tau_{t-1} + \delta' \varepsilon_t, \text{ jossa}$$

$$\tau_t = \delta' \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} \text{ ja } c_t = C^*(L) \varepsilon_t.$$

τ_t on $(n-r)*1$ vektori yhteisiä trendejä ja c_t on $(n-s)*1$ vektori yhteisiä syklejä (Stock & Watson, 1988a).

Vahid ja Engle (1993a) esittelevät lisäksi erikoistapauksen, jossa aineisto saadaan muutettua yksinkertaisesti trendi-sykli -jakoon. Kun $r+s=n$, voidaan tieto matriisien asteesta hyödyntää seuraavasti. Asetetaan kaikki lineaarisesti riippumattomat yhteisintegroituvuusvektorit $n*r$ matriisiin α ja kaikki lineaarisesti riippumattomat yhteisominaisuusvektorit matriisiin $\tilde{\alpha}$. Yhteisintegroituvuusavaruuden elementit eliminoivat stokastiset trendit ja yhteisominaisuusavaruuden elementit eliminoivat syklit, joten

$$\alpha' y_t = \alpha' C^*(L) \varepsilon_t \quad (31)$$

$$\tilde{\alpha}' y_t = \tilde{\alpha}' C(1) \sum_{i=0}^{\infty} \varepsilon_{t-i} \quad (32)$$

Yhtälö (31) sisältää ainoastaan stationaarisia syklejä ja (32) ainoastaan stokastisia trendejä.

Seuraavaksi asetetaan alfa-vektorit matriisiin.

$$\begin{bmatrix} \tilde{\alpha}' \\ \alpha'_{s^*N} \\ \alpha'_{r^*N} \end{bmatrix} y_t = \begin{bmatrix} \tilde{\alpha}' C(1) \sum_{i=0}^{\infty} \varepsilon_{t-i} \\ \alpha' C^*(L) \varepsilon_t \end{bmatrix} \quad (33)$$

ja

$$A = \begin{bmatrix} \tilde{\alpha}' \\ \alpha'_{s^*N} \\ \alpha'_{r^*N} \end{bmatrix}$$

Koska yhteisintegroituvuus- ja yhteisominaisuusvektorit ovat toisistaan lineaarisesti riippumattomia ja $r+s = n$, matriisi A on täysiasteinen. Tällöin matriisille löytyy käänteismatriisi

$$A^{-1} = \begin{bmatrix} \tilde{\alpha}^- & \alpha^- \\ \alpha^-_{s^*N} & \alpha^-_{r^*N} \end{bmatrix}.$$

Kertomalla yhtälö (29) käänteismatriisilla saadaan Vahidin ja Englen (1993a) trendi-sykli -jako

$$y_t = \tilde{\alpha}^- \tilde{\alpha}' C(1) \sum_{s=0}^{\infty} \varepsilon_{t-s} + \alpha^- \alpha' C^*(L) \varepsilon_t = y_t^p + y_t^c \quad (34)$$

Yhtälössä (34) ensimmäinen termi on satunnaiskulkutrendi ja toinen sarjakorreloitunut odotusarvoltaan nolla $I(0)$ syklinen komponentti. Erityisesti huomioitavaa on se, että edellinen jako voidaan suorittaa, vaikka matriisista $C(L)$ ei olekaan tietoa.

Edellisten tulosten perusteella Vahid ja Engle (1993a) esittävät kaksi lausetta. Ensimmäisen lauseen mukaan muuttujalle Δy_t , joka on sarjakorrelloitunut, on olemassa lineaarikombinaatio differensseistä, joka on innovaatio jos ja vain jos tasossa muuttujilla on Beveridge-Nelson -hajotelmassa yhteinen sykli. Toisin sanoen sama muunnos, joka eliminoi sarjakorrelaation differenssissä, eliminoi tasossa syklin.

Toisen lauseen mukaan, jos on olemassa s lineaarisesti riippumatonta lineaarikombinaatiota n kappaleesta $I(1)$ muuttujien välillä, jotka noudattavat satunnaiskulkua, muuttujat jakavat $n-s$ yhteistä trendiä.

4.2

Estimointi

Yhteisten syklien ominaisuus havaitaan testillä, jossa nollahypoteesina on *lineaarikombinaatiolla muuttujista ei ole piirrettä*. Yhteisten syklien estimointi $I(1)$ -muuttujilla jakautuu kahteen osaan. Ensimmäisessä vaiheessa estimoidaan yhteisintegroituveden aste ja yhteisintegroituveden vektorit. Tätä on käsitelty luvussa 5. Seuraavaksi varmistetaan, että viivästetyillä muuttujilla selitysvoimaa (so. kaikilla muuttujilla on ominaisuus). Lopuksi yhteisominaisuusvektorit ja yhteisominaisuusaste estimoidaan käyttäen hyväksi tietoa ensimmäisen vaiheen yhteisintegroituveden tuloksista. Tällöin testataan muuttujien sarjakorrelloituneisuus yhteisominaisuutta differensseissä ja etsitään muuttujien lineaarikombinaatiota, jolla ei ole korrelaatiota menneisyyden kanssa.

Tutkitaan seuraavaa yksinkertaista kahden muuttujan tapausta.

$$y_{1t} = \beta_1 x_t + z_t \gamma_1 + \varepsilon_{1t} \quad (35)$$

$$y_{2t} = \beta_2 x_t + z_t \gamma_2 + \varepsilon_{2t}$$

Yksinkertaisessa testissä, jonka tarkoituksena on testata onko sarjakorreloituneisuusominaisuus yhteinen, tutkitaan löytyykö δ , jolle on esitysmuoto, jolla ei ole ominaisuutta.

$$u_t = y_{1t} - \delta y_{2t}$$

Tähän voidaan johtaa LM- tai Wald-tyyppinen testi. Testin suorittaminen vaatii iteratiivista tai epälineaarista proseduuria, joka tyypillisesti suoritetaan ominaisarvorutiineilla ja normalisoinneilla kuten yhteisintegroituvuustesteissäkin. Engle ja Kozicki (1993) esittävät instrumentaalimuuttujamenetelmän, jossa instrumentteina käytetään muuttujien ja virheenkorjaustermien menneisyyttä. Johdetut estimaatit ovat LIML-estimaatteja tai vaihtoehtoisesti voidaan suorittaa 2SLS-estimointi. Moniyhtälömalliin sovellettuna sama idea ja malli toimii seuraavasti.

$$Y_t = \beta x'_t + \Gamma z'_t + \varepsilon_t \quad (36)$$

Γ on $N \times K$ matriisi, joka määrittelee, onko yksittäisissä muuttujissa ominaisuutta. Jos jokin matriisin riveistä on nolla muuttujalla ei ole ominaisuutta. Jos taas on

olemassa vektori δ siten, että $\delta'Y_t$:llä ei ole ominaisuutta, kutsutaan δ :a yhteisominaisuusvektoriksi. Jokainen vektori, jolle pätee $\delta'\Gamma=0$ on siten yhteisominaisuusvektori. Jos yhteisominaisuusvektoreita on olemassa r kappaletta matriisin Γ aste on $N-r$ ja se voidaan jakaa kahden matriisin tuloksi seuraavasti

$$\Gamma = \Lambda \Phi$$

$$(N \times K) (N \times N-r) (N-r \times K)'$$

$\Phi z'_t = w_t$ on $(N-r) \times 1$ vektori

$$Y_t - \beta x'_t = \Lambda w_t + \varepsilon_t$$

Tämä on komponenttimalli, jossa on $N-r$ yhteistä komponenttia ja ominaisuuskerroinmatriisi Λ , jolla on aste r . Tällöin voidaan testata nollihypoteesina $N-1$ yhteistä ominaisuutta (yhteisominaisuusaste 1) ja vastahypoteesina N ominaisuutta eli kyseessä on täysin rajoittamaton malli. Toisaalta voidaan tutkia matriisin vajaa-asteisuutta (reduced rank), jolloin testataan matriisin Γ astetta. Menetelmä on itse asiassa testi nollian suuruisille kanoonisille korrelaatioille muuttujien Y ja z välillä. Jokainen nolla kanooninen korrelaatio vastaa Y :n lineaarikombinaatiota, joka on korreloimaton z :n kanssa ja on siten yhteisominaisuusvektori. Kanoonisten korrelaatioiden menetelmä soveltuukin erityisesti yhteisominaisuusasteen määrittelyyn (Vahid ja Engle, 1997).

Kyseessä on ortogonaalisuustesti, joka voidaan laskea kanoonisina korrelaatioina seuraavien muuttujaryhmien välillä (Engle & Issler, 1995).

$$\Delta y'_t \equiv (\Delta y_{1t}, \Delta y_{2t}, \dots, \Delta y_{Nt})'$$

$$w_t' \equiv (\Delta y'_{t-1}, \dots, \Delta y'_{t-k+1}, (\alpha' y_{t-1})')$$

Jokainen tilastollisesti nolla kanooninen korrelaatio muodostaa lineaarikombinaation muuttujista Δy_t , joka on korreloimaton kaikkien w_t kombinaatioiden kanssa, koska se on korreloimaton yhdistelmän kanssa, joka luo suurimman korrelaation Δy_t ja w_t välille.

Yhteisominaisuusaste s on siis tilastollisesti nollan suuruisten kanoonisten korrelaatioiden määrä ja yhteisten syklien määrä on ei-nollan suuruisten kanoonisten korrelaatioiden määrä. Kanoonisten korrelaatioiden testiä ovat käsitelleet mm. Tiao & Tsay (1985). Tiaon ja Tsayn menetelmä lähtee liikkeelle VARMA(p, q) -mallista ja yrittää löytää lineaarikombinaation, joka on skalaarikomponentti (SCM) astetta (p_1, q_1) ⁸. N muuttujan vektorin y_t lineaariyhdistelmä $\alpha' y_t$ noudattaa SCM(p_1, q_1) rakennetta, jos on olemassa p_1 n muuttujan vektoria, siten että

(i) $\alpha_{p_1} \neq 0$, kun $p_1 > 0$

(ii) y_t, \dots, y_{t-p_1} lineaarikombinaatio $u_t = \sum_{j=0}^{p_1} \alpha'_j y_{t-j}$ toteuttaa

$$E(\varepsilon_{t-j} u_t) = \begin{cases} \neq 0, j = q_1 \\ = 0, j > q_1 \end{cases}$$

Yhteisten ominaisuuksien testi perustuu sarjakorreloituneisuuden testaamiseen muuttujien differenssimuodossa. Engle ja Kozicki (1993) ovat kehittäneet testin, joka perustuu kaksivaiheiseen pienimmän neliösumman regressioon. Vahidin ja Englen kehittämä testi perustuu samantyyppiseen ideaan, mutta se ottaa lisäksi

⁸ Skalaarikomponentti astetta j, k on lineaariyhdistelmä $n \times 1$ vektorista y_t , joka voidaan esittää muodossa $\alpha' y_t = \alpha'_1 y_{t-1} + \dots + \alpha'_j y_{t-j} + \theta'_0 \varepsilon_t + \theta'_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta'_k \varepsilon_{t-k}$.

huomioon virheenkoraustermi ja perustu LIML-estimointiin. Nyt voidaan osoittaa, että testiksi saadaan tilastollisesti merkityksettömien kanoonisten korrelaatioiden etsiminen. Testisuure on tällöin

$$C(p, s) = -(T - p - 1) \sum_{i=1}^s \log(1 - \lambda_i^2) \quad (40)$$

, kun testataan SCM(0,0)-rakennetta eli Englen ja Kozickin yhteistä sarjakorreloituneisuusominaisuutta.

Testisuure noudattaa χ^2 -jakaumaa vapausasteella $s^2 + snp + sr - sn$, jossa n on järjestelmän dimensio, p on viiveiden lukumäärä (yksi vähemmän kuin AR-mallin aste tasomuodossa) ja r on yhteisintegroituvuusvektoreiden lukumäärä (Vahid & Engle, 1993a). Ideana on siis etsiä muuttujien differensseistä lineaarikombinaatio, joka ei korreloi menneisyyden kanssa. Engle ja Kozicki (1993) puolestaan esittävät testisuureeksi $T \cdot R^2$.

Yhteisintegroituvuudesta tutun kanoonisten korrelaatioiden testin lisäksi Vahid ja Engle esittävät testiksi encompassing VAR -menetelmän, joka perustuu seuraavanlaiseen ideaan (Pain & Thomas, 1997).

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (37)$$

$$\tilde{\alpha} \Pi = 0$$

$$\tilde{\alpha} \Gamma_i = 0, \forall i = 1, \dots, p-1$$

Tässä yhteisten syklien olemassaolo asettaa VECM-mallille kaksi rajoitetta. Jos rajoitettu malli pitää sisällään rajoittamattoman mallin, hypoteesi $s:n$

yhteisominaisuusvektorin olemassaolosta voidaan hyväksyä. Jotta tällainen testi voidaan tehdä, yhteisominaisuusvektori normalisoidaan seuraavasti:

$$\tilde{\alpha} = \begin{bmatrix} I_s \\ \tilde{\alpha}^*_{(n-s) \times s} \end{bmatrix}$$

Ja kun systeemi täydennetään rajoittamattoman mallin redusoidun muodon yhtälöillä, saadaan

$$\begin{bmatrix} I_s & \tilde{\alpha}^* \\ 0_{(n-s) \times s} & I_{n-s} \end{bmatrix} \Delta y_t = \begin{bmatrix} 0_{s \times (np+r)} \\ \Gamma_1^*, \dots, \Gamma_{p-1}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{t-p+1} \\ \alpha' y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad (38)$$

Tässä v_t on valkoista kohinaa, mutta sen elementit saattavat olla samanaikaisesti korreloituneita. Testi on siis se, että pseudo-rakenteellinen malli (38) pitää sisällään (encompassing) rajoittamattoman redusoidun muodon. Testi voidaan suorittaa täyden informaation suurimman uskottavuuden testinä (FIML). Tässä estimoinnissa päinvastoin kuin kanoonisten korrelaatioiden menetelmässä saadaan samalla myös muuttujille keskihajonta, mikä antaa tietoa muuttujien merkitsevyydestä. Toisaalta mikäli yhteisominaisuusaste on tuntematon, kannattaa se ensin estimoida kanoonisten korrelaatioiden menetelmällä.

Kaikissa testeissä keskeinen kysymys yhteisten ominaisuuksien havaitsemiseksi on, voidaanko löytää matriisi $\tilde{\alpha}$, jolle pätee $\tilde{\alpha}' C_i^* = 0$ kaikille $i \geq 0$. Tämä pätee, jos $\tilde{\alpha}$ on ortogonaalinen suhteessa kaikkiin matriiseihin C_i lukuunottamatta matriisiä C_0 .

Vuonna 1997 ilmestyneessä artikkelissaan Vahid ja Engle tarkentavat aikaisempia menetelmiään ja esittävät testimenetelmäksi yleistetyn momenttimenetelmän (GMM). Artikkelissaan he jatkavat yhteisliikkuvuuden käsittelemistä, kun suhdanteet eivät ole täysin synkronisoituja. Heidän mukaansa Tiaon ja Tsayn (1985) kanoonisiin korrelaatioihin perustuva menetelmä ei ole täysin optimaalinen, mutta he suosittelevat sen käyttöä yhteisominaisuusasteen määrittämiseen. Mikään edellä kuvatuista testimenetelmistä ei ole vielä vakiinnuttanut asemaansa. Uusimpana menetelmänä yleistetty momenttimenetelmä tarjoaa encompassing VAR -menetelmän lisäksi mielenkiintoisimmat mahdollisuudet. Empiirisessä osassa käytetään tässä työssä kuitenkin kanoonisten korrelaatioiden menetelmää sen sovellettavuuden vuoksi.

4.3

Kanooniset korrelaatiot

Seuraava esitys perustuu Hamiltonin (1994) ja Tiaon ja Tsayn (1985) teksteihin.

Olkoot $n_1 \times 1$ ja $n_2 \times 1$ vektorit y_t ja x_t stationaarisia satunnaismuuttujia. Lisäksi oletetaan, että y_t ja x_t on laskettu muutoksina keskiarvosta. Vektorin y_t varianssi-kovarianssi matriisi on tällöin $E(y_t y_t')$. Muodostetaan seuraavanlainen matriisi

$$\begin{bmatrix} E(y_t y_t') & E(y_t x_t') \\ E(x_t y_t') & E(x_t x_t') \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{YY} & \sum_{YX} \\ \sum_{XY} & \sum_{XX} \end{bmatrix} \quad (41).$$

Matriisin (41) avulla saadaan informaatiota vektoreiden y_t ja x_t elementtien korrelaatioista määrittelemällä kaksi uutta $n \times 1$ vektoria ξ_t ja η_t ⁹. Vektorit ovat lineaarikombinaatioita vektoreista y_t ja x_t :

⁹ n on pienempi n_1 :sta ja n_2 :sta

$$\xi_t = \mathfrak{S}' x_t$$

$$\eta_t = \mathfrak{R}' y_t$$

\mathfrak{S}' ja \mathfrak{R}' ovat $n \times n_1$ ja $n \times n_2$ matriiseja ja ne on valittu siten, että sekä ξ_t :n että η_t :n yksittäiset elementit ovat keskenään korreloimattomia ja että niillä on yksikkövarianssi. Lisäksi vektorin ξ_t j:s elementti ja vektorin η_t i:s elementti ovat korreloimattomia, kun $i \neq j$. Kun $i = j$, korrelaatio on positiivinen ja sen suuruus on r_i .

$$E(\xi_t \eta_t') = \mathfrak{S}' \Sigma_{XY} \mathfrak{R} = R, \text{ jossa}$$

$$R = \begin{bmatrix} r_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & r_2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & r_n \end{bmatrix}$$

Matriisin R elementtien r_i järjestys on $(1 \geq r_1 \geq r_2 \geq \dots \geq r_n \geq 0)$ ja r_i on kanooninen korrelaatio vektoreiden y_t ja x_t välillä. Kanooniset korrelaatiot ja vektoreiden \mathfrak{S}' ja \mathfrak{R}' arvot saadaan laskemalla ominaisarvot ja -vektorit matriisien Σ_{YY} , Σ_{XX} ja Σ_{XY} avulla.

Olkoot $(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_{n_1})$ $n_1 \times n_1$ matriisin $\Sigma_{YY}^{-1} \Sigma_{YX} \Sigma_{XX}^{-1} \Sigma_{XY}$ ominaisarvot suuruusjärjestyksessä. Kanooniset korrelaatiot (r_1, r_2, \dots, r_n) ovat n ensimmäisen ominaisarvon neliöjuuret, ja ominaisarvoja vastaavat normalisoidut ominaisarvovektorit muodostavat matriisin \mathfrak{R}' rivit.

5

EMPIIRINEN OSUUS

Työn empiirinen osa pohjautuu vuonna 1996 julkaistuun artikkeliin *Monetary Union and the Outsiders: A Cointegration - Codependence Analysis of Business Cycles in Europe* (Rubin & Thygesen 1996). Tarkoituksena on tutkia, löytyykö kuuden EMU-maan bruttokansantuotteiden välillä riippuvuuksia pitkällä ja lyhyellä aikavälillä.

Vaikka käytettävät tilastotieteelliset mallit eivät välttämättä vastaa todellista taloustieteellistä käyttäytymistä, voivat ne silti antaa hyvän kuvan muuttujien välisistä suhteista ja niiden käyttäytymisestä. Tavoitteeksi voidaankin asettaa seuraavat kohdat. Ensimmäisenä tavoitteena on muuttujien stokastisen vaihtelun kuvaaminen siten, että taloustieteelliset päätelmät olisivat päteviä. Toiseksi pyritään taloustieteellisten käsitteiden ja kysymysten määrittelemiseen tilastotieteen keinoin. Lisäksi edellisiin liittyen pyritään estimaattoreiden ja testien luotettavuuteen. Vaikka rakenteellisten tulosten saaminen käytettävistä redusoidun muodon yhtälöistä onkin hankalaa, voidaan esimerkiksi stationaarisuus ja epästationaarisuus saada selville, koska ne ovat tilastollisia ominaisuuksia.

Tutkimuksen ensimmäisessä osassa tarkastellaan, löytyykö kuuden EMU-maan bruttokansantuotteille pitkän aikavälin tasapainorelaatiota tai trendiä. Samalla ensimmäinen osa toimii johdantona toiselle osalle, jossa tarkastellaan bruttokansantuotteiden suhdanteita ja syklisten innovaatioiden koordinoitumista. Tavoitteena on siis erottaa väliaikaiset häiriöt, joilla ei ole pysyviä vaikutuksia, pysyviä vaikutuksia aiheuttavista rakenteellisista shokeista.

5.1

Kuuden Emu-maan bruttokansantuotteiden yhteisintegroituvuus

5.1.1

Johdanto

Työn toisessa osassa tarkastellaan, ovatko Euroopan talous- ja rahaliiton kuuden jäsenvaltion; Suomen, Saksan, Ranskan, Italian, Hollannin ja Espanjan bruttokansantuotteet yhteisintegroituneita. Yhteisintegroituvuus näiden talouksien välillä olisi osoitus stationaarisista pitkän aikavälin tasapainorelaatioista, jolloin yhteinen talouspolitiikka olisi järkevää. Aineiston huonon saatavuuden vuoksi EMU-maista tarkastelun ulkopuolelle jäävät Luxemburg, Irlanti, Itävalta, Portugali ja Kreikka. Tutkimuksessa tarkastellaan myös, miten yhteisintegroituvuus muuttuu ajanjaksojen 1977 - 1997 ja 1988 - 1997 välillä.

Aineistona käytetään OECD:n keräämää kausipuhdistettua neljännesvuosibruttokansantuotedataa aikaväliltä 1977:1 - 1997:4. Saksan aikasarja ennen vuotta 1991 koskee Länsi-Saksaa. Kaikki havainnot on muutettu vuoden 1990 hintoihin. Etuna kausipuhdistetun aineiston käytössä on se, että eri maiden kausikomponenttien ollessa erilaisia kausivaihtelu ei sotke yhteisintegroituvuusanalyysia. Toisaalta tällöin saatetaan saada liian helposti yhteisintegroituvuuteen viittaavia tuloksia. Aineistosta on otettu luonnolliset logaritmit.

Yhteisintegroituvuuden tarkastelu etenee seuraavasti. Ensin tutkitaan mallin ja yksittäisten yhtälöiden viiveenpituuden valintaa sekä mahdollisten dummy-muuttujien ja muiden determinististen muuttujien tarvetta mallissa. Seuraavaksi testataan, mikä on yksittäisten muuttujien integroituneisuuden aste, jonka jälkeen siirrytään tarkastelemaan yhteisintegroituvuutta bruttokansantuotteiden välillä. Moniyhtälömallissa yhteisintegroituvuusanalyysi keskittyy luvussa 3.5.1 käsitellyn

yhtälön (10) matriisin Π asteen määrittämiseen ja erilaisten rajoitteiden testaamiseen.

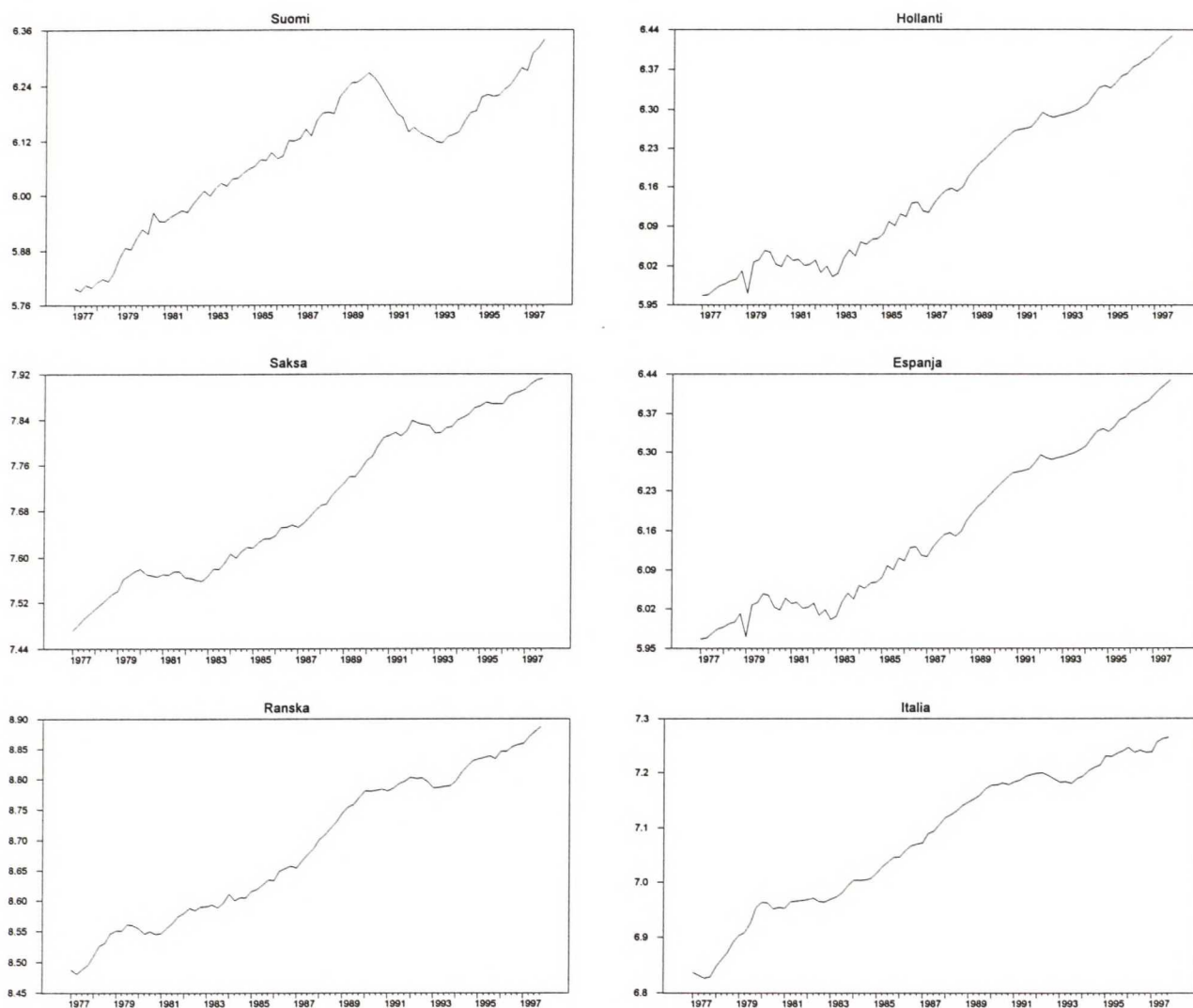
5.1.2

Deterministiset muuttujat ja viiverakenne

Jatkossa käytettävät tilastotieteelliset menetelmät asettavat toimiakseen erilaisia vaatimuksia mallille, varsinkin mallin virhetermeille. Ne olettavat, että virhetermit ovat hyvinkäyttäytyviä, eli itsenäisesti ja riippumattomasti jakautuneita niin sanottua valkoista kohinaa olevia virhetermejä. Käytettävän yhteisintegroituvuusmallin virhetermeille pitäisi siis päteä (Hamilton, 1994)

$$E(\varepsilon_t)=0, E(\varepsilon_t^2)=\sigma^2 \text{ ja } E(\varepsilon_t\varepsilon_T)=0 .$$

$$\forall t \neq T$$



Kuvio 5.1.2.1 Neljännesvuosibruttokansantuotteet tasomuodossa luonnollisina logaritmeina

Muuttujien kuvaajien tarkastelu paljastaa, että kaikilla muuttujilla on vahva pitkän aikavälin kasvu ja ne vaikuttavat epästationaarisilta. Erilaiset lamakaudet ja esimerkiksi Saksan yhdistyminen näkyvät muuttujien kuvaajissa hyppäinä. Samoin ainakin Hollannin ja Espanjan aikasarjat näyttävät vuonna 1979

hyppävän voimakkaasti. Suomen lama näkyy selvästi vuodesta 1991, mutta sitä voidaan pitää tietyllä todennäköisyydellä tapahtuneena shokkina, jota ei välttämättä tarvitse eksplisiittisesti mallintaa.

Ensimmäiseksi aineistoille suoritettiin yleisiä normaalisuus- ja yksikköjuuritestejä ja tutkittiin, kuinka pitkää viiverakennetta tulisi käyttää. Kurtositeetti ja jakauman vinous paljastivat, että kyseessä ei kuitenkaan ole normaalijakauma. Tämä täytyy erityisesti ottaa huomioon tulkittaessa mallista saatuja tuloksia.

Suoritetut testit viiveen pituuden valitsemiseksi ovat taulukossa 5.1.2.1. Testien perusteella neljä viivettä VAR-mallille vaikuttaisi varsin tyydyttävältä. Toisaalta tavoitteena on tulla toimeen mahdollisimman pienellä muuttujajoukolla, joten varsinkin ajanjakson 1988-1997 tarkastelua varten neljä viivettä lienee liikaa.

	Suomi	Ranska	Italia	Saksa	Espanja	Hollanti
AIC	4	13	2	7	4	1
Ljung-Box Q	3	13	1	4	4	13
LM	1	4	1	1	2	1

Taulukko 5.1.2.1 Viiveen valinta

Ljung-Box -testin Ranskalle ja Hollannille vaatimat kolmetoista viivettä autokorrelaation poistamiseksi muuttuvat lisättäessä malliin deterministisiä dummy-muuttujia. Testin perusteella Italialle riittäisi viiveeksi yksi, Saksalle ja Espanjalle neljä ja Suomelle kolme virhetermin autokorrelaation poistamiseksi.

Yksittäisille yhtälöille suoritetuista testeistä havaittiin esimerkiksi trendin olevan merkitsevä kaikille. Hollannille öljykriisin aika kahdeksankymmentäluvun taitteessa näyttää vaativan mallintamista. Aikasarjaa mallinnettaessa koko

ajanjaksolta havaittiin voimakas ARCH- ja epänormaalisuusongelma sekä AR-ominaisuus. Mallinnettaessa aikasarjaa vuodesta 1983 eteenpäin ongelmat ovat huomattavasti vähäisempiä. Edellä mainittuja ominaisuuksia voi pitää yhteisintegroituvuusanalyysin kannalta ongelmallisina, sillä käytettävät testimenetelmät olettavat virhetermin hyvin käyttäytyväksi, kuten edellä on jo mainittu.

Käyttämällä impulssidummyjä vuosien 1978 - 1979 aineistoon saadaan Hollannin aikasarjan tilannetta hiukan parannettua. Viiveenpituudeksi näyttää sopivan kaksi tai neljä viivettä. Espanjan aikasarjassa AR-ongelmia aiheuttavat vuodet 1980-1981. Käyttämällä dummyja ongelma kuitenkin poistuu. Viiverakenteeksi sopii myös kaksi tai neljä viivettä. Suomen osalta mallintamista kaipaisi juuri laman alku, vuoden 1991 loppupuoli. Viiverakenteeksi sopisi kaksi tai neljä viivettä. Samoin Ranska ja Italia viiveillä kaksi ja neljä ovat suhteellisen hyvin käyttäytyviä, eivätkä näytä vaativan erityistä mallintamista. Saksalle taas vuodet 1978 ja 1993 vaativat dummyjen käyttöä. Taulukossa 5.1.2.2 on lueteltu vaadittavat impulssidummit. Dummy-muuttujien käytössä on otettu varsin pragmaattinen lähestymistapa ja niitä käytetään puhtaasti mallin ominaisuuksien parantamiseen. Toki havaittuina ajanjaksoina 1980- ja 1990-luvun alussa determinististen muuttujien käyttöä voi perustella myös rakenteellisten katkosten mm. 1980-luvun öljykriisin ja 1990-luvun Saksan yhdistymisen ja laman avulla.

Maa	Dummy
Hollanti	1978:4
	1979:1
	1979:2
Espanja	1980:3
	1980:4
	1981:2
	1981:4
Suomi	1991:3
	1991:4
Saksa	1979:2
	1993:1

Taulukko 5.1.2.2 dummyt

Edellä käsiteltyjen yksittäisten muuttujien tarkastelun lisäksi suoritettiin systeemitestejä. Kuten jo edellä mainittiin, varsinkin systeemiestimoinnissa viiveenpituuden valinta on erittäin tärkeää. Jos viiveenpituudeksi valitaan esimerkiksi 10, malliin tulee yli kuusikymmentä estimoitavaa termiä vakioiden lisäksi. Mallissa yhtälöillä täytyy lisäksi olla yhteinen viiveenpituus, joka asettaa omat hankaluutensa.

VAR-mallille neljällä viiveellä suoritettut testit paljastivat virhetermin vahvan autokorrelaation. Liitteessä yksi esitetään neljällä ja kahdella viiveellä ja taulukon 5.1.2.2 dummyillä tehtyjen VAR-mallin estimointituloksia. Vaikka tässä ei vielä oteta huomioon muuttujien mahdollista epästationaarisuutta ja yhteisintegroituvuutta, antavat tulokset vahvistusta kahden viiveen valitsemiselle.

Hankaluutena edellisessä lähestymistavassa on se, että mallin istuvuus aineistoon paranee aina, kun malliin lisätään muuttujia. Tätä ongelmaa varten käytettiin

mallinvalintaperusteina myös Akaiken ja Schwartzin informaatiokriteereitä. Vektoriautoregressiivistä estimointia varten, tarkastellaan viiveen pituuden valintaa myös uskottavuusosamäärätestisuureen (42) avulla. (Hamilton, 1994)

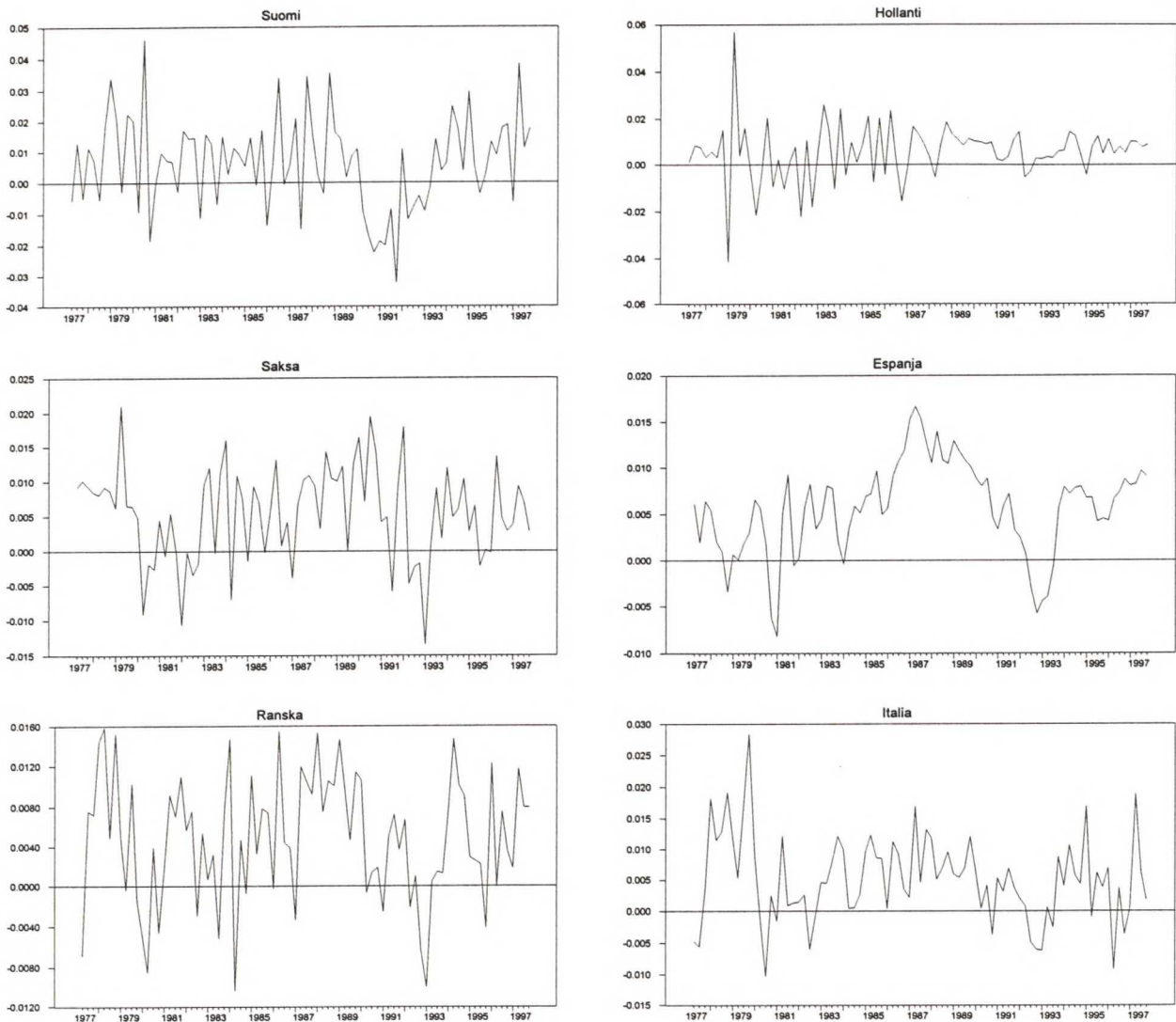
$$(T - c)(\log|\sum_r| - \log|\sum_u|) \quad (42).$$

Tässä testissä vertaillaan rajoitetun (r) ja rajoittamattoman (u) mallin kovarianssimatriisien eroja. Testissä T on havaintojen määrä ja c on rajoittamattomassa mallissa estimoitujen parametrien määrä. Testi noudattaa asympotoottisesti χ^2 -jakaumaa. Tehtyjen testien perusteella sekä AIC- että SBC-kriteeri tukevat kahden viiveen mallia, mutta LR-testi tukee neljän viiveen mallia testisuureen p-arvolla 0,03.

5.1.3

Yksikköjuuritestit

Yksikköjuuren testaus jäljempänä suoritettavia yhteisintegroituvuusanalyyseja varten on erittäin tärkeää. Johansenin menetelmä nimittäin olettaa, että muuttujat ovat integroituneita astetta yksi. Vaikka bruttokansantuotteelle I(1) oletus, a priori, vaikuttaa hyvältä, saattaa aikasarjan toteutuma esimerkiksi laman vuoksi olla sellainen, että testeissä muuttuja olisikin lähempänä I(2). Kuviossa 5.1.3.1 aikasarjat on piirretty ensimmäisessä differenssimuodossaan, jonka avulla voi saada ensimmäisiä viitteitä muuttujien stationaarisuudesta tai epästationaarisuudesta.



Kuvio 5.1.3.1 Aikasarjojen differenssit

Kaikille aikasarjoille suoritettiin yksinkertainen Dickey-Fuller -testi muotoa $\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \varepsilon_t$ sekä ADF-testit muotoa $\Delta y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \Delta y_{t-1} + \dots + \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$. Testien tulokset on esitetty taulukossa 5.1.3.1

Suomi	Ranska	Italia	Itävalta	Saksa	Espanja	Hollanti
ADF(4, vakio)						
-1,15	-0,02	-1,62	-0,67	-0,12	0,12	1,38
ADF(3, vak)	ADF(13, vak)	ADF(2, vak)	ADF(0, vak)	ADF(6, vak)	ADF(3, vak)	ADF(0, vak)
-1,22	-0,47	-2,15	-0,18	-0,04	0,26	0,61

Taulukko 5.1.3.1 Yksikköjuuritestejä

Kun otetaan huomioon yksikköjuuritestien heikko voimakkuus, voidaan yhteenvetona todeta, että kaikki muuttujat ovat $I(1)$ tyyppisiä. Testien voimakkuutta voidaan yrittää parantaa etsimällä mahdollisia rakenteellisia katkoksia aikasarjoista ja mallintamalla sarjat dummy-muuttujien avulla, mutta koska tässä tapauksessa testeillä haetaan ainoastaan varmistusta tehdyille ennakkoletukselle, tyydytään näihin tuloksiin.

5.1.4

VAR-malli ja Johansenin menetelmä

Muodostimme Suomen, Saksan, Ranskan, Italian, Espanjan ja Hollannin logaritmoiduista aikasarjoista systeemimallin, jonka avulla suoritetaan varsinainen yhteisintegroituvuusanalyysi. Valitettavasti tämän työn mahdollisuuksien ulkopuolelle jää mielenkiintoinen ja laaja keskustelu siitä, kuinka paljon VAR-mallia parantaa yhteisintegroituvuusrajoitteiden mukaanotto.

Kaksivaiheisen Engle-Grange -menetelmän etuna on sen yksinkertaisuus. Menetelmä on kuitenkin erittäin herkkä tutkijan tekemille ennakoasetuksille muun muassa kausaalisuussuhteista muuttujien välillä. Lisäksi kaksivaiheinen estimointi tuo menetelmään lisähankaluuksia. Seuraavassa käytettävä systeemiestimointi ei ainakaan ihannetapauksessaan ole niin herkkä. Tämän luvun

yhteisintegroituvuustulokset on saatu RATS-ohjelmiston CATS-ohjelmistopakettilla.

Välittömästi ongelmia aiheuttaa kuitenkin esimerkiksi käytettävä muuttujajoukko. Deterministiset muuttujat vaikuttavat huomattavasti yhteisintegroituvuusanalyysissä käytettäviin kriittisiin arvoihin ja koska yhteisintegroituvuusrelaatioiden lukumäärä määrää pitkälti lopun analyysistä, se vaikuttaa myös mallista saataviin tuloksiin. Varsinkin vakion ja trendin merkitys on suuri. Rajoittamaton vakio differenssimallissa vastaa driftiä tasossa. Rajoittamaton trendi taas vastaisi tasossa kvadraattista trendiä, mikä pitkällä aikavälillä ei liene järkevä oletus. Trendi rajoitetaankin yhteisintegroituvuusavaruuteen, mikä mahdollistaa pitkän aikavälin relaatiossa esim. teknologisen kehityksen aiheuttaman trendin ilman, että sitä tarvitsisi ekplisiittisesti mallintaa. Trendin rajoittamisesta yhteisintegroituvuusrelaatioon ollaan yleisesti kahta mieltä. Tällä tavoin rajoitettua trendiä käyttävät esimerkiksi Rubin ja Thygesen (1996). Juselius ja Hansen (1995) puolestaan ovat sitä mieltä, että selittävä tekijä pitäisi etsiä ja liittää mukaan malliin.

Kriittiset arvot riippuvat myös determinististen muuttujien määrästä ja luonteesta. Kriittisiä arvoja ovat simuloineet mm. Osterwald-Lenum (1992). Niitä voi myös simuloida DisCo-ohjelmiston avulla (Johansen & Nielsen, 1993). CATS-ohjelma käyttää Johansenin ja Nielsonin (1993) kriittisiä arvoja. Deterministisiä muuttujia on käsitelty tarkemmin luvussa 3.5.2., katso myös esimerkiksi Juselius ja Hansen (1995, 5-6).

Toisen ongelman aiheuttaa esimerkiksi mallin residuaalien epänormaalisuus tai ARCH-ominaisuudet. Usein viiveenpituuden kasvattaminen ei auta, vaan aiheuttaa yliparametrisoinnin, varsinkin jos kyse on siitä, että mallista on jäänyt

pois joitakin olennaisia mallintajia. Gonzalon (1994) tekemien Monte Carlo -simulointien perusteella vaikuttaa kuitenkin siltä, että yliparametrisoinnilla ei olisi suurta vaikutusta, kun taas liian pienen viiveenpituuden valitseminen ennemminkin vääristää testitulosten voimakkuutta.

Johansenin menetelmän erityisiä vahvuuksia on se, että sen avulla voi testata erilaisia mallinrajoituksia. Kuten luvussa 3.5.2 on käsitelty, jos on olemassa r yhteisintegroituvuusvektoria, vain nämä r lineaarikombinaatiota muuttujista ovat stationaarisia. Mikäli estimoidussa rajoitetussa mallissa rajoite ei ole sitova, yhteisintegroituvuusvektoreiden määrä on pysynyt muuttumattomana.

Tutkittava malli on edellisissä luvuissa jo käsitelty

$$z_t = A_1 z_{t-1} + \dots + A_k z_{t-k} + \mu + \psi D_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

Mallissa z_t on $p \times 1$ vektori stokastisia muuttujia, viivästetyt termit määrättyjä ja D_t determinististen muuttujien vektori. Virheenkorjausmuodossa edellinen malli on

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \dots + \Gamma_k \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-1} + \mu + \psi D_t + \varepsilon_t \quad (18)$$

Yhteisintegroituvuuden kannalta matriisin Π tutkiminen on olennaisinta. Tämän matriisin aste kertoo yhteisintegroitusvektoreiden määrän. Matriisin aste saatiin taas selville tutkimalla sen karakteristisia juuria. Käytämme kahta edellä mainittua testisuureta

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (43)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (44).$$

5.1.5

Yhteisintegroitus ajanjaksolla 1977:1 - 1997:4

Ensimmäiseksi tutkittiin, onko Suomen, Saksan, Hollannin, Ranskan, Italian ja Espanjan välillä yhteisintegroituvuutta kahdenkymmenen vuoden ajanjaksolla vuodesta 1977 vuoteen 1997. Kahdella viivellä olevan VAR-mallin riittävyys on tarkastettu edellisessä luvussa. Seuraavaksi testaamme yhteisintegroitusasteen, täydennämme testejä graafisella tarkastelulla ja lopuksi estimoimme yhteisintegroitusasteen ja testaamme joitakin rajoitteita. Mallissa on mukana vakio, taulukossa 5.1.2.2 luetellut dummy-muuttujat ja trendi on rajoitettu pitkän aikavälin relaatioon. Rajoitettaessa trendi yhteisintegroitusavaruuteen mahdollistuu joidenkin muuttujien trendistationaarisuus, tämä vaihtoehto jätetään kuitenkin pois erittäin epätodennäköisenä. Liitteessä kaksi on esitetty muuttujien autokorrelaatiot ja liitteessä kolme standardoitujen residuaalien korrelogrammit ja histogrammit.

H_0	H_1	Testisuure	Kriittinen arvo
λ_{trace} -testi			90%
$r=0$	$r>0$	141,14	110,00
$r\leq 1$	$r>1$	99,96	82,68
$r\leq 2$	$r>2$	60,31	58,96
$r\leq 3$	$r>3$	35,68	39,08
$r\leq 4$	$r>4$	18,23	22,95
$r\leq 5$	$r>5$	4,24	10,56
λ_{max} -testi			
$r=0$	$r=1$	41,19	27,32
$r=1$	$r=2$	39,65	23,72
$r=2$	$r=3$	24,62	19,88
$r=3$	$r=4$	17,45	16,13
$r=4$	$r=5$	13,99	12,39
$r=5$	$r=6$	4,24	10,56

Taulukko 5.1.5.1 Matriisin asteen määrittäminen. λ_{trace} - ja λ_{max} -testit

Yksi keino yhteisintegroituusasteen määrittämiseen on taulukossa 6.4.1. esitettyjen trace- ja max-testien käyttö. Taulukon kriittiset arvot on saatu Rats-ohjelmasta mutta saattaa olla, että ne eivät noudata todellista jakaumaa hyvin. Testien perusteella yhteisintegroituusasteeksi sopisi kolme tai neljä. Käytettäessä Osterwald-Lenumin (1992) simuloimia kriittisten arvojen taulukoita yhteisintegroituuden asteeksi näyttää sopivan ennemminkin kolme. Samansuuntaisia tuloksia antavat DisCo-ohjelmalla simuloidut kriittiset arvot.

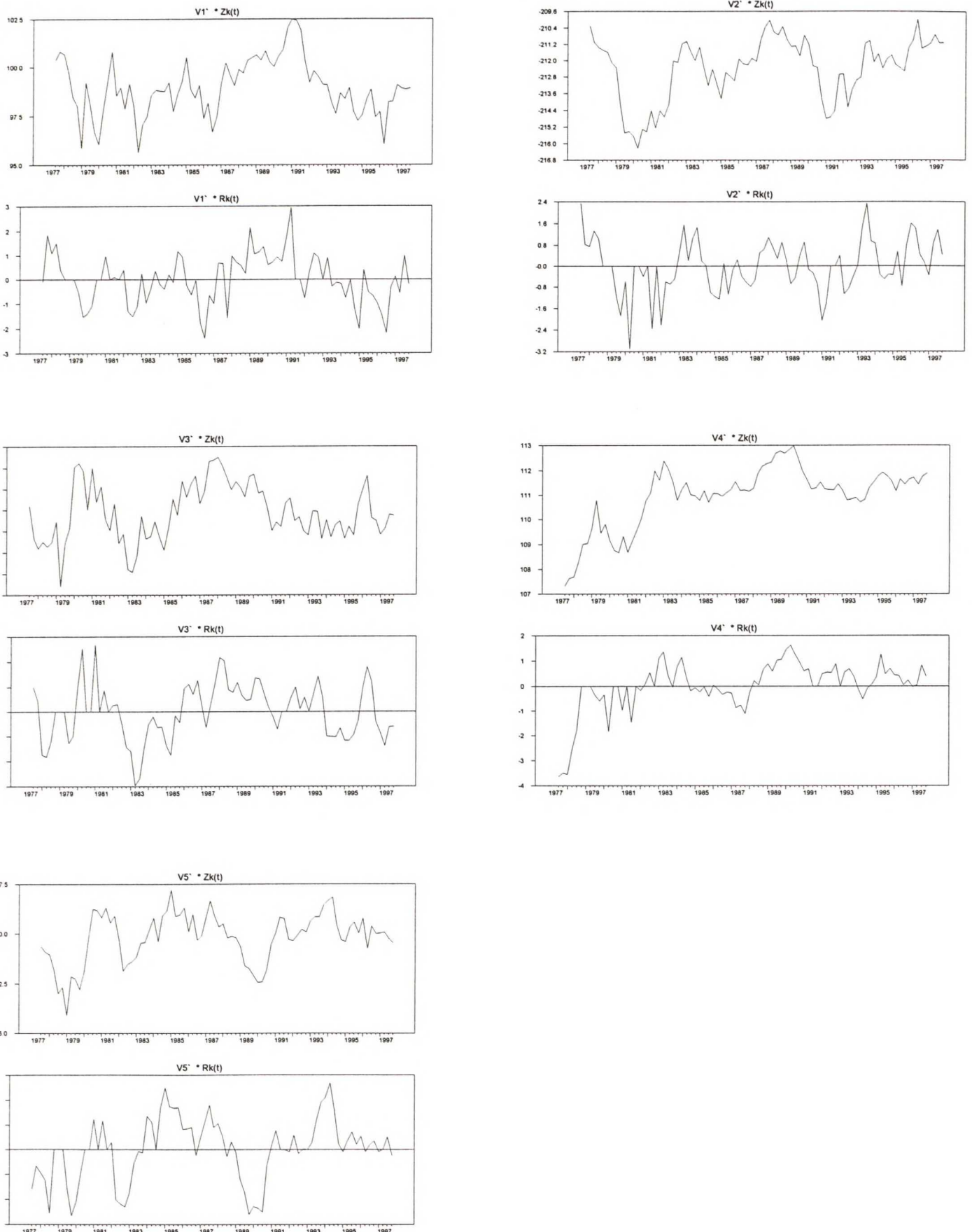
Vahvistusta yhteisintegroituusasteen määrittämiselle saadaan tarkastelemalla companion-matriisin ominaisarvoja, jotka on esitetty matriisin Π (yhtälö (10)) ominaisarvojen kanssa taulukossa 5.1.5.2. Companion-matriisi A määritellään seuraavasti,

$$A = \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \dots & A_k \\ I_p & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \dots & 0 & \vdots \\ 0 & 0 & I_p & 0 \end{bmatrix}$$

jossa A_i on saatu yhtälöstä 8 (käytetty malli) ja I_p on p -ulotteinen yksikkömatriisi. Yhteisten stokastisten trendien määrää vastaa lähellä ykköstä olevien ominaisarvojen määrä, tarkastelu tukisi siis kolmea yhteisintegroituvuusvektoria ($n-r = 3$).

Ominaisarvot	Companion matrix modulus
0,3949	0,9684
0,3834	0,9684
0,2594	0,9266
0,1917	0,8511
0,1568	0,8511
0,0504	0,7466
	0,4623
	0,4623
	0,2541
	0,1956
	0,1707
	0,1707

Taulukko 5.1.5.2 Matriisin ominaisarvot ja companion-matriisin ominaisarvot



Kuvio 5.1.5.1 Estimoidut yhteisintegroituvuusvektorit.

Kuviossa 5.1.5.1 on piirretty estimoidut yhteisintegroituusvektorit ensimmäisestä viidenteen. Kuvioiden perusteella yhteisintegroituusvektorit neljännestä viidenteen vaikuttavat epästationaarisilta.

Testi	P-arvo
L-B(20)	0,00
$\chi^2(648)$	
LM(1)	0,19
$\chi^2(36)$	
LM(4)	0,25
$\chi^2(648)$	
Normaalisuus	0,10
$\chi^2(12)$	

Taulukko 5.1.5.3

	Vinous	Kurtositeetti	ARCH(2)	Normaalisuus	R ²
Saksa	2,61	0,01	0,77	0,25	0,60
Ranska	3,66	0,01	0,23	3,64	0,49
Hollanti	3,04	0,02	2,01	1,05	0,67
Italia	4,09	0,02	0,58	6,12	0,49
Espanja	3,35	0,00	0,69	1,76	0,88
Suomi	3,82	0,02	2,79	4,59	0,58

Taulukko 5.1.5.4

Yllä olevissa taulukoissa 5.1.5.3 ja 5.1.5.4 on esitetty rajoittamattoman mallin residuaalille ja yksittäisille yhtälöille tehtyjä testejä. Kurtositeettia ei ole laskettu ylikurtositeettina normaalijakaumasta. Taulukon 5.1.5.3 normaalisuustesti on monimuuttujaversio Shenton-Bowman -testistä, joka on χ^2 -jakautunut.

Alla esitetään yhteisintegroituusasteelle kolme perustuvat kolme yhteisintegroituusvektoria. Ensimmäinen vektori on normalisoitu Saksan suhteen, toinen Ranskan ja kolmas Hollannin suhteen. Taulukossa 5.1.5.5 on

esitetty estimoidun alfa-matriisin elementtien arvot t-arvoineen. Suomi on lähes merkitsevästi mukana kaikissa relaatioissa.

$$\hat{\beta}_1' X_t = \text{Saksa} - 0,96 \text{ Ranska} - 0,63 \text{ Hollanti} - 0,42 \text{ Italia} + 0,63 \text{ Espanja} + 0,28 \text{ Suomi} - 0,00 \text{ trendi}$$

$$\hat{\beta}_2' X_t = - 4,05 \text{ Saksa} + \text{Ranska} + 0,79 \text{ Hollanti} + 0,26 \text{ Italia} + 1,06 \text{ Espanja} - 0,39 \text{ Suomi} + 0,01 \text{ trendi}$$

$$\hat{\beta}_3' X_t = -1,39 \text{ Saksa} - 0,66 \text{ Ranska} + \text{Hollanti} + 1,39 \text{ Italia} + 0,22 \text{ Espanja} - 0,13 \text{ Suomi} - 0,00 \text{ trendi}$$

	β_1	β_2	β_3
Saksa	0,100	0,089	0,001
<i>t-arvo</i>	1,991	5,600	0,019
Ranska	0,101	0,060	-0,025
<i>t-arvo</i>	1,875	3,516	-0,683
Hollanti	0,076	0,085	-0,185
<i>t-arvo</i>	0,908	3,184	-3,323
Italia	-0,044	-0,002	-0,150
<i>t-arvo</i>	-0,754	-0,115	-3,867
Espanja	-0,036	-0,001	0,012
<i>t-arvo</i>	-1,463	-0,159	0,729
Suomi	-0,628	0,099	-0,097
<i>t-arvo</i>	-5,656	2,809	-1,315

Taulukko 5.1.5.5 Alfa-matriisin kertoimet kolmelle yhteisintegroituvuusvektorille.

Lisäksi estimoidun Γ_1 -matriisin alustavan tarkastelun perusteella voidaan todeta, että deterministiset dummy-muuttujat kuuluvat malliin. LR-testi rajoitteesta trendi on nolla hylättiin p-arvolla 0,053. Taulukoissa 5.1.5.6 - 5.1.5.8 ovat kolmen erityyppisen rajoitteen testitulokset. Ensimmäisen taulukon testi tutkii, voidaanko muuttuja z_{it} jättää pois pitkän aikavälin vektorista z_t . Hypoteesina on $H_0: \beta_{ij} = 0$.

Jokainen testi on tehty kaikille mahdollisille yhteisintegroituvuusasteille. Taulukon 5.1.5.6 perusteella kaikki muuttujat kuuluvat pitkän aikavälin relaatioon, kun yhteisintegroituvuusaste on kolme.

aste	χ^2	Saksa	Ranska	Hollanti	Italia	Espanja	Suomi	Trendi
1	3,84	0,57	1,37	1,30	1,44	1,19	1,28	0,03
2	5,99	11,63	8,79	7,62	2,99	15,45	14,18	7,42
3	7,81	18,71	10,05	14,01	10,10	21,08	19,17	12,73
4	9,49	20,06	10,80	15,81	13,39	23,31	19,93	12,89
5	11,1	29,44	20,51	23,26	21,84	32,49	20,73	22,19

Taulukko 5.1.5.6 Muuttujien merkitsevyys pitkän aikavälin relaatiossa

Taulukossa 5.1.5.7 tutkitaan muuttujien stationaarisuutta. Testi antaa vahvistusta aikaisemmalle päätelmälle muuttujien I(1)-luonteesta. Testissä käytettäviä lineaarisia rajoitteita yhteisintegroituvuusrelaatioille esittelee mm. Harris (1995).

aste	χ^2	Saksa	Ranska	Hollanti	Italia	Espanja	Suomi
1	12,6	33,37	32,08	34,15	30,67	32,66	28,10
2	11,1	31,83	30,55	32,63	29,13	31,18	26,74
3	9,5	17,18	16,07	18,32	14,36	17,23	11,90
4	7,8	10,15	9,06	11,33	7,58	10,29	5,12
5	5,9	9,22	8,56	10,18	6,95	9,55	4,81

Taulukko 5.1.5.7 Muuttujien stationaarisuus

Viimeinen testi koskee muuttujien heikkoa eksogeenisuutta. Heikko eksogeenisuus koskee hypoteeseja α -matriisin riveistä. Jotta muuttuja x_t olisi heikosti eksogeeninen β :ssa, täytyy ehdon $\alpha_{11}=0$ täytyä. Tällöin muuttujan x_t yhtälö ei sisällä informaatiota β :n pitkän aikavälin parametreista (Juselius ja Hansen 1995). Testihypoteesina on siis $H_0: \alpha_{ij} = 0, j = 1, \dots, r$. Viiden prosentin merkitsevyystasolla Italia ja Espanja vaikuttavat heikosti eksogeenisiltä, jolloin niitä ei tarvitsisi eksplisiittisesti mallintaa.

aste	χ^2	Saksa	Ranska	Hollanti	Italia	Espanja	Suomi
1	3,84	0,16	0,31	0,09	0,26	1,45	1,22
2	5,99	15,19	8,86	4,48	0,26	1,80	14,82
3	7,81	20,77	9,21	9,11	5,02	2,21	20,23
4	9,48	20,89	11,64	11,58	8,46	2,74	22,35
5	11,1	28,04	21,18	21,33	15,83	4,03	32,05

Taulukko 5.1.5.8 Muuttujien heikko eksogeisuus

Yhteisintegroituvuusasteen ollessa kolme maiden välillä vallitsee siis $p-r = 6 - 3 = 3$ kappaletta yhteisiä trendejä. Neljän viiveen käyttö ei huomattavasti muuta tilannetta ja pikemminkin vahvistaa kolmen yhteisintegroituvuusvektorin olemassaoloa.

5.1.6

Yhteisintegroituvuus ajanjaksolla 1988:1 - 1997:4

Se miten talouksien käyttäytyminen on muuttunut lähestyttäessä 1990-lukua on mielenkiintoinen tutkimuskohde. Tätä selvitetään suorittamalla yhteisintegroituvuusanalyysi samalle maajoukolle vuosille 1988 - 1997. Testit ja menetelmän eteneminen ovat täsmälleen samat kuin edellisessä luvussa.

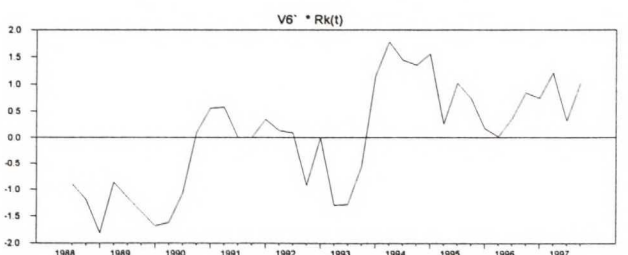
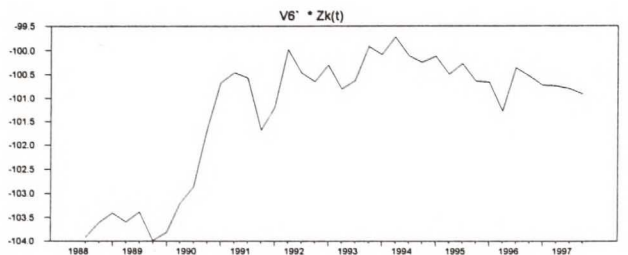
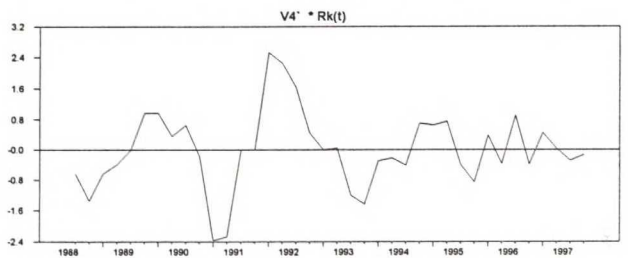
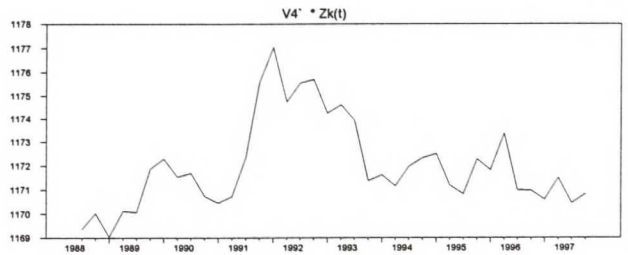
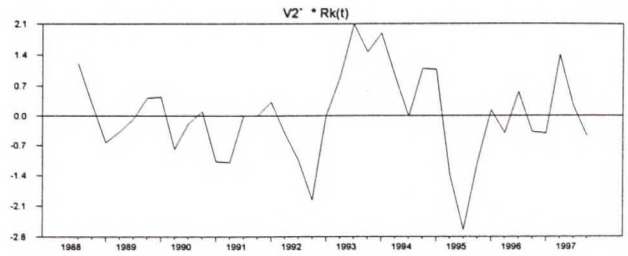
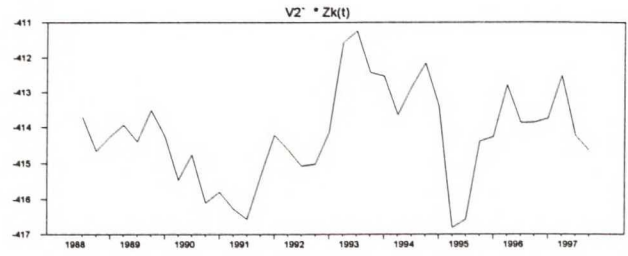
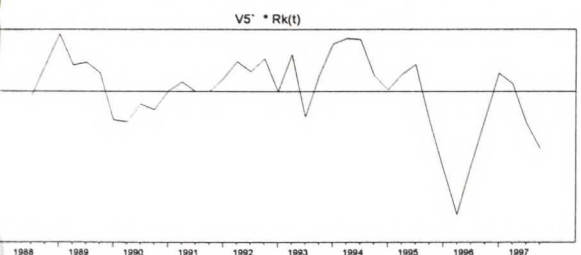
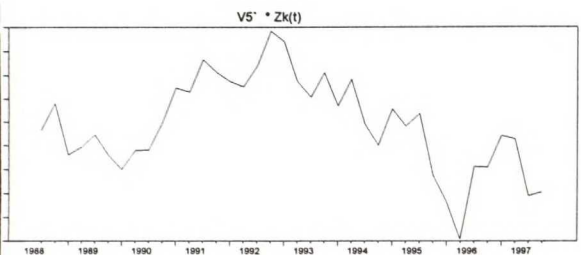
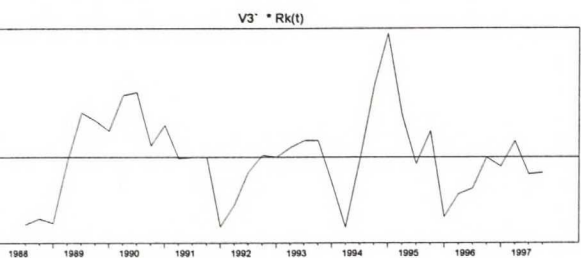
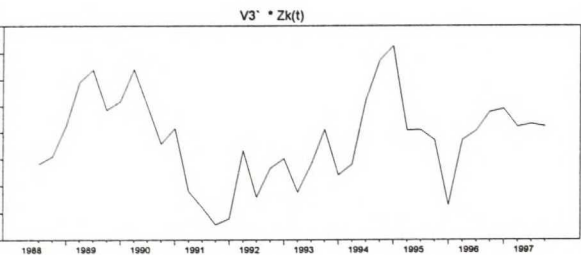
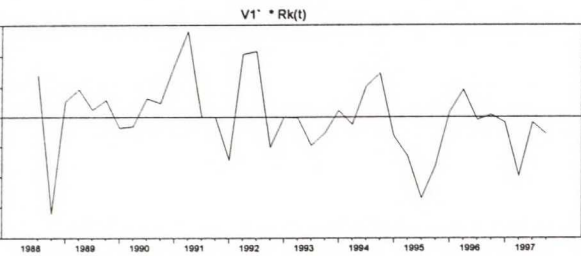
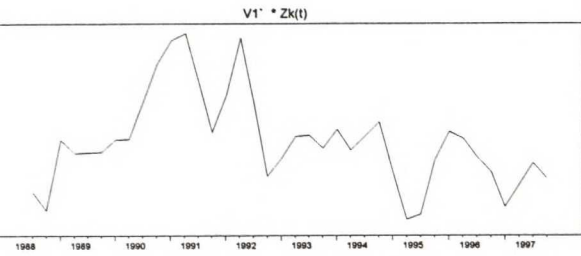
H_0	H_1	Testisuure	Kriittinen arvo
λ_{trace}-testi			
$r=0$	$r>0$	193,30	110,00
$r\leq 1$	$r>1$	112,71	82,68
$r\leq 2$	$r>2$	73,28	58,96
$r\leq 3$	$r>3$	44,54	39,08
$r\leq 4$	$r>4$	22,90	22,95
$r\leq 5$	$r>5$	8,33	10,56
λ_{max}-testi			
$r=0$	$r=1$	80,59	27,32
$r=1$	$r=2$	39,43	23,72
$r=2$	$r=3$	28,74	19,88
$r=3$	$r=4$	21,64	16,13
$r=4$	$r=5$	14,57	12,39
$r=5$	$r=6$	8,33	10,56

Taulukko 5.1.6.1 Matriisin asteen määrittäminen λ_{trace} - ja λ_{max} - testit

Taulukon 5.1.6.1 testisuureiden perusteella yhteisintegroituvuusaste olisi neljä tai viisi. Osterwald-Lenumin (1992) taulukoiden perusteella neljä vaikuttaisi kuitenkin todennäköisemmältä. Tätä valintaa tukee myös companion-matriisin kaksi ykköstä lähellä olevaa ominaisarvoa. Viimeinen eli neljäs yhteisintegroituvuusvektori on kuitenkin epävarmin ja tiukempien kriittisten arvojen käyttö tukisi ainoastaan kolmea yhteisintegroituvuusvektoria.

Ominaisarvot	Companion matrix	modulus
0,8801		0,9182
0,6457		0,9182
0,5306		0,8046
0,4342		0,8046
0,3184		0,6480
0,1968		0,6480
		0,5975
		0,5975
		0,4568
		0,4568
		0,2577
		0,0695

Taulukko 5.1.6.2 Ominaisarvot



Kuvio 5.1.6.1 Yhteisintegroituusvektorit

Samoin korkeintaan neljää yhteisintegroituvuussuhdetta tukee graafinen tarkastelu. Viides ja kuudes yhteisintegroituvuusvektori vaikuttavat erittäin epästationaarisilta. Taulukoissa 5.1.6.3 ja 5.1.6.4 esitetään yksittäisten yhtälöiden ja mallin residuaaleja koskevat testit. Vaikka kaikki testit eivät anna hyviä tuloksia, malli estimoidaan käyttäen aikaisemmin määriteltyjä deterministisiä muuttujia.

Testi	P-arvo
L-B(9)	0,00
$\chi^2(252)$	
LM(1)	0,03
$\chi^2(36)$	
LM(4)	0,15
$\chi^2(36)$	
Normaalisuus	0,06
$\chi^2(12)$	

Taulukko 5.1.6.3 Mallin residuaalit

	Vinous	Kurtositeetti	ARCH(2)	Normaalisuus	R ²
Saksa	-0,31	3,46	1,147	2,451	0,72
Ranska	-0,46	2,60	0,684	2,155	0,78
Hollanti	-0,37	4,16	0,398	5,827	0,73
Italia	-0,48	3,65	0,535	3,128	0,62
Espanja	0,32	3,74	1,311	3,699	0,94
Suomi	-0,21	2,34	1,876	0,733	0,76

Taulukko 5.1.6.4 Yksittäisten yhtälöiden residuaalit

Alla ovat yhteisintegroituvuusasteelle neljä perustuvat yhteisintegroituvuusvektorit ja kerroinmatriisin alfa-arvot. Viimeinen vektori on merkitsevä ainoastaan Espanjalle. Suomen t-arvot ovat kasvaneet, mikä vahvistaa käsitystä Suomen mukanaolosta yhteisintegroituvuusvektoreissa.

$$\hat{\beta}_1' X_t = \text{ Saksa} - 5,56 \text{ Ranska} + 7,53 \text{ Hollanti} + 2,45 \text{ Italia} - 1,98 \text{ Espanja} + 0,11 \text{ Suomi} - 0,03 \text{ trendi}$$

$$\hat{\beta}_2' X_t = - 4,63 \text{ Saksa} + \text{ Ranska} + 5,99 \text{ Hollanti} - 2,12 \text{ Italia} - 0,25 \text{ Espanja} - 0,79 \text{ Suomi} - 0,01 \text{ trendi}$$

$$\hat{\beta}_3' X_t = 0,20 \text{ Saksa} + 3,30 \text{ Ranska} + \text{ Hollanti} - 1,65 \text{ Italia} - 2,64 \text{ Espanja} + 0,15 \text{ Suomi} - 0,00 \text{ trendi}$$

$$\hat{\beta}_4' X_t = - 11,30 \text{ Saksa} + 10,26 \text{ Ranska} + 1,70 \text{ Hollanti} + \text{ Italia} + 8,19 \text{ Espanja} - 4,37 \text{ Suomi} - 0,03 \text{ trendi}$$

	β_1	β_2	β_3	β_4
Saksa	0,001	0,073	-0,008	0,003
<i>t-arvo</i>	0,065	3,388	-0,140	0,302
Ranska	-0,002	0,071	-0,160	0,001
<i>t-arvo</i>	-0,164	4,901	-4,233	0,117
Hollanti	-0,079	0,005	-0,157	-0,007
<i>t-arvo</i>	-5,132	0,364	-4,033	-1,078
Italia	-0,046	0,071	0,072	-0,009
<i>t-arvo</i>	-2,080	3,326	1,296	-0,928
Espanja	-0,002	0,024	0,001	-0,012
<i>t-arvo</i>	-0,336	3,930	0,076	-4,292
Suomi	-0,245	0,194	-0,204	0,006
<i>t-arvo</i>	-5,538	4,541	-1,831	0,292

Taulukko 5.1.6.5

Taulukoissa 5.1.6.6 - 5.1.6.8 näkyvät rajoitettestit pitkän aikavälin merkitsevyydestä, stationaarisuudesta ja heikosta eksogeenisuudesta. Kaikki muuttujat ovat erittäin merkitsevästi mukana pitkän aikavälin relaatiassa,

muuttujien I(1) oletus pysyy voimassa, ja ainoastaan Saksa vaikuttaa heikosti eksogeeniseltä. Heikosti eksogeeniset muuttujat tulevat mukaan ainoastaan mallin oikealle puolelle, eikä niitä tarvitse erikseen mallintaa. Tehdyn LR-testin perusteella trendi on erittäin merkitsevä.

aste	χ^2	Saksa	Ranska	Hollanti	Italia	Espanja	Suomi	Trendi
1	3,84	1,90	21,26	28,55	12,55	5,35	0,33	38,87
2	5,99	10,12	21,43	37,93	14,44	5,36	3,21	48,52
3	7,81	10,28	27,11	44,81	21,29	10,77	3,56	52,86
4	9,49	16,18	33,71	47,59	22,33	16,49	10,50	58,50
5	11,1	21,15	39,76	53,80	28,55	22,13	16,74	64,69

Taulukko 5.1.6.6 Muuttujien merkitsevyys pitkän aikavälin relaatiassa

aste	χ^2	Saksa	Ranska	Hollanti	Italia	Espanja	Suomi
1	12,6	70,43	68,94	70,08	68,16	70,26	68,76
2	11,1	30,27	29,23	30,35	28,40	30,33	27,85
3	9,49	19,86	19,10	19,69	18,55	19,97	19,66
4	7,81	12,85	12,32	12,67	11,50	12,95	13,98
5	5,99	6,04	5,73	5,79	4,86	6,24	6,93

Taulukko 5.1.6.7 Muuttujien stationaarisuus

aste	χ^2	Saksa	Ranska	Hollanti	Italia	Espanja	Suomi
1	3,84	0,00	0,01	12,71	2,62	0,05	11,98
2	5,99	8,23	5,01	12,76	8,56	5,23	20,21
3	7,81	8,28	12,10	18,98	10,38	5,24	27,06
4	9,49	8,37	17,00	23,37	11,02	11,60	29,46
5	11,1	9,12	22,67	25,04	15,45	17,64	29,65

Taulukko 5.1.6.8 Muuttujien heikko eksogeenisuus

5.2

YHTEISRIIPPUVUUS, TRENDIT JA SUHDANTEET AJANJAKSOILLA 1977:1 - 1997:4 JA 1988:1 - 1997:4

Yhteisriippuvuuden tutkimista varten estimoitiin yhteisominaisuusvektorit ajanjaksoille 1977:1 - 1997:4 ja 1988:1 - 1997:4. Estimointiin käytettiin luvussa 4.3 esiteltyä kanoonisten korrelaatioiden analyysia. Yhteisominaisuusvektoreiden lukumäärä saadaan selville muuttujien differenssien ja viivästettyjen differenssien sekä virheenkorjaustermin välisten merkityksettömien kanoonisten korrelaatioiden avulla. Yhteisominaisuusvektorit puolestaan saadaan yhteisominaisuuslukumäärää varten estimoidun matriisin ominaisarvoja vastaavista ominaisvektoreista. Toinen vaihtoehto olisi ollut käyttää Vahidin ja Englen (1997) suosittamaa yleistettyä momenttimenetelmää (GMM). Jälkimmäisen menetelmän etuna olisi se, että sen avulla saadaan samalla laskettua estimoitujen yhteisominaisuusvektoreiden komponenttien merkitsevyytasot.

Taulukkoon 5.2.1 on koottu koko ajanjaksolta 1977:1 - 1998:4 estimoidut ominaisarvot. Taulukon p-arvoista nähdään, että estimointi tukee kolmen lineaarisesti riippumattoman yhteisominaisuusvektorin olemassaoloa. P-arvot on laskettu luvussa 4.2 esitetyllä tavalla.

H_0	Ominaisarvo r	$C(p,s)$	P-arvo
$s>0$	0,0293	2,345	0,672
$s>1$	0,0675	7,870	0,642
$s>2$	0,1483	20,551	0,303
$s>3$	0,3577	55,524	0,001
$s>4$	0,5696	122,125	<0,001
$s>5$	0,6941	215,700	<0,001

Taulukko 5.2.1 Yhteisominaisuusaste ajanjaksolla 1977:1 - 1997:4

Yhteisominaisuusaste näyttää säilyvän kolmena myös jälkimmäisellä ajanjaksolla. Lisäksi p-arvot ovat suurempia jälkimmäisenä periodina, joka tukee kolmen yhteisominaisuusvektorin olemassaoloa. Tulokset on esitetty taulukossa 5.2.2.

H_0	Ominaisarvo r	$C(p,s)$	P-arvo
$s>0$	0,0588	2,242	0,815
$s>1$	0,1532	8,395	0,754
$s>2$	0,2598	19,526	0,551
$s>3$	0,5665	50,453	0,002
$s>4$	0,6662	91,049	<0,001
$s>5$	0,8748	167,929	<0,001

Taulukko 5.2.2 Yhteisominaisuusaste ajanjaksolla 1988:1 - 1997:4

Molempien ajanjaksojen kolmea yhteisominaisuusastetta vastaavat yhteisominaisuusvektorit on esitetty taulukoissa 5.2.3 ja 5.2.4. Taulukoissa on esitetty lisäksi luvuissa 5.1.5 ja 5.1.6 estimoidut yhteisintegroituvuusvektorit, joita tarvitaan tutkittaessa yhteisiä trendejä ja suhdanteita.

	dlnsak	dlnran	dlnhol	dlnita	dlnesp	dlnsuo
Yht.om.vektori 1	-0,17	-1,40	-0,30	-0,39	0,68	1
Yht.om.vektori 2	0,35	-3,48	0,29	1,87	1	-0,39
Yht.om.vektori 3	-3,65	1,33	-1,14	1	1,52	-0,83
Yht.int.vektori 1	1	-0,96	-0,63	-0,42	-0,63	0,28
Yht.int.vektori 2	-4,04	1	0,79	0,26	1,06	-0,39
Yht.int.vektori 3	-1,39	-0,66	1	1,39	0,22	-0,13

Taulukko 5.2.3 Estimoidut yhteisominaisuus- ja yhteisintegroituvuusvektorit ajanjaksolla 1977:1 - 1997:4

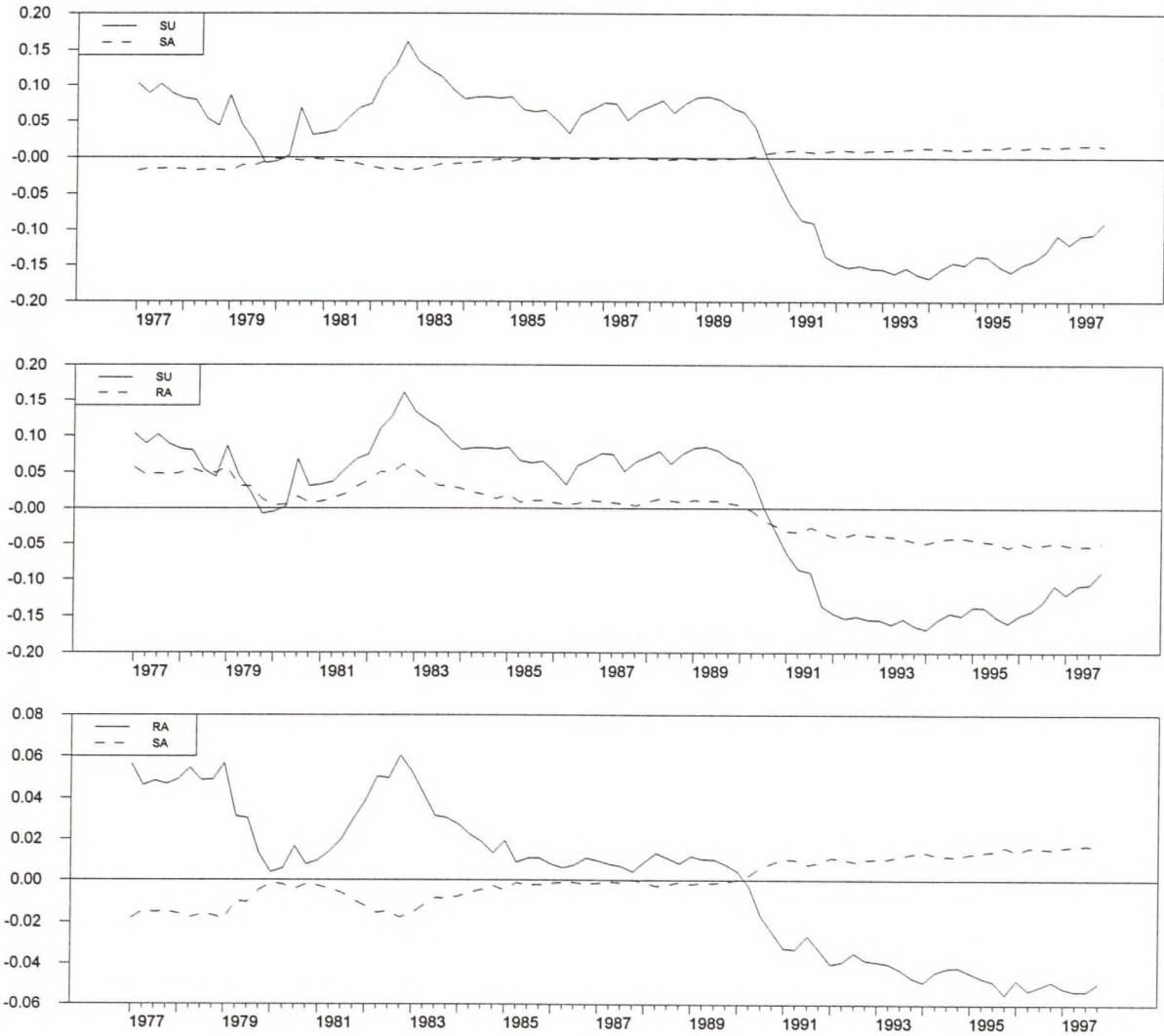
	dlnsak	dlnran	dlnhol	dlnita	dlnesp	dlnsuo
Yht.om.vektori 1	-0,35	1,01	-3,12	-1,51	-1,23	1
Yht.om.vektori 2	0,08	-0,47	-0,26	-0,16	1	0,20
Yht.om.vektori 3	0,06	-0,15	-0,25	1	-0,09	-0,90
Yht.int.vektori 1	1	-5,56	7,53	2,45	-1,98	0,11
Yht.int.vektori 2	-4,63	1	5,99	-2,12	-0,25	-0,80
Yht.int.vektori 3	0,20	2,30	1	-1,65	-2,64	0,15
Yht.int.vektori 4	-11,30	10,26	1,70	1	8,19	-4,37

Taulukko 5.2.4 Estimoidut yhteisominaisuus- ja yhteisintegroituvuusvektorit ajanjaksolla 1988:1 - 1997:4

Koko ajanjaksolle voidaan suorittaa luvussa 4.2 käsitelty erityinen trendi-suhdanne -jako, sillä estimoitujen yhteisominaisuus- ja yhteisintegroituvuusasteiden mukaan järjestelmässä on kolme yhteistä trendiä ja kolme yhteistä suhdannetta (Engle, 1995). Jako yhteisiin trendeihin ja suhdanteisiin on esitetty yhtälössä (42). Yhtälön (42) ensimmäinen osa kuvaa yhteisiä trendejä ja toinen osa yhteisiä suhdanteita. Kuviossa 5.2.1 on lisäksi esitetty Suomen, Saksan ja Ranskan yhteisiä suhdanteita.

$$\begin{bmatrix} \text{Saksa} \\ \text{Ranska} \\ \text{Hollanti} \\ \text{Italia} \\ \text{Espanja} \\ \text{Suomi} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,492 & -0,270 & -0,163 \\ -0,502 & -0,311 & 0,154 \\ -0,475 & 0,280 & -0,039 \\ -0,242 & -0,667 & 0,839 \\ -1,092 & -0,063 & -0,607 \\ -0,280 & -0,615 & 0,916 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} -0,17Sa & -1,40Ra & -0,30Ho & -0,39It & -0,68Es & Su \\ 0,35Sa & -3,48Ra & 0,29Ho & 1,87It & Es & -0,39Su \\ -3,65Sa & 1,33Ra & -1,14Ho & It & 1,52Es & -0,83Su \end{bmatrix}$$

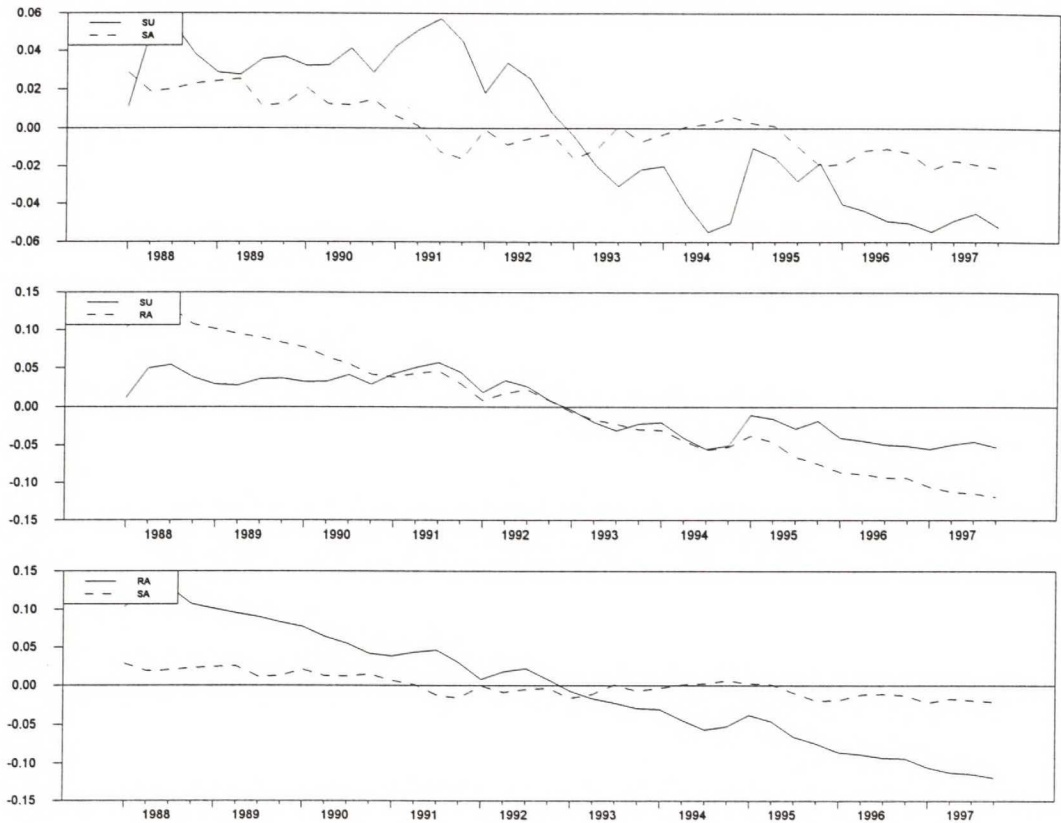
$$+ \begin{bmatrix} 0,005 & 0,071 & -0,041 \\ 0,048 & -0,240 & 0,123 \\ -0,071 & 0,090 & -0,413 \\ 0,110 & -0,203 & 0,327 \\ 0,320 & 0,275 & 0,013 \\ 0,871 & -0,563 & 0,160 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Sa & -0,96Ra & -0,63Ho & -0,42It & -0,63Es & 0,28Su \\ -4,04Sa & Ra & 0,79Ho & 0,26It & 1,06Es & -0,39Su \\ -1,39Sa & -0,66Ra & Ho & 1,39It & 0,22Es & -0,13Su \end{bmatrix} \quad (42)$$



Kuvio 5.2.1 Yhteiset suhdanteet ajanjaksolla 1977 - 1997.

Jälkimmäisellä ajanjaksolla trendien ja suhdanteiden määrä ylittää järjestelmän dimension, joten trendejä ja suhdanteita ei voi yksinkertaisesti identifioida. Jättämällä kuitenkin pois neljäs ja samalla epävarmin yhteisintegroituvuusrelaatio

pystytään trendit ja suhdanteet identifioimaan myöskin koko jälkimmäiselle ajanjaksolle.



Kuvio 5.2.2 Yhteiset suhdanteet ajanjaksolla 1988 - 1997.

Itse asiassa jälkimmäistä ajanjaksoa varten täytyisi yhteisintegroituvuusrelaatiot estimoida uudestaan, sillä matriisin Π aste yhtälössä (18) on nyt rajoitettu kolmeksi. Tässä suhdanteet on kuitenkin saatu jättämällä neljäs yhteisintegroituvuusvektori pois, joten johtopäätöksiin on suhtauduttava tietyllä varauksella.

6 JOHTOPÄÄTÖKSET

Työn tavoitteena on ollut saada tietoa kuuden Euroopan talous- ja rahaliiton jäsenvaltion reaalisesta konvergenssista. Työssä on tutkittu talouksien pitkän aikavälin stokastisia trendejä sekä lyhyen aikavälin suhdanteita. Tilastollisena menetelmänä on käytetty yhteisintegroituvuusanalyysia sekä uudempaa yhteisriippuvuusanalyysia. Menetelmien hyvä puoli verrattuna monissa aikaisemmissa tutkimuksissa yleisesti käytettyihin menetelmiin on se, että ne ottavat hyvin huomioon muuttujien mahdollisen epästationaarisuuden ja yhteisintegroituvuusrelaatiot.

Saadut tulokset vahvistavat käsitystä siitä, että tutkittujen maiden välillä on tilastollisesti merkittäviä linkkejä sekä lyhyellä että pitkällä aikavälillä. Maiden välillä vallitsevien pitkän aikavälin stokastisten trendien määrä on laskenut ajanjakson 1977 - 1997 kolmesta trendistä ajanjakson 1988 - 1997 kahteen yhteiseen trendiin. Jälkimmäisellä ajanjaksolla yhteisintegroituvuusrelaatioiden estimointi on kuitenkin ollut ongelmallisempaa. Tulokset viittaavat silti siihen, että taloudet ovat pitkän aikavälin käyttäytymisessään lähentyneet toisiaan. Lisäksi tutkimuksessa saatiin merkittävää tukea talouksien suhdanteiden yhdenmukaisuudelle. Ajanjaksolla 1977 - 1997 vallitsee kuuden maan välillä kolme yhteistä suhdannekomponenttia, mikä tarkoittaa sitä, että suhdanteet ainakin osittain ovat koordinoituja maiden välillä. Molemmilla estimoiduilla ajanjaksoilla sekä Ranskalla että Saksalla on merkittävä rooli yhteisissä suhdanteissa. Jossain määrin voisi jopa väittää, että Saksa toimii Euroopassa suhdannegeneraattorina, jota muut maat seuraavat. Tätä tukee myös luvussa 5.1.6 saatu tulos Saksan heikosta eksogeenisuudesta ajanjaksona 1988 - 1997. Havaittu

Saksan eksogeenisuus on lisäksi jonkinlainen vahvistus myös muissa tutkimuksissa havaitulle Saksan talouden dominoivalle asemalle Euroopassa.

Suomen osalta tilanne näyttää hieman toisenlaiselta. Varsinkin jälkimmäiselle periodille estimoitujen yhteisten suhdanteiden perusteella vaikuttaa siltä, että Suomi laahaa perässä suhdannekehityksestä ja reagoi siihen voimakkaammin kuin muut. Toisaalta on mielenkiintoista, että Suomi näyttää seuraavan paremmin Ranskaa kuin Saksaa, mikä tosin jälleen saattaa olla osoitus Saksan erityisasemasta. Osittain näyttää jopa siltä, että koko ajanjaksolla yksi suhdannekomponenteista rajoittuisi koskemaan ainoastaan Suomea. Kuitenkin myös Suomen talouden suhdannekäyttäytyminen on lähentynyt muita EMU-maita siirryttäessä 90-luvulle. Suhdanteet ovat kaikkien maiden välillä silti melko samantapaisia. Suhdanteiden rytmi on lähestulkoon sama, ainoastaan reagointi on erilaista. Joka tapauksessa kehitystä kohti talouksien yhdenmukaisuutta on tapahtunut.

Saadut tulokset ovat kuitenkin erittäin alustavia. Maajoukosta on aineiston saatavuuden vuoksi jäänyt pois viisi EMU-maata: Irlanti, Luxemburg, Itävalta, Portugali ja Kreikka. Näiden maiden lisääminen malliin muuttaisi mitä todennäköisimmin tuloksia. Lisäksi jälkimmäisellä ajanjaksolla ei trendejä ja suhdanteita pystytty suoraan identifioimaan. Vaikka jälkimmäisen periodin neljäs yhteisintegroituvuusrelaatio onkin epävarmin ja näyttää koskevan vain Espanjaa, tulokset tälle periodille ovat ainoastaan suuntaa antavia. Toisaalta mikäli maaryhmä koostuisi kaikista EMU-maista, aineiston vähyys haittaisi huomattavasti enemmän tutkimusta kuin nyt.

Yhteisintegroituvuus-yhteisriippuvuusanalyysi on mielenkiintoinen ja hyvä tapa tutkia linkkejä talouksien välillä. Sen avulla olisi jo nyt tehdyn tutkimuksen lisäksi

mielenkiintoista tutkia esimerkiksi lähemmin Saksan dominoivaa asemaa. Mielenkiintoista olisi lisäksi tutkia, miten tilanne maiden välillä muuttuu esimerkiksi kun malliin otetaan Yhdysvallat mukaan. Alustavien kokeilujen perusteella Yhdysvaltojen mukanaololla onkin merkittäviä vaikutuksia mm. yhteisten trendien määrään.

LÄHTEET

- Banerjee, Anindya & Dolado, Juan et al. 1993. *Co-integration, Error-correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data*. Advanced Texts in Econometrics. Oxford University Press, Oxford.
- Bayoumi, Tamim 1994. A Formal Model of Optimum Currency Areas. *International Monetary Fund Staff Papers*. 41:4. 537-554.
- Bayoumi, Tamim & Eichengreen, Barry 1992. *Is There A Conflict Between EC Enlargement and European Monetary Unification?* National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 3950, Cambridge.
- Bayoumi, Tamim & Eichengreen, Barry 1993. Shocking Aspects of European Monetary Union. Teoksessa Torres, Francisco & Giavanni, Francesco (toim.) *Adjustment and Growth in the European Monetary Union*. Cambridge University Press, Cambridge. 193-229.
- Beine, Michael & Hecq, Alain 1998. Codependence and Convergence in the EC Economies. *Journal of Policy Modeling*. 20:4. 403-426.
- Bergman, Michael; Cheung, Yin-Wong & Hutchison, Michael 1997. Should the Nordic Countries Join A European Monetary Union? An Empirical Analysis. *Internet: <http://www.ssrn.com>*.
- Bergman, Michael & Hutchison, Michael 1998. The Costs and Benefits of Joining EMU: Should the Outsiders Stay on the Periphery? *Internet: <http://www.ssrn.com>*
- Blachard, Oliver & Quah, Danny 1989. *The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances*. The American Economic Review 79. 655-673.
- Charemza, Wjochiech & Deadman, Derek 1997. *New Directions in Econometric Practice: General to Specific Modelling, Cointegration and Vector Autoregression*. Edward Elgar Publishing Limited, Cheltenham.
- Chiang, Alpha 1988. *Fundamental Methods of Mathematical Economics*. McGraw-Hill Book Company, London.
- De Grauwe, Paul 1993. The Political Economy of Monetary Union in Europe. *The World Economy*. 16:6. 653-661.

- De Grauwe, Paul 1994. *The Economics of Monetary Integration*. Oxford University Press, New York.
- Diebold, Francis & Rudebusch, Glenn 1996. *Measuring Business Cycles: A Modern Perspective*. Internet: <http://www.ssrn.com>
- Engle, Robert & Issler, Joao 1995. Estimating common sectoral cycles. *Journal of Monetary Economics* 35. 83-113.
- Engle, Robert & Kozicki, Sharon 1993. Testing for Common Features. *Journal of Business & Economic Statistics*. 11:4. 369-395.
- Enders, Walter, 1995. *RATS Handbook for Econometric Time Series*. Estima Corp., Evanston.
- Gonzalo, Jesus 1994. Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships. *Journal of Econometrics*. 60. 203-233.
- Haaparanta, Pertti & Heinonen, Tarja 1991a. *Finland and EMS: Some Empirical Evidence on Symmetries and Asymmetries*. Helsingin kauppakorkeakoulun työpapereita F-269, Helsinki.
- Haaparanta, Pertti & Heinonen, Tarja 1991b. *Finland, Sweden and EMS: Some Empirical Evidence on Asymmetries*. Helsingin kauppakorkeakoulun työpapereita F-280, Helsinki.
- Harris, Richard 1995. *Using cointegration analysis in econometric modelling*. Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, Hertfordshire.
- Hamilton, James 1994. *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton.
- Ishiyama, Yoshihide 1975. The Theory of Optimum Currency Areas: A Survey. *International Monetary Fund Staff Papers*. 22:2. 344-383.
- Johansen, Soren 1995. *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Model*. Advanced Texts in Econometrics. Oxford University Press, Oxford.
- Johansen, Soren & Nielsen, Bent 1993. *Manual for the simulation program DisCo*. Institute of Mathematical Statistics. University of Copenhagen, Copenhagen

Juselius, Katarina & Hansen, Henrik 1995. *CATS in RATS, Cointegration Analysis of Time Series*. Estima Corp., Evanston.

Kawai, Masahiro 1987. Optimum Currency Areas. Teoksessa Eatwell, J., Milgate, M. & Newman, P. (toim.) *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, Vol. 3. The McMillan Press, London. 740-743.

Kemppainen, Kari 1997. *On Monetary Integration under Imperfect Competition*. Kansantaloustiede: lisensiaatintutkielma. (Julkaisematon). Helsingin kauppakorkeakoulu, Helsinki.

King, Robert; Plosser, Charles; Stock, James & Watson, Mark 1991. Stochastic Trends and Economic Fluctuations. *American Economic Review*. 81:4. 819-840.

Lippi, Marco & Reichlin, Lucrezia 1994. Common and Uncommon Trends and Cycles. *European Economic Review*. 38. 624-635.

McKinnon, R. 1963. Optimum Currency Areas. *American Economic Review*. 53: September. 717-725.

Mullineux, Andy & Dickinson, David & Wehnsheng, Peng 1993. *Business Cycles: Theory and evidence*. Blackwell, Oxford.

Mundell, R. 1961. A Theory of Optimum Currency Areas. *American Economic Review*. 51:2. 657-665.

Osterwald-Lenum, Michael 1992. A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 54:3. 461-472.

Pain, Darren & Thomas, Ryland 1997. Real Interest Rate Linkages: Testing For Common Trends and Cycles. *Bank of England Working Papers*. Bank of England, London.

Pere, Pekka 1990. *Integroituneet ja yhteisintegroituneet aikasarjat: Katsaus ominaisuuksiin ja testaukseen*. Elinkeinoelämän tutkimuslaitoksen julkaisu - sarja C 58, Helsinki.

Rubin, Jonathan & Thygesen, Niels 1996. Monetary Union and the Outsiders: A Cointegration-Codependence Analysis of Business Cycles in Europe. *Economie Appliquée*. XLIX:3. 123-171.

Rubin, Jonathan 1997. *Cointegration, Impulse-Propagation, and Economic Fluctuations in a Euro-Currency Area*. Institute of Economics, University of Copenhagen. Copenhagen.

Starck, Christian 1989. *Vektoriautoregressiivinen malli tutkimusmenetelmänä*. Suomen Pankin julkaisuja. Sarja D. Helsinki.

Stock, James & Watson, Mark 1988a. Testing for Common Trends. *Journal of the American Statistical Association*. 83:404. 1097 - 1107

Stock, James & Watson, Mark 1988b. Variable Trends in Economic Time Series. *Journal of Economic Perspectives*. 2:3. 147-174.

Tiao, George & Tsay, Ruey 1985. *A Canonical Correlation Approach to Modeling Multivariate Time Series*. American Statistical Association, 1985 Proceedings of The Business and Statistics Section. 112-120.

Tavlas, George S. 1993. The 'New' Theory of Optimum Currency Areas. *World Economy*. 16:6. 663-686.

Vahid, Farshid & Engle, Robert 1993(a). *Common Trends and Common Cycles*. *Journal of Applied Econometrics* 8, 341-360.

Vahid, Farshid & Engle, Robert 1993(b). *Non-Synchronous Common Cycles*. University of California, San Diego discussion paper 93-55. San Diego.

Vahid, Farshid & Engle, Robert 1997. Codependent Cycles. *Journal of Econometrics*. 80. 199-221.

LIITE 1 VAR-mallia koskevia testejä

VAR-malli neljälle viiveelle. Suluissa P-arvot.

F-testisuureen arvo 53,989 (0,00), kun testataan kaikkien kerrointen merkitsevyyttä.

F-testit F(6,39)							
Viive	Hollanti	Espanja	Suomi	Ranska	Italia	Saksa	trendi
1	4,11 (0,00)	41,29 (0,00)	4,13 (0,00)	6,38 (0,00)	8,53 (0,00)	6,57 (0,00)	2,05 (0,08)
2	0,19 (0,97)	6,05 (0,00)	3,62 (0,01)	1,13 (0,36)	2,62 (0,03)	1,53 (0,19)	
3	2,73 (0,03)	0,59 (0,73)	2,37 (0,05)	1,26 (0,30)	1,05 (0,41)	1,48 (0,21)	
4	1,87 (0,11)	0,41 (0,87)	4,58 (0,00)	1,09 (0,38)	0,54 (0,77)	2,17 (0,07)	

Yksittäiset yhtälöt						
Testi	Hollanti	Espanja	Suomi	Ranska	Italia	Saksa
AR 1-5F(5,39)	2,60 (0,04)	1,58 (0,19)	1,11 (0,37)	3,62 (0,01)	0,91 (0,49)	2,82 (0,23)
Normaalisuus χ^2	0,89 (0,64)	1,72 (0,42)	4,02 (0,13)	4,04 (0,13)	0,40 (0,82)	2,40 (0,30)
ARCH 4 F(4,36)	0,24 (0,91)	0,41 (0,80)	2,08 (0,10)	0,18 (0,95)	0,49 (0,74)	0,32 (0,87)

Koko mallia koskevat testit (Doornik ja Hendry, 1995):

Vektori AR 1-5F(180,61) 1,18 (0,23)

Vektori normaalisuus χ^2 12,8 (0,39)

VAR-malli kahdella viiveellä. Suluissa P-arvot.

F-testisuureen arvo 118,31 (0,00), kun testataan kaikkien kerrointen merkitsevyyttä.

F-testit F(6,53)							
Viive	Hollanti	Espanja	Suomi	Ranska	Italia	Saksa	trendi
1	4,86 (0,00)	43,84 (0,00)	5,85 (0,00)	8,76 (0,00)	14,06 (0,00)	9,25 (0,00)	3,22 (0,01)
2	0,97 (0,46)	8,14 (0,00)	4,50 (0,00)	1,00 (0,42)	3,32 (0,01)	1,27 (0,29)	

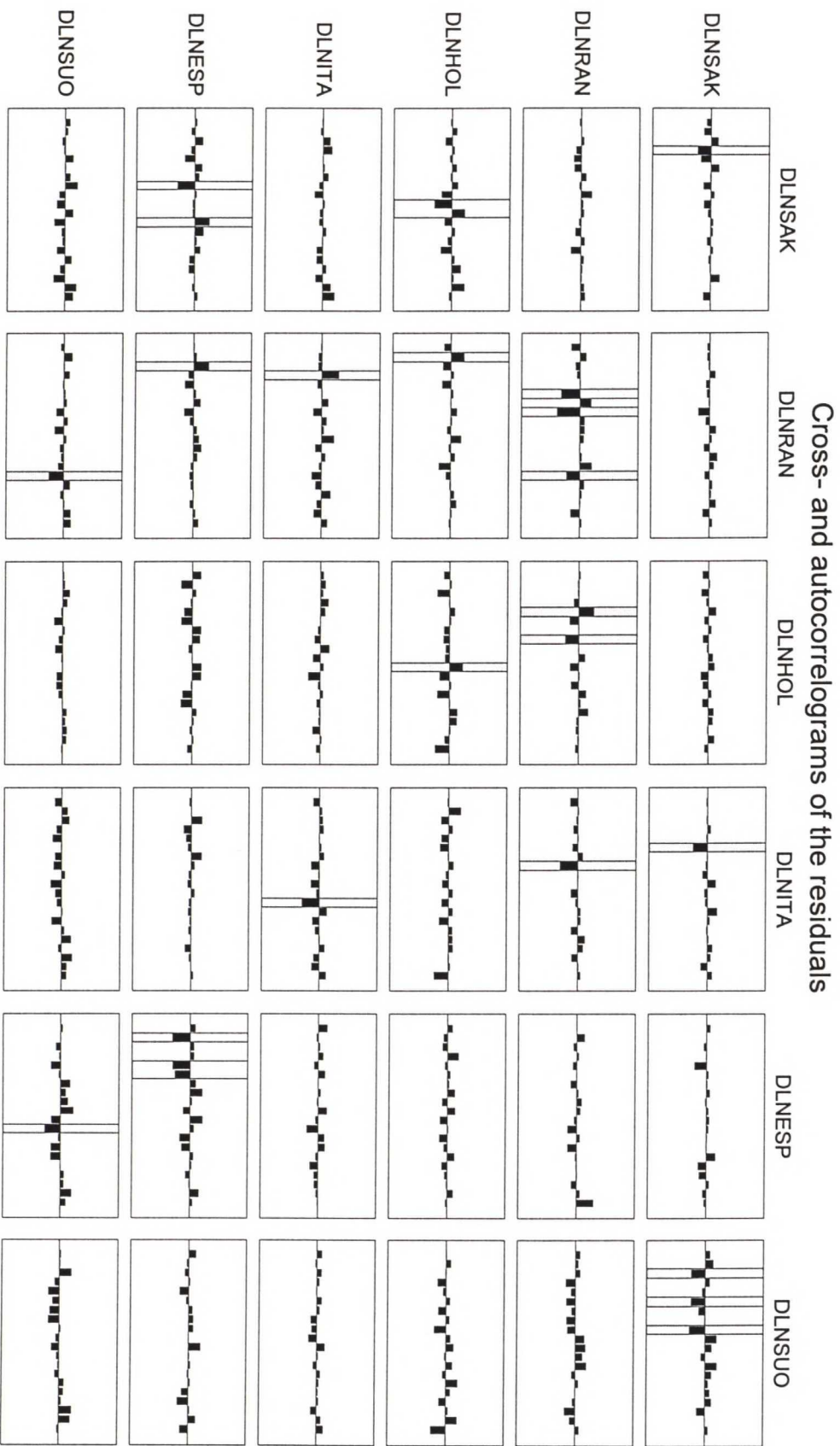
Yksittäiset yhtälöt						
Testi	Hollanti	Espanja	Suomi	Ranska	Italia	Saksa
AR 1-5F(5,53)	1,54 (0,19)	3,85 (0,00)	1,27 (0,29)	1,03 (0,41)	0,93 (0,47)	2,17 (0,07)
Normalisuus χ^2	1,05 (0,59)	1,76 (0,41)	4,59 (0,10)	3,64 (0,16)	6,18 (0,05)	0,25 (0,88)
ARCH 4 F(4,50)	0,67 (0,62)	0,38 (0,82)	0,44 (0,78)	0,95 (0,44)	0,34 (0,85)	0,26 (0,90)

Koko mallia koskevat testit:

Vektori AR 1-5F(180,144) 1,28 (0,06)

Vektori normaalisuus χ^2 18,51 (0,10)

LIITE 2 Residuaalien risti- ja autokorrelogrammit

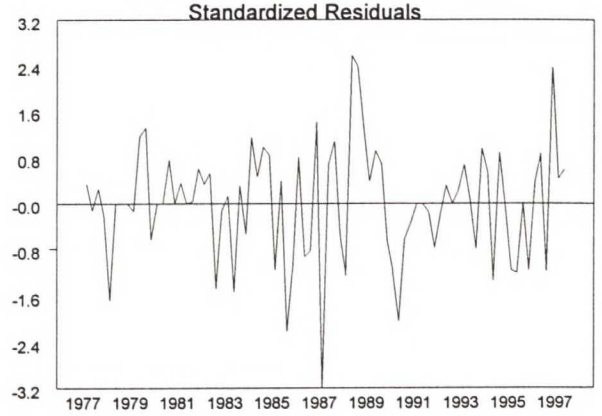
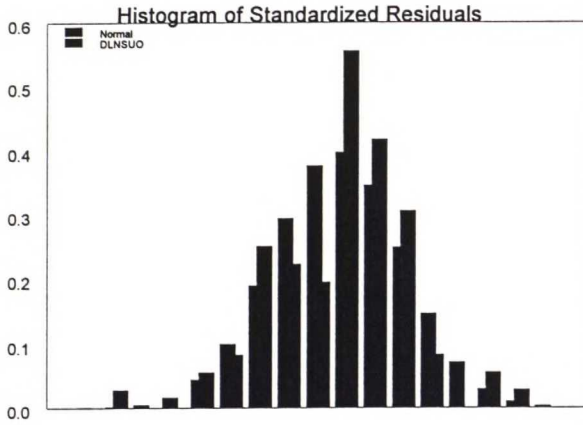


Lags 1 to 20

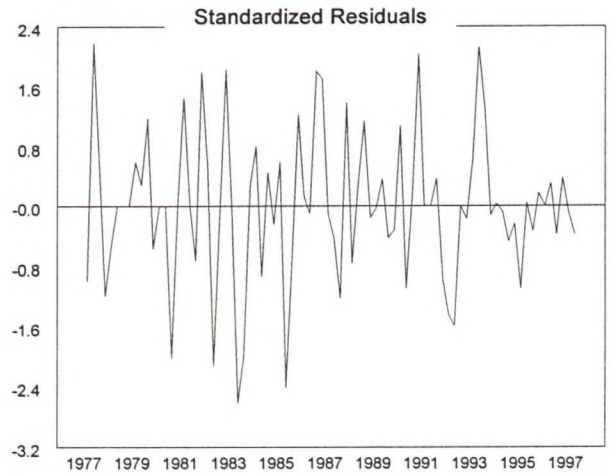
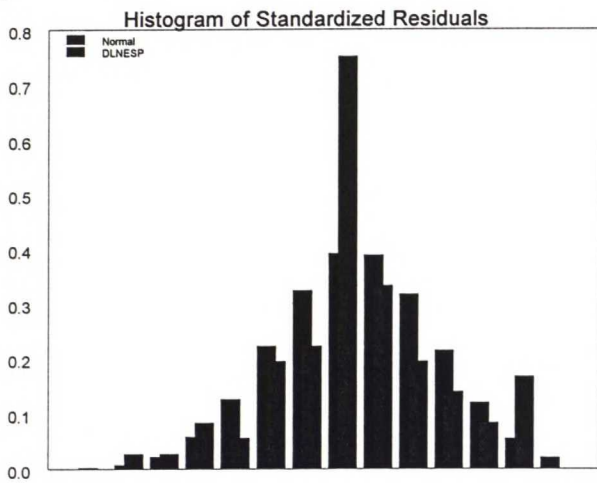
Liite 3 Yksittäisten yhtälöiden standardoidut residuaalit ja histogrammit

VAR-malli kahdella viiveellä, mukana taulukon 5.1.2.2 dummy-muuttujat.

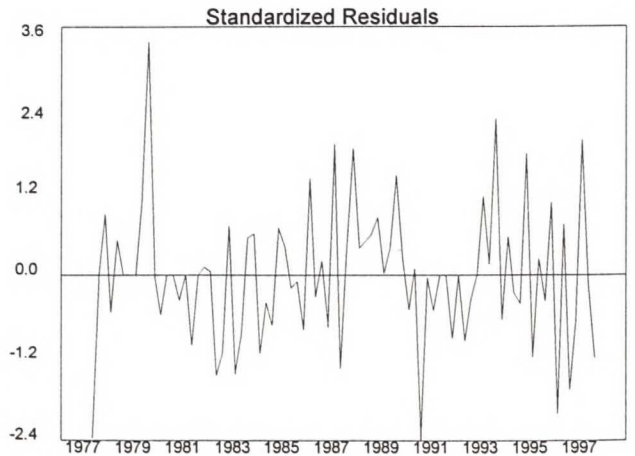
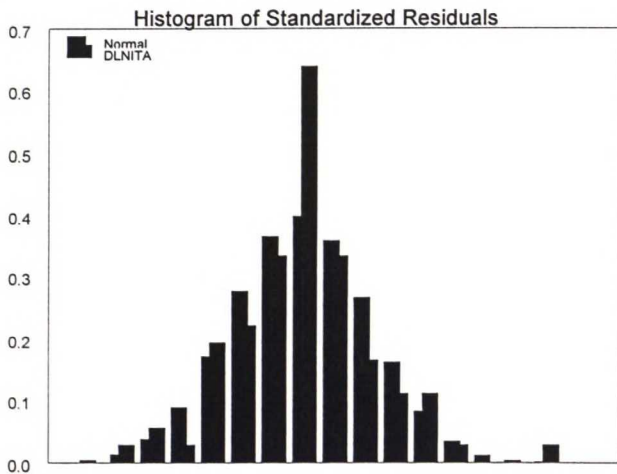
Suomi



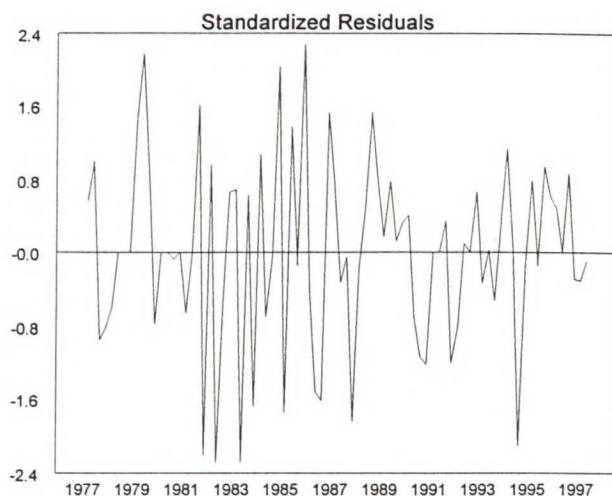
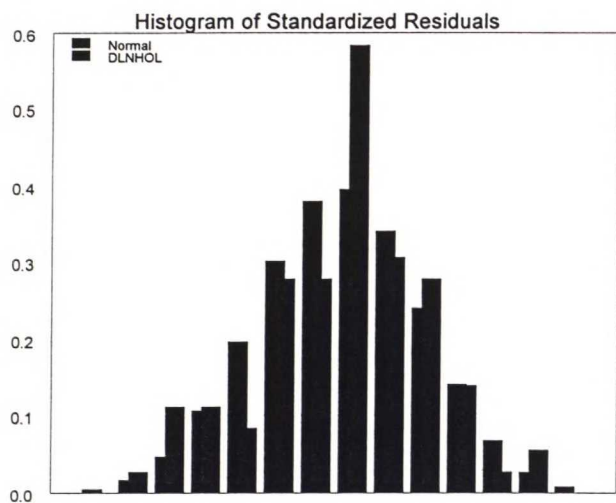
Espanja



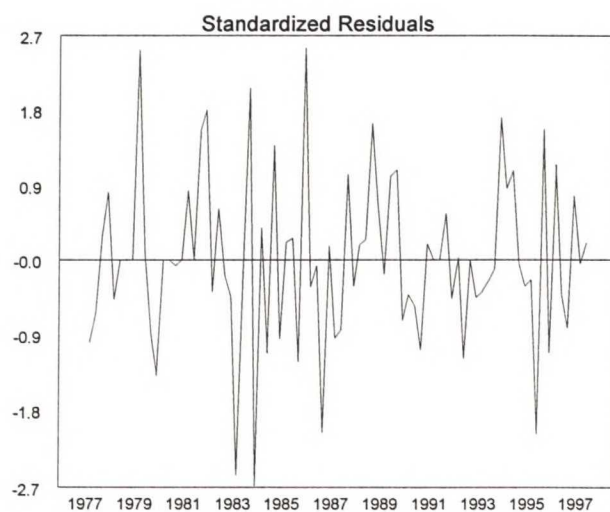
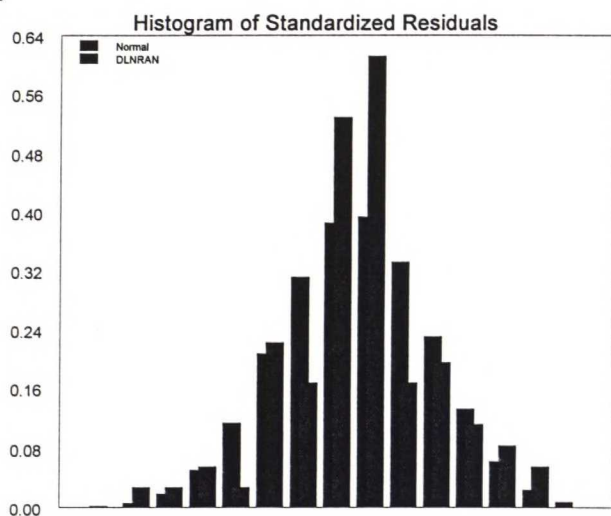
Italia



Hollanti



Ranska



Saksa

