

Keskusteluaiheita Discussion papers

Juhani Raatikainen* - Kari Takala**

KAUSAALISUUSTESTEJÄ SUOMALAISILLA

RAHAMARKKINAMUUTTUJILLA***

No 169

11.2.1985

* Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos

** Helsingin Yliopisto

*** Haluamme kiittää Juha Ahtolaa, Kari Alhoa, Markku Rahialaa, Sinikka Saloa, Antti Suvantoa, Juha Tarkkaa sekä Lars-Erik Ölleriä arvokkaista kommentteista.

ISSN 0781-6847

This series consists of papers with limited circulation, intended to stimulate discussion. The papers must not be referred or quoted without the authors' permission.



RAATIKAINEN JUHANI - TAKALA KARI :

KAUSAALISUUSTESTEJÄ SUOMALAISILLA RAHAMARKKINAMUUTTUIJILLA

SISÄLTÖ

JOHDANTO

- I. RAHAPOLITIIKAN TAVOITTEET
 - II. RAHAPOLIIKAN INSTRUMENTIT JA INDIKAATTORIT
 - III. KAUSAALISUUSTESTIT TALOUDELLISTEN MUUTTUJIEN RIIPPUVUUDEN MITTAAMISESSA
 - IV. KAUSAALISUUSTESTIMENETTELYT
 - V. KAUSAALISUUSTESTIEN TEKNINEN TOTEUTUS
 - VI. EMPIIRISET TULOKSET KAUSAALISUUSTARKASTELUISTA
 - VII. RAHAPOLITIikka JA ODOTUKSET
 - VIII. VERTAILU MUIHIN TUTKIMUKSIIN
 - IX. JOHTOPÄÄTÖKSET
- LÄHTEET, LIITTEET

JOHDANTO

Stabilisaatiopolitiikalla tarkoitetaan yleisesti suhdannevaihteluiden tasoittamista ts. taloudellisen aktiviteetin (tuotanto, tulot, työllisyys) vakauttamista mahdollisimman korkealle vakiokasvutasolle tai aktiviteetin pitämistä optimikasvu-uran ympärillä. Talouden stabiili kehittyminen on yleisesti haluttu päämäärä, johon pyritään yhdessä ja erikseen finanssi- ja rahapoliittisten toimenpiteiden avulla.

Finanssipolitiikka on kuulunut keskeisesti julkisen vallan toimialueeseen, jossa julkisen kulutuksen ja julkisten investointien ajoittamisella ja muilla suhdanteita tasaavilla välillisillä toimilla (tulonsiirrot, vientituet ja -maksut, valtion myöntämät investointien lainatakuut, investointiverot) pyritään ylläpitämään tasaista korkeaa kasvua.

Rahapolitiikasta sitävästoin vastaa pääosiltaan Suomen Pankki säätelemällä liikepankkien toimintaa. Suomen Pankin keinot rahoitusmarkkinoiden kontrolloimiseen ovat moninaiset, keskeinen väline on liikepankkien keskuspankkiluoton marginaalikoron sekä päiväluottokoron säätely ja tätä kautta liikepankkien antolainaukseen vaikuttaminen. Tämän lisäksi pankkien antolainauksen keskikoron ylärajan hallinnollinen säätely, pääomaliikkeiden säätely sekä luottopoliittiset ohjeet ovat olleet keskeisiä keinoja. Heterogeenisillä luottomarkkinoilla rahoitusmarkkinoiden kireys kohdistuu talousyksiköihin eri tavalla. Voimakkaimmin vaikutukset kohdistuvat kotitalouksiin sekä asuntomarkkinoille, mutta myös ainakin osa teollisuudesta joutunee kokemaan kireyden rahoitusmarkkinoilla toimintaansa rajoittavana tekijänä. Sen sijaan sitä, kuinka suuri vaikutus rahapolitiikalla on teollisuuden kokonaisuinvestointeihin ei liene kiistattomasti selvitetty. Huomionarvoista on, että myös finanssipolitiikalla on merkittäviä vaikutuksia rahoitusmarkkinoille, ja hallituksella on tätä kautta mahdollisuus myötävaikuttaa rahapolitiikan onnistumiseen. Tämä vaatii kuitenkin finanssi- ja rahapolitiikan yhteensovittamista.

Koska Suomi markkinatalousmaana on luokiteltavissa ulkomaankauppaa käyvän sektorin suhteellisen suuren koon perusteella pieneksi avotaloudeksi, on suhdannevaihtelujen alkuperää haettava paitsi tehokkaan kotimaisen kysynnän ja tarjonnan vaihteluista myös ulkomaankaupasta (vientituonti) sekä sitä vastaavista rahoitusvirtojen muutoksista (maksutase). Emme työssämme kuitenkaan tutki varsinaisesti suhdannevaihteluiden alkuperää Suomessa. Voidaan silti todeta, että maassamme suhdannevaihtelut ovat olleet erittäin suuria muihin teollisuusmaihin verrattuna (ks. esim. Kanninen & Lilleberg 1980).

Reaalitaloudellisen kehityksen tasoittaminen on kansantaloustieteessä teoreettisesti varsin pitkälle tutkittua, mutta rahataloudellisten tekijöiden vaikutukset suhdannevaihtelujen amplitudiin ja pituuteen ovat vielä osin empiirisesti tuntemattomia. Teoreettisesti rahapolitiikan mahdollisuuksia ja optimaalista strategiaa suh-

danteiden tasoittamiseen on tutkittu laajasti. Sen sijaan sitä, kuinka rahapolitiikkaa on harjoitettu ja mitkä ovat rahapolitiikan empiiriset mahdollisuudet on tutkittu vähemmän. Tarkastelemme tässä yhteydessä sitä, onko rahapolitiikalla ollut vaikutusta kotimaisiin rahamarkkinaolosuhteisiin ja onko puolestaan tällä ollut vaikutusta reaalitaloudelliseen aktiviteettiin. Tutkittava hypoteesi on tällöin se, onko rahapolitiikkaa harjoitettu niin, että sillä on ollut merkittäviä reaalitaloudellisia vaikutuksia. Toisaalta tutkitaan sitä, onko rahapolitiikka reagoinut reaalitalouden tilaan. Edelleen tutkitaan sitä, onko reaalitalouden tilalla ollut vaikutuksia rahoitusmarkkinoille. Tällöin tutkimusongelma on siis rahaviranomaisten reaktiofunktion (ts. mihin raho reagoi) tarkastelu sekä sen selvittäminen, kuinka voimakas vaikutus reaalitaloudella on rahoitusmarkkinoille. Ongelman laajuuden vuoksi tutkimus jaetaan kahteen osaan, joista tässä ensimmäisessä osassa keskitytään raha-aggregaattien (M2 ja pankkiluotot), marginaalikoron sekä tuotannon välisiin kausaalisuustarkasteluihin. Esitämme myös tiivistelmän kausaalisuustarkasteluihin liittyvästä metodologiasta, jota ei myöhemässä tutkimuksen vaiheessa toisteta. Tutkimuksemme toisessa osassa keskitymme avotalouden rahapolitiikalle aiheuttamaan problematiikkaan.

I. RAHAPOLITIIKAN TAVOITTEET

Aluksi on syytä pohtia niitä päämääriä ja keinoja, jotka Suomen Pankilla on käytettävissä. Suomen Pankki on yksi keskeisistä yleisen talous- ja teollisuuspolitiikan toteuttajista, jolloin lyhyemmän aikavälin suhdanepolitiikka täytyy sovittaa yhteen pidemmän aikavälin kasvu- ja rakennetavoitteiden kanssa. Toisaalta Suomen Pankki on vastuussa markan ulkoisesta arvosta ja Suomen maksuvalmiudesta, jolloin lyhyelläkään aikavälillä ei voida harjoittaa sellaista politiikkaa, joka vaarantaa nämä päämäärät. Keskeisiä rahapolitiikan tavoitteita voidaan jaotella seuraavasti.

1) Aktiivinen stabilisaatiopolitiikka, jossa rahapolitiikka tasoittaa reaalitaloudellisia vaihteluita. Rahapolitiikan tilaindikaattorin tulisi tällöin käyttäytyä kontrasyklisesti reaalitaloudelliseen aktiviteettiin nähden. Jos tämä ei pidä paikkaansa, niin tällöin voidaan puhua rapon passiivisesta sopeutumisesta suhdannevaihteluihin (ns. akkommodaatiohypoteesi), jossa keskuspankin rahan tarjonta myötäilee prosyklisesti yleisön rahan kysyntää, jolloin käytännössä esim. korkeasuhdanteen aikana rahantarjontaa lisätään ja vastaavasti laman aikana rahan tarjontaa supistetaan. Avoimessa kansantaloudessa aktiivinen stabilisaatiopolitiikka vaatii myös ulkomaisten pääomaliikkeiden ainakin jonkinasteista hallintaa.

Akkommodaatiota voidaan pitää epästabiloivana politiikkana, sillä automaattiset tasapainomekanismit kiristävät rahoitusmarkkinoita korkeasuhdanteen aikana ja keventävät puolestaan matalasuhdanteissa (optimaalisen rahapolitiikan teoriasta suljetussa ja avoimessa taloudessa katso esim. Poole 1970, Argy ja Kouri 1974). Akkommodoiva rahapolitiikka toimii näin ollen taloudessa itsessään olevia stabiloivia voimia vastaan ja tätä kautta voimistaa suhdannevaihteluja. Stabilisaatiopolitiikkatavoitetta voidaan pitää sisäiseen tasapainoon liittyvänä kysymyksenä.

2) Markan ulkoisesta arvosta huolehtiminen ja valuuttakorin arvon hallinta kuuluu myös keskeisesti SP:n toimenpidekohteisiin ja jatkuvan seurannan alaisuuteen. Tähän liittyen myös vakaa rahanarvo eli inflaatiotavoite on hyvin tärkeä indikaattori SP:n rahapoliittisille toimille ja niiden motiiveille. Näillä tavoitteilla on merkitystä paitsi valuuttakurssipolitiikan kannalta myös siksi, että ulkomaiset taloudelliset häiriöt, kuten esim. nopea inflaatiouvauhti, on mahdollista pysäyttää jo rajalla, jolloin ne eivät pääse vaikuttamaan teollisuuden hintakilpailukykyyn epätarkoituksenmukaisella tavalla. Valuuttakurssipolitiikalla voidaan tehokkaasti torjua tuonti-inflaatio ja toisaalta vaikuttaa vientikysyntään ainakin lyhyellä aikavälillä. Sinällään valuuttakurssipolitiikkaan liittyy voimakkaasti suhteellisten hintojen (ei vain vaihtosuhteen, vaan myös laajemmin ulkomaankaupan kannalta erilaisten tuotteiden välisten hintasuhteiden) muutoksia, joilla on merkittäviä rakennepoliittisia sekä tulonjaollisia vaikutuksia.

3) Rahapolitiikan muina tavoitteina voidaan pitää työllisyydestä huolehtimista sekä ulkomaisen velkaantumisen tason pitämistä sopivana suhteessa kansantalouden kasvuedellytyksiin.

Keskeinen rahapolitiikan välitavoite on ulkomaisten pääomaliikkeiden kontrollointi. Suomi on perinteisesti ollut heikosti kansainvälisiin rahoitusmarkkinoihin integroitunut, mikä on antanut kotimaiselle rahapolitiikalle suuren liikkumavaran, tilanne on kuitenkin muuttunut olennaisesti parin viime vuoden aikana. Riippuvuus kansainvälisistä pääomaliikkeistä asettaa harjoitetulle rahapolitiikalle rajoituksen, sillä korkopolitiikan ja/tai luottojen saatavuuden kautta harjoitetun politiikan tulokset purkautuvat nopeasti pääomaliikkeiden kautta. On huomattava, että pääomaliikkeiden kontrolloimisella on jo itsessäänkin merkitystä, sillä esimerkiksi kansainväliset rahataloudelliset häiriöt välittyvät niiden kautta, ja joita voidaan siis ehkäistä tehokkaalla kontrollilla.

4) Korkopolitiikka on myös osittain tavoitteellisten odotusten ja taloudellisten insenttiivien mittari, samalla kun se on keskuspankin ehkä tärkein väline suhteessaan liikepankkeihin ja muihin rahalaitoksiin. Korkojen avulla säännellään herkästi luottomarkkinoita, koska liikepankit ovat tyypillisesti velkaantuneita keskuspankkiin, mikä johtuu lähinnä investointeihin nähden riittämättömästä kotimaisesta säästämisestä. Voitane ajatella, että päiväluottokorko ja keskuspankkiluoton marginaalikorko ovat keskuspankin välitavoitteita, kun taas keskuspankkivelan korkoasteikko (ennen vuotta 1984) ja sijoitukset päivämarkkinoille ovat varsinaisia instrumentteja, joilla välitavoitteisiin vaikutetaan.

Muita varsinaisia instrumentteja Suomen Pankille ovat kassavarantotalletusvelvoite, pääomanliikkeiden hallinnollinen säätely lupamenettelyn kautta, pankkien antolainauksen keskikoron ylärajan hallinnollinen määrääminen, erityistalletusvelvoitteet sekä luottopoliittiset ohjeet ja keskuspankin johtajien "linjapuheet". Keskityimme tutkimuksemme välitavoitemuuttujista keskuspankkivelan marginaalikorkoon sekä päiväluottokorkoon, joiden kautta pyrimme päättämään keskuspankin reaktioita talouden tilanteeseen sekä vastaavasti taloudellisen tilanteen heijastumista välitavoitteisiin. Eräs syy tähän valintaan on vertailukosketuksen säilyttäminen kansainvälisiin tutkimuksiin.

Suomalaisten pankkiluottomarkkinoiden on traditionaalisesti katsottu olevan luonteeltaan ns. epätasapainomarkkinat. Pankkien keskimääräistä antolainauskorkoa rajoittaa Suomen Pankin hallinnollisesti asettama yläraja, jonka seurauksena markkinat eivät tasapainotu. Kriteerit, joiden mukaan luottoa myönnetään ovat mm. investointikohteiden riskipitoisuus, aikaisempi pankkisuhde, lainojen maturiteettikysymykset yms. tekijät. Makrotaloustieteen kannalta keskeinen kysymys on kuitenkin se, kuinka paljon luottojen liikakysyntää tai poikkeuksellisesti liikatarjontaa markkinoilla esiintyy. Toisaalta viime aikoina on myös luottojen hinnan merkitys korostunut. Näin ollen suomalaisilla rahoitusmarkkinoilla voidaan ajatella rahapolitiikkaa harjoitetun lähinnä luottojen saatavuuteen vaikuttamalla, mutta mahdollisesti myös luottojen hinnan kautta.

Rahamarkkinoiden kireysindikaattorin konstruointi on välttämätöntä myös Suomen Pankin päätösten ja rahapolitiikan onnistumisen arvioinnin takia. Työmme ensimmäisessä osassa sovellamme Suomen Pankin "virallista" indikaattoria, mutta työmme toisessa osassa kokeilemme myös muita indikaattoreita.

5) Eräs tärkeä lisänäkökulma tavoitteisiin saadaan tarkastelemalla erikseen lyhyen ja pitkän aikavälin päämääriä. Lyhyen aikavälin tavoitteet liittyvät suhdannetilaa ja sen inflatoristen paineiden selvittelyyn. Keskuspankki on huolestunut valuuttavarannon ja vaihtotaseen alijäämän kehityksestä, ulkomaisten rahatoimien rajoituksista, valtion kassarajoituksista, selektiivisyydestä investoinneissa sekä jopa pankkien kannattavuudesta. Pitkällä aikavälillä erilaiset kasvu- ja rakennetekijät saavat enemmän painoa. Keskuspankki seuraa tällöin tuotannon kasvuastetta, tuottavuutta eri sektoreilla sekä pitkäaikaisen pääoman tuonnin kehitystä sekä luottomarkkinoiden integroitumista.

Tässä selvityksessä tarkastelemme rahapolitiikan tavoitteina tuotannon vaihteluiden ja inflaatiovauhdin hillitsemistä. Vaihtoehtoisina välitavoitteina tarkastellaan marginaalikoron kautta suoraan reaalitylouteen vaikuttamista tai marginaalikoron kautta luottojen määrään (ja tätä kautta reaalitylouteen) vaikuttamista.

II RAHAPOLITIIKAN INSTRUMENTIT JA INDIKAATTORIT

Ennen siirtymistä tilastollisten menettelytapojen ja niihin liittyvien käsitteiden esittelyyn todetaan vielä lyhyesti SP:n tärkeimmät instrumentit tavoitteisiin pääsemiseksi. Nämä tavoitteet kohdistuivat aikaisemmin kierossa olevan rahan määrän pitämiseen "sopivana", koska korkotasoa on haluttu pitää pitkiä ajanjaksoja kiinteänä.

Tätä nykyä tilanne on Suomessa muuttunut kohti vapaampaa korkon määräytymistä, jolloin ns. markkinarahalla on suurempi merkitys rahamarkkinoiden lyhyen tähtäyksen tasapainossa. Myös päiväluottomarkkinoiden syntyminen v. 1975 on antanut markkinavoimille enemmän merkitystä. Tilanne on jatkuvasti muuttunut myös tarkasteluajanjakson 1962 - 1982 kuluessa joten tiettyjä rakennemuutoksia on tapahtunut. Rahamarkkinaolosuhteiden muutoksista löytyy katsaus esim. Huomo ja Korkmannista (1979). Sovelletut menetelmät tuottavat kuitenkin parhaita tuloksia silloin, kun prosessit tai ilmiöitä generoivat rakenteet pysyvät muuttumattomina tai stabiileina.

Lyhyesti instrumentit voidaan lueta seuraavasti:

- 1) Liikepankkien keskuspankkiluoton korkoasteikko, johon liittyy peruskorkoinen kiintiövelkamäärä ja nouseva sakkokorkoasteikko velan kokonaismäärän kasvaessa. Yleisesti keskuspankkivelan luoton ehdot ovat olleet tarkastellun periodin aikana tärkein instrumentti vaikutettaessa luottomarkkinoiden ja pankkien käyttäytymiseen.
- 2) Liikepankkien kassavarantotalletukset, jota muuttamalla pankit joutuvat supistamaan tai voivat lisätä luotonantoaan yleisölle.
- 3) Ns. avomarkkinaoperaatiot, jossa keskuspankki ostaa tai myy hallussaan olevia arvopapereita, velkavaateita tai obligaatioita. Tätä ei Suomessa keskuspankki ole kovinkaan laajasti harrastanut.
- 4) Keskuspankin mahdollisuudet kontrolloida rahan määrää ovat mitä ilmeisimmin yhteydessä paitsi rahan tarjontaan myös lisääntyneet sen myötä, että korkotasoa ei markkinarahan ilmaantumisen yhteydessä ole enää tarvinnut pitää yhtä vakaana kuin ennen ja markkinavoimille on annettu enemmän tilaa rahamarkkinoiden tasapainon määräytymisessä. Muina rahan tarjonnan komponentteina ovat olleet valtion nettoluotonanto yleisölle ja erilaiset ulkomaisista maksutoimituksista saadut rahatalletukset Suomen Pankkiin. Yleisö voi reagoida rahamarkkinoiden kiristymiseen tuomalla pääomaa ulkomailta. Pitkäaikaisen pääoman tuonti on Suomen Pankin myöntämien lupien varassa ja lyhytaikaiset pääomaliikkeet pääosin sidoksissa ulkomaankauppavirtoihin. Keskuspankki ei siis voi kontrolloida ulkomaisten nettosaatavien määrää, siksi pääomavirrat ulkomaille ovat osaksi rahapolitiikan vaikutusmahdollisuuksia rajoittava tekijä.

Jos nyt pohditaan mihin taloudellisiin muutoksiin tai talouden tilaa koskeviin indikaattoreihin keskuspankki reagoi, niin rahamuuttujista luonteuvimpina tulevat ensin mieleen valuuttareservit, jotka muodostuvat ulkomaisten maksutoimien jääminä, ja joita ei pystytä lyhyellä aikavälillä tasapainottamaan kiinteiden valuuttakurssien vallitessa. Lyhyistä ja pitkäaikaisista pääomaliikkeistä Suomen Pankki saa tiedon varsin nopeasti jo kalenterikuukausien aikana, joten on ilmeistä,

että niihin reagoidaan myös viiveettä. Toisaalta Suomen Pankki seuraa jatkuvasti ylimpänä rahaviranomaisena liikepankkien ja säästöpankkien sekä muiden rahoituslaitosten luotonantotoimintaa keskuspankkivielan käytön ja koko pankkisektorin painotetun marginaalikorkoasteikon avulla. Keskuspankki haluaa rahamarkkinoita kontrolloidessaan pitää paitsi korkotason vakaana myös tähän liittyen luottomarkkinoiden kireyden sopivana taloudellisiin suhdanteisiin ja työllisyyteen sekä huolehtia omalta osaltaan hallituksen sille antamista inflaatiotavoitteista.

Erään mielenkiintoisen tarkastelunäkökulman näihin indikaattoreihin tuo myös indikaattorien erottelu havaittuihin ja havaitsemattomiin muuttujiin. Rahamarkkinaolmiöt tapahtuvat tavallisesti hyvin lyhyellä aikavälillä, kuten parhaimpina esimerkkinä pörssihintojen nousut ja valuuttakurssimuutokset osoittavat. Tällaiset ilmiöt ovat paljolti seurausta taloudellisessa ympäristössä tapahtuneille informaation muutoksille. Näitä informaation muutoksia, hyödynnetäänpä niitä sitten rationaalisesti tai ei, on mahdoton havaita suoraan mistään tilastoitavasta muuttujasta. Tämän vuoksi ns. sisäisellä informaatiolla ja spekulatiivilla eri taloudenpitäjien reaktioista ja päätöksistä on varsin suuri osuus pankkien, keskuspankin, valtiovallan ja yleisön reaktiofunktioissa ts. niiden tavassa reagoida muiden ryhmien päätöksiin.

Periaatteessa jatkon tarkastelut edellyttävät jonkinlaista sopeutumisviiveen olemassaoloa, sillä jos odotukset kaikilla taloudellisilla päätöksentekijöillä olisivat vahvasti rationaalisia, niin sopeutuminen olisi välitöntä ja dynaamiset aikasarjatarkastelut olisivat täysin hyödyttömiä ja epäadekvaatteja. Odotuksia voidaan havaitsemattomina syinä pitää osana hitaän sopeutumisen mekanismeja.

Näitä usein implisiittisiä syitä ja vaikutuksia ei tulla kuitenkaan seuraavien testien yhteydessä millään tavoin hyödyntämään, koska niiden merkityksestä ei ole muodostunut selvää kuvaa eikä niitä voida havaitsemattomina sellaisenaan sisällyttää malleihin muuttujiksi.

Muita keskeisiä taloudellisia indikaattoreita Suomen Pankin päätöksentekijöille ovat luettelonomaisesti mainittuna :

- 1) Työttömyysaste, joka riippuu välillisesti inflaatiotavoitteesta ja sitä kautta rahan tarjonnan määrästä.
- 2) Perusrahan määrän ja talletusten kasvun hillitseminen noususuhdanteessa on toinen keskeinen indikaattori, joka pankkien luotonannon kautta on myös SP:n välillisen kontrollin alainen suure.
- 3) SP seuraa myös luottomarkkinoiden epätasapainotilaa ja mahdollista luotonliikakysyntä tai -tarjonta regiimin määrittelyä. Tässä yhteydessä SP seuraa asuntomarkkinoiden rahoituksen kehittymistä, inflaatiopaineita eri teollisuussektoreilla, investointiprojektien kannattavuutta sekä muiden maiden raha- ja valuuttakurssi-politiikkaa.

Keskeisenä johtopäätöksenä voidaan todeta, että Suomen Pankki on etupäässä huolestunut toteutuneen lainanannon kehittymisestä pankkisektorilla ja siitä miten ja millaisin viivein muutokset luotonannossa näkyvät reaalityaloudellisissa muutoksissa.

Koska kokonaisuus on joltiseenkin sekava ja teoretisointi monimuotoista on aiheellista ryhtyä tutkimaan mitä empiria eli menneisyys kertoo raha-aggregaattien välisestä riippuvuudesta. A priori teoriaa käytetään jatkossa kuitenkin osana tulosten tulkitsemisessa ja ohjaamisessa sekä rajoittamassa vaikutusten todennäköistä suuntaa, kvantiteettiä ja pituutta. Pääasiallisena tarkoituksena on kuitenkin antaa datan puhua puolestaan ja käyttää dataa myös normaaliin tapaan hypoteesien hylkäämiseen ja/tai vahvistamiseen.

Periaatteessa jatkossa sovellettavat menetelmät eivät aseta paljoakaan spesifiointia koskevia asialogisia rajoituksia malliriippuvuuksille vaan ainoastaan tekniseksi luonnehdittavia tilastollisia oletuksia mm. jäännösten normalisuudesta, transformoitujen sarjojen kovarianssi-stationaarisuudesta, suodatetun jäännösprosessin valkoisen kohinan ominaisuuksista, MSE-kriteerin sopivuudesta harhattomien lineaaristen prediktorien vertailuun sekä todellisuuden ei-reversiibelistä ajallisesta syy-seuraussuhteesta. Kokonaisuutena näitä oletuksia ei voitane pitää kovinkaan rajoittavina tarkasteltavien riippuvuuksien kannalta.

III. KAUSAALISUUSTESTIT TALOUDELLISTEN MUUTTUJEN RIIPPUVUUDEN MITTAAMISESSA

Tilastollista kausaalisuutta ts. ajassa ilmenevää ennustettavaa riippuvuutta voidaan periaatteessa mitata sekä aika-alueella että taajuusalueella. Tässä esityksessä keskitytään esittelemään vain aika-alueen keinot em. kausaalisuuden selville saamiseksi. Kausaalisuuden käsitteestä käyty filosofinen keskustelu on paitsi laajaa myös metodologisesti hajautunutta, joten mitään yksiselitteisiä vastauksia ongelmaan ei ole saatavilla. Tässä esityksessä tarkasteltava ns. Granger-kausalisuus eli tilastollinen ennustettava kausaalisuus ei täytä selvästikään kaikkia filosofiselle (primääriselle) kausaalisuudelle asetettavia ominaisuuksia, mutta sen etuna on kuitenkin koko kausaalisuus käsitteen operationalisointi empiirisiksi testeiksi, jotka perustuvat tiettyihin puhtaasti tilastollisiin parametreihin tai tunnuslukuihin. Tämä hinta voi joidenkin mielestä olla liian korkea maksettavaksi, mutta ei liene epäilystä siitä, etteikö tällaisilla testeillä kuitenkin olisi viitteenomaista hyötyä ja hylkäysluonteista evidenssivoimaa tilastollisia hypoteeseja tutkittaessa.

Käymättä sen tarkemmin läpi kausaalisuudesta esitettyjä näkemyksiä seuraavassa pyritään tiivistämään filosofisen kausaalisuuden eri piirteitä siltä osin kun ne liittyvät tilastollisen kausaalisuuden perusoletuksiin ts. ovat kriittisiä näille oletuksille.

Taloustieteessä kuten muissakin tieteissä kausaalisuuden yleinen käsite liittyy voimakkaasti stokastisen riippuvuuden mittaamiseen ja siitä tehtäviin kausaalipäätelmiin. Erään kuvaavan esimerkin kausaalisuudesta käytyyn keskusteluun tuo tupakan ja syövän esiintymisen välinen yhteys. Lienee tuttua, että tupakoivilla todetaan keuhkosityöpää suhteellisesti (ts. todennäköisyyden frekvenssianalyttisessä mielessä) enemmän kuin tupakoimattomilla. Onko tästä sitten pääteltävissä, että tupakka on eräs syövästä syistä vai onko se vain jollain muulla tavoin syöpään liittyvä osatekijä ns. myötävaikuttava olosuhde. Tämän mukaan tupakointia voitaisiin pitää heikkona kausaalitekijänä ts. syynä keuhkosityöväälle, jolloin tupakka olisi eräs syövästä syistä tai siihen liittyvä ehdollistava olosuhde. Valitettavasti vain syöpään sairastuvat henkilöt diskreetisti, eikä todennäköisyyden alhaisuudesta ole mitään hyötyä henkilölle, joka sen todellisuudessa saa. Sikäli tilastollisista riippuvuuksista ei ole kuin suurissa populaatioissa keskimäärin hyötyä.

Tietystikään tupakoinnin lopettaminen tai tupakoinnista pidättäytyminen ei takaa sitä, etteikö yksittäinen henkilö voisi saada keuhkosityöpää, ts. tupakointi ei voi olla syövästä vahva eli ainoa syy tai ehdollistava olosuhde. Toinen kategorisoiva käsitepari kausaalitekijöitä analysoitaessa on erottelu välttämättömän ja riittävän syyn avulla. Jos tupakointi olisi välttämätön ja riittävä syy, niin se olisi vahva syy.

Seuraava rajausyritys liittyy hyvin keskeiseen ilmiöön kausaalisuustarkasteluissa, nimittäin ajan käsitykseen ja rooliin kausaaliriippuvuuksien tulkinnassa. Ns. Humen periaatteeseen vedoten syytä ja seurausta ajatellaan ajassa jaksottaisina (sequential) tapahtumina ts. syyn oletetaan edeltävän ajassa seurausta eli vaikutusta. Granger pitää tätä perusvaatimuksena omalle testilleen ja on ilmeistä, että myös ristikorrelaatioanalyysi pohjautuu kausaalitulkinnoiltaan tälle perusolettamukselle. Filosofit ovat kuitenkin asiasta osittain eri mieltä.

Esim. Herbert Simon (1953) on sitä mieltä, että tarkka kronologinen aikajärjestys syyn ja vaikutuksen välillä ei ole välttämätöntä aiheutuksen (causation) kannalta. Simon kylläkin kiertää todellisen syyn määrittelyn sillä, että hän ei pidä intentioita ts. tarkoituksellista käyttäytymismotiivina tai odotusmuuttujia todellisina muuttujina, koska ne ovat havaitsemattomia. Nimenomaan sosiaalitieteille mainittu intentionaalisuus on hyvinkin tunnusomaista, koska ihminen on yksilönä motiiveiltaan haluava ja tulevaisuuteen (hyötyyn) tähtäävä olio, jonka preferensseihin kuuluvat olennaisesti odotukset ja toiveet tulevasta, jolloin ne vaikuttavat tulevaisuuteen tämän hetken päätösten kautta. On kuitenkin perusteltua ajatella, että nämä odotukset tulevaisuudesta ovat nimenomaan tämän hetken informaation ehdollistamia, eikä niillä voi olla sen enempää tekemistä tulevaisuuden kanssa. Tällä argumentilla kielletään em. ajallinen symmetria syyn ja seurauksen välillä ts. että syyn ja seurauksen ajallinen asymmetria on nimenomaan sitä laatua, että tulevaisuus ei voi aiheuttaa menneisyyttä tai nykyhetkeä. Odotukset tulevaisuudesta voivat olla vain tämän hetken ja menneisyyden funktioita. On kuitenkin olemassa fysikaalisia hiukkastasolla toimivia ilmiöitä, joissa ilmenee ns. probabilistista reversiibelisyyttä ajan suhteen ts. joissa seuraus ilmenee jo syytä ennen (ks. Simon 1953, s. 73-74). Tämän täytyy intuition mukaan johtua vain ilmiöiden puutteellisesta tuntemuksesta, samalla tavoin kuin syövän syntymekanismeja ei solutasolla tunneta, vaikka siinä ajallinen ero syyn ja seurauksen välillä onkin ilmeisesti tarpeeksi pitkä oikean tulokinnan varmistamiseksi. Tupakan ja syövän välinen riippuvuus on siinä mielessä erilainen relaatio taloustieteellisiin ongelmiin nähden, että koejärjestelyt mahdollistavat eri syytekijöiden kontrolloinnin.

Toisaalta vaikka syiden ja seurauksien välillä olisikin aina perustasolla deterministinen kausaaliketju, niin taloudelliset ilmiöt ovat aina sellaisella aggregaatiotasolla esiintyviä tapah-tumia (esim. kulutus päätökset, tulonmuodostus), että ainoa järkevä kausaalimäärittelmä voi olla vain stokastista laatua. Taloustieteen puolella J. Hicks (1979) on esittänyt Hume periaatteen hylkäämistä, sillä perusteella että tulevaisuus ja menneisyys ovat luontaisesti niin erilaisia, ettei niitä voi kausaalisesti "keskiarvoistaa" yksinkertaisiin syy-seuraus lausumiin. Hicks mainitsee myös, että syy ja seuraus voivat ilmetä samanaikaisena kausaalisuutena, jolloin molemmat tapahtumat viittaavat samaan aikaperiodiin. Hicksillä samanaikainen kausaalisuus ei kuitenkaan implikoi vuorovaikutuskausalisuutta.

Näistä filosofisista taustanäkemyseroista Grangerin kausaalisuus pääsee eroon olettamalla minimikausaaliviiveen, jolla syy edeltää ajassa seurausta. Onkin huomattava, että Grangerin kausaalisuusmäärittelmä toimii operationalisaationa vain sellaisille stokastisille prosesseille, joille havainnot on ilmoitettu tiheämmin kuin mainittu minimikausaaliviive. Yleensä tämäkään oletus ei aiheuta hankaluuksia, niin kauan kun kausaalisuuden suunta on a priori suhteellisen selvä ja riippuvuutta esiintyy yksisuuntaisesti selvästi, vaikka nolaviiveellä eli samanaikaisesti olisikin merkittävää korrelaatiota. Tarkasti ottaen Grangerin määrittelmä ei kerro mitään samanaikaisen riippuvuuden suunnasta, tästä löytyy täsmällisempää keskustelua esim. artikkeleissa Price (1979) sekä Pierce ja Haugh (1979).

Jatkossa muina Granger-kausalisuuden tärkeinä sovellusalueen (scope) rajauksena tullaan käsittelemään kysymystä muuttujia ja niiden ennusteita ehdollistavan informaatiojoukon laajuudesta. Esim. Hicksin ja Feiglin (1953) sekä Zellnerin (1979) mielestä kaikki kausaalianalyysi on ehdollista teorialle ts. sille miten muuttujia ehdollistava informaatiojoukko määritellään ja mihin se voidaan rajata. Talousteoria luo joskus selvän perustan tällaiselle määrittelylle. Muina puhtaina kriteereinä tähän kysymykseen voidaan todeta rajoittuminen muuttujien omaan menneisyyteen (ARMA-mallit) tai ko. muuttujan ja siihen vaikuttavan (vaikuttavien) eksogeenisten input-muuttujien menneisyyteen (siirtofunktioimallit). Granger-kausalisuus määritellään asiallisesti vain tietylle joukolle muuttujia ts. tietylle rajoitetulle informaatiojoukolle.

Jos nyt siirrytään edellä esitettyjen varausten jälkeen käsittelemään itse Granger-kausalisuuden määrittelyä ja muita siihen liittyviä tilastollisia oletuksia ja rajauksia, niin on heti alkuun todettava, että Granger-kausalisuus koskee vain puhtaasti ei-deterministisiä riippuvuuksia, joten kaikki funktionaalisesti deterministiset riippuvuudet ovat myös poissuljettuja Granger-kausalisuuden piiristä. Ennen varsinaisia tilastollisia Granger-kausalisuusmääritelmiä on selvempää kertoa tämän ennustettavuuteen liittyvän "kausalisuuden" intuitiivinen sisältö.

Grangerin (1969) määritelmän mukaan muuttuja X on muuttujan Y syy, jos muuttujan Y-arvoa hetkellä t pystytään ennustamaan paremmin käyttämällä hyväksi sekä X:n että Y:n menneisyyttä kuin pelkästään muuttujan Y menneisyyttä. Termi kausalisuus on siis ymmärrettävä hyvin laveasti. Ennusteiden paremmuutta mitataan ennustevirheiden MSE-virheiden avulla, eli ennustevirheen bruttovarianssin avulla, mikä hävittää toiseen korottamisen ansiosta informaation ennustevirheen suunnasta. Ennustevirheet saadaan kuitenkin nolakeskiarvoisiksi ja ennusteet harhattomiksi konstruoimalla tarkasteltaville stokastisille prosesseille (X,Y) ARMA- tai siirtofunktioesitykset, jotka ovat esitettävissä AR- ja MA-polynomien avulla.

Granger-kausalisuudessa pyritään identifioimaan jokin seuraavista kausalisuuden peruslajeista:

- 1) X on Granger syy Y:lle ($X \rightarrow Y$)
- 2) Y on Granger syy X:lle ($X \leftarrow Y$)
- 3) X ja Y ovat samanaikaisesti riippuvia ($X - Y$)

Grangerin kausalisuusmääritelmän edellytykset voidaan yhteenvedonomaisesti kerrata kahdelle stokastiselle prosessille X ja Y.

- 1) Rajoitutaan tarkastelemaan kahta lineaarista, ei-determinististä, stokastista ja kovarianssistationaarista aikasarjaa x_t ja y_t .
- 2) Tulevaisuus ei voi "aiheuttaa" menneisyyttä ts. tulevat tapahtumat, jotka ovat ennalta odottamattomia eivät voi olla syitä menneisyydelle.
- 3) Rajoitutaan äärelliseen määrään stokastisia prosesseja pns-predikto-reiden informaatiojoukkona. Tämän määrää käytännössä talousteoria.

4) Tilastollisena vahvistuskriteerinä käytetään harhattomien pns-prediktoireiden ennustevirheiden varianssia eli MSE-virhettä.

5) Prosessit x_t ja y_t eivät sisällä mittausvirheitä, jotka korreloivat selittäjiin (ts. muuttujien viivearvoihin).

6) Kahden muuttujan tarkasteluissa prosessien X ja Y lisäksi ei esiinny ns. kolmatta tekijää, jonka avulla voitaisiin kontrolloida em. tulkinnan mukaista kausaalisuhdetta ja siten pienentää ennustevirheiden varianssia.

Seuraavassa esitellään formaaliset määritelmät Granger-kausalisuudelle kahden prosessin tapauksessa. Kolmen muuttujan tapauksessa kausalisuus-tulkinnat ja vaadittavat ehdot muuttuvat hiukan komplisoidummiksi, joten ne määritellään erikseen kahden muuttujan tapauksen jälkeen.

Otetaan käyttöön seuraavat merkinnät informaatiojoukoille :

$$\bar{X}_t = (x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, x_{t-3}, \dots)$$

$$\bar{X}_t = (x_{t-1}, x_{t-2}, x_{t-3}, x_{t-4}, \dots)$$

ja vastaavat määritelmät Y -prosessille. Sen lisäksi merkitään $\bar{A} = (\bar{X}, \bar{Y})$.

Kahden muuttujan tapaus

Kausalisuusmääritelmät kirjoitetaan seuraavasti lineaarisesti harhattoman prediktorin (ehdollisen) keskineliövirheen avulla (Granger 1969):

MAAR.1. KAUSAALISUUS : Jos $S^2(Y_t | \bar{A}) < S^2(Y_t | \bar{A} - X)$,

niin X on Y:n syy Grangerin mielessä ($X \rightarrow Y$).

Tällöin Y:n tämänhetkistä arvoa y_t voidaan ennustaa paremmin

käyttämällä apuna X:n menneisyyttä kuin pelkästään käyttämällä informaatiojoukkoa, joka muodostuu ainoastaan Y:n menneisyydestä.

Toinen tapa kirjoittaa em. yhtälö on muoto

$$S^2(Y_t | X, \bar{Y}) < S^2(Y_t | \bar{Y})$$

MAAR.2 VUOROVAIKUTUS : Jos $S^2(X_t | \bar{A}) < S^2(X_t | \bar{A} - Y)$ ja

$$S^2(Y_t | \bar{A}) < S^2(Y_t | \bar{A} - X),$$

niin muuttujien välillä vallitsee vuorovaikutus l. feedbacksuhde ($X \leftrightarrow Y$). On huomattava, että tällöin informaatiojoukkoihin ei ole sisällytetty muuttujien tämänhetkisiä arvoja.

MÄÄR.3. VÄLITÖN KAUSAALISUUS: Jos $S^2(Y_t | \bar{A}, \bar{X}) < S^2(Y_t | \bar{A})$,

niin muuttujien välillä vallitsee välitön kausaalisuus ($X - Y$). Myöhemmin käyty keskustelu on osoittanut, että välitön kausaalisuus on luontevimmin tulkittavissa vain samanaikaiseksi korreloituneisuudeksi eli lineaariseksi yhteisriippuvuudeksi ellei yksisuuntaista kausaalisuutta ole muilla tavoin varmistettu. Välittömällä kausaalisuudella ei myöskään ole ennustettavuuden mielessä suuntaa kuten määritelmä 1 edellyttää.

MÄÄR.4. RIIPPUMATTOMUUS: X ja Y ovat riippumattomia (X, Y), jos

$$\begin{aligned} S^2(Y_t | \bar{Y}, \bar{X}) &= S^2(Y_t | \bar{Y}) \text{ ja} \\ S^2(X_t | \bar{Y}, \bar{X}) &= S^2(X_t | \bar{X}). \end{aligned}$$

Tällöin ennustevirhevarianssit ovat samat riippumatta siitä, ovatko X :n ja Y :n tämänhetkiset arvot niiden menneisyyksien lisäksi selittäjinä vai ei.

Kolmen muuttujan tapaus

Kausaalisuuslajit kolmen muuttujan tapauksessa eivät suoraan yleisty kahden muuttujan tilanteesta vaan tapahtuma-avaruudet sitovat parittaisia tarkasteluja (syytä ja seurausta) ei-symmetrisesti. Ottamalla käyttöön vastaavat informaatiojoukkokäsitteet kuin edellä sekä yhdistetyn kolmen muuttujan informaatiojoukon $\bar{A} = (\bar{X}, \bar{Y}, \bar{Z})$ määritelmä, päästään kausaalisuuslajien identifiointiin seuraavien peruskausaali-tapausten avulla (C. Hsiao, 1982 a):

MÄÄR. 5 SUORA KAUSAALISUUS: Z aiheuttaa Y:n suoraan (informaatiojoukolla A) ($Z \Rightarrow Y$), jos

$$s^2(Y_t | \bar{A}) < s^2(Y_t | \bar{A} \setminus Z) \quad \text{ja}$$

$$s^2(Y_t | Y, Z) < s^2(Y_t | Y) .$$

Z aiheuttaa Y:n suoraan, vain jos tämänhetkistä Y:n arvoa voidaan paremmin ennustaa MSE-mielessä käyttämällä hyväksi Z:n menneisyyttä. Jälkimmäinen ehto varmistaa, että virhevarianssin pienentyminen johtuu todellakin Z:n menneistä arvoista eikä jostain ulkopuolisesta X:stä.

MÄÄR.6. SUORA VUOROVAIKUTUS: Suora feedback-vaikutus muuttujien Z ja Y välillä ($Z \Leftrightarrow Y$) ilmenee, jos määritelmän 5 lisäksi pätee sama toisin päin ts.

$$s^2(Z_t | \bar{A}) < s^2(Z_t | \bar{A} \setminus Y) \quad \text{ja}$$

$$s^2(Z_t | Y, Z) < s^2(Z_t | Z) .$$

MÄÄR. 7. EI-KAUSAALISUUTTA: Z ei aiheuta Y:tä ($Z \not\Rightarrow Y$), jos joko

$$\text{i) } s^2(Y_t | \bar{A}) = s^2(Y_t | \bar{A} \setminus X \setminus Z) \quad \text{tai}$$

$$\text{ii) } s^2(Y_t | \bar{A}) = s^2(Y_t | \bar{A} \setminus Z) \quad \text{ja}$$

$$s^2(X_t | \bar{A}) = s^2(X_t | \bar{A} \setminus Z) \quad \text{pätee.}$$

Ei-kausalisuusehdoista ehto i) implikoi, että parhaat Y:n ennusteet saadaan Y:n omalla menneisyydellä ts. Y:n ARMA-mallilla ja toisaalta ehdosta ii) seuraa, että X ja Y riittävät ennustamaan tämänhetkiset Y:n ja X:n arvot, jolloin muuttujan Z menneisyyttä ei tarvita informaatiojoukossa.

Määritelmä 7 ei kata teoriassa kaikkia mahdollisuuksia, jolloin normaalissa puhekielessä ajateltaisiin kausaalisuus poissaolevaksi, sillä on mahdollista konstruoida tapauksia, joissa

$$s^2(Y_t | \bar{A}) < s^2(Y_t | \bar{A} \dashv\vdash Z),$$

vaikka Y ja Z ovat korreloimattomia (ks. Hsiao 1982 a, s. 247-248).

MÄÄR. 8. I LAJIN NÄENNAISKAUSAALISUUS: Z aiheuttaa näennäisesti Y:n, jos

- i) $s^2(Y_t | \bar{Y}, Z) = s^2(Y_t | \bar{Y})$ ja
- ii) $s^2(Y_t | \bar{A}) < s^2(Y_t | \bar{A} \dashv\vdash Z)$.

Pelkkä ii) ehto ei tällöin riitä osoitukseksi kausaalisuudesta ja jos i) ehto pätee, niin muuttujasta Z ei todellakaan ole Y:n ja X:n menneisyyksien lisäksi hyötyä. On huomattava kuitenkin, että ehto

$$s^2(Y_t | \bar{A}) = s^2(Y_t | \bar{A} \dashv\vdash Z)$$

ei-kausalisuuden toteamiseksi (vrt. määritelmä 7 kohta ii) on myös riittämätön, koska on olemassa tapauksia, joissa Z:n käyttäminen ennustamaan Y:tä ei johda tuloksiin, vaikka Z olisi ensisijainen syy Y:lle. Tällaista tilannetta Hsiao kutsuu epäsuoraksi kausaalisuudeksi.

MÄÄR. 9. EPÄSUORA KAUSAALISUUS: Z aiheuttaa Y:n epäsuorasti ($Z \dashv\vdash Y$) (välillisesti), jos

$$\begin{aligned} s^2(Y_t | \bar{A}) &= s^2(Y_t | \bar{A} \dashv\vdash Z) < s^2(Y_t | \bar{A} \dashv\vdash X) < s^2(Y_t | \bar{A} \dashv\vdash X \dashv\vdash Z) \\ \text{ja} \quad s^2(X_t | \bar{A}) &< s^2(X_t | \bar{A} \dashv\vdash Z) \\ s^2(X_t | \bar{X}, Z) &< s^2(X_t | \bar{X}) . \end{aligned}$$

Kahden muuttujan analyysissä voidaan joutua virhepäätelmiin, jos havaitaan Z:n aiheuttavan Y:n, vaikka itse asiassa syy-seurausriippuvuus on aiheutunut kolmannelta tekijältä X. Määritelmässä 9 Z aiheuttaa välillisesti Y:n muuttujan X kautta.

Kahden muuttujan analyysissä Z:n menneet arvot lisätään selittäjiksi Y:n tämänhetkisille arvoille sen takia, että jotain muuta tilastollisesti merkitsevää selittäjää ei ole otettu huomioon informaatiojoukossa ja tuloksena on näennäinen kausaalisuus. Tämän perusteella voidaan määrittellä toinen näennäiskausaalisuuden laji.

MAÄR. 10. II LAJIN NÄENNAISKAUSAALISUUS: Jos

$$\begin{aligned}
 s^2(Y_t | \bar{A}) &= s^2(Y_t | \bar{A} \text{---} Z) \quad \text{ja} \\
 s^2(X_t | \bar{A}) &= s^2(X_t | \bar{A} \text{---} Z) \quad \text{sekä} \\
 s^2(Y_t | \bar{A}) &= s^2(Y_t | \bar{A} \text{---} Z) < s^2(Y_t | \bar{A} \text{---} X) < s^2(Y_t | \bar{A} \text{---} X \text{---} Z) \\
 \text{ja} \quad s^2(Z_t | \bar{A}) &< s^2(Z_t | \bar{A} \text{---} X) \\
 s^2(Z_t | Z, X) &< s^2(Z_t | Z),
 \end{aligned}$$

niin tällöin sanotaan esiintyvän 2. lajin näennäiskausaalisuus Z:sta Y:hyn. Määritelmän 10 perusteella ajatellaan, että X on ensisijainen syy sekä Y:lle että Z:lle, jolloin viivästettyjä Z:n arvoja voidaan kylläkin käyttää proxy-muuttujina puuttuville X havainnoille.

Hsiao'n mielestä Grangerin määrittelemää välitöntä kausaalisuutta on luontevinta pitää vain samanaikaisena korreloituneisuutena, joten se ei Grangerin kausaalisuusmääritelmän mukaan liity varsinaisesti ajalliseen riippuvuuteen. Kahden muuttujan malleissa on oletettava, että kolmatta vaikuttavaa tekijää X ei ole olemassa, jolla pystyttäisiin kontrolloimaan muiden muuttujien variaatiota, mutta kolmen muuttujan tapauksessa sen vaikutus esim. Z:n ja Y:n feedback-kontrolliin otetaan eksplisiittisesti huomioon. Tällä tavoin kolmen muuttujan malleissa näennäiset ja/tai "vääransuuntaiset" riippuvuudet saadaan eliminoitua. Yleisemmin ongelmana ei-kokeellisissa tilanteissa on se, että syy-muuttuja on vain passiivisen havainnoinnin kohde, eikä sen arvoja voida vapaasti kontrolloida tai vaihdella. Tällöin kausaalihypoteeseilla ei ole samaa tietoteoreettista sisältöä ei-kokeellisissa ja koejärjestelytilanteissa. Tilastollinen päättely voi olla hankalampaa kolmen tai useamman vaikuttavan muuttujan systeemeissä, koska seurausmuuttujiin vaikuttavat samanaikaisesti monet tekijät. Tämä ongelma on sitä vakavampi, mitä pidemmillä havaintoperiodeilla muuttujia mitataan verrattuna muuttujien relevanttiin havaintoväliin.

Näiden perusmääritelmien avulla on mahdollista identifioida Granger-kausalisuus kahden ja kolmen prosessin väliltä, kun muuttujien välillä ilmenee minimikausaalisuusviive, joka on vähintään yhtä suuri kuin prosessien mittaushavaintoväli. Malliteknisesti Grangerin kausaalisuusmääritelmä on tulkittavissa lähinnä redusoidun muodon tai ekonometrisen mallin finaali muodon kausaalisuudeksi. Tästä johtuen Granger-kausalisuuden käsitteestä on vain rajoitetusti hyötyä tutkittaessa dynaamisten lineaaristen mallien rakennemuotoja.

IV. KAUSAALISUUSTESTIMENETTELYT

Grangerin kausaalisuutta voidaan käytännössä testata ainakin kolmella eri tavalla. Nämä eri testaustavat perustuvat kaikki Grangerin alkuperäiseen ideaan muuttujien välisestä viiveriippuvuudesta, mutta niissä käsitellään eri tavoin muuttujien omaa sarjakorreloituneisuutta sekä päättely perustetaan vaihtoehtoisesti joko tilastollisiin testisuureisiin tai yksittäisten autokorrelaatioiden merkitsevyyteen. Ohessa esitellään lyhyesti kaikki kolme testausmenettelyä, joista em. riisissä tarkasteluissa sovelletaan eksplisiittisesti vain kahta eri menettelytapaa.

1. Grangerin alkuperäisideaan pohjautuen (Granger 1969) kausaalisuutta voidaan testata suoralla tavalla sovittamalla kahden stationaarisen muuttujan dataan riittävän korkean asteen omaavia AR-prosesseja.

Formaalisti testi suoritetaan regression

$$Y_t = \sum_{i=1}^m \pi_{yy}^i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \pi_{xy}^i X_{t-i} + e_t$$

avulla, jolloin nollahypoteesi, että X ei aiheuta Y:tä on ekvivalenttia sen kanssa, että $\pi_{xy} = 0$, kaikilla $i = 1, 2, \dots, m$.

Polynomi-operaattorien $\pi(B)$ astelukujen valinnan apuna voidaan käyttää Akaiken ennuste-kriteeriä, joka määritellään asymptoottisena

MSE-virheenä $FPE(y) = E (y_t - \hat{y}_t)^2$, jossa sovite \hat{y}_t viittaa juuri yo. yhtälön tuottamiin ennusteisiin.

Grangerin testimenettelyä kolmen muuttujan tapaukseen on soveltanut em. artikkelissaan Hsiao (1982 b).

2. Simsin kausaalisuustesti perustuu Grangerin ideaan Woldin dekompositiolauseen kautta, jonka mukaan mikä tahansa stationaarinen sarja on esitettävissä sekä äärettömän AR- että äärettömän MA-mallin avulla. Simsin testi palautetaan tavalliseen regressioon, kun yhden selittävän muuttujan regression jäännöstermien autokorrelaatiosta on päästy eroon.

C.A. Sims (1972) osoitti, että Y ei aiheuta Grangerin mielessä X:ää, jos regressiossa

$$Y_t = \sum_{j=-\infty}^{\infty} b_j X_{t-j} + e_t$$

kaikki regressiokertoimet $b_j = 0$, kun $j = -1, -2, \dots$ (etumatkaisilla X:n arvoilla).

Tällöin kausaalisuus on yksisuuntaista X:stä Y:hyn (X on eksogeeninen Y:hyn nähden), jolloin kausaalisuus käy Grangerin mielessä X:stä Y:hyn.

Vakavana puutteena Sims'n menetelmässä on kuitenkin se, että vaikka e_t on korreloimaton X_{t-j} :n kanssa, niin se ei välttämättä ole valkoista kohinaa ts. puhdasta sarjakorreloimatonta jäännöstä. Tällöin sarjan oman autokorreloituneisuuden takia riippuvuus voi tulla aliarvioiduksi. Sims itse käytti tutkimuksessaan sarjojen esisuodatusta lineaarisella ad hoc valitulla suodattamalla, mutta kuten Geweke, Meese ja Dent (1983) ovat osoittaneet, että jäännöstermien sarjakorreloituneisuudesta voidaan päästä eroon (ilman GLS:tä) myös eräiden matriisitransformaation avulla. Virhetermin sarjakorreloituneisuus ei yleensä johdu pelkästään Y:n omasta sarjakorreloituneisuudesta vaan myös mahdollisten poisjätettyjen selittäjien vaikutuksesta. Kertoimien b_j merkitysvyyden testaus voidaan suorittaa normaaliin tapaan F-testisuureen avulla.

3. Kolmantena ja tässä sovellettavana menetelmänä on tarkastella sarjojen välistä kausaalisuutta muuttujien ARMA-ennustevirheiden eli ARMA-innovaatioiden välillä. Tämä Piercen ja Haughin (1977) kaksivaiheinen menettelytapa liittyy valkoisen kohinan innovaatioiden välisten ristikorrelaatioiden riippumattomuuden hylkäämiseen.

Sarjojen esikäsittely aloitetaan muuntamalla eli transformoimalla sarjat kovarianssistationaarisiksi (nollakeskiarvoisiksi ja kehityksettömiksi). Näin saadut aikasarjat X_t ja Y_t ovat epäsingulaarisesti lineaarisia ja puhtaasti ei-deterministisiä. Tämä vaihe suoritetaan käyttämällä sopivia differenssointia (kausi- ja/tai tavallista differenssointia) tai Box-Cox -transformaatiota. Näiltä transformaatioilta vaaditaan teknisesti ainoastaan lineaarisuus, sillä kaikki kausaalisuustarkastelut ja optimaalisten prediktorien valinta edellyttävät myös lineaarisuutta, jotta inferenssi pätee transformoitujen ja alkuperäisten sarjojen välillä. Jos sarjoille on tehty jokin epälineaarinen transformaatio (esim. Box-Cox tai logaritointi), niin tällöin tulokset koskevat vain transformoituja sarjoja. Menettelyn toisessa vaiheessa estimoidaan näin muunnetuille sarjoille optimaaliset ARMA-mallit, joista edelleen saadaan kunkin sarjan omasta menneisyydestä riippumattomat ennustevirheet eli innovaatiot. Innovaatiot edustavat siis sitä osaa sarjan kehityksestä, jota ei olisi voitu ennustaa sarjan oman menneisyyden avulla. Periaatteessa kaikki stokastiset trendittömät sarjat voidaan ARMA-mallin avulla jakaa odotettuun eli systemaattiseen ja odottamattomaan innovaatio-osaan. Jos nyt merkitään ARMA-malleja eli lineaarisia suotimia $F(B)$:llä ja $G(B)$:llä, niin innovaatiot ovat vastaavasti niiden suotimien syötteitä, jotka generoivat sarjat X_t ja Y_t ts.

$$\begin{aligned} u_t &= F(B) X_t && \text{ja} \\ v_t &= G(B) Y_t \end{aligned}$$

Näiden ARMA -mallien perusteella voidaan estimoida innovaatiotermien u_t ja v_t välinen otosristikorrelaatiofunktio

$$\hat{r}_k = r_{\hat{u}, \hat{v}}(k) = \sum \hat{u}_{t-k} \cdot \hat{v}_t / (\sum \hat{u}_t^2 \sum \hat{v}_t^2)^{1/2}$$

Eri kausaalilajit ovat identifioitavissa muuttujien innovaatiotermien otosristikorraatiotfunktion eri viivearvojen merkitsevyydestä. Sarjojen välistä riippuvuutta voidaan testata myös ristikorraatiotermien joukon merkitsevyyden perusteella ns. Portmanteau-testisuuren avulla.

Autokorraaloimattoman sarjan eli valkoisen kohinan prosessin eri termit ovat normaalisia otosvarianssilla $1/T$, jossa T = havaintojen lukumäärä differensointien jälkeen, joten

$$\begin{aligned} (T) \quad \hat{r}_k &\sim N(0, 1/T) \quad \text{ja} \\ Q &= (T+2)/T \sum_{k=-N}^M (T-k) \hat{r}_k^2 \sim \chi^2_{(M+N+1-(p+q))} \end{aligned}$$

Portmanteau-testisuuren Q avulla voidaan testata otosristikorraatioiden merkitsevyyttä ryhmänä ja siten identifioida riippuvuus, vaikka yksittäiset ristikorraatiot olisivatkin ei-merkitseviä. Survon SARMA ohjelmisto laskee myös yo. Box - Ljung version Q -testisuureesta.

Valkaistujen eli suodatettujen innovaatiotermien väliset kausaalisuusmuodot identifioidaan seuraavan taulukon avulla (Pierce 1977, JASA)

Taulukko 1. Kausaalisuussuuntien identifiointi innovaatiotermien ristikorraatioiden avulla

RIIPPUVUUSSUHDE	$r(k) = \hat{r}_k$:lle asetetut rajoitukset
X aiheuttaa Y:n (X → Y)	$r(k) \neq 0$, jollekin $k > 0$
Y aiheuttaa X:n (Y → X)	$r(k) \neq 0$, jollekin $k < 0$
Välitön kausaalisuus (X - Y)	$r(0) \neq 0$
Feedback (vuorovaikutus) (X ↔ Y) (ei samanaikaisesti)	$r(k) \neq 0$, jollekin $k > 0$ ja jollekin $k < 0$
Y ei aiheuta X:ää (Y ↗ X)	$r(k) = 0$, kaikilla $k < 0$
Yksisuuntainen kausaalisuus X:stä Y:hyn (X ⇒ Y)	$r(k) \neq 0$, jollekin $k > 0$ ja $r(k) = 0$, kaikilla $k < 0$
X ja Y ovat ainoastaan samanaikaisesti riippuvia (X = Y)	$r(k) = 0$, kaikilla $k \neq 0$ ja $r(0) \neq 0$
X ja Y ovat riippumattomia (XY)	$r(k) = 0$, kaikilla k

Nämä Piercen esittämät kausaalisuustulkinnat eivät täysin vastaa määriteltäviä tapahtuma-avaruuksia (ks. Pierce ja Haugh, 1977), mutta ne helpottavat oleellisesti kausaalisuuden suunnasta tehtäviä johtopäätöksiä. On myös korostettava, että kaikki em. kausaalisuuslajit on konstruoitu em. kolmen peruskausalisuuslajin mukaisesti.

Piercen ja Haughin kausaalisuustestiin on empiirisissä tarkasteluissa päädytty sen takia, että ARMA-mallien innovaatioita tarkastelemalla on päästy eroon sarjojen omasta autokorreloituneisuudesta, jonka havaitaan käytännössä selittävän varsin suuren osan taloudellisten muuttujien tasovaihtelusta. Taloudelliset aikasarjat ovat tyypillisesti voimakkaasti positiivisesti autokorreloituneita ja ne liikkuvat vahvasti toisiinsa kiedottuina eri suhdannevaiheissa, jolloin periaatteessa samanaikainen lineaarinen yhteisvaihtelu (korrelaatiokerroin) ei kerro mitään muuttujien todellisesta riippuvuussuhteesta, vaikka toisella muuttujalla pystytäänkin ennustamaan hyvin toisen muuttujan tulevaa tasoarvoa. Suhdannevaihtelut ja sarjan oma autokorreloituneisuus aiheuttavat siis ns. näennäistä riippuvuutta, joka näkyy liian suurina F -, t - ja R^2 -testisuureiden arvoina. Tästä näennäisestä riippuvuudesta päästään tehokkaasti eroon siirtymällä tarkastelemaan sarjojen ARMA-innovaatioiden välisiä riippuvuuksia. Suodattaminen ARMA-mallilla on lisäksi kausaalisuuden säilyttävä mitallinen transformaatio. Eräänä pienenä hankaluutena on kuitenkin se, että tavallisesti sarjat tulevat puhdistetuiksi liiankin tehokkaasti sarjakorrelaatiosta ts. voidaan ajatella, että sarjan aikaisemmat realisaatiot sisältävät itse asiassa myös muiden vaikuttavien tekijöiden viivereaktiot sarjoihin. Tämän vuoksi sarjat tulevat tavallisesti hiukan ylivalkaistuiksi ja asympotoottisissa testikokeiluissa on havaittu, että Piercen ja Haughin testi osoittaa riippumattomuutta hiukan liian usein ja etenkin heikot kausaaliset riippuvuudet eivät pääse mahdollisesti lainkaan esiin.

Edellä on tarkasteltu kolmea menettelytapaa ajallisten systeemien kausaalisuuden määrittämiseksi puhtaasti tilastollisin keinoin. On selvää, että näistä menetelmistä saadut tulokset ovat luotettavampia kuin staattisilla tai alkuperäisten muuttujien dynaamisilla korrelaatiotutkimuksilla saadut tulokset, koska niissä tavalla tai toisella pyritään pääsemään eroon muuttujien vaikutussuhteiden identifiointia häiritsevistä jäännösten sarjakorreloituneisuudesta, joka on joko näennäistä tai poisjätetyistä potentiaalisista selittäjistä johtuvaa. Nämä menetelmät ja vektoriautoregressiot, jotka ovat Grangerin 1. testin yleistyksiä sisältävät toki jonkin verran rajoituksia, kuten on jo todettu, mutta niiden avulla voidaan ainakin helposti hylätä tiettyjä kausaalisuuslajeja esim. jonkin muuttujan eksogeenisuus. Todellista filosofisessa mielessä tiukkaa kausaalisuutta ei näiden menetelmien avulla toki pystytä täysin vahvistamaan, sillä koko määritelmä perustuu vahvasti ennustettavuuteen.

V. KAUSAALISUUSTESTIEN TEKNINEN TOTEUTUS

Kahden muuttujan mallit

Edellä kahden muuttujan kausaalisuustarkasteluissa päädyttiin Piercen ja Haughin (1977) menettelytapaan, jossa stationaariset aikasarjat aluksi suodatetaan ARMA-malleilla ns. valkoisen kohinan prosesseiksi. Näin saaduista innovaatio-sarjoista suoritetaan otos-ristikorrelaatiofunktioon vedoten päätelmät muuttujien ajallisesta riippuvuudesta.

Kahden muuttujan tarkastelut aloitettiin tutkimalla ensin alkuperäisten sarjojen graafisia esityksiä, joista nähtiin, että nimelliset suureet vaativat selvästi logaritmointia, jotta eksponentiaaliset deterministiset trendit saatiin poistetuiksi. Toiseksi selvästi deterministisen kausivaihtelun omaaville sarjoille, kuten BKT, M2 ja pankkien antolainaus jouduttiin suorittamaan myös kausidifferensointi. Sarjojen esimuokkaus stationaariseksi on aina välttämätön toimenpide, ennenkuin vähäparametrisista ARMA-esityksistä on toivettakaan. ARMA-mallit ovat lineaarisia siinä mielessä, että ennusteet tulevista havainnoista on rajoitettu lineaarisiksi funktioiksi menneisyydestä. Aikasarjojen peräkkäiset havainnot eivät ole riippumattomia ja prosessin kehitystä joudutaan kuvaamaan epälineaaristen polynomien avulla. Kun oletetaan edelleen stationaarisuus, niin on mahdollista ARMA-mallilla päästä prosessin vähäparametriseen esitykseen AR- ja MA- viivepolynomien avulla.

Sopiva transformaatio on aina muuttujakohtainen operaatio, mutta tutkijan on taloudellisten sarjojen kyseessäollessa pidettävä huolta myös sarjojen oikeista ja luontevista dimensioista ts. esim. tasomaisista muuttujista, jotka periaatteessa ovat joka hetki havaittavissa, on luontevaa ottaa jonkinlaiset differenssit, jotta päästäisiin käsiksi ilmiön muutoksiin kun taas korko- tai tasemuuttujat ovat usein jo sellaisenaan käyttökelpoisia. Yleensä virtasuureet, jotka ovat havaittavissa vain tietyn ajanjakson aikana ovat kiinnostavia differensseinä (esim. ulkomaankauppa). Ajallisten tulkintaerojen takia ei myöskään ole hyvä ottaa esim. BKT:sta vuosidifferenssejä (D4) ja vertailla niitä vastaavasti M2:n yhden neljänneksen differensseihin ellei näille dimensioeroille ole olemassa muuta mielekästä syytä. Kausaalisuustulosten kannalta hankalaa voi olla myös suorittaa toiselle muuttujalle kaksi differensointia ja toiselle yksi, jolloin tarkastellaan toisen muutosnopeuden (-vauhdin) riippuvuutta toisen muutoksesta.

Näitä kullekin sarjoille sopivia transformaatioita voidaan esim. SURVOssa tarkastella SPECTRUM-modulilla, joka laskee sarjoille auto-, osittaisauto- ja ristikorrelaatiofunktioit sekä spektrit, koherenssit ja vaihe-erot. ARMA-mallien muotoa pääteltäessä voidaan sarjoja tarkastella sekä aika-alueessa että taajuusalueella. Erikoisuutena SURVOssa on se, että visuaalisia taajuusalue-tarkasteluja voidaan käyttää tehokkaasti hyväksi päätettäessä yhden muuttujan ARMA-mallin tai siirtofunktiomallin muodosta. Tällöin mallinvalinta voidaan perustaa tiheysjakaumien etäisyyden minimointiin ts. entropian maksimointiin tms. mallinvalintakriteeriin.

Tämä havainnollinen mahdollisuus liittyy myös SURVO:n SARMA -modulin alku-estimointirutiiniin, josta on erityistä hyötyä siirryttäessä ARMA-mallin lopulliseen tehokkaaseen ML-estimointiin. Sf-mallissa inputista riippu-

mattoman kohinarakenteen (poisjätetyt muuttujat) mallittaminen on olennaisesti luotettavampaa kuin Boxin ja Jenkinsin ehdottamassa identifiointimenettelyssä, jossa output-muuttuja suodatetaan inputin ARMA-rakenteella ennen sf-mallin struktuuriosan identifiointia. SURVOssa on myös mahdollista suodattaa jäännökselle identifioitun ARMA-mallin avulla input-muuttuja ja output-muuttuja, jonka jälkeen sf-mallin identifioinnin tulisi olla selkeää ja ML-estimoinnin nopeaa.

Kun sarjat on saatu transformoitua sellaisiksi, että niiden akf:t ja oakf:t konvergoivat nopeasti kohti nollaa ts. stationaarisiksi, niin tämän jälkeen auto- ja osittaiskorrelaatiofunktioiden muodon perusteella suoritetaan AR- ja MA- polynomien asteiden valinta. Tunnetusti katkos (funktion merkitsevien viiveiden romahtaminen nolnaan) autokorrelaatiofunktiossa tietyn viiveen jälkeen viittaa ko. viiveen asteiseen MA-malliin ja katkos osittaisautokorrelaatiofunktiossa viittaa taas selvään AR-malliin. Käytännössä törmätään yleensä ARMA-sekamalleihin eli autoregressiivisiin liukuvan keskiarvon malleihin, joissa akf ja oakf konvergoivat hitaasti kohti nollaa, jolloin mallin valinta on suoritettava iteratiivisten kokeilujen avulla. Tällöin kokeilut SARMA-modulin ehdollisella alkuestimointirutiinilla sekä sarjan spektrin ja sille sovitetun ARMA-mallin spektrin visuaalinen vertailu ovat tarpeen.

ARMA-mallien perhe on kuitenkin laaja, joten likimain kaikki jatkuvaluonteiset suhteellisen tasaisesti käyttäytyvät stokastiset prosessit on varsin helppo mallittaa ARMA-mallien avulla.

Kullekin sarjalle etsitään Piercen ja Haughin menetelmässä oma optimaalinen ARMA-esitys ts. etsitään tehokas vähäparametrinen stokastinen mallimuoto, joka puhdistaa sarjan sen omasta sarjakorreloituneisuudesta. Tämä suodatus suoritetaan nimenomaan sen takia, että sarjojen oma sarjakorreloituneisuus häiritsee selvästi kausaalisuudesta ja riippuvuuksien voimakkuuksista tehtäviä tilastollisia päätelmiä. ARMA-mallin sopivuus sarjan kehityksen kuvaukseen ja ennustamiseen varmistetaan aina tarkastelemalla sovitetun ARMA-mallin residuaaleja ja ennustevirheitä yksittäisten autokorrelaatioiden merkitsevyyden, Portmanteau-tyyppisen testisuureen ja ennustevirheiden MSE:n avulla. Parametroinnin tehokkuus tarkistetaan myös tutkimalla parametrien standardivirheitä ja eri parametrien korreloituneisuutta turhien parametrien välttämiseksi.

Ennen varsinaista kausaalianalyysia sarjojen innovaatioiden eli ennustevirheiden välillä, on hyvä tarkastella myös alkuperäisten muuttujien otoskorrelaatiofunktioita, josta yleensä jo nähdään sarjojen välisen kausaalisuuden suunta. Ristikorrelaatiofunktion piikit ovat yleensä alkuperäisillä sarjoilla korkeampia kuin innovaatiotarjon välillä, mutta myös ajalliset riippuvuushuiput saattavat muuttua. Sarjojen valkaisu tavallisesti poistaa voimakkaimman esim. suhdannevaiheista tai kausivaihtelusta johtuvan näennäisen yhteisvaihtelun, jolla ei ole paljoakaan tekemistä todellisen riippuvuuden tai kausaalisuuden kanssa.

Piercen ja Haughin menettelytapaa on pidetty arveluttavana kausaalisuuden etsimisessä siksi, että esivalkaistujen residuaalien väliset riippuvuudet saattavat olla monimutkaisia etenkin useamman kuin kahden muuttujan tarkasteluissa. Riippuvuusmuotojen monimutkaistuminen näkyy suoraan myös innovaatiotermien korrelogrammeissa, jotka eivät visuaalisesti näytä mitenkään tasaisesti käyttäytyviltä tai stabiileilta.

Toiseksi on havaittu, että riippuvuudet heikkenevät huomattavasti (mikä onkin luonnollista), koska taloudelliset sarjat ovat yleensä voimakkaasti sisäisesti sarjakorreloituneita. Tämä selittää myös sen miksi ARMA-ennusteet ovat osuvuudeltaan tasapäisiä ekonometristen mallien ennusteiden kanssa. Suodatuksen myötä tuntuvat kuitenkin katoavan myös taloudellisesti mielekkäiksi koetut riippuvuudet (tästä ns. riippumattomuus-ilmiöstä ks. esim. Pierce 1977) ts. ajatellaan, että sarjat ovat tulleet ylivalkaistuuksi intuitiivisessa mielessä. On ajateltu, että sarjoista on tullut poistetuksi dynaamisessa mielessä osittain muista vaikuttavista muuttujista johtuvaa systemaattista vaihtelua, joka pitäisi juuri identifioida kausaalisuustestin avulla. Tämä onkin Piercen ja Haughin menetelmässä ongelmallista, sillä muuttujan menneisyyden vaikutusta vakioitaessa poistetaan osaksi myös siihen vaikuttavan muuttujan stabiilina pysyvää vaikutusta.

Teorian kannalta tämä ongelma ei ole ratkaistavissa, jos kausaalitarkastelu suoritetaan innovaatio-sarjojen avulla, sillä tietty sarja voidaan ARMA-mallin avulla dekomponoida vain omaan menneisyytensä ja muiden muuttujien vaikutuksia lähemmin kuvaaviin innovaatioihin. Tämän vuoksi ja osittain voimakkaampien riippuvuuksien aikaansaamiseksi jotkut (Sims, Geweke, Sargent) pitävät parempana mallittaa suodattamattomia sarjoja vektoriautoregressiivisten tai vektori ARMA-mallien avulla. Lisäksi on muistettava, että sarjojen suodatus vaikuttaa jonkin verran myös riippuvuuden voimakkuutta mittaaviin testisuureisiin etenkin pienissä otoksissa. Molemmissa menettelytavoissa oletetaan mallin rakenteen pysyvän kiinteänä koko tarkasteluajanjakson ajan.

Kolmen muuttujan mallit

Kolmen muuttujan malliajot suoritettiin vektori ARMA-malleja estimoidulla Wisconsinin Multiple Time Series (WMTS) ohjelmalla (ks. Tiao et al 1979). WMTS-ohjelmisto jakautuu kolmeen osaan: PRELIM, joka tulostaa tarkasteltavien muuttujien (korkeintaan 5) autokorrelaatio- ja ristikorrelaatiofunktioita ja suorittaa alkutransformaatioita (differensoinnit sekä Box-Cox transformaatioita). STEP-AR-vaihe laskee sarjojen sisäiset ja väliset osittaisautokorrelaatiofunktioita eri viiveillä, joista päätellään kunkin sarjan AR-polynomien ja kausipolynomien asteet. STEP-AR-vaiheen tulostuksista voi olla hyötyä myös etsittäessä muuttujien välisten liukuvan keskiarvon termien ristivaikutuksia. Periaatteessa WMTS-ohjelmistolla voi tehdä siis myös vektoriautoregressiivisiä (VAR) malleja. MA-polynomien avulla on kuitenkin mahdollista säästää huomattavia määriä AR-parametrejä, silloin kun muuttuja käyttäytyy lähemmin satunnaissysäysmallin tavoin, siis kun stokastinen prosessi muuttuu "tyypillisten shokkien" sysäämänä. Vähäparametrisella ARMA-esityksen avulla voidaan siis säästyä hitaasti konvergoivilta AR-prosesseilta.

Kolmannessa ESTIM-vaiheessa suoritetaan mallin riippuvuuksien varsinaisen estimointi joko ehdollisella pns-menetelmällä tai maximum likelihood estimoinnilla. Ehdollista estimointia käytetään tavallisesti mallin lopullisen muodon hiomiseen, joka sitten lopuksi estimoidaan tehokkaalla ML-estimoinnilla. ESTIM-vaiheessa sovitetaan lopullinen malli eri viiveiden välillä ja testataan saatua mallia myös ennustamiseen. Muuttujien väliset kausaalipäätelmät tehdään AR- ja MA-matriisien ristitermien merkitsevyyden perusteella. Pääasiassa AR-ristitermeistä

tehtävät päätelmät voidaan kuten kausaalisuusmääritelmät sanovat tehdä myös residuaalien kovarianssimatriisista ts. MSE-virheistä, jos estimoidaan erikseen sarjalle oma ARMA-malli ja verrataan sen MSE-virhettä vektori ARMA-mallin vastaavaan.

AR-ristitermejä on kutsuttu myös dynaamisiksi kertoimiksi.

Mallin identifioinnin ja estimoinnin lopullisena tarkoituksena on puhdistaa residuaalit kaikesta auto- ja ristikorrelaatiosta.

Sarjojen välinen välitön 1. samanaikainen korreloituneisuus nähdään residuaalien kovarianssi-varianssimatriisista laskemalla parittaiset korrelaatiot.

Yleensä VAR-ohjelmistot tulostavat tai niiden tulostuksista voidaan laskea jokin seuraavista asympotoottisesti ekvivalenteista testisuureista : Likelihood osamäärätesti (LR), Waldin -testisuure (W) tai Lagrangen kertoimen testisuure (LM). ML-estimoinnilla saadun mallin sopivuus tarkistetaan normaaliin tapaan tutkimalla graafisesti residuaaleja ja paketin tulostamaa residuaalien otosristikorrelaatiomatriisia eri viiveillä ja ristikorrelaatiota joukkoina testaavaa Portmanteau-testisuureiden matriisia. Vektori ARMA-malleissa LR- tai LM-testisuureiden laskeminen voi olla hankalaa, koska ne edellyttävät rajoitettujen parametriestimaattien laskemista. Tällöin on helpointa turvautua Wald-testisuureeseen, joka edellyttää vain rajoittamattomien estimaattien laskemista.

Turhien parametrien välttämiseksi on hyvä tutkia myös parametrien korrelaatiomatriisia, voimakas korreloituneisuus parametrien välillä osoittaa ML-pinnan liian tasaiseksi ts. parametrit selittävät samaa piirrettä jakaumasta. Olennaisinta on kuitenkin saada lopullisen mallin residuaalit valkoiseksi kohinaksi ja säilyttää parametrien tulkittavuus.

VAR- ja vektori ARMA-mallien (VARMA) estimointiin liittyy joitakin ongelmia, jotka ovat suurelta osin teknisiä:

1) Jos VAR-malli identifioidaan rajoittamattomana AR-mallina, niin ei ole yksikäsitteistä tapaa määrätä maksimiviivettä, jonka jälkeen kaikkien tarkasteltavien muuttujien residuaalit ovat valkoista kohinaa. Maksimiviive voidaan valita a priori talousteorian perusteella tai apuna voidaan käyttää Akaiken FPE- tai AIC-kriteeriä. Lopullisen ennustevirheen kriteeri FPE on sikäli suositeltava tapa määrätä maksimiviive p , että sen käyttö yhdistää AR-mallin asteen valinnan eräisiin hypoteesin testauksen piirteisiin. FPE-kriteeri on periaatteessa yleistetty yhden askeleen ennustevirheen varianssi (vrt. s.14). FPE-kriteeriä voidaan käyttää sekä ARMA-mallin asteen valintaan että mallin muuttujien valitsemiseen. Kriteerin etuna on se, että se tavallaan tasapainottaa AR-polynomin asteeseen liittyvän harhan, kun valitaan liian pieni asteluku ja riskin, joka aiheutuu virhevarianssin kasvusta, kun valitaan liian suuri asteluku (ks. Hsiao 1981). Mallin valintakriteereitä on olemassa useita. Aikasarjalleissa ne ovat tavallisesti estimaattorin hyvyysmittoihin tai yhteensopivuusmittoihin perustuvia (AIC, SBIC).

2) Tarkasteltaville sarjoille on asetettava tiettyjä "tasaisuusvaatimuksia", jotta AR-polynomien asteet eivät kasva liian suuriksi. Tarkasteltavat sarjat on transformoitava heikossa mielessä stationaarisiksi, kuten muutenkin ARMA-mallien estimoinnissa.

3) Monimuuttuja VAR-malleissa parametrien lukumäärä kasvaa muuttujien lukumäärän neliössä, joten hankaluuksia vapausasteiden riittävydessä saattaa tulla, jos sarjat ovat lyhyitä tai AR-prosessit pitkiä. Vektori-ARMA-malleissa taas MA-parametrien tulkinta voi tuottaa vaikeuksia.

4) AR-mallien testiteoria perustuu asymptoottiseen normaaliseen jakaumateoriaan. Jos rajoituksia on paljon niin esim. LR- tai LM -testisuureeseen

liittyvien rajoitetun asymptoottisen χ^2 -jakauman vapausasteiden lukumäärä voi olla likimain sama kuin mallin estimointiin jääneiden vapausasteiden lukumäärä. Tämä tekee testit vähemmän luotettaviksi (non-robust), jonka lisäksi ne ovat herkkiä normaalisuusoletuksen rikkomiselle.

5) Vaikka testimenettelyssä käytetään asymptoottisesti ekvivalentteja testejä (LR, W ja LM), niin vapausasteiden vähyyden takia luottamustasot saattavat vaihtella eri testeillä huomattavasti. Lisäksi testisuureiden jakaumat ovat todennäköisesti herkkiä AR-mallin maksimiviiheen valinnalle. VAR-mallien estimointi on helppoa, mutta tilastollisen päättelyn apuna käytetyt testisuureet esim. LR ei ole riippumaton eri muuttujien AR-operaattorien asteesta.

Vektoriautoregressiivisiä malleja ovat estimoineet mm. Hsiao (1982 b), Geweke (1982) ja Vihriälä (1983). Hsiao testasi vektoriautoregressioita LR-testisuureen avulla, jossa asetettiin nollarajoituksia AR-ristipolynomille yli koko viiverakenteen, josta pääteltiin χ^2 -jakauman perusteella rajoituksen merkitsevyys ja sitä kautta kausaalisuus.

Geweke (1982) esitti artikkelissaan uuden kompaktin tavan mitata VAR-mallien avulla ennustettavan muuttujan MSE-virheen pienentymistä, kun selittäjänä oli kokonainen muuttujavektori. Geweke esitteli myös uuden lineaarisen kausaalisuuden riippuvuusmitan, joka hajoaa additiivisesti peruskausalisuuslajeihin $X \rightarrow Y$, $Y \rightarrow X$ ja $X - Y$. Geweken riippuvuusmittoihin perustuvaa kausaalisuusanalyysia on suomalaisella aineistolla soveltanut Vihriälä (1983) rahamarkkinoiden neutraalisuusongelmaan.

Eri testien voimakkuudesta

Kiistaa eri menetelmien paremmuudesta ennustettavan kausaalisuuden tutkimisessa ovat sävyttäneet erilaiset argumentit testien tulkinallisuudesta mielekkyydestä ja voimakkuudesta. Testin voimakkuus määritellään sen kykyä hylätä nollahypoteesi silloin kun se on väärä. Toistaiseksi ainoa tuntemamme simulointitutkimus kausaalisuustestien voimakkuudesta on Battaglian ja Carluccin (1982) Monte Carlo simulointeihin perustunut työ. Simuloinnit jakautuvat kolmeen tosiasialliseen perustapaukseen: 1) riippumattomuus 2) yksisuuntainen kausaalisuus 3) kaksisuuntainen kausaalisuus.

Riippumattomuuden vallitessa Simsin testi osoittautui parhaimmaksi ts. testi hyväksyi nollahypoteesin suhteellisesti useammin kuin muut testit, kun nollahypoteesi oli tosi ja hylkäsi sen kun se oli väärä. Piercen ja Haughin testi osoittautui hyväksi 5 % merkitsevyystasolla ja silloin kun sarjat sisälsivät kausivaihtelua. Grangerin suora testi osoittautui keskimäärin heikoimmaksi etenkin 5 % merkitsevyystasolla.

Yksisuuntaisen kausaalisuuden vallitessa Simsin testi osoitti selvää taipumusta riippumattomuuden hyväksymiseen myös silloin kun se oli väärä ts. I lajin virheeseen. Syklin tai kausivaihtelun mukanaolo tosin hiukan paransi Simsin testin tuloksia tältä osin. Grangerin suora testausmenettely osoittautui kokonaisuutena parhaimmaksi ja likimain neutraaliksi suhteessa nollahypoteesin hyväksymiseen tai hylkäämiseen sekä 10 % että 5 % merkitsevyystasoilla. Piercen ja Haughin testi osoittautui Simsin testiä paremmaksi etenkin 10 % merkitsevyystasolla ja se sopi myös 1-suuntaisen kausaalisuuden vallitessa kausivaihtelua sisältävän datan analysointiin.

Todellisen mallin ollessa vuorovaikutteinen Simsin testi osoitti heikkoa kykyä hylätä riippumattomuus etenkin 5 % merkitsevyystasolla, mitä voidaan pitää varsin vakavana puutteena eksogeenisuustestien kannalta. Myös Grangerin suoran testin tapauksessa tulokset heikkenivät 1-suuntaiseen tapaukseen verrattuna. Piercen ja Haughin menetelmä toimi selvästi parhaiten 2-suuntaisessa tapauksessa ja erityisesti 10 % merkitsevyystasolla. Simulointikokeista voidaan siis vetää seuraavat johtopäätökset:

1) Jos kausaalisuuden suunnasta ei ole mitään a priori käsitystä on paras käyttää Grangerin testiä, joka tuottaa varsin neutraaleja tuloksia sekä 1- että 2-suuntaisen kausaalisuuden vallitessa ja riippumattomuustapauksissa 10 % merkitsevyystasolla.

2) Simsin testi on kokonaisuutena heikoin, mutta tuottaa hyviä tuloksia kun halutaan varmistaa (tai hylätä) muuttujien välinen riippumattomuus.

3) Piercen ja Haughin testi on voimakkain 1- ja 2-suuntaisen kausaalisuuden vallitessa 10 % merkitsevyystasolla ja on likimain samaa luokkaa Simsin testin kanssa riippumattomuuden vallitessa 5 % merkitsevyystasolla. Testi on paras vaihtoehto kausivaihtelua sisältävien aineistojen analysointiin ja sitä kannattaa tällöin aina käyttää 10 % merkitsevyystasolla.

VI. EMPIIRISET TULOKSET KAUSAALITARKASTELUISTA

VI.1 Neljännesvuosisarjat

Alustavissa empiirisissä tarkasteluissa tutkittiin aluksi kansainvälisissä tarkasteluissa keskeistä riippuvuutta rahan tarjonnan (esim. M2) ja bruttokansantuotteen välillä, samalla pyrittiin selvittämään, miten rahamarkkinoiden havaittu kireys (marginaalikorko) näkyy em. muuttujissa. Aluksi tarkasteltiin M2:n ja YN:n välistä riippuvuutta transformoitujen muuttujien ristikorrelaatiofunktioista (Kuvio 1, LIITE 1) Neljännesvuositarkastelut on seuraavassa estimoitu periodille 1962/I - 1982/IV, joka käsittää kaikkiaan 84 havaintoa. Kuvioista 1 päätellen voidaan heti epäillä, että voimakas riippuvuus muuttujien välillä ilmenee YN:stä M2:seen viiveillä 1 - 9. Kuvioista tosin nähdään, että feedbackiä esiintyy positiivisilla viiveillä 14 - 18, nämä johtuvat kuitenkin ilmeisesti vain suhdannevaihteluista tai todennäköisemmin kausidifferenssoinnista. Kahden muuttujan kausaalisuustestit eivät kuitenkaan osoittaneet mitään systemaattista riippuvuutta ko. sarjojen ARMA-innovaatioiden välillä. Tarkasti ottaen Kuvion 2 innovaatioiden ristikorrelaatiot osoittavat feedbackiä, mutta selvästikin merkitsevien termien hajanaisuuden takia sarjat muut vaikutukset kuin vaikutus YN --> M2 viiveellä 4, feedback viiveellä -5 M2 :sta YN :ään on ilmeisesti vain sarjojen kausidifferenssoinnista johtuva ylilyönti. Myöhemmissä tarkasteluissa havaitaan, että BKT todellakin on innovaatiotarkastelun mukaisesti M2:n syy noin vuoden viiveellä. Pelkästään satunnaistekijöistä johtuen joka 20 :s ristikorrelaatio on riippumattomien valkoisen kohinan sarjojen välillä tilastollisesti merkitsevä. Luontevaa on keskittyä lähelle nolla-viivettä olevien ristikorrelaatioiden ja talousteorian implikoimiin riippuvuuksiin. Ristikorrelaatiotarkasteluissa merkitsevyysrajoina riippumattomille normaalisisille valkoisen kohinan sarjoille käytetään rajoja $+2/\sqrt{T}$ ja $-2/\sqrt{T}$, jossa T on havaintojen lukumäärä differenssointien jälkeen. Em. riippumattomuusilmiö on tavallinen lopputulos Piercen ja Haughin menetelmässä, koska taloudelliset sarjat tuntuvat olevan yleensä vain heikosti riippuvia taloudellisten suhdannevaihtelujen ja muun autokorrelaation poistamisen jälkeen (vrt. esim. Pierce 1977).

Suodattamattomien sarjojen ristikorrelaatiofunktioiden perusteella näytti myös siltä, että YN:n ja marginaalikoron (RCBT) välillä olisi selvä feedback-riippuvuus, ensin RCBT:stä viiveillä 2 - 4 negatiivinen vaikutus YN:ään ja toisaalta varsin pitkä positiivimerkkinen vaikutus YN:stä RCBT:hen viiveillä 4 - 9 (Kuvio 3). Sen sijaan M2:n ja RCBT:n välillä ei näytä transformoitujen muuttujien välillä olevan kuin heikohko riippuvuus RCBT:stä M2:teen viiveillä 2-3 (Kuvio 4), paitsi varsin pitkällä suhdanneviiveillä (posit. 19-20 ja negat. 12-15). Kahden muuttujan innovaatiokorrelaatiot eivät osoittaneet mitään merkitsevää riippuvuutta marginaalikoron ja M2:n tai marginaalikoron ja YN:n välillä. Sama yllättävä marginaalikoron ja näiden kahden muun muuttujan riippumattomuus välillä säilyi edelleen WMTS:llä tehdyissä 3 muuttujan tarkasteluissa (neljännesvuosisarjoilla) (ks. Taulukko 2 ja Kuvio 5). Kuvio 5 tosin osoittaa 9 kuukauden viiveellä merkitsevää negatiivista vaikutusta

marginaalikorosta BKT:seen, mutta tämäkin voi johtua pelkästään BKT:n D4-differenssoinnista tms., koska taulukon 2 mukaan asia ei saanut varmistusta.

Sarjojen eri alkutransformaatioilla ei logaritmoinnin ja sitä kautta eksponentiaalisen nimellisen kasvun poistamisen jälkeen ollut suurtaakaan merkitystä. Sekä YN:lle että M2:lle suoritettiin logaritmiset vuosidifferenssoinnit ennen vektoriautoregressiotarkasteluja. Marginaalikorko jätettiin sellaisenaan tasosarjaksi. Luoton hinta vaikuttaa siis neljännesvuosiaineistolla tasona muihin suureisiin, ei niinkään sen muutos. Muiden muuttujien alustavissa tarkasteluissa lyhyen pääoman tuonti ja pankkien antolainauksen muutokset transformoitiin operaatiolla

$(1 - B^4) \times (1 - B)$ kumpikin, tosin näytti siltä, että pankkien antolainaus olisi tarvinnut vielä yhden differenssoinnin lisää, mutta tulosten ei tämän takia havaittu kokeiluissa muuttuvan. Nämä kaksi muuttujaa korreloivat alkuperäisen ristikorrelaatiokuvion perusteella vain samanaikaisesti, joten mihinkään ARMA-suodatukseen ei kannattanut ryhtyä. Pankkien lainananto ja marginaalikorko olivat transformoiduilla ja differenssoituilla sarjoilla yksisuuntaisesti riippuvia RCBT \rightarrow PANKANTO. Mutta sarjojen oman sarjakorrelaation suodattamisen jälkeen ei riippuvuutta pystytä enää identifioimaan (Kuviot 9 ja 10). Pankkien antolainaus ja lyhyen pääoman tuonti näyttivät alkuperäisillä sarjoilla myös yksisuuntaisesti PANKANTO \rightarrow LYHPÄÄOMA riippuvilta, mutta sekin eliminoitui innovaatiotarkasteluissa (Kuvio 8).

Lyhyen pääoman tuonti ja marginaalikorko osoittautuivat ristikorrelaatiofunktion mukaan täysin riippumattomiksi, joten mitään ei myöskään näiden sarjojen suhteen ollut tehtävissä (Kuvio 6).

Lyhyen pääoman tuonnin heikko riippuvuus muihin muuttujiin näkyi myös sen korrelaatioissa M2:n eri viiveisiin, sillä mikään näistäkään ei osoittautunut merkitseväksi.

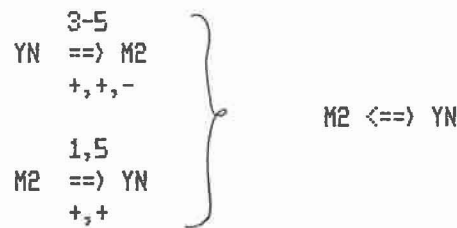
Eräänä muuttujana kokeiltiin myös vientiä, mutta vienninkään innovaatiot eivät olleet esim. BKT:n kanssa kuin samanaikaisesti korreloituneita. (Kuvio 7). Innovaatiosysäys ulkomaisessa vientikysynnässä näyttäisi siis vaikuttavan hyvin nopeasti taloudelliseen aktiviteettiin kasvuun kolmen kuukauden sisällä eikä sen pidempiä odottamattomia sopeutumisaikutuksia ilmene.

Tarkasteltujen muuttujien väliset riippuvuudet jäivät siis oletettua paljon heikommiksi, ja koska yleensä alkuperäiset muuttujat eivät osoittautuneet merkittävästi korreloituneiksi eri viiveillä, niin menettelytapaa olisi ollut turha jatkaa eteenpäin, sillä käytetyt menetelmät yleensä vain suodattavat pois näistäkin riippuvuuksista ns. näennäistä lineaarista yhteisvaihtelua. Kaikesta päätellen käytetty Piercen ja Haughin menetelmä sopii vain voimakkaiden riippuvuuksien jatkoanalysointiin.

VI.2 Kolmen muuttujan vektori ARMA-mallit

Taulukossa 2 on tulostettu BKT:lle, M2:lle ja marginaalikorolle estimoitu kolmen muuttujan ARMA-malli neljännesvuosisarjoille 1962/I - 1982/IV. Alkuperäisten muuttujien varsin voimakkaat ristikorrelaatiot kuivuivat odotusten vastaisesti kokoon sekä 2-muuttujan innovaatiotarkasteluissa että 3-muuttujan ARMA-regressioissa. Ainoa voimakas riippuvuus 3-muuttujan tapauksessa (ja joka myös puhdisti hyvin residuaalit korrelaatiosta) oli YN:n vaikutus 3 - 5 vuosineljänneksen viiveellä M2:teen. Aivan lyhyellä 3 kuukauden viiveellä näkyi lievä vaikutus M2:sta nimelliseen BKT:seen, mutta tämä vaikutus ei missään koeajoissa tullut t-arvoltaan merkitseväksi, ilman sitä residuaalien korrelaatiomatriisiin kuitenkin ilmestyi piikki, joten termi päätettiin jättää malliin mukaan. Periaatteessa siis M2:n ja YN:n välillä ilmeni ensin hyvin nopea mutta heikko vaikutus M2:sta YN:ään ja sitten voimakkaampi viivästeinen reaktio takaisin, jonka huippu ajoittuu noin vuoden päähän.

Kausaalisuuslajit:



RCBT \perp M2, YN

VI.3 Kuukausisarjat ja VARMA-mallit

Kolmen muuttujan vektori ARMA -mallien estimoinnit suoritettiin aluksi vuosille 1961 - 1982, mutta koska rahamarkkinaolosuhteet ovat muuttuneet huomattavasti 1970 - luvun aikana päätettiin estimoinnit kokeilujen jälkeen suorittaa periodille 1973/1 - 1982/12. Eräissä kokeiluissa periodille 1976/1 - 1982/12 kokeiltiin marginaalikoron sijaan päiväluottokorkoja, joka ainakin prosessiominaisuuksiltaan käyttäytyy autoprojektiivisemmin kuin marginaalikorko. Tulokset eivät kuitenkaan muuttuneet, joten ne on ilmoitettu vain marginaalikorkoa käyttäen periodille 1973/1 - 1982/12.

Kolmen muuttujan mallit estimoitii lopullisesti ML-menetelmällä. Näissä estimoinneissa oli tarkoituksena tutkia SP:n rahapolitiikkaa kuvaavan marginaalikorkosarjan (RCBT) ja pankkien luotonannon välistä riippuvuutta sekä selvittää rahataloudellisen ekspansion vaikutuksia taloudelliseen aktiviteettiin. Koska BKT:sta ei ole saatavilla kuukausiaineistoa, se korvattiin teollisuustuotannon arvoindeksillä tai teollisuustuotannon volyyymi-indeksillä. Pankkien lainananto eli luotot yleisölle sisältää sekä markka- että valuuttaluotot. Marginaalikorkosarja sisältää tulkinallisesti kaikkien SP:n kontrollissa olevien parametrien (peruskorko, peruskorkoinen kiintiövelka, sakkokorkoasteikon jyrkkyys) yhdistetyn vaikutuksen, jolla keskuspankki pyrki vaikuttamaan pankkien luotonantoon ja rahamarkkinoiden kireyteen.

Harjoitettua rahapolitiikkaa voidaan Huomon ja Korkmanin (1979, s.9) mukaan pitää muuttumattomana, jos keskuspankki aktiivisin toimenpitein vain neutraloi keskuspankkivelan kysynnän vaihteluja rahamarkkinoiden tilaindikaattoreihin. Marginaalikoron tulisi kuitenkin heijastaa kaikkia niitä vaikutuksia, jotka muuttavat pankkien asemaa luotonkysyjinä. Pankkien saamat talletukset ovat lyhyellä aikavälillä liikepankkien kontrollin ulkopuolella, joten liikepankkien optimaalisen keskuspankkivelan määrän pitäisi teorian mukaan määräytyä keskuspankkivelan marginaalikoron tai päiväluottokoron funktiona.

Vuoden 1979 alusta Suomen Pankki on velvoittanut liikepankit tallettamaan ns. kassavarantotalletuksia tietyistä osasta markka- ja valuuttamääräisistä talletuksistaan. Tämänkin kontrollivälineen teho alentui hitaasti vuoden 1982 alusta lähtien, sillä sääntelyn piiriin eivät kuuluneet markkinarahatalletukset eivätkä pankkien ulkomainen velka, joiden määrä kasvoi jatkuvasti. Näiden erien kuuluminen kassavarantotalletusten piiriin toteutettiin SP:n toimesta syyskuussa 1984. Vuoden 1984 alkupuolella markkinarahan käyttö kasvoi selvästi suhteessa keskuspankkivelan käyttöön verrattuna.

Taulukko 2. Neljännesvuosisarjoille (M2, YN, RCBT) estimoitu VARMA -malli

Vektori ARMA -malli on yleisesti muotoa

$$\underset{\sim}{\Psi}(B) \underset{\sim}{\Phi}(B^s) \underset{\sim}{z}_t = \underset{\sim}{\theta}_0 + \underset{\sim}{\theta}(B) \underset{\sim}{\Theta}(B^s) \underset{\sim}{a}_t, \text{ jossa}$$

$\underset{\sim}{z}_t$ on $k \times 1$ vektori stationaarisia diskreettejä satunnaismuuttujia $t = 1, \dots, T$

$\underset{\sim}{a}_t$ on $k \times 1$ vektori normaalaisia ja riippumattomasti jakautuneita satunnaismuuttujia odotusarvolla nolla ja kovarianssimatriisilla Σ .

$$\underset{\sim}{\Psi}(B) = I - \underset{\sim}{\psi}_1 B - \dots - \underset{\sim}{\psi}_p B^p \quad \text{AR}(p) \text{-polynomi}$$

$$\underset{\sim}{\theta}(B) = I - \underset{\sim}{\theta}_1 B - \dots - \underset{\sim}{\theta}_q B^q \quad \text{MA}(q) \text{-polynomi}$$

$$\underset{\sim}{\Phi}(B^s) = I - \underset{\sim}{\phi}_1 B^{s-1} - \dots - \underset{\sim}{\phi}_{PS} B^{s-PS} \quad \text{Kausi AR}(PS) \text{-polynomi}$$

$$\underset{\sim}{\Theta}(B^s) = I - \underset{\sim}{\theta}_1 B^{s-1} - \dots - \underset{\sim}{\theta}_{QS} B^{s-QS} \quad \text{Kausi MA}(QS) \text{-polynomi}$$

$s =$ kausiperiodin pituus

Neljännesvuosiaineistolle estimoitu 3-muuttujan empiirinen ARMA-malli (1961/I - 1982/IV)

Käytetyt transformaatiot: M2 --> D4LNM2
 YN --> D4LNYN
 RCBT --> RCBT

ML-estimointitulokset:

$$\begin{aligned} & \begin{matrix} \hat{\psi}_1 \\ \hat{\psi}_2 \\ \hat{\psi}_3 \\ \hat{\psi}_4 \\ \hat{\psi}_5 \\ \hat{\psi}_6 \end{matrix} \begin{bmatrix} 0.32 \\ (0.1) \\ 0.09 \\ (0.06) \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ 0.53 \\ (0.09) \end{bmatrix} + \begin{matrix} \hat{\psi}_2 \\ \hat{\psi}_3 \\ \hat{\psi}_4 \\ \hat{\psi}_5 \\ \hat{\psi}_6 \end{matrix} \begin{bmatrix} 0.34 \\ (0.09) \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{bmatrix} + \begin{matrix} \hat{\psi}_3 \\ \hat{\psi}_4 \\ \hat{\psi}_5 \\ \hat{\psi}_6 \end{matrix} \begin{bmatrix} 0.16 \\ (0.06) \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{bmatrix} + \begin{matrix} \hat{\psi}_4 \\ \hat{\psi}_5 \\ \hat{\psi}_6 \end{matrix} \begin{bmatrix} 0.15 \\ (0.07) \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{bmatrix} + \begin{matrix} \hat{\psi}_5 \\ \hat{\psi}_6 \end{matrix} \begin{bmatrix} -0.13 \\ (0.07) \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{bmatrix} + \begin{matrix} \hat{\psi}_6 \end{matrix} \begin{bmatrix} \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ -0.32 \\ (0.07) \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{M2} \\ \text{YN} \\ \text{RCBT} \end{bmatrix} \\ & = \begin{matrix} \hat{\theta}_0 \\ \hat{\theta}_1 \end{matrix} \begin{bmatrix} 0.19 \\ (0.006) \\ 0 \\ 6.25 \\ (1.4) \end{bmatrix} + \begin{matrix} \hat{\theta}_1 \\ \hat{\theta}_2 \\ \hat{\theta}_3 \end{matrix} \begin{bmatrix} 0.96 \\ (0.06) \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ 0.56 \\ (0.1) \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \\ a_{3t} \end{bmatrix}, \quad \hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} 0.0004 & & \\ 0.000001 & 0.0009 & \\ -0.007 & 0.03 & 24.63 \end{bmatrix} \\ & \begin{matrix} \hat{\theta}_0 \\ \hat{\theta}_1 \end{matrix} \begin{matrix} \hat{\theta}_1 \\ \hat{\theta}_2 \\ \hat{\theta}_3 \end{matrix} \begin{matrix} \hat{a}_t \end{matrix} \end{aligned}$$

Taulukossa 3 on esitetty muuttujille RCBT, IGP(V) ja BLP identifioitu ja estimoitu vektori ARMA-malli. Mallin implikoimat kausaalisuuslajit voidaan esittää seuraavasti:

$$\begin{aligned} \text{IGP(V)} & \Rightarrow \text{RCBT} \\ \text{RCBT} & \Rightarrow \text{BLP} \end{aligned}$$

Tuloksista nähdään, että marginaalikorko vaikuttaa odotetusti pankkien luottoja yleisölle alentavasti neljän kuukauden viiveellä. Yllättävää on se, että riippuvuutta ilmenee merkitsevästi vain tällä viiveellä. Residuaalien kovarianssimatriisista voidaan laskea, että kuukausisarjat eivät ole samanaikaisesti korreloituneita, joten Granger-kausalisuudet eivät tämän takia näytä kyseenalaisilta.

Alkuperäisten sarjojen ristikorrelaatiofunktio antoi olettaa pidempää ja voimakkaampaa vaikutusta n. 3 - 9 kuukauden aikana. RCBT:n osalta tulokseen olisivat voineet vaikuttaa sille suoritettu yhden periodin differensointi, joka akf:n perusteella oli kuitenkin välttämätön. Tämän takia marginaalikorkoa testattiin myös ilman log-transformaatiota ja differensointia, mutta tulokset eivät tämänkään vuoksi muuttuneet. Transformoimattomalle RCBT sarjalle suoritettu estimointi osoitti toisen negatiivisen piikin olemassaolon 7:llä kuukaudella, muuten tulokset olivat samat. Myös teollisuustuotannon arvonmuutos vaikuttaa vain tilapäisesti marginaalikoron muutoksiin 1 - 2 kuukauden aikana, ensin positiivisesti ja sitten negatiivisesti heti seuraavana kuukautena. Muuttujien välillä ei ollut samanaikaista riippuvuutta, joten tarkasteltu havaintoväli on tarpeeksi lyhyt Granger-kausalisuuden esiintymisen edellytysten kanssa.

Marginaalikoron ja pankkiluottojen välinen heikohko riippuvuus on sikäli yllättävä, että muuttujien välillä ei pitäisi olla mitään ns. kolmatta kontrollimuuttujaa, joka eliminoisi riippuvuuden. Pankit ovat tosin voineet tarkasteluperiodilla substituoida keskuspankkivelkaa muilla rahoituslähteillä (markkinaraha, ulkomaiset pääomaliikkeet), mutta kp.velan hinnan kasvun pitäisi kyllä näkyä hiukan voimakkaammin luotonannon ja rahamarkkinoiden kiristymisenä.

Taulukko 3. Kuukausisarjoille (RCBT, IGP(V), BLP) estimoitu VARMA-malli periodina 1973/1 - 1982/12 (N = 120, T = 103)

Käytetyt transformaatiot: RCBT --> D LNRCBT = Z
 IGP(V) --> DD12 LNIGP(V) = Z
 BLP --> D LNBLP = Z

1t
 2t
 3t

ML-estimointitulokset:

$$\begin{matrix} \hat{e}_1 \\ \hat{e}_2 \\ \hat{e}_3 \\ \hat{e}_4 \\ z_t \\ \hat{a}_t \end{matrix}
 \begin{bmatrix} \cdot & 0.79 & \cdot \\ (0.31) & & \\ \cdot & -0.38 & \cdot \\ (0.09) & & \\ \cdot & \cdot & 0.31 \\ & & (0.09) \end{bmatrix}
 \begin{bmatrix} \cdot & -0.59 & \cdot \\ (0.29) & & \\ \cdot & -0.33 & \cdot \\ (0.09) & & \\ \cdot & \cdot & 0.32 \\ & & (0.09) \end{bmatrix}
 \begin{bmatrix} -0.31 & \cdot & \cdot \\ (0.08) & & \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & 0.25 \\ & & (0.09) \end{bmatrix}
 \begin{bmatrix} \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ -0.009 & \cdot & \cdot \\ (0.004) & & \end{bmatrix}
 \begin{bmatrix} Z \\ 1t \\ Z \\ 2t \\ Z \\ 3t \end{bmatrix}
 =
 \begin{bmatrix} a \\ 1t \\ a \\ 2t \\ a \\ t3 \end{bmatrix}$$

$$\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} 0.021 & & \\ -0.0001 & 0.002 & \\ 0.00001 & -0.000005 & 0.00007 \end{bmatrix}
 \quad \hat{\Sigma}_0(a) = \begin{bmatrix} 1.00 & & \\ -0.02 & 1.00 & \\ 0.01 & -0.01 & 1.00 \end{bmatrix}$$

tai toisin kirjoitettuna

$$(1 + 0.31B^3) RCBT_t = (1 + 0.79B - 0.59B^2) IGP(V)_t + a_{1t}$$

$$(1 + 0.38B + 0.33B^2) IGP(V)_t = a_{2t}$$

$$(1 - 0.31B - 0.32B^2 - 0.25B^3) BLP_t = (1 - 0.009B^4) RCBT_t + a_{3t}$$

Kausaalisuuden pitäisi a priori teorian mukaan kulkea ketjuna RCBT ==> BLP ==> IGP(V). Mitään välillistä kausaalisuutta BLP:n kautta ei löydetty, lisäksi voimakas havaittu riippuvuus oli IGP(V) ==> RCBT, jonka ei pitäisi olla näin nopea ja voimakas. Tähän tulokseen ei vaikuta edes IGP(V):lle suoritettu kausidifferensointi, sillä sarjalle kokeiltiin myös kausi-AR(1) termiä differensoin-

nin sijaan, joka sai arvon $(1 - 0.98B^{12}) \approx (1 - B^{12})$.

Taulukossa 4 on esitetty estimoitu malliversio, jossa teollisuustuotannon arvoindeksin sijaan on käytetty sen volyyymi-indeksiä. Tulokset eivät kuitenkaan muuttuneet kausaalisuuslajien osalta lainkaan.

Taulukossa 5 on edelleen esitetty malliversio, jossa nimellinen pankkien luotonanto on deflatoitu reaalisesti kuluttajahintaindeksillä. Taulukosta nähdään kausaalisuuslajit,

	1,2	
IGP(R)	==>	RCBT
	+,-	
	4	
RCBT	==>	BLP
	-	
	2	
BLP(R)	==>	IGP(R)
	-	
	12	
BLP(R)	==>	RCBT
	+	

jossa kaksi viimeistä ovat "uusia". Pankkien lainanannon negatiivinen vaikutus reaaliseseen teollisuustuotantoon kahden kuukauden viiveellä on etumerkiltään odotusten mukainen, joskin yllättävän varhainen. Sen sijaan kausi-AR(1)-termi BLP ==> RCBT on osittain teorian vastainen, koska RCBT:n pitäisi olla päätösinstrumentti ja BLP:n tavoitemuuttuja. Toisaalta päätösviiveen ei pitäisi olla näin pitkä, jos sitä tulkittaisiin aitona relaationa. Pankkien luotonannon differensoinnin jälkeen lisäksi voidaan

käyttää kausi-AR(1) -termiä $(1 - 0.23B^{12})$, mutta tälläkään ei ole kausaalisuuslajien kannalta merkitystä.

Taulukko 4. Kuukausisarjoille (RCBT, IGP(R), BLP) estimoitu VARMA-malli

Käytetyt transformaatiot: RCBT --> D LNRCBT = Z
 IGP(V) --> DD12 LNIGP(R) = Z
 BLP --> D LNBLP = Z

1t
2t
3t

ML-estimointitulokset:

$$\begin{bmatrix} \hat{\varphi}_1 \\ \hat{\varphi}_2 \\ \hat{\varphi}_3 \\ \hat{\varphi}_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.73 \\ (0.32) \\ -0.42 \\ (0.10) \\ \cdot \\ 0.32 \\ (0.09) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\varphi}_2 \\ \hat{\varphi}_3 \\ \hat{\varphi}_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.67 \\ (0.32) \\ -0.39 \\ (0.10) \\ \cdot \\ 0.32 \\ (0.09) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\varphi}_3 \\ \hat{\varphi}_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.32 \\ (0.08) \\ \cdot \\ -0.23 \\ (0.10) \\ \cdot \\ 0.25 \\ (0.09) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\varphi}_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.009 \\ (0.004) \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z \\ 1t \\ Z \\ 2t \\ Z \\ 3t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a \\ 1t \\ a \\ 2t \\ a \\ 3t \end{bmatrix}$$

$$\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} 0.021 & & & \\ -0.0005 & 0.0017 & & \\ 0.00009 & -0.00002 & 0.00007 & \end{bmatrix} \quad \hat{\rho}_0(a) = \begin{bmatrix} 1.00 & & \\ -0.08 & 1.00 & \\ 0.07 & -0.06 & 1.00 \end{bmatrix}$$

Taulukko 5. Kuukausisarjoille (RCBT, IGP(R), BLP(R)) estimoitu VARMA-malli
 periodina 1973/1 - 1982/12, (N = 120, T = 91)

Käytetyt transformaatiot: RCBT --> D LNRCBT = Z
 IGP(V) --> DD12 LNIGP(R) = Z
 BLP --> D LNBLP(R) = Z

1t
2t
3t

ML-estimointitulokset:

$$\begin{bmatrix} \hat{\varphi}_1 \\ \hat{\varphi}_2 \\ \hat{\varphi}_3 \\ \hat{\varphi}_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.74 \\ (0.29) \\ -0.43 \\ (0.10) \\ \cdot \\ \cdot \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\varphi}_2 \\ \hat{\varphi}_3 \\ \hat{\varphi}_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.53 \\ (0.29) \\ -0.40 \\ (0.10) \\ -0.05 \\ (0.02) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\varphi}_3 \\ \hat{\varphi}_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.23 \\ (0.09) \\ \cdot \\ -0.24 \\ (0.10) \\ \cdot \\ -0.011 \\ (0.008) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\varphi}_4 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 3.09 \\ (1.01) \\ \cdot \\ \cdot \\ \cdot \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z \\ 1t \\ Z \\ 2t \\ Z \\ 3t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a \\ 1t \\ a \\ 2t \\ a \\ 3t \end{bmatrix}$$

$$\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} 0.017 & & & \\ -0.0008 & 0.002 & & \\ -0.0002 & 0.00004 & 0.00001 & \end{bmatrix} \quad \hat{\rho}_0(a) = \begin{bmatrix} 1.00 & & \\ -0.14 & 1.00 & \\ -0.15 & 0.09 & 1.00 \end{bmatrix}$$

VII. RAHAPOLITIIKKA JA ODOTUKSET

Lopuksi tarkastellaan lyhyesti rahapolitiikkaa koskevien odotusten todennäköistä merkitystä taloudellisen aktiviteetin kannalta. Jos taloudenpitäjillä on oikea kuva talouden toiminnasta ja he pystyvät käyttämään tehokkaasti hyväkseen kaiken saatavilla olevan informaation ts. jos heillä on rationaaliset odotukset talouden tulevasta kehityksestä, niin julkisen vallan suhdanteita tasoittavalla finanssipolitiikalla ei voi olla merkitystä. Rationaalisten odotusten koulukunnan edustajien mukaan tämä johtuu siitä, että julkisen vallan toimenpiteet ovat odotettuja ja taloudenpitäjät ottavat ne huomioon omaa käyttäytymistään suunnitellessaan. Tätä ns. neutraalisuushypoteesia on testattu myös rahapolitiikan osalta esim. Mishkinin (1982) tutkimuksessa. Tällöin neutraalisuushypoteesi implikoi, että odotetuilla rahan tarjonnan muutoksilla ei ole vaikutusta BKT:n kehitykseen.

ARMA-mallien avulla mikä tahansa stationaarinen aikasarja on jaettavissa systemaattisen oman menneisyyden generoimaan odotettuun osaan ja odottamattomaan innovaatio-osaan. Tällöin rahapolitiikan eri osien vaikutusta reaalityaloudelliseen kehitykseen voidaan testata mallilla

$$Y_{N_t} = \sum_{t=0}^M B_t \text{ inno} M2_t + \sum_{t=0}^M C_t \text{ odot} M2_t + e_t$$

Rationaalisten odotusten hypoteesin mukaan nollahypoteesin $H_0: C_t = 0, \forall t$ ollessa voimassa vain odottamattomilla rahapolitiikan muutoksilla voi olla merkitystä BKT:n muutoksille. Mishkin (1982) käytti rahan tarjonnan odotetun komponentin proxya regressiosovitetta, jossa selittäjänä olivat $M1:n$, $M2:n$, $Y_{N:n}$ ja $Y_{R:n}$ neljää viivästettyä muutosta sekä eräitä muita keskeisiä aggregaattimuuttujia. Erona tässä suoritettuun testiin on se, että ARMA-mallin odottamattomat komponentit ovat sarjakorreltoimattomia. Samanaikaisilla log-muutoksilla estimoidun regressioyhtälön

$$D4LNY_{N_t} = 0.10 + 0.22 \text{ inno} M2_t + 0.29 \text{ odot} M2_t \quad R = 0.03$$

(2.86) (0.89) (1.10) F = 1.05

(sulkeissa t-arvot)

F-testi rajoitukselle $C_0 = 0$, $F(1,77) = 1.19$

mukaan ei osoittanut nollahypoteesirajoitusta l. neutraalisuusrajoitusta merkitseväksi. Kuvion 11 perusteella ei myöskään kannata kokeilla odottamattomien rahan tarjonnan muutosten viiveiden vaikutusta kansantuloon, koska ajallinen riippuvuus kulkee paremminkin BKT:sta $M2:n$ viivästettyihin innovaatiotermeihin. Suoritettujen otosristikorrelaatiotarkastelujen perusteella näytti siltä, että kansantulon odotetulla komponentilla voitaisiin ennakoida rahan tarjonnan odottamattomia muutoksia (Kuvio 12), mutta regressiotarkastelut eivät tukeneet tätäkään relaatiota.

Toiseksi käytännössä voi olla hyödytöntä erotella ja ennustaa rahan tarjonnan muutoksesta nimenomaan sen odottamatonta komponenttia.

$$M2_t = \overset{\text{inno}}{-0.03} - \overset{\text{od}}{0.05} YN_t + \overset{\text{od}}{0.15} YN_{t-1} + \overset{\text{od}}{0.005} YN_{t-2} + \overset{\text{od}}{0.11} YN_{t-3}$$

$R^2 = 0.14, F = 2.99$

Otosristikorrelaatioiden avulla tutkittiin alustavasti myös marginaalikoron sekä YN:n ja M2:n odotetun ja odottamattomien komponenttien välistä riippuvuuksia. Mitkään näistä riippuvuuksista eivät kuitenkaan olleet selvästi merkitseviä.

Suoritettujen tarkastelujen perusteella voidaan todeta, että Suomessa rahan tarjonnan kummallakaan komponentilla ei näytä olevan lyhyellä aikavälillä selitysvoimaa kansantulon muutoksille. Tulokset eivät tue (joskaan eivät myöskään hylkää) ns. neutraalisuushypoteesia, jonka mukaan vain odottamattomilla rahan tarjonnan muutoksilla olisi vaikutusta BKT:seen. Mishkin (1982) sitävastoin sai tuloksen, jonka mukaan REH-neutraalisuushypoteesi tuli selvästi hylätyksi USA:n aineistolla. Suomessa taas pätee paremminkin ns. akkomodaatiohypoteesi, joka implikoi rahan tarjonnan reagoivan BKT:n muutoksista aiheutuvaan rahan transaktiokysyntään.

VIII. VERTAILU MUIHIN TUTKIMUKSIIN

Kausaalisuustestit aloitti varsinaisesti C.A. Sims v. 1972, jossa hän pyrki testaamaan monetaristista hypoteesia, jonka mukaan rahan tarjonnan lisäys aiheuttaa muutoksia taloudellisessa aktiviteetissa. Jos päinvastoin rahailluusiota ei olisi ts. rahan tarjonnan kasvu ei vaikuttaisi reaalityaloudellisiin toimiin, niin rahan tarjonnan kasvu olisi neutraalia rahapolitiikkaa muilta osin kuin että se näkyisi inflaatiovauhdin nopeutumisessa.

Sims (1972) havaitsi USA:n aineistolla BKT:n ja M2:n välillä selvän Granger-kausalisuuden M2:sta BKT:seen. Myöhemmin Sims (1980) on kuitenkin revidoinut tulkintojaan ko. riippuvuuden luonteesta ja todennut, että monetaristinen selitys jatkuvista odotusvirheistä rahan tarjonnassa ei vaikuta luonteelta ja rahan tarjonnan positiivinen vaikutus taloudelliseen aktiviteettiin on ilmeisesti vain näennäistä. Simsin hypoteesia on Piercen ja Haughin tekniikalla testattu Suomessa v. 1977 tutkimuksessa Kannianen, Lilleberg ja Suvanto : Raha-varanto ja taloudellinen aktiviteetti, jossa havaittiin, että rahan tarjonnan lisäys aiheuttaa vain lyhyen ja tilapäisen lisäyksen tuotannossa. Sen sijaan em. tutkimuksessa ei havaittu edellä esiintyvää voimakasta feedback-reaktiota takaisin YN:stä M2:seen. Suoritetut tarkastelut implikoivat neljännesvuosisarjoilla itse asiassa vain voimakkaan yksisuuntaisen ennustettavuuden YN:stä M2:seen.

Uudemmassa C. Hsiao'n (1982 b) tutkimuksessa, jossa tutkittiin kolmea muuttujaa BKT, M2 ja pankkikorkoa (BR) yhdessä havaittiin, että korko on ensisijainen muutostekijä tuloille ja rahan tarjonnalle ja että tulovaikutukset korkojen muutoksesta ovat varsin vähäisiä. Hsiao'n Kanadan aineistolla suorittamat tarkastelut osoittivat, että Kanadan pankki yrittää nähtävästi ylläpitää "sopivia valuuttakursseja" ja "sopivia luottoehtoja", siinä määrin kun pankki yrittää säännellä korkoja eikä niinkään rahan tarjontaa. Hsiao epäili myös, että ulkomaisilla rahamarkkinavaikutuksilla on todennäköisesti vaikutusta rahavarannon muutoksiin ja korkoreaktioihin. Valitettavasti suorittamamme suomalaiset tarkastelut eivät osoittaneet mitään yhtä voimakkaita riippuvuuksia.

Hsiao'n tulosten mukaan nimellistulo (BKT) ei riipu M2:n vaihtelusta kuin tilapäisesti, joka Simsin tulkinnan mukaan on tulkittavissa monetaristien kantaa vastaan sikäli, että nimellistulojen määräytyminen tapahtuu lähinnä muiden reaalityaloudellisten aggregaattien (vientä, tuonti, kulutus ja investoinnit) toimesta eikä niinkään nimellisestä rahan tarjonnan vaihteluista.

Nuolikaavioiden avulla Hsiao'n tulokset voidaan esittää seuraavasti:

2 muuttujan mallit

BKT \rightarrow M2
BKT \leftrightarrow BR
BR \rightarrow M2

3 muuttujan mallit

BKT \rightarrow M2 (välillisesti)
BKT \leftrightarrow BR
BR \Rightarrow M2
M2 \neq BKT
M2 \neq BR

Hsiao'n (1982 b) tulokset vaihtelivat suuresti valitun vahvistuskriteerin (LR,FPE) mukaan, mutta kvalitatiivisesti selvin tulos oli pankkikoron ensisijainen asema vaihtelujen aiheuttajana BKT:lle ja M2:lle, joskin koron vaikutus tuloihin oli minimaalinen.

Hsiao'n (1981) tarkastelu USA:n neljännesvuosiaineistolla 1947/I - 1977/IV osoitti M1:n ja BKT:n välillä vuorovaikutuksen kuvaavan parhaiten ko. muuttujien relaatiota. M2:n ja BKT:n välinen stabiilimpi riippuvuus sitävastoin osoitti yksisuuntaista kausaalisuutta M2:sta BKT:seen. Tulokset FPE-kriteerillä valittujen mallien tulosten kanssa olivat herkkiä AR-polynomin asteen valinnalle ja datan valkaisulle.

Osbornin (1983) tarkasteluissa Kanadan neljännesvuosiaineistolla 1955/I - 1977/IV havaittiin BKT:n aiheuttavan M2:n yksisuuntaisesti, joskin vahvistuskriteerinä käytetty AIC ei tätä vahvistanut. Kolmen muuttujan (BKT,M1,M2) tarkasteluissa havaittiin seuraavat relaatiot

BKT \Rightarrow M2
M2 \Rightarrow BKT

Osbornin mukaan ottamalla huomioon vuorovaikutus M1:n ja M2:n välillä saadaan kahden muuttujan malleissa havaitut relaatiot

BKT \Rightarrow M1 ja
BKT \Rightarrow M2

näyttämään näennäisiltä. Kuitenkin kausaalisuus M2 \Rightarrow BKT pysyi edelleen merkitsevänä, kuten Simsin (1972) tulos jo aikoinaan osoitti.

IX. JOHTOPÄÄTÖKSET

Löytämämme empiiriset riippuvuudet ovat olleet odotettua heikompia, eivätkä aina odotetun suuntaisia. Neljännesvuosiaineistolla löysimme siis M2:n aiheuttavan nimellistulon yhden neljänneksen viivästyksellä (heikko vaikutus) sekä nimellistulojen olevan M2:n syy kolmesta viiteen vuosineljänneksen viivästyksellä. Voimakkaampi feedback-reaktio M2:sta nimelliseen kansantuloon ilmenee viiden neljännesvuoden viiveellä, mutta on oletettavaa, että se on vain eräänlainen dynaaminen palautereaktio aikaisemmista voimakkaammista vaikutuksista. Keskuspankkivelan marginaalikorko ja edellä mainitut muuttujat osoittautuivat täysin riippumattomiksi. Tulokset eivät juuri muuttuneet kuukausikokeiluissa. Näiden tulosten valossa voidaan päätellä rahamäärällä olleen heikko positiivinen vaikutus nimellistulokehitykseen neljän kuukauden viivästyksellä. Lavean rahan muutokset seuraavat määritelmällisesti joko keskuspankkirahan tarjonnan muutoksista, pankkien luotonlaajennusprosessin muutoksesta, yleisön talletuskäyttäytymisen muutoksesta tai maksutaseen ylijäämän seurauksena. Suomessa rahapolitiikkaa ei ole harjoitettu raha-aggregaatin kontrolloimisen kautta. Näin ollen rahapolitiikka on vaikuttanut lavean rahan kehitykseen ainoastaan siinä määrin kuin muiden välitavoitemuuttujien kautta harjoitettu politiikka on heijastunut rahavarantoon. Edellä luetelluista rahaperustan ulkomainen komponentti (maksutaseen ylijäämä) ja talletuskehitys ovat loogisesti mahdollisia syitä edellä mainittuun kausaalisuusvaikutukseen.

Nimellistulojen muutos on puolestaan aikaansaanut samanmerkkisen muutoksen laveassa rahassa. Tämä lienee seurausta (suhdannepolitiikan kannalta viivästyneestä) keskuspankin reaktiosta vaihtotaseen tasapainoon ja inflaation kiihtymiseen sekä tulokehitykseen läheisesti liittyvästä talletuskehityksestä. Suhdannenousun alkuvaiheissa vientikysyntä aiheuttaa vaihtotaseen kääntymisen positiiviseksi ja tätä kautta rahantarjonnan ulkomaisen komponentin kasvamisen. Investointitoiminnan elpymisen sekä nousseen aktiviteetin seurauksena tuonti kääntyy kasvuun ja vaihtotase muuttuu vajaukselliseksi. Tämä supistaa rahantarjontaa. Jos vastaavalla hetkellä keskuspankki vielä kiristää rahapolitiikkaa (jonka päämääränä ilmeisesti ulkoinen tasapaino näyttelee merkittävää osaa) rahantarjonnan kotimainen komponenttikin (lähinnä liikepankkien keskuspankkivelka) supistuu vaikuttaen suhdannekehitykseen myös kiristyneen likviditeetin (eikä ainoastaan luotonsaatavuuden) kautta. Vastaavana aikana myös kotimainen tulokehitys on kääntynyt laskuun tai kasvu on ainakin taittumassa. Voitaneen päätellä, että rahapolitiikka ei ainakaan ole ollut suhdannevaihteluita tasoittavaa (likviditeetin M2 kautta tulevien vaikutusten osalta). Se, että marginaalikorko ei toiminut odotetulla tavalla ja rahapolitiikkamekanismin kannalta perustellusti viittaa siihen, että tarkasteluperiodeilla keskuspankin rahapolitiikkasääntö on vaihdellut. Toinen keskeinen syy on se, että marginaalikorko ei ole keskuspankkipolitiikan päätöseräinen indikaattori. Marginaalikorko heijastaa sekä keskuspankin, että pankkien toimenpiteitä. Esimerkiksi vanhan keskuspankkikorkoasteikon voimassaoloaikana keskuspankki reagoi muuttamalla korkoasteikkoaan, johon puolestaan pankit reagoivat (nopeasti sopeuttamalla ulkomaisia nettosaamisiaan sekä hitaasti luottokantaansa sopeuttamalla). Näiden reaktioiden yhteisvaikutuksena muodostuu marginaalikorko, josta ei voi erotella eri osapuolten reaktioita. Marginaalikoron käyttäminen tässä yhteydessä liittyy sen puoliviralliseen asemaan, jonka seurauksena keskuspankki harjoittanee

politiikkaansa marginaalikorkosarjan antamaan informaatioon luottaen (tosin luonnollisesti omat reaktionsa tietäen). Toinen syy on yleisesti hyväksytyn päätösperäisen indikaattorin puuttuminen.

Suoritimme kokeiluja myös Suomen kannalta enemmän perinteisillä käsitteillä. Kuukausittainen kansantuoteindikaattori (koko teollisuuden tuotanto) on 1 kuukauden viiveellä marginaalikoron positiivinen syy ja kahden kuukauden viiveellä negatiivinen syy. On huomattava, että estimointiperiodi on ollut edellisiin verrattuna lyhyempi (1973-1982), minkä seurauksena rakennemuutos saattaa vaikuttaa heikosti tuloksiin. Ensimmäinen kuukauden vaikutus voitaneen tulkita keskuspankin (nopeaksi) reaktioksi suhdannevaiheisiin sekä osittain tuotannon muutoksen sinälään vaatimaan transaktiokassojen muutokseen. Tämän ja edellisesten tarkastelujen perusteella voidaan siis tulkita, että keskuspankki reagoi nopeasti suhdannevaiheisiin korkoasteikkoa (tai päiväkorkoa) muuttamalla. Marginaalikorko liikkuu vastakkaiseen suuntaan seuraavan kuukauden aikana pankkien sopeuttaessa luottokantaansa ja keskuspankkiluoton määrää uutta tilannetta vastaavaksi. Tarkasteluperiodeina ei marginaalikorolla näytä olleen (neljän kuukauden piikkiä lukuunottamatta) merkittävää vaikutusta taloudelliseen aktiviteettiin. Tilanne lienee tulkittavissa niin, että politiikkasääntöjen muuttuminen kesken tarkasteluperiodien on aiheuttanut tämän relaation katoamisen aineistosta. Jos politiikkasääntö on ollut keskuspankkiluoton määrän kontrolloiminen, on marginaalikorko vaihdellut politiikantekijän ja pankkien reaktioiden yhteisvaikutuksesta (tähän ovat aiheuttaneet viiveitä ja heilahteluja luottokannan hidas sopeuttaminen), jos taas politiikkasääntö on ollut keskuspankkiluottokoron kontrolloiminen, on keskuspankkiluoton määrä vaihdellut, mutta korko ollut vakaa. Kummatkin edellä kuvatuista politiikkasäännöistä ovat olleet käytössä estimointiperiodeilla, joten on selvää, ettei marginaalikoron ja taloudellisen aktiviteetin välille saada kausaalisuussuhdetta.

Tutkimukseen sisältyy eräitä suuria yllätyksiä. Esimerkiksi kotimaisella antolainauksella (markka ja valuuttamääräinen pankkien antolainaus) ei ollut vaikutusta tuotannon kehittymiseen. Tämä voimistaa näkemystä, jonka mukaan investointipäätökset riippuvat Suomessa kysyntäodotuksista, eivätkä rahoitustekijöistä (ks. Lahdenperä 1983). Sen sijaan transaktiokassojen saatavuudella on ollut heikko vaikutus (vrt. M2 ja BKT). Toinen yllättävä piirre oli marginaalikoron ja pankkiluottojen heikko riippuvuus toisistaan: ainoastaan neljän kuukauden viiveellä marginaalikorko vaikutti negatiivisesti luotonantoon. Tämä asettaa marginaalikoron indikaattori- ja kuvausvoiman kyseenalaiseksi tai vaihtoehtoisesti koko keskuspankkivelkajärjestelmän teorian kyseenalaiseksi. Sen sijaan odotetusti lyhyet pääomanliikkeet eivät toimineet tarkasteluissa hyvin. Tämä johtuu pitkälti valuuttavarannon kuukausittaisen muutosten perusteella laskettavan sarjan epämääräisestä sisällöstä: se sisältää varsinaisten transaktioiden lisäksi myös kurssimuutosten vaikutukset varantoon. Ulkomaisten rahoituserien kohdalla muutenkin voidaan todeta rakennemuutoksen olleen niin voimakasta 1970-luvulla, ettei tuloksia saatu.

Tiivistäen johtopäätökset kuukausi- ja neljännesvuosi kausaalisuuslajeista olivat osittain yllätyksellisiä. Neljännesvuosisarjoilla heikko vaikutus M2:sta YN:ään ensin viiveellä 1 näytti aidolta, mutta ei ollut tilastollisesti merkitsevä. Toiseksi viiveellä 5 esiintynyt voimakkaampi vaikutus saattaa olla hyvinkin syntynyt kausidifferensoinnin ja tavallisen differensoinnin multiplikatiivisena efektinä, joten siihen on suhtauduttava varovaisesti, vaikkakin se näkyi sekä kahden muuttujan innovaatioisarjoissa sekä kolmen muuttujan vektori ARMA-malleissa.

Kuukausisarjoilla tulokset aikaviiveistä lyhenivät merkittävästi.

Johtopäätökset voidaan luetella seuraavasti:

Neljännesvuosisarjat :

1,5
M2 ==> YN
+,+

3-5
YN ==> M2
+,+,-

RCBT \perp M2, YN

Kuukausisarjat :

1,2
IGP(V), IGP(R) ==> RCBT
+,-
4
RCBT ==> BLP, BLP(R)
-
2
BLP(R) ==> IGP(R)
-

BLP \perp IGP(V), IGP(R)

Valitettavasti tulokset eivät siis osoittaneet 3 muuttujan tapauksessa mielenkiintoisia epäsuoria tai näennäiskausaalisuuslajeja. Saatujen kokemusten mukaan vektori ARMA-malleja kannattaa preferoida verrattuna 2 muuttujan innovaatiotarkasteluihin ellei tutkimuksen tavoite muuten edellytä Piercen ja Haughin testimenettelyä, joskin tulokset eri menettelytavoista olivat hyvin samankaltaisia.

Yhteenvedona voimme siis todeta rahoitustekijöillä olleen vaikutusta tuotantoon pääasiassa transaktiomotiivin vuoksi, sen sijaan pidempi-aikaisten investointien rahoitukseen liittyvien päätösten osalta ei voimakasta vaikutusta havaittu. Marginaalikoron kautta lienee harjoitettu aktiivista suhdannepolitiikkaa, mutta tämän politiikan vaikutuksia taloudelliseen aktiviteettiin ei kyetä ilman lisätutkimuksia ja päätösperäistä politiikkaindikaattoria tyydyttävästi selvittämään. Sen sijaan raha-aggregaatin kautta heijastuneet likviditeetin vaihtelut ovat olleet suhdanteita voimistavia. Tätä hetkeä ja tulevaisuuden politiikkaa arvioitaessa on kuitenkin pidettävä mielessä, että suomalaiset rahoitusmarkkinat ovat olleet voimakkaan muutoksen kohteena. Rahoituksen hinta on noussut yhä merkittävämmäksi tekijäksi ja vaihtoehtoisten finanssisijoituskohteiden ilmaantuminen on nostanut investointien tuottovaatimusta. Toisaalta se on aiheuttanut nopeasti liikuteltavien portfoliokassojen muodostumisen ja hintatietoisuuden kasvamisen. Samanaikaisesti luotonsäännöstelyn merkitys on voimakkaasti supistunut. Kaiken kaikkiaan näyttää siltä, että olemme siirtymässä uusin periaattein toimivien rahamarkkinoiden aikaan, joten tulevaisuudessa rahapolitiikan harjoittamista saattaa vaikeuttaa muuttuneiden rahamarkkinoiden vaillinaisen tuntemus.

L Ä H T E E T

- ARGY V. & KOURI P. (1974) Sterilization Policies and the Volatility in International Reserves teoksessa R. Aliber (toim.) National Monetary Policies and the International Financial System The University of Chicago Press, Chicago ja Lontoo
- BATTAGLIA F. & CARLUCCI F. (1982) A Simulation Study of Causality Tests teoksessa O.D. Anderson: Time Series Analysis: Theory and Practice I s. 655-669
- FEIGL H. (1953) Notes on Causality, teoksessa Readings in the Philosophy of Science eds. H. Feigl and M. Brodbeck New York: Appleton-Century-Crofts
- GEWEKE J. (1982) Measurement of Linear Dependence and Feedback Between Multiple Time Series Journal of American Statistical Association vol. 77, s. 304-313
- GEWEKE J., MEESE R. AND DENT W. (1983) Comparing Alternative Tests of Causality in Temporal Systems Journal of Econometrics, 21, s. 161-194
- GRANGER C.W.J (1969) Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods Econometrica, vol. 37, s. 424-438
- HICKS J. (1979) Causality in Economics Basil Blackwell , Oxford
- HSIAO C. (1981) Autoregressive Modeling and Money-Income Causality Detection Journal of Monetary Economics vol. 7, s. 85-106
- HSIAO C. (1982 a) Autoregressive Modeling and Causal Ordering of Economic Variables Journal of Economic Dynamics and Control vol. 4, s. 243-259
- HSIAO C. (1982 b) Time Series Modeling and Causal Ordering of Money, Income and Interest Rates teoksessa O.D. Anderson (ed.): Time Series Analysis: Theory and Practice I, s. 671-699

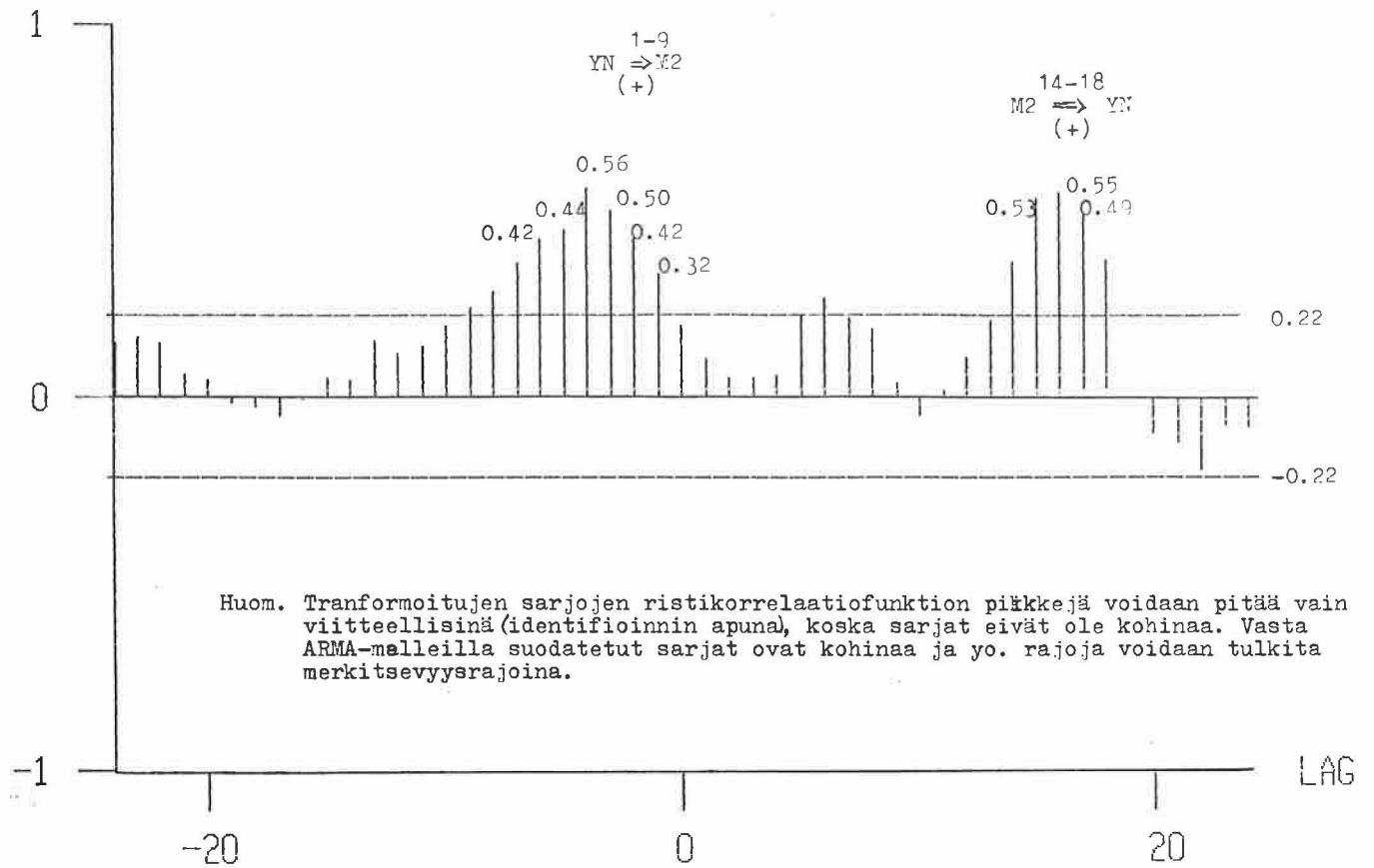
- HUOMO A. & KORKMAN S. (1979) Keskuspankkirahoituksen kireysindikaattoreista ja Suomessa harjoitetusta rahapolitiikasta
Suomen Pankin kansantalousosaston keskustelualotteita KT 1/80, Helsinki
- KANNIAINEN V. & LILLEBERG J. (1980) On External and Internal Factors in the Explanation on Inflation: The Finnish Experience 1962-1979
Helsingin Yliopiston Kansantaloustieteenlaitoksen keskustelualotteita no. 143
- KANNIAINEN V., LILLEBERG J. JA SUVANTO A. (1977) Rahavaranto ja taloudellinen aktiviteetti: Eräitä uusia empiirisiä tuloksia
Helsingin Yliopiston Kansantaloustieteenlaitoksen keskustelualotteita N:o 65
- KORKMAN S. (1980) Suomen Pankin rahapolitiikka ja suhdanteet Työväen Taloudellisen Tutkimuslaitoksen Katsaus no. 4, Helsinki
- LAHDENPERÄ H. (1983) Rahoitustekijöiden vaikutukset investointien ajoitukseen ja tasoon. Pellervon Taloudellisen Tutkimuslaitoksen raportteja ja keskustelualotteita no. 32, Espoo
- MISHKIN F.S. (1982) Does Anticipated Monetary Policy Matter ? An Econometric Investigation
Journal of Political Economy, vol.90, s.22-51
- OSBORN D.R. (1983) Causality Testing for Canadian Money and Income: An Application of Multivariate Time Series Modelling
Discussion Papers in Econometrics and Social Sciences, University of Manchester, UK
- PIERCE D.A. (1977) Relationship- and the lack thereof- between Economic Time Series, with special reference to money and interest rates
Journal of American Statistical Association vol. 72, s. 11-22
- PIERCE D.A. & HAUGH L.D. (1977) Causality in Temporal Systems: A Characterization and a Survey
Journal of Econometrics vol. 5 s. 265-293
- PIERCE D.A. & HAUGH L.D. (1979) The Characterization of Instantaneous Causality: A Comment
Journal of Econometrics, vol. 10, s. 257-259
- POOLE W. (1970) Optimal Choice of Monetary Policy Instrument in A Simple Macro Model
Quarterly Journal of Economics vol.84 s. 197-216

- PRICE J.M. (1979) The Characterization of Instantaneous Causality: A Caution
Journal of Econometrics vol. 10, s. 253-256
- SIMON H. (1953) Causal Ordering and Identifiability
teoksessa W.C. Hood and T.C. Koopmans eds.
Studies in Economic Method, Cowles
Commission Memograph N:o 14
New York: John Wiley & Sons
- SIMS C.A. (1972) Money, Income and Causality
American Economic Review vol. 62 s. 540-552
- SIMS C.A. (1980) Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered
American Economic Review vol.70 s. 250-257
- SURVO 76: (1980) Time Series Programs, edited by Ilkka Mellin
Helsingin Yliopiston monistuspalvelu
- TIAO G., BOX G., GRUPE M., HUDAK G., BELL W. AND CHANG I. (1979) The Wisconsin Multiple Time Series (WMTS-1) Program, A Preliminary Guide
Department of Statistics
University of Wisconsin, Madison
- VIHRIALÄ V. (1983) Aikasarjojen välisen riippuvuuden mittaus ja testaus: Sovellutus suomalaisiin rahataloudellisiin sarjoihin
Helsingin Yliopisto Tilastotieteen laudatur-työ
- ZELLNER A. (1979) Causality and Econometrics
Carnegie-Rochester Conference Series 10
eds. K. Brunner and A.H. Meltzer
Amsterdam, North-Holland

LIITE 1.

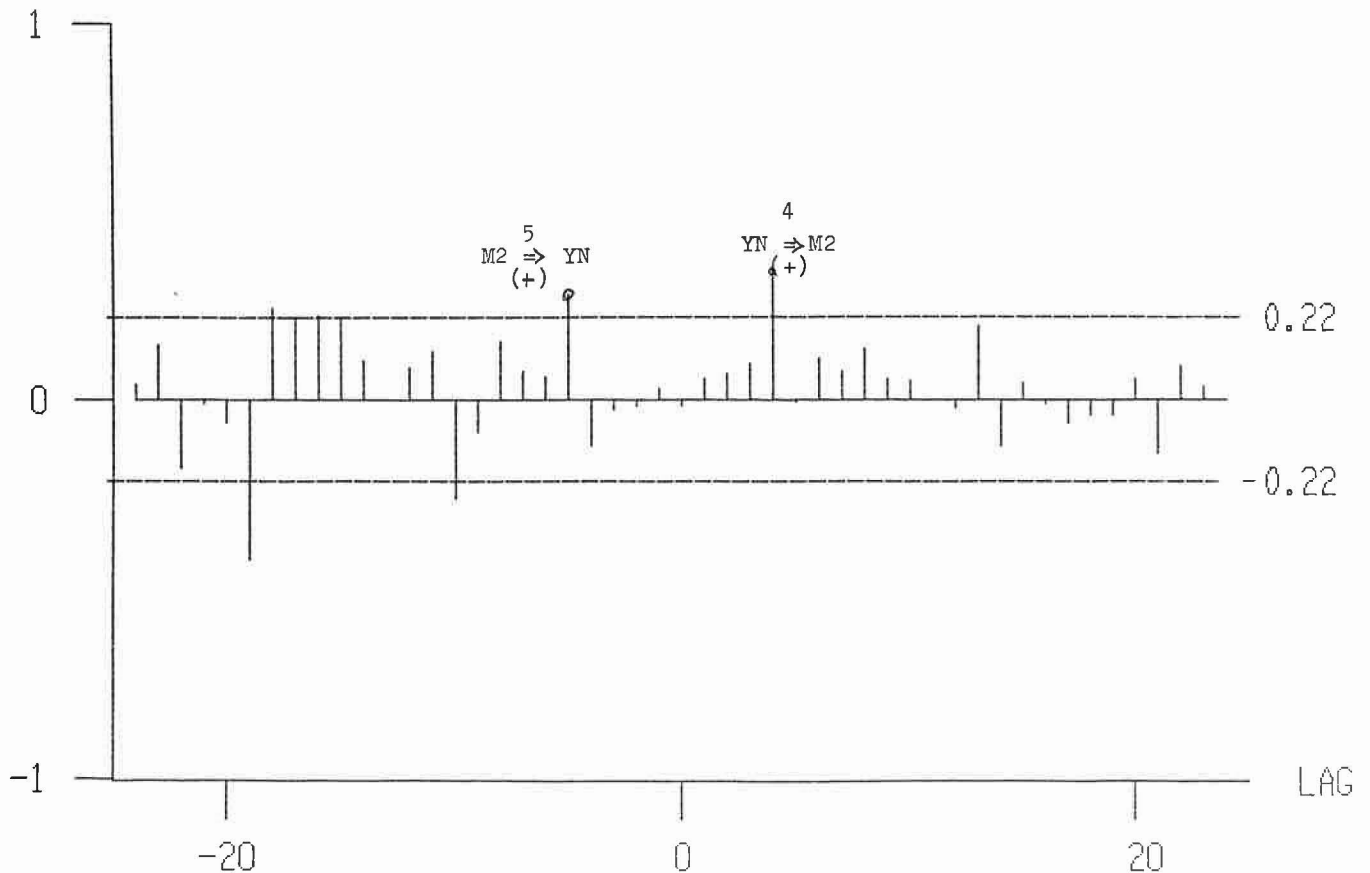
CR.ACF D4LNM2-D4LNYN

Kuvio 1. Lavea raha ja bruttokansantuote. Transformoitujen sarjojen ristikorrelaatiofunktio



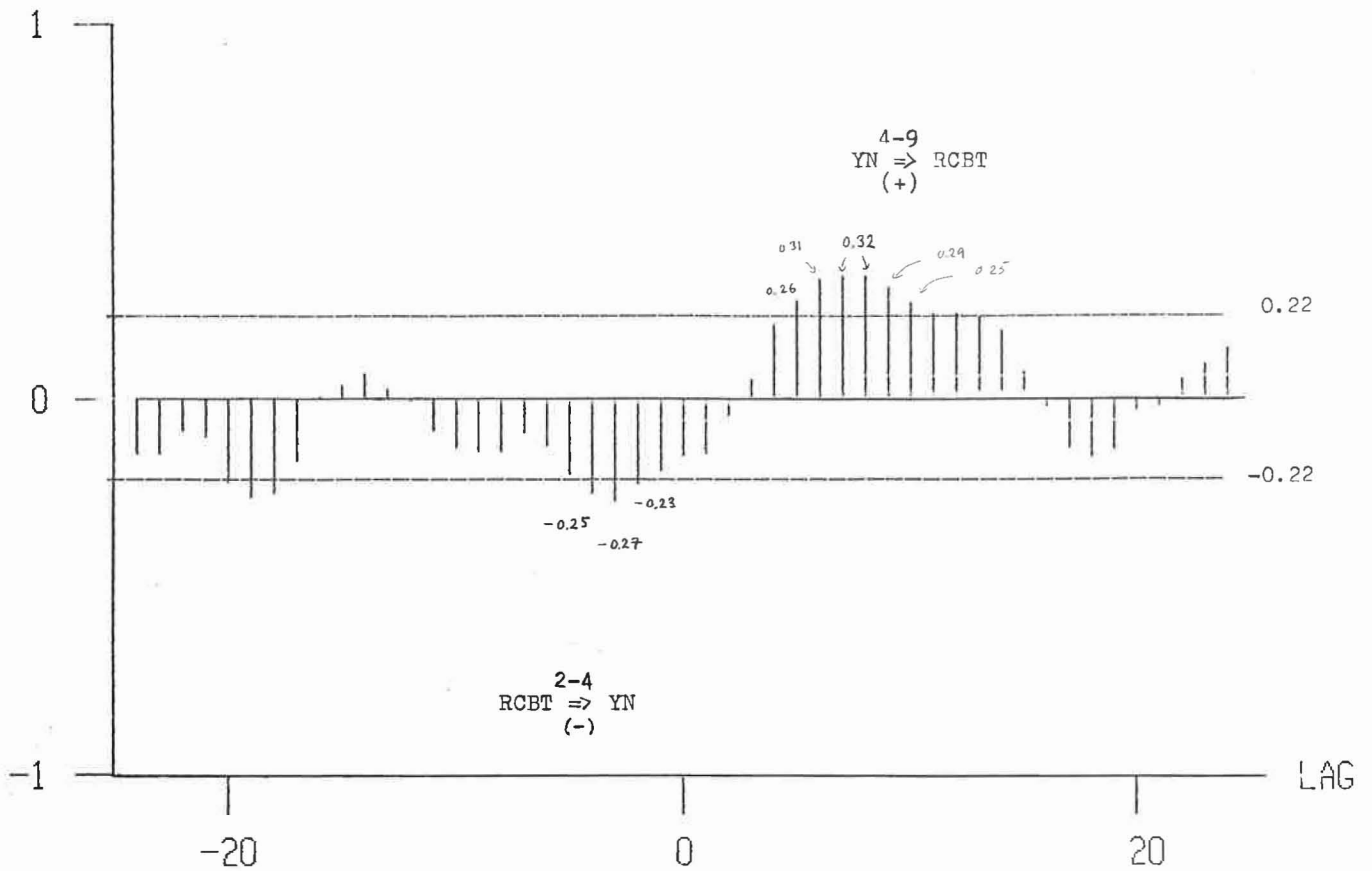
Kuvio 2. Lavea raha ja bruttokansantuote. ARMA-innovaatioiden ristikorrelaatiofunktio

CR.ACF REARMAYN-REARMAM2



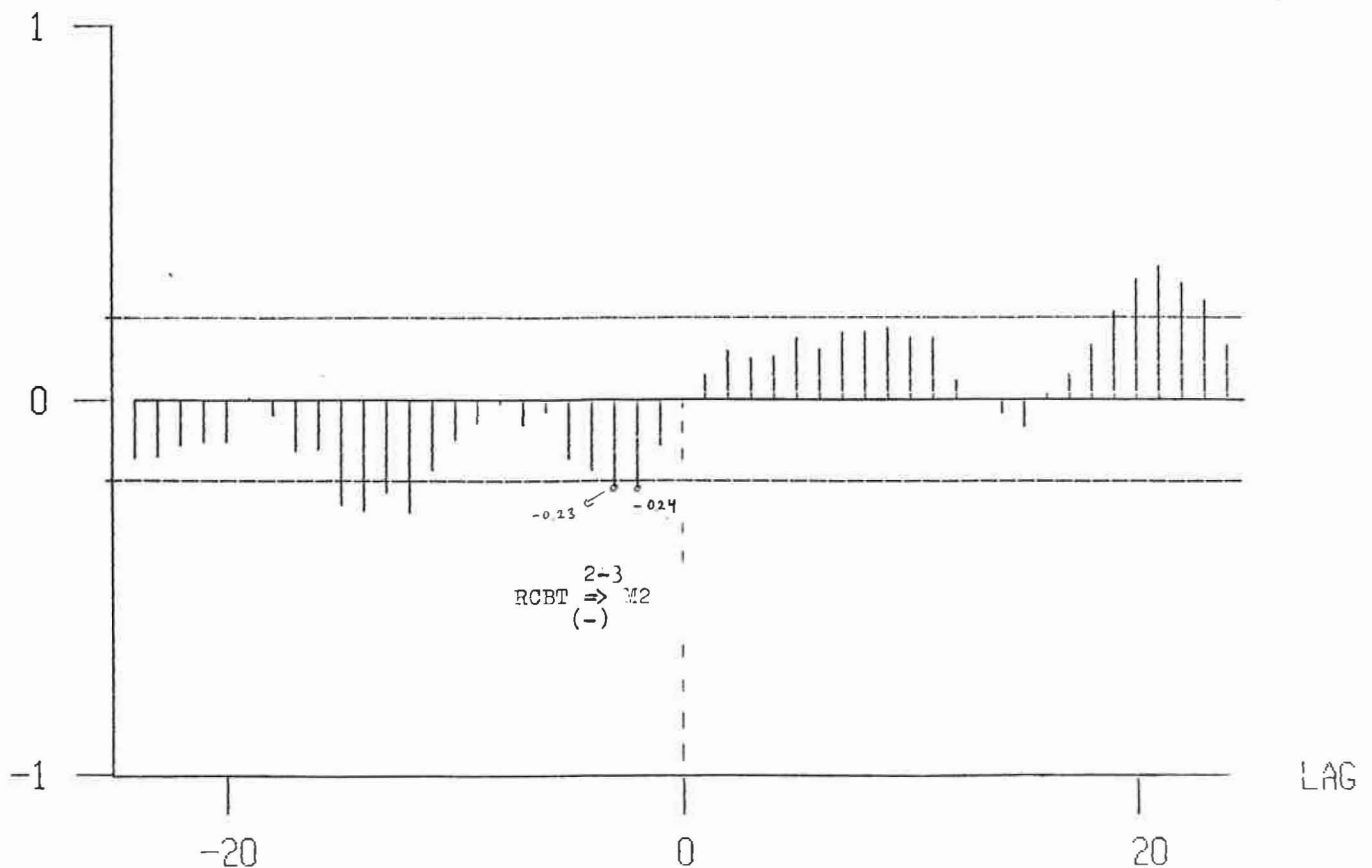
CR.ACF D4LNYN-RCBT

Kuvio 3. Bruttokansantuote ja marginaalikorko. Transformoitujen sarjojen ristikorrelaatiofunktio



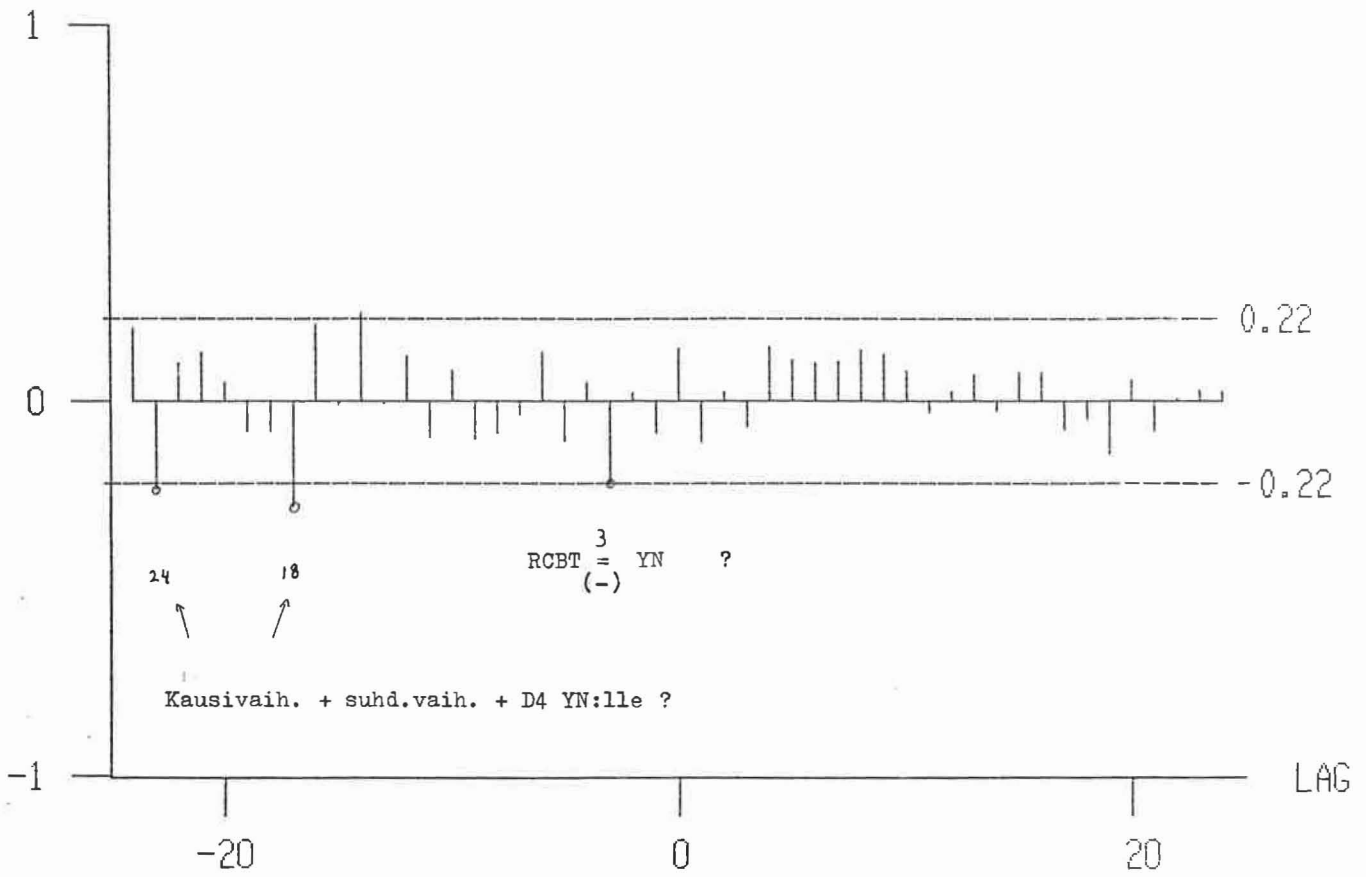
CR.ACF D4LNM2-RCBT

Kuvio 4. Lavea raha ja marginaalikorko. Transformoitujen sarjojen ristikorrelaatiofunktio.



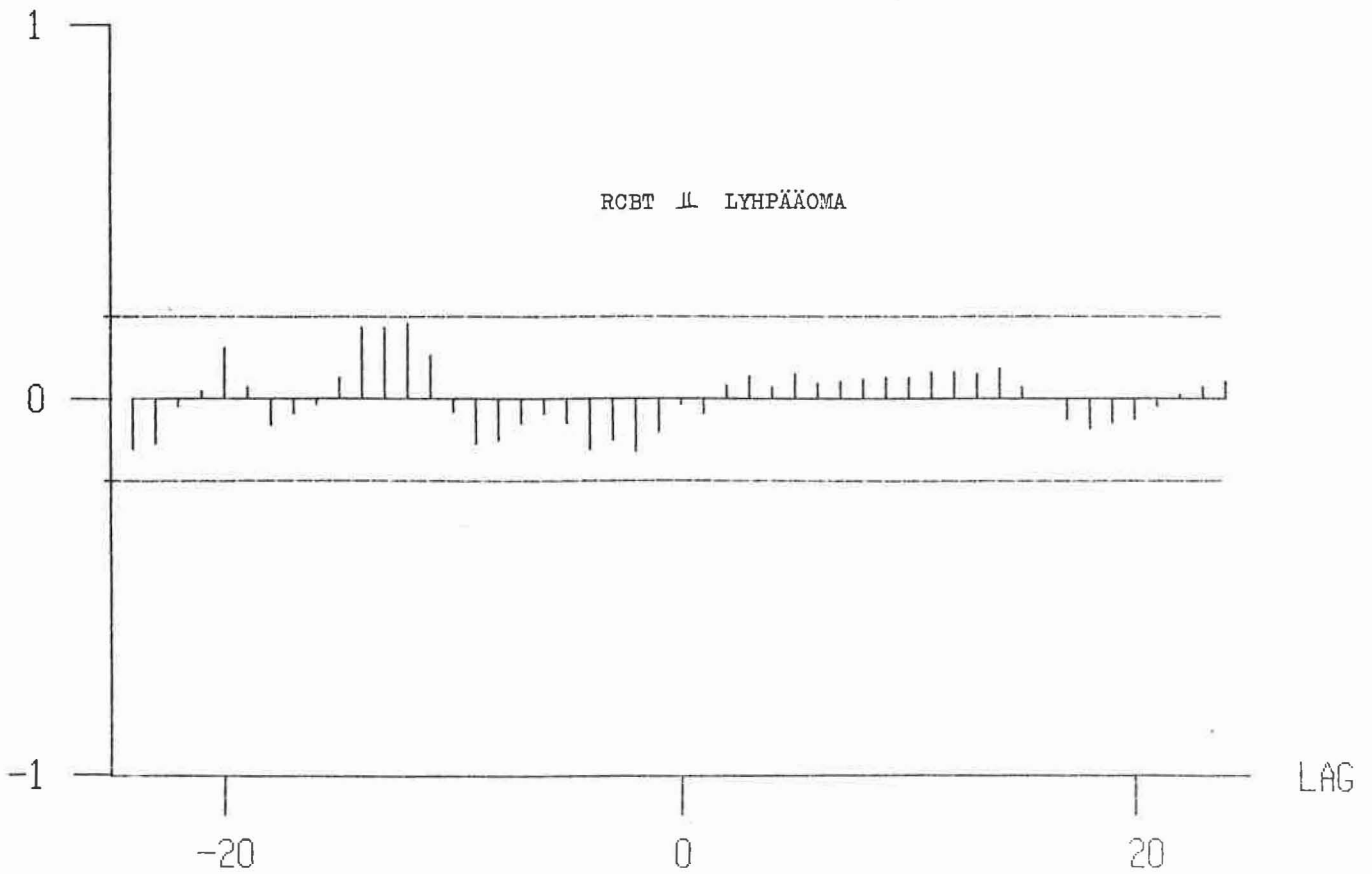
CR.ACF REARMAYN-REARMARB

Kuvio 5. Bruttokansantuote ja marginaalikorko. ARMA-innovaatioiden ristikorrelaatiofunktio.



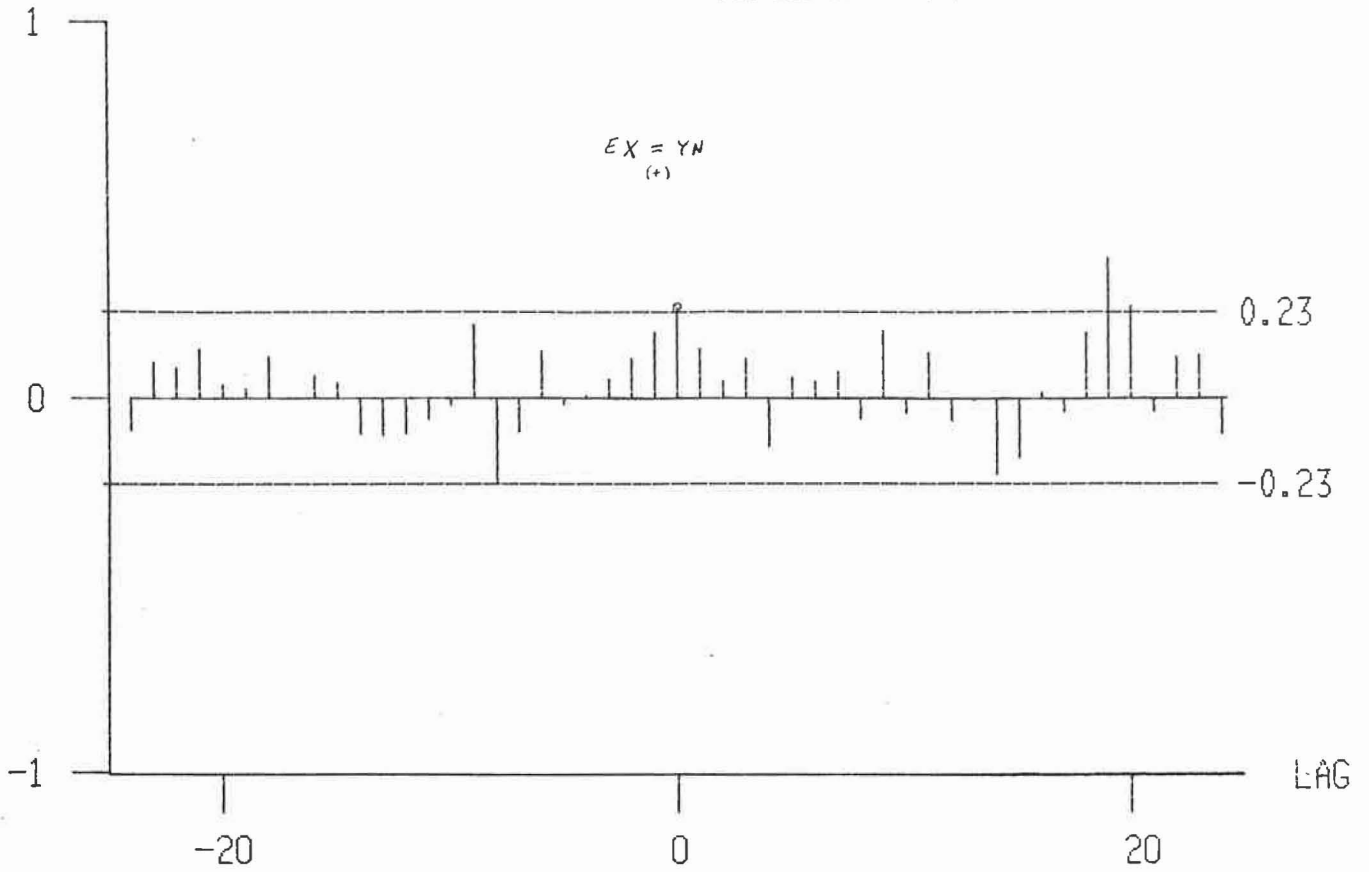
CR.ACF D4LYHP[O-RCBT

Kuvio 6. Lyhyen pääoman tuonti ja marginaalikorko. Transformoitujen sarjojen ristikorrelaatiofunktio



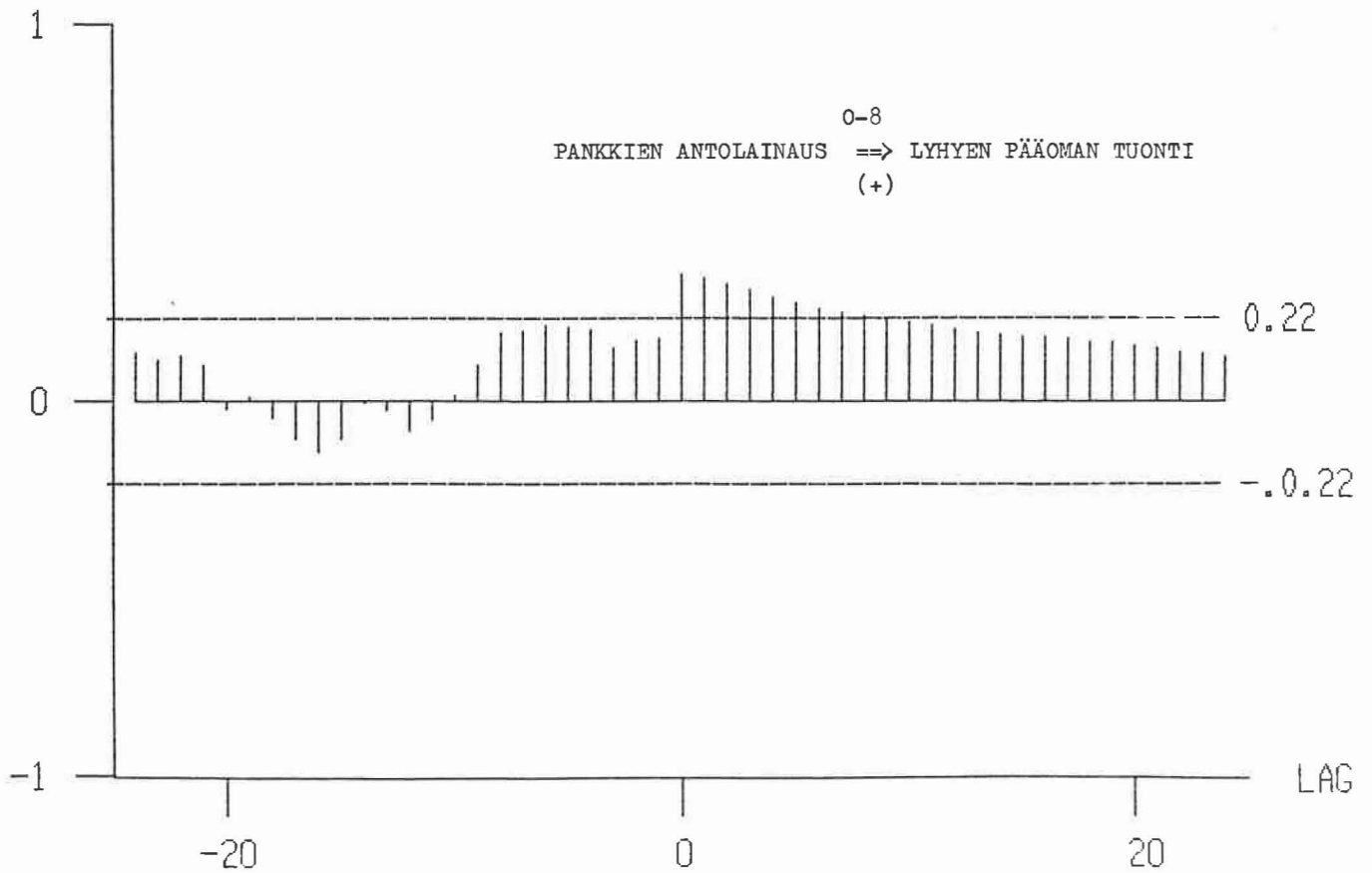
CR.ACF REARMAEX-REARMAYN

Kuvio 7. Vienti ja bruttokansantuote. ARMA-innovaatioiden ristikorrelaatiofunktio



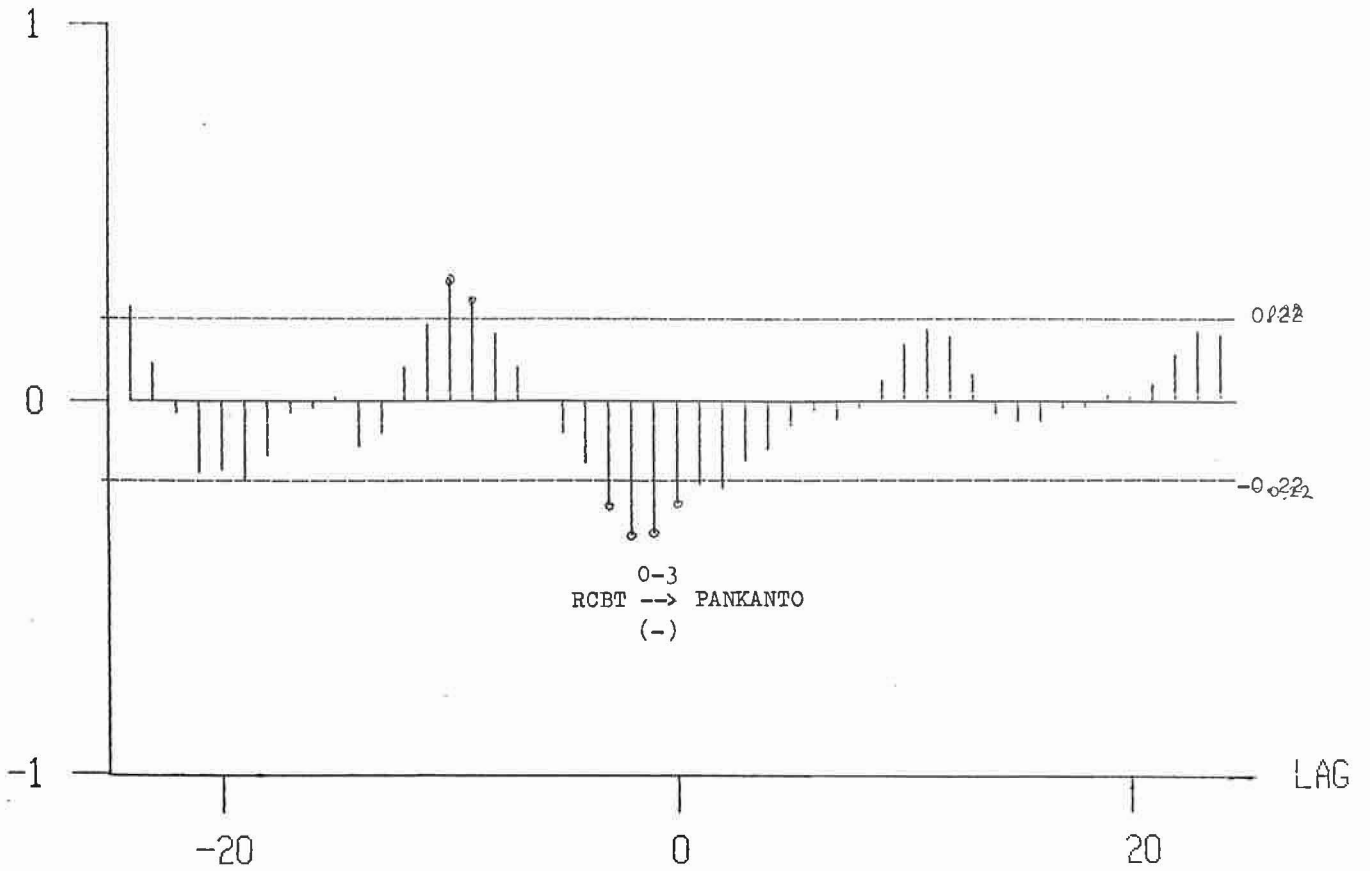
CR.ACF PANKANTO-LYHPLOMA

Kuvio 8. Pankkien luotonanto ja lyhyen pääoman tuonti. Alkuperäisten sarjojen ristikorrelaatiofunktio



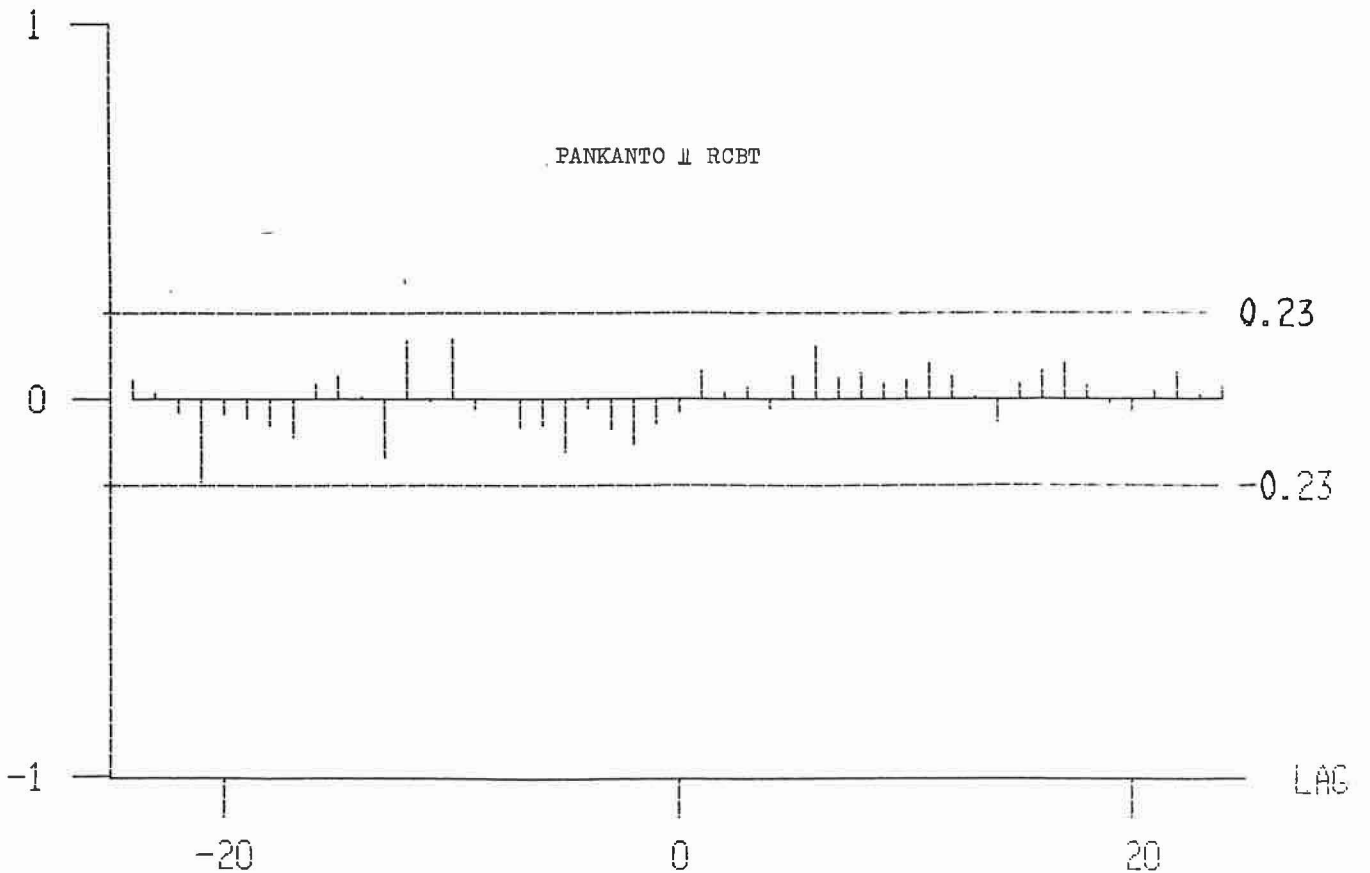
CR.ACF DD4LNPAN-RCBT

Kuvio 9. Pankkien luotonanto ja marginaalikorko. Transformatujen sarjojen ristikorrelaatiofunktio

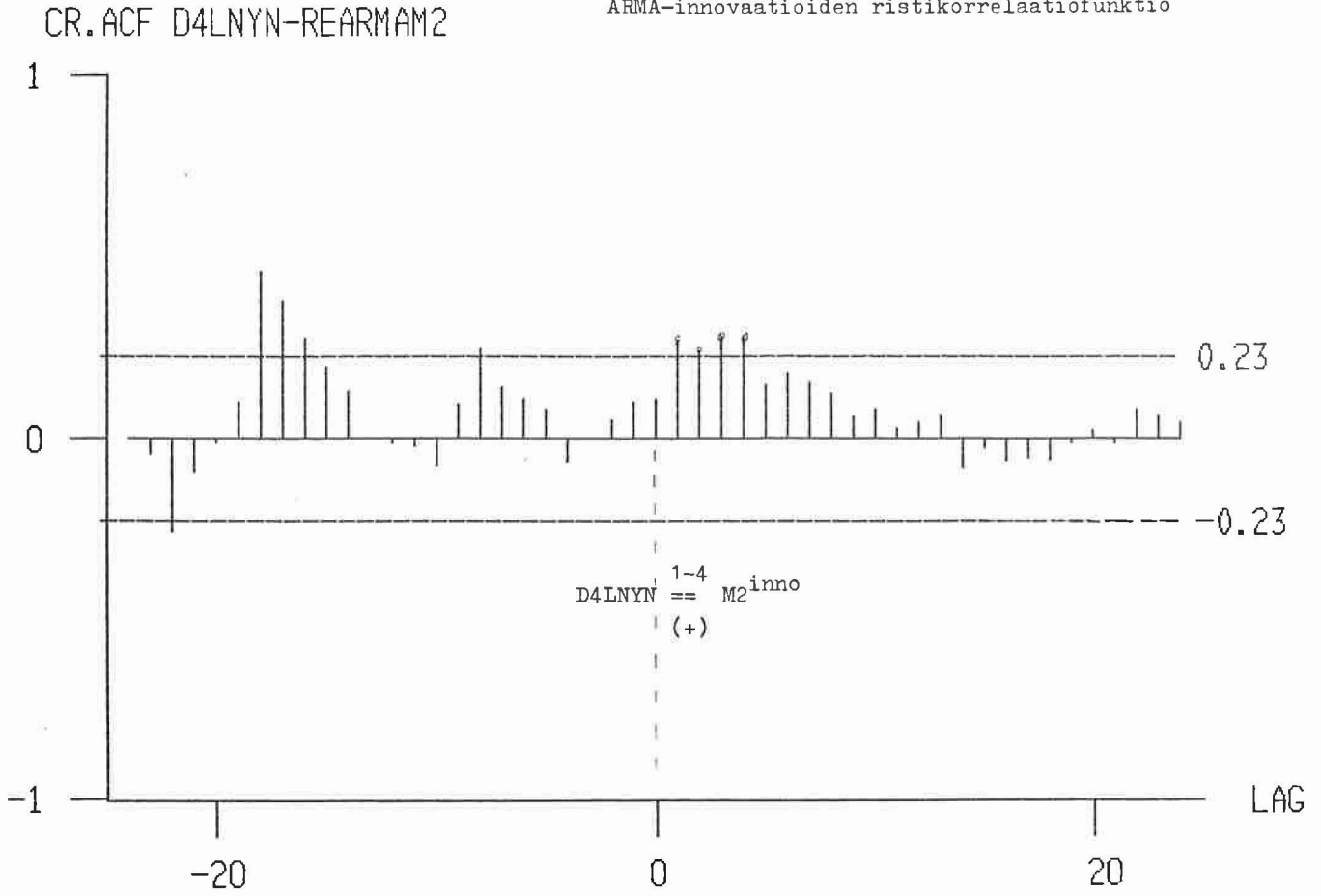


CR.ACF R:AMPANK-REARMARB

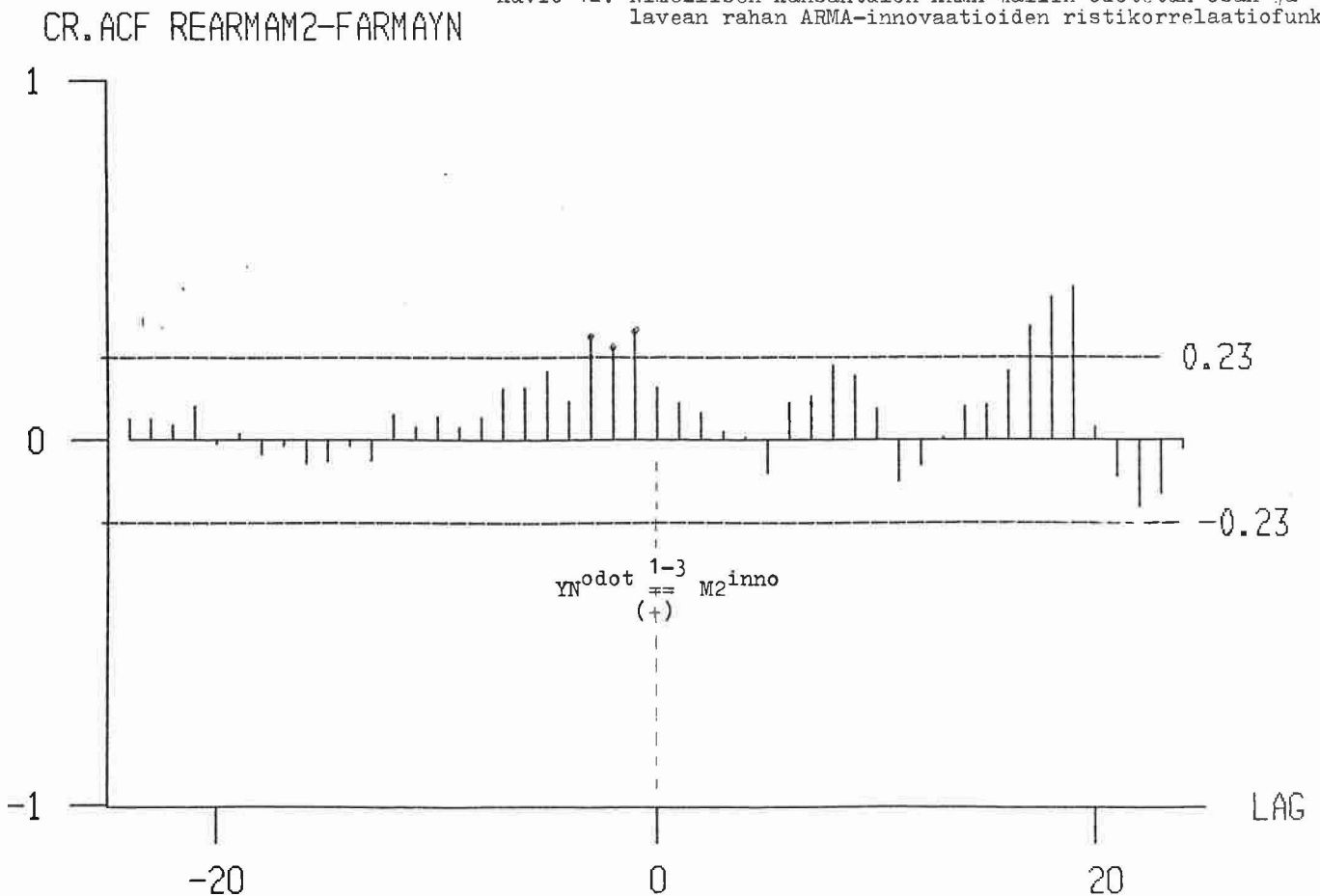
Kuvio 10. Pankkien luotonanto ja marginaalikorko. ARMA-innovaatioiden ristikorrelaatiofunktio



Kuvio 11. Nimellisen kansantulon transformoidun ja lavean rahan ARMA-innovaatioiden ristikorrelaatiofunktio



Kuvio 12. Nimellisen kansantulon ARMA-mallin odotetun osan ja lavean rahan ARMA-innovaatioiden ristikorrelaatiofunktio



LIITE 2: KÄYTETTY TILASTOAINEISTO

Neljännesvuosisarjat:

- B = Perusraha (milj.mk.), liikkeessä olevat setelit ja kolikot.
Lähde: Bank of Finland Monthly Bulletin
- R = Suomen Pankin valuuttavaranto (milj.mk), sidotut ja vaihdettavat valuutat. Lähde: Bank of Finland Monthly Bulletin.
- RCBT = Liikepankkien keskuspankkivelan marginaalikorko. Lähde: Suomen Pankki, Juha Tarkka sekä Suomen Pankin neljännesvuosimallin aineisto.
- M1 = Suppea rahavaranto (milj.mk.), liikkeessä oleva perusraha - pankkien kassat + käteistalletukset (sisältäen sekä markkamääräisen, että valuuttamääräisen kotimaisen ottolainauksen). Lähteet: Bank of Finland Monthly Bulletin sekä Pankkien ja kiinnitysluottolaitosten kuukausitilasto. Ennen vuotta 1974 Suomen Pankki ei sisällyttänyt kotimaisia valuuttatalletuksia rahavarantoon, joten vuodesta 1961 vuoteen 1974 M1 on konstruoitu itse.
- M2 = Lavea rahavaranto (milj.mk.) (M1 + "quasi-money"), M1 + aikatalletukset. Lähteet Bank of Finland Monthly Bulletin sekä Pankkien ja kiinnitysluottolaitosten kuukausitilasto, konstruointi vastaava kuin M1:llä.
- YR = Reaalinen kansantulo (vol.ind.), Lähde: Suomen kansantalouden neljännesvuositilinpito, Tilastokeskus.
- YN = Nimellinen kansantulo (milj.mk), Lähde: Suomen kansantalouden neljännesvuositilinpito, Tilastokeskus.
- LYHPÄÄOMA = Lyhytaikaisen pääoman nettotuonti (milj.mk.), Suomen Pankin neljännesvuosimallin aineisto.
- PANKANTO = Pankkien antolainaus yleisölle (milj.mk.), Suomen pankin neljännesvuosimallin aineisto.

Kuukausisarjat:

- B = kuten yllä.
- R = kuten yllä.
- RCBT = Liikepankkien keskuspankkivelan marginaalikorko, Lähde Suomen Pankin rahapolitiikan osasto.
Päiväluottokorko, Lähde: Bank of Finland Monthly Bulletin.
- GPI(R) = Teollisuustuotannon voluumi-indeksi (koko teollisuus, Isic 3), Lähde: Tilastokatsauksia, Tilastokeskus.
- GPI(V) = Bruttokansantuote indikaattori (nimellinen), laskettu kertomalla GPI(R) kuluttajahintaindeksillä, ennen kertomista perusvuodet muutettu samoiksi. Lähde: Tilastokatsauksia, Tilastokeskus.
- BLP = Pankkien kotimaiset luotot yleisölle (milj.mk), pankkien kotimainen markka- ja valuuttamääräinen antolainaus, ns. laaja yleisökäsité (ks. Lähteen joulukuun numerosta määritelmä). Lähde: Pankkien ja kiinnitysluottolaitosten kuukausitilasto.
- BLP(R) = BLP deflatoituna kuluttajahintaindeksillä.

ELINKEINOELÄMÄN TUTKIMUSLAITOS (ETLA)
The Research Institute of the Finnish Economy
Lönrotinkatu 4 B, SF-00120 HELSINKI 12 Puh./Tel. (90) 601 322

KESKUSTELUAIHEITA - DISCUSSION PAPERS ISSN 0781-6847

- No 156 HEIKKI VAJANNE - EERO PYLKKÄNEN, On the Sensitivity of the Solution of a Linear Econometric Model. 20.07.1984. 43 s.
- No 157 TIMO TERÄSVIRTA, Forecasting the Output of the Finnish Metal Industry Using Business Survey Data. 01.08.1984. 25 p.
- No 158 TIMO TERÄSVIRTA, Metsäteollisuuden tuotannon volyymin ennustaminen suhdannebarometrin muuttujien avulla. 20.08.1984. 28 s.
- No 159 TIMO TERÄSVIRTA, Usefulness of Proxy Variables in Linear Models with Stochastic Regressors. 20.08.1984. 9 p.
- No 160 KARI ALHO, A Flow-of-Funds Model for the Firm Sector in Finland. 27.08.1984. 42 p.
- No 161 ESA-JUKKA KÄÄR, A Survey on Borderline Problems of Institutional Sectoring in the National Accounts of OECD Countries. 31.07.1984. 37 p.
- No 162 KARI ALHO, Korkopolitiikan itsenäisyydestä Suomessa. 31.08.1984. 22 s.
- No 163 PAAVO OKKO, Suhteellisten hintojen muutokset Suomen teollisuudessa 1960-82. 12.09.1984. 25 s.
- No 164 JORMA VANNINEN, Näkökohtia teollisuuden energian, erityisesti sähkön kysynnästä. 01.10.1984. 29 s.
- No 165 KARI ALHO, A Model for the Banking Sector in Finland. 03.10.1984. 24 p.
- No 166 CHRISTIAN EDGREN, The Tax-Elasticity - an Empirical Application. 01.11.1984. 25 p.
- No 167 JUHA KETTUNEN, Sairausvakuutuskorvauksien ja niiden rahoituksen kehityksestä. 12.11.1984. 37 s.
- No 168 OSMO FORSSELL, Changes in the Structure of the Finnish Economy 1970-1980. 20.11.1984. 17 p.
- No 169 JUHANI RAATIKAINEN - KARI TAKALA, Kausaalisuustestejä suomalaisilla rahamarkkinamuuttujilla. 11.02.1985. 46 s.

Elinkeinoelämän Tutkimuslaitoksen julkaisemat "Keskusteluaiheet" ovat yleensä raportteja keskeneräisistä tutkimuksista ja tarkoitettu lähinnä sisäiseen käyttöön. Tässä sarjassa julkaistuja monisteita on rajoitetusti saatavissa ETLAn kirjastosta tai ao. tutkijalta.

Papers in this series are of limited circulated; on request they can be obtained by the author's permission.

0033A/11.02.1985