

JUHANI HIRVONEN

Suomen Pankin kirjasto



0000090808 IVA5a Kirjasto: alaholvi
SUOMEN PANKKI D

Kansainvälisen talouden ekonometrinen simultaanir
Suomen pankin taloustieteellisen tutkimuslaitoksen julk.
27 1971

Kansainvälisen talouden ekonometrinen simultaanimalli

SUOMEN PANKIN
TALOUSTIETEELLISEN TUTKIMUSLAITOKSEN
JULKAISUJA SARJA D:27

SYYSKUU 1971

SUOMEN PANKIN
TALOUSTIETEELLISEN TUTKIMUSLAITOKSEN JULKAISUJA

Sarja D. Monistettuja tutkimuksia

BANK OF FINLAND
INSTITUTE FOR ECONOMIC RESEARCH PUBLICATIONS

Series D. Mimeographed Studies

1. PERTTI KUKKONEN: On the Measurement of Seasonal Variations. 1963. 11 s.
2. The Index Clause System in the Finnish Money and Capital Markets. 1964. 15 s.
3. J. J. PAUNIO: Adjustment of Prices to Wages. 1964. 15 s.
4. HEIKKI VALVANNE and JAAKKO LASSILA: The Taxation of Business Enterprises and the Development of Financial Markets in Finland. 1965. 26 s.
5. MARKKU PUNTILA: Likvidien varojen kysyntä ja yleisön likviditeetin kehitys Suomessa vuosina 1948–1962. 1965. 110 s.
6. J. J. PAUNIO: Taloudellinen kasvu ja suhdannevaihtelut dynaamisen makrotarkastelun valossa. 1965. 117 s.
7. AHTI MOLANDER: Kokonaistaloudelliseen hinta- ja palkkatasoon vaikuttavat tekijät Suomessa vuosina 1949–1962. 1965. 159 s.
8. ERKKI PIHKALA: Keskinäisen taloudellisen avun neuvoston pysyvät komissiot työnjaon toteuttajina. 1965. 35 s.
9. KARI NARS: Statens prispolitiska parametrar. 1965. 118 s.
10. HEIKKI VALVANNE: The Framework of the Bank of Finland's Monetary Policy. 1965. 34 s.
11. JOUKO SIVANDER: Ulkomaankaupan substituutiojoustojen teoriasta ja mittaamisesta. 1965. 91 s.
12. TIMO HELELÄ – PAAVO GRÖNLUND – AHTI MOLANDER: Muistio palkkaneuvotteluja varten. 1965. 56 s.
13. ERKKI LAATTO: Suomen ulkomaisen tavarakaupan volyymi-indeksit neljännesvuosittain vuosina 1949–1964 eräistä lyhytaikaisista vaihteluista puhdistettuna (English Summary). 1965. 24 s.
14. DOLAT PATEL: The Share of the Developing Countries in Finnish Foreign Trade. 1966. 31 s.
15. PEKKA LAHIKAINEN: Tuotoksen ja työpanoksen välisen suhteen vaihteluista. 1966. 25 s.
16. HEIKKI U. ELONEN: Yrityksen rahoituspääomien kysynnästä ja tarjonnasta. 1966. 88 s.
17. TIMO HELELÄ and J. J. PAUNIO: Memorandum on Incomes Policy. 1967. 10 s.
18. KARI NARS: Undersökning av efterfrågetrycket. 1967. 119 s.
19. KARI PUUMANEN: Indeksivaateet valintakohteina. 1968. 186 s.
20. RICHARD ALAND: Sijoituspankkitoiminta Yhdysvalloissa – The Investment Banking Function in the United States. 1968. 31 s.
21. TIMO HELELÄ: Työnseisaukset ja teolliset suhteet Suomessa vuosina 1919–1939. 1969. 341 s.
22. SIRKKA HÄMÄLÄINEN: Kotitalouksien säästämiseen vaikuttavista psykologisista tekijöistä ja niiden mittaamismahdollisuuksista. 1969. 177 s.
23. HEIKKI KOSKENKYLÄ: An Evaluation of the Predictive Value of the Investment Survey of the Bank of Finland Institute for Economic Research. 1969. 12 s.
24. HEIKKI KOSKENKYLÄ: Suomen Pankin investointikyselyn otantaan liittyvistä ongelmista. 1970. 71 s.
25. PERTTI KUKKONEN – ESKO TIKKANEN: Jäänmurtajat ja talviliikenne. 1970. 135 s.
26. HEIKKI U. ELONEN – ANTERO ARIMO: Tutkimus kirkon taloudesta. 1970. 73 s.
27. JUHANI HIRVONEN: Kansainvälisen talouden ekonometrinen simultaanimalli. 1971. 64 s.

Kansantaloustieteen lisensiaattitutkimus Helsingin yliopis-
tossa 1971. Julkaistaan tiedonantona käynnissä olevasta
tutkimuksesta.

ALKUSANAT.

Tutkimuksen aikana olen ollut jäsenenä professori Pentti Pöyhösen johtamassa Euroopan taloudellista integraatiota tutkivassa ryhmässä. Ryhmä on toiminut Helsingin yliopiston Kansantaloustieteen laitoksessa Valtion yhteiskuntatieteellisen toimikunnan rahoittamana.

Tutkimuksen toteuttamiselle suotuisista olosuhteista kiitän professori Pöyhöstä ja ryhmän päätutkijaa Kyösti Pulliaista, niin ikään ryhmän muita tutkijoita Timo Hämäläistä ja Risto Sullströmiä sekä mukana olleita ulkopuolisia jäseniä Pekka Siréniä ja Pentti Vartiaa. Erityisesti Kyösti Pulliaiselta tutkimuksen ohjaajana ja keskustelukumppanina työtä koskevissa kysymyksissä olen saanut tukea. Oiva Vanhataloa kiitän saamastani laskuavusta.

Osaltaan tutkimuksen ovat mahdollistaneet Yrjö Jahnssonin säätiöltä ja Helsingin yliopistolta saamani apurahat.

SISÄLTÖ

	sivu
1. JOHDANTO	1
2. KANSAINVÄLISEN TALouden EKONOMETRISESTA MALLISTA ...	5
2.1. Käsite-erittely	5
2.2. Simultaanisuusnäkökohta	10
2.3. Estimointiongelman	11
3. MALLIN MUODOSTAMINEN	15
3.1. Mallin yleiset puitteet	15
3.2. Rakenneyhtälöiden muoto	18
3.3. Rakenneyhtälöt	22
4. ESTIMOINTIVAIHTOEHDOT	28
4.1. Vaihtoehto (1)	29
4.2. Vaihtoehto (2)	30
4.3. Vaihtoehto (3)	32
5. EMPIIRINEN KOE	38
5.1. Koeaineisto	38
5.2. Estimointitulokset	41
5.3. Ennustevertailu	45
6. JOHTOPÄÄTÖS	51

VIITEKIRJALLISUUS

LIITTEET

- I Estimointitulokset
- II Ote redusoidun muodon kerroinestimaateista
- III Ote estimointivaihtoehdon (1) mukaisista periodien-
ennusteista ja vastaavat prosentuaaliset ennuste-
virheet

1. JOHDANTO

Kansainvälisen talouden ekonometrisen mallin muodostamisongelma on ekonometrisessä tutkimuksessa tuotu esiin vasta äskettäin. Se on tapahtunut etupäässä prof. L.R. Kleinin johtaman kansainvälisen "Project LINK" -ryhmän ja prof. Pentti Pöyhösen johtaman suomalaisen ERGI (Econometric Research Group on Integration) -ryhmän toimesta. LINK-projekti on keskittynyt suoraan käytännön tarpeita silmällä pitäen suurten ja jo olemassa olevien maittaisten makromallien yhdistämiseen.¹ ERGI -ryhmän tutkimus sitä vastoin on toistaiseksi ollut lähinnä periaatteellista, kansainvälisen talouden ekonometrisen mallin yleisiin suuntaviivoihin ja erityisesti maittaisten mallien erilaisiin kytkentämahdollisuuksiin kohdistuvaa.²

Kansainvälinen talous nähdään seuraavassa toisiinsa vaikuttavien kansantalouksien muodostamana kokonaisuutena, jossa yksittäiset kansantaloudet kytkeytyvät yhteen kahdenkeskisten, taloudellisesti relevanttien kontaktien välityksellä. Oleellista

-
1. HICKMAN, B.G., KLEIN, L.R. and RHOMBERG, R.R., Background, Organisation and Preliminary Results of Project LINK, University of Pennsylvania 1970 (moniste). WAELBROECK, J., The Methodology of Linkage, esitelmä The Econometric Society'n II maailmankonferenssissa Englannissa 1970 (moniste).
 2. ERGI Econometric Models for International Economy, Helsingin Yliopiston Kansantaloustieteen laitoksen tutkimuksia, Nr. 8, 1970. PÖYHÖNEN, P. - PULLIAINEN, K., World Trade Structure, em. julkaisusarja, Nr. 9, 1970.

noille kytkennöille on niiden "feed back" -luonne, jonka mukaan kontaktien välittämät riippuvuudet ovat molemminpuolisia. Näin ollen katsotaan, että kansainvälisen talouden ekonometrisen mallin tulee

- kuvata yksittäisiä kansantalouksia ja niiden välisiä kontakteja siten, että mallissa kukin kansantalous pääsee vaikuttamaan kaikkiin muihin
- olla estimoitavissa empiirisestä aineistosta.

Kansainvälisen talouden ekonometrisen mallin muodostamisesta ei katsota niinkään itsetarkoitukseksi kuin keinoksi päästä yksittäisten kansantalouksien käyttökelpoiseen kuvaukseen. Tämä voi edelleen palvella erilaisia pyrkimyksiä, kuten jo tapahtuneen kehityksen analysointia, mahdollisten vaihtoehtoisten historiallisten kehityskuvien simulointia ja tulevaisuuden ennakoitua. Näistä viimeksimainittua voitaneen pitää kansainvälisen talouden ekonometrisen mallin päätavoitteena, jolloin mallin käyttökelpoisuuden ratkaisee pääasiassa se, kuinka hyvin tuo ennakoititavoite toteutuu.¹ Tällöin myös luonnolliseksi lisävaatimukseksi mallille tulee dynaamisuus.

1. Esimerkiksi Milton Friedman toteaa: "... the relevant question to ask about the "assumptions" of a theory is not whether they are descriptively "realistic", for they never are, but whether they are sufficiently good approximations for the purpose in hand. And this question can be answered only by seeing whether the theory works, which means whether it yields sufficiently accurate predictions." FRIEDMAN, M., *Essays in Positive Economics*, Chicago 1953, s. 14.

Yksittäisen maan kannalta katsoen lienee yksityiskohtaisesti koko kansainvälisen talouden kattava ekonometrinen malli useinkin tarpeettoman työläs muodostettavaksi, estimoitavaksi ja käytettäväksi. Muutaman relevantin maan tärkeimmät aggregaattimuuttujat käsittävä yksinkertainen malli kytkettynä tarkasteltavan maan yksityiskohtaisempaan malliin voisi olla tarkoituksenmukaisempi vaihtoehto saada aiemmin tyypillisesti suljettu makroekonometrinen tarkastelu avoimeksi.

Estimoitavuuden vuoksi joudutaan mallia muodostettaessa ottamaan huomioon käytettävissä olevan empiirisen aineiston asettamat vaatimukset. Toistaiseksi eri maiden keskeisimmistäkin makromuuttujista on käytettävissä vain vuosi- tai neljännesvuosiaineistoa.¹ Tämän takia monet kansainvälisen talouden ekonometrisen mallin muuttujien välisistä relaatioista joudutaan laatimaan keskenään simultaanisiksi.

Simultaanisuutta tuskin voidaan rajoittaa pelkästään maittaisten mallien sisäiseksi. Tällöin tavanomaisten simultaanimallin estimointiin soveltuvien estimointimenetelmien käyttö ei ole yleensä mahdollista, koska useita kansantalouksia käsittävän mallin ennalta määrättyjen muuttujien lukumäärä muodostunee väkisinkin liian suureksi käytettävissä olevien aikasarjahavaintojen lukumäärään nähden. Kansainvälisen talouden ekonometrisen simultaanimallin estimoinnissa joudutaan siten turvautumaan tavanomaisista poikkeaviin ratkaisuihin.

1. Hajanaisuutensa vuoksi kuukausitilastoilla ei ole juuri merkitystä tässä yhteydessä.

Tämän tutkimuksen tarkoituksena on juuri luonnehdittu lähtöasetelma taustana kokeilla vuosiaineistoon perustuvan yksinkertaisen kansainvälisen talouden ekonometrisen simultaanimallin muodostamista ja estimointia.

2. KANSAINVÄLISEN TALOUDEN EKONOMETRISESTA MALLISTA

2.1. Käsite-erittely¹

Kansainvälisen talouden ekonometrisen mallin (EMIE eli econometric model for international economy) muuttujat voidaan luokitella ns. alumuuttujiin ja kontaktimuuttujiin. Tällöin alueen i alumuuttujalla tarkoitetaan i :n sisäistä ilmiötä kuvaavaa muuttujaa ja alueiden i ja j välisellä kontaktimuuttujalla i :n ja j :n välistä ilmiötä kuvaavaa muuttujaa.² Mallin yhtälöitä kutsutaan joko alueyhtälöiksi tai kontaktiyhtälöiksi vastaavasti sen mukaan, onko niissä riippuvana muuttujana aluevai kontaktimuuttuja. Alueyhtälöt yhdessä muodostavat nk. aluemallin ja kontaktiyhtälöt yhdessä nk. kontaktimallin.

-
1. Tässä nojaututaan suurelta osaltaan ERGI:n kehittämään formalismiin. ERGI, mt.
 2. Muuttujalla tarkoitetaan tässä esityksessä ajassa muuttuvaa suuretta. Siten samaa ilmiötä eri alueilla tai eri alueiden välillä kuvataan eri muuttujilla. Sanat alue ja kontakti on tässä käsitettävä hyvin laajasti. Alueella voidaan esimerkiksi tarkoittaa niin yksittäistä maata kuin maa-ryhmittymääkin ja kontaktilla mitä erilaisimpia kahden alueen välisiä ilmiöitä, kuten kauppavirtaa, tulotaseroa, maantieteellistä etäisyyttä jne. Aluejaon voidaan ajatella kattavan koko maapallon. Jollei kuitenkaan malliin haluta eksplisiittisesti ottaa mukaan kaikkia maita, voidaan jäljelle jäävät maat ajatella yhdistetyksi yhdeksi kokonaisuudeksi (ROW eli rest of world).

Alue- ja kontaktimalleista taas muodostuu kokonaismalli, jota tuonnempana täsmennettävien edellytyksin voidaan kutsua EMIE:ksi.

Mallitekniliseltä kannalta katsottuna alue- ja kontaktimuuttujat voivat olla joko endogeenisiä tai eksogeenisiä muuttujia. Merkitään endogeenisiä aluemuuttujia (kullakin i G kpl) ja kontaktimuuttujia (kullakin kombinaatiolla ij G' kpl) vastaavasti pystyvektoreilla

$$Y_i = \{y_{1i}, \dots, y_{Gi}\}, \quad (i = 1, \dots, N)$$

$$Y_{ij} = \{y_{1ij}, \dots, y_{G'ij}\}, \quad (i, j = 1, \dots, N; i \neq j)^1$$

sekä eksogeenisiä aluemuuttujia (kullakin i H kpl) ja kontaktimuuttujia (kullakin ij H' kpl) vastaavasti pystyvektoreilla

$$X_i = \{x_{1i}, \dots, x_{Hi}\}, \quad (i = 1, \dots, N)$$

$$X_{ij} = \{x_{1ij}, \dots, x_{H'ij}\}, \quad (i, j = 1, \dots, N; i \neq j).$$

1. Yleensä kontaktin suunnalla on relevanssia, joten indeksien i ja j järjestys osoittaa suunnan vastaten kysymykseen "mistä mihin". Tällöin tavallisesti $y_{ij} \neq$ (tai $=$) y_{ji} (esim. kauppavirrat) tai $y_{ij} \equiv -y_{ji}$ (esim. tulotasero), mutta joskus $y_{ij} \equiv y_{ji}$ (esim. maantieteellinen etäisyys).

Usein on tarkoituksenmukaista edellyttää $i \neq j$, joskus sen sijaan $y_{ij} \equiv 0$ tai $\equiv y_i$, kun $i = j$.

Yhdistämällä erikseen endogeeniset ja eksogeeniset muuttujat saadaan vastaavasti pystyvektorit

$$Y = \{Y_1', \dots, Y_N', Y_{12}', \dots, Y_{1N}', \dots, Y_{N1}', \dots, Y_{N,N-1}'\}'$$

$$X = \{X_1', \dots, X_N', X_{12}', \dots, X_{1N}', \dots, X_{N1}', \dots, X_{N,N-1}'\}'$$

Rajoittuen lineaarisiin malleihin¹ voidaan nyt kokonaismalli kirjoittaa yleisessä rakennemuodossaan

$$(2.1.1.) \quad \sum_{q=0}^Q A_q Y(t-q) + BX(t) = U(t)$$

missä t viittaa periodiin,² q endogeenisten muuttujien viivästysten pituuteen periodeissa lausuttuna, A_q :t ovat endogeenisten muuttujien $(NG+(N-1)NG')$ \times $(NG+(N-1)NG')$ kerroinmatriiseja, B on eksogeenisten muuttujien³ $(NG+(N-1)NG')$ \times $(1+NH+(N-1)NH')$ kerroinmatriisi ja $U(t)$ on selitysvirheiden $(NG+(N-1)NG')$ \times 1 vektori. Tällöin A_0 :n tulee olla ei-singulaarinen matriisi, jonka diagonaalielementteinä ovat ykköset. Lisäksi tulee ainakin jonkin A_q , kun $q = 1, \dots, Q$, olla nollamatriisista poikkeava, jotta malli olisi dynaaminen (ks. s. 2). Nimensä mukaan (2.1.1.) kuvaa niitä taloudellisia hypoteeseja, jotka määritte-

-
1. Periaatteessa rajoitus ei ole kovinkaan oleellinen. Vrt. ERGI, mt., missä vastaava tarkastelu on esitetty yleisesti.
 2. Tarkoitettaessa nimenomaan muuttujan arvoa jonakin ajankohdana kirjoitetaan t näkyviin, muulloin välttämättä ei.
 3. Vakion huomioon ottamiseksi X :ään ajatellaan lisätyksi arvoja 1 saava muuttuja.

levät kokonaismallin rakenteen,¹ jolloin kerroinmatriisien A_q ja B elementit ovat tulkittavissa tilanteesta riippuen joko raja-alttiuksiksi, rajatuottavuuksiksi, joustoiksi tms.

Ratkaisemalla rakennemuodon viivästämättömät endogeeniset muuttajat ennalta määrättyjen (viivästettyjen endogeenisten ja eksoogeenisten) muuttujien suhteen saadaan vastaava redusoitu muoto

$$(2.1.2.) \quad Y(t) = \sum_{q=1}^Q R_q Y(t-q) + SX(t) + V(t)$$

jossa $R_q = -A_0^{-1}A_q$ ($q = 1, \dots, Q$), $S = -A_0^{-1}B$ ja $V(t) = A_0^{-1}U(t)$. Yhtälöt (2.1.2.) on tulkittavissa lyhyen tähtäimen kerroinyhtälöiksi (kertoiminaan nk. impact multipliers). Redusoitua muotoa käytetään mallilla ennustamiseen.

Jotta mallia (2.1.1.) voitiisiin kutsua EMIE:ksi, tulee sen täyttää sivulla 2 mainitut ehdot eli täsmällisemmin ilmaistuna

- kerroinmatriisien A_q ($q = 0, \dots, Q$) tulee olla sellaisia, että eri alueiden endogeeniset aluemuuttajat (tai osat niistä) pääsevät vaikuttamaan toisiinsa
- muuttujien $Y(t)$ ja $X(t)$ tulee olla mitattavissa ja kertoimien A_q ja B estimoitavissa empiirisestä aineistosta.

Jälkimmäisen ehdon toteuttaminen on pääasiassa estimointitekni- ninen kysymys, jonka ratkaisu riippuu paljolti siitä, kuinka edellinen ehto on toteutettu. Tämä taas toteutuakseen edellyttää mallilta ns. alueiden välistä endogeenista kytkentää (ECR eli endogeneous coupling of regions).

1. Muodollisesti nämä hypoteesit merkitsevät nk. a priori nolla- ja ykkösrajoituksia matriisien A_q ja B elementeille.

ECR voi olla joko suora tai epäsuora (tai osittain molempia). Edellisessä tapauksessa eri alueiden endogeeniset aluemuuttujat (tai osa niistä) ovat mallin rakennemuodossa suoraan riippuvaisia toisistaan. Jälkimmäisessä tapauksessa taas eri alueiden endogeeniset aluemuuttujat (tai osa niistä) vaikuttavat toisiinsa epäsuorasti kontaktimuuttujien välityksellä. Tällöin endogeenisten kontaktimuuttujien (tai osan niistä) tulee olla sekä riippuvaisia ainakin toisen osapuolen endogeenisistä aluemuuttujista (tai osasta niitä) että vaikuttaa ainakin vastakkaisen osapuolen endogeenisiin aluemuuttujiin (tai osaan niitä).¹

ECR voi edelleen olla joko simultaaninen tai rekursiivinen vastaavasti sen mukaan, vaikuttavatko eri alueiden endogeeniset aluemuuttujat toinen toisiinsa saman periodin kuluessa vai liittyykö tuohon vaikutukseen periodin tai useamman pituinen viive. Vastaavasti sen mukaan taas, onko ECR simultaaninen vai rekursiivinen, kutsutaan EMIE:tä joko simultaaniseksi tai rekursiiviseksi alueiden välillä. Toisaalta EMIE voi myös olla joko simultaaninen tai rekursiivinen alueiden sisällä sen mukaan, vaikuttavatko saman alueen endogeeniset aluemuuttujat toisiinsa simultaanisesti vai rekursiivisesti. Mikäli EMIE on simultaaninen tai rekursiivinen sekä alueiden välillä että

1. Jälkimmäinen vaikutus on usein jo määritelmällinen, sillä monista y_{ij} :stä saadaan aggregoimalla joko y_i tai y_j vastaavasti sen mukaan, suoritetaanko aggregointi yli $j:n$ vaiko yli $i:n$ (esim. kauppavirroista V_{ij} saadaan summaamalla joko $i:n$ kokonaisvienti tai $j:n$ kokonaistuonti).

niiden sisällä, nimitetään sitä vastaavasti joko kokonaan simultaaniseksi tai kokonaan rekursiiviseksi, muissa vaihtoehtoisissa blokkirekursiiviseksi. Blokkirekursiivinen EMIE on rekursiivinen blokkien välillä, mutta simultaaninen niiden sisällä. Tällöin blokki on yhteisnimitys tiettyjen yhtälöiden muodostamalle osamallille, joka voi koostua luonnollisesti muutenkin kuin ryhmittämällä mallin yhtälöt alueittain.¹

2.2. Simultaanisuusnäkökohta

EMIE:n muodostamiseen liittyvä peruskysymys on, tulisiko malli pyrkiä muodostamaan simultaaniseksi (joko kokonaan tai osittain) vai rekursiiviseksi.²

Esimerkiksi Franklin M. Fisher toteaa:

"Are the assumptions of the recursive model (just discussed) likely to be valid for an economy-wide econometric model? In general, the answer appears to be in the negative."³

-
1. Voidaan ajatella esimerkiksi tarjonta- ja kysyntäblokkeja, joihin kuuluisivat kaikkien alueiden tarjonta- ja kysyntäyhtälöt vastaavasti.
 2. Estimointiin liittyvien ongelmien nojalla blokkirekursiivisuus katsotaan tässä lähemmäksi simultaanisuus- kuin rekursiivisuustapausta.
 3. FISHER, F.M., "Dynamic Structure and Estimation in Economy-Wide Econometric Models", teoksessa *The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States* (ed. J.S. Duesenberry, G. Fromm, L.R. Klein and E. Kuh), Chicago 1965, s. 595.

Samalla voidaan kuitenkin väittää, että todellisuudessa taloudellisten ilmiöiden välinen kausaalisuus, jota mallilla koetaan jäljittää, on luonteeltaan rekursiivista. Näin ehkä onkin, ja teoreettinen malli voidaan hyvin konstruoida rekursiiviseksi käyttäen mallissa kunkin kausaalirelaation yhteydessä sopivan pituista viivettä. Ekonometrissa mallia muodostettaessa joudutaan kuitenkin ottamaan huomioon tarkasteltavia ilmiöitä kuvaavat tilastot. Nämä ovat yleensä esimerkiksi virtasuureiden osalta joko vuosittaisia tai neljännesvuosittaisia keskiarvotietoja. Varsin usein kyseiset tilastointiperiodit ovat huomattavasti jäljiteltävien kausaalirelaatioiden edellyttämiä viiveitä pitemmät. Tällaisessa tapauksessa todellisuuden rekursiivisia kausaalisuhteita joudutaan ekonometrisessa mallissa approksimoimaan muuttujien välisillä simultaanisilla riippuvuuksilla.

Vaikka näin ollen näyttääkin perustellulta konstruoida EMIE simultaaniseksi, ei sen tarvitse merkitä olettamusta simultaanisuudesta vaan ainoastaan tilastointiperiodia lyhyempien viiveiden olemassa olosta niissä kansainvälisen talouden ilmiöiden välisissä kausaalisuhteissa, jotka ovat tarkastelun kohteena. Se, missä määrin simultaanisuus soveltuu kuhunkin erillistapaukseen, riippuu ennen muuta kulloinkin kysymyksessä olevasta havaintoaineistosta.

2.3 Estimointiongelman

Estimointiteoreettiselta kannalta on oleellista, onko EMIE rekursiivinen, simultaaninen vaiko siltä väliltä. Rekursiivisuus-

tapauksessa - mikäli tämä rekursiivisuus on oikein spesifioitu - mallin kukin rakenneyhtälö voidaan estimoida erikseen tavallisella pienimmän neliösumman (OLS eli ordinary least squares) menetelmällä.¹ Simultaanisuuksissa korrekti estimointi edellyttää sen sijaan nk. simultaanisten estimointimenetelmien käyttöä. Näistä 2-vaiheinen pienimmän neliösumman menetelmä (TOLS eli two-stage least squares) on havaittu tilastollisten ominaisuuksiensa ja laskennallisen helppoutensa ansiosta yleensä käyttökelpoisimmaksi.² Jos taas EMLE voidaan muodostaa blokkirekursiiviseksi, on kukin blokki estimoitavissa erikseen TOLS-menetelmällä.³

-
1. Moniyhtälömallien estimointiteorian mukaan OLS-estimointi edellyttäisi tässä tapauksessa, että (2.1.1.):ssä
 - A_0 on kolmiomatriisi (tai siksi muutettavissa)
 - $E(U(t)U'(t))$ on diagonaalinen (E viittaa odotusarvoon)
 - $E(U(t)U'(t-q)) = \{0\}$, kun $q = 1, \dots, Q$.Lähemmin FISHER, ma., s. 592-595. Muodollisesti mallin rekursiivisuus edellyttää vain ensin mainitun ehdon toteutumista. Kaksi viimeksi mainittua ehtoa sitä vastoin pitävät paikkansa vain, jos rekursiivisuushypoteesi on oikea.
 2. Perusteluista lähemmin mm. FISHER, ma., s. 600-606; JOHNSTON, J., *Econometric Methods*, New York 1963, s. 275-295; GOLDBERGER, A.S., *Econometric Theory*, New York 1964, s. 357-364. TOLS-menetelmässä lasketaan ensimmäisessä vaiheessa rakennemuodossa argumentteina esiintyvien viivästämättömien endogeenisten muuttujien regressiot mallin kaikkien ennalta määrättyjen muuttujien suhteen OLS-menetelmällä. Toisessa vaiheessa estimoidaan rakenneyhtälöt erikseen OLS-menetelmällä käyttäen viivästämättömien endogeenisten selittäjien asemesta niiden ensimmäisen vaiheen regressioista saamia arvoja. Käytännön laskelmissa vaiheet voidaan yhdistää.
 3. Tässä tapauksessa voidaan (2.1.1.):n muuttujavektorit sekä vastaavasti parametrimatriisit ajatella ositetuiksi ao. blokeittain, jolloin blokkien erikseen ... jatk. s. 13)

Käytännössä ei kuitenkaan simultaanisen eikä usein myöskään blokkirekursiivisen EMIE:n estimointi em. tavalla ole mahdollista. Kun mallissa on mukana useita alueita, ei muuttujia tarvitse olla kovinkaan monta aluetta kohden, kun ennalta määrättyjen muuttujien lukumäärä nousee jo niin suureksi, ettei ensimmäisen vaiheen estimointi ole mahdollista saatavilla olevien aikasarjojen suhteellisen lyhyiden vuoksi. Jos taas malli koetetaan laatia väkisin sellaiseksi, että ennalta määrättyjen muuttujien lukumäärä pysyy riittävän pienenä, on tulos ilmeisesti epärealistinen.

Tällaisessa tilanteessa jää mahdollisuudeksi

- estimoida malli simultaanisuudesta välittämättä yhtälö kerrallaan
- estimoida malli simultaanisuudesta riippumatta blokeittain siten, että havaintojen lukumäärä riittää kunkin blokin ennalta määrättyjen muuttujien lukumäärään nähden
- sopivin a priori kriteerein joko vähentää ensimmäisen vaiheen estimoinnissa käytettävien ennalta määrättyjen muuttujien lukumäärää tai konstruoida niistä sopivin muunnoksien lukumäärältään vähemmän uusia instrumenttimuuttujia.¹

... estimoinnin ehdot saadaan yleistämällä ed. siv. alav. 1 mainitut ehdot:

- A_0 on blokkikolmiomatriisi
- $E(U(t)U'(t))$ on blokkidiagonaalinen
- $E(U(t)U'(t-q)) = \{0\}$, kun $q = 1, \dots, Q$.

Tästä yksityiskohtaisemmin FISHER, ma., s. 608-610.

1. Vaihtoehtojen perusteluihin palataan lähemmin sovellutuksen yhteydessä luvussa 4.

Neljäs mahdollisuus olisi muodostaa malli väkisin rekursiiviseksi tai "riittävän" blokkirekursiiviseksi. Periaatteessa tällaisen spesifiointivirheen tekeminen vaikuttaa kuitenkin kyseenalaisemmalta kuin em. estimointiin liittyvä likimääräisyys.

3. MALLIN MUODOSTAMINEN

3.1. Mallin yleiset puitteet

Muodostettu malli on edellä hahmoteltuun yleiskehikkoon sopiva tentatiivinen luonnos yksinkertaiselle kansainvälisen talouden ekonometriselle simultaanimallille.

Mallissa on mukana $N+1$ aluetta. Näistä N kpl on maita, joista kullekin on oma, rakenteeltaan samanlainen aluemalli. $(N+1)$:s alue on ns. ROW (rest of world) eli kaikkien jäljelle jäävien maiden muodostama aggregaattialue. Sille ei ole laadittu aluemallia.¹ Kokonaismallissa kaikki alueet on kytketty toisiinsa epäsuoralla ECR:llä, siis kontaktimalleilla, joita on $N(N+1)$ kpl. Epäsuora ECR on valittu sen vuoksi, että kontaktimalleilla katsotaan olevan mielenkiintoa jo sinänsä ja että niiden avulla ECR on selkeämmin konstruoitavissa kuin ilman niitä.²

1. N maata ovat mallissa mukana eksplisiittisinä, koska niiden taloudellisista ilmiöistä ollaan kiinnostuneita. ROW sen sijaan on mukana tavallaan implisiittisenä, sen taloudellisista ilmiöistä ei olla kiinnostuneita. Koska kuitenkin noilla N :llä maalla on kontakteja ROW:n kanssa, jotka vaikuttavat niiden talouksiin, on paikallaan ottaa ROW tarkasteluun mukaan.

2. Esim. Waelbroeck pitää tällaista kytkentää periaatteessa ideaaliratkaisuna. WAELBROECK, me., s. 10. Estimointi- ja laskeutusteknisesti epäsuora kytkentä on kuitenkin suoraa selvästi työläämpi.

Kokeilun yksinkertaistamiseksi on rajoitettu reaalimalliin, jolloin kaikilla mukana olevilla muuttujilla tarkoitetaan vo-lyymisuureita. Havaintoperiodiksi oletetaan vuosi.

Malliin valitut aluemuuttujat ovat:

$$Y_i(t) = \text{maan } i \text{ tuotos (vuonna } t)$$

$$L_i(t) = \text{maan } i \text{ työpanos}^1$$

$$K_i(t) = \text{maan } i \text{ pääomapanos}$$

$$C_i(t) = \text{maan } i \text{ kulutus}$$

$$I_i(t) = \text{maan } i \text{ investointi}$$

$$(i = 1, \dots, N)$$

ja kontaktimuuttujat:

$$V_{ij}(t) = \text{alueen } i \text{ vienti alueelle } j$$

$$(i, j = 1, \dots, N+1; i \neq j).$$

Minkään edellä olevan muuttujan olettaminen eksogeeniseksi, ts. nk. talouspoliittiseksi toimenpidemuuttujaksi tai tyypillisesti ei-taloudellisista tekijöistä riippuvaksi, ei ole realistista. Sen vuoksi katsotaan tarpeelliseksi endogenisoida mallin jokai- nen muuttuja. Tätä varsin epätavallista ratkaisua voidaan li- säksi perustella mm. sillä, että näinhän joudutaan ex ante en- nusteita² laadittaessa (vrt. EMIE:n tarkoitus, s.2) taval- laan joka tapauksessa tekemään antamalla toimenpidemuuttujille

-
1. Tuotantopanoksilla tarkoitetaan tuotannontekijäin käyttöä.
 2. Tässä esityksessä on katsottu tarkoituksenmukaiseksi erotel- la käsitteet ex ante ja ex post ennusteet ennustamistilan- teen mukaan (riippumatta ennustamisajankohdasta) eli vastaa- vasti sen mukaan, lasketaanko ennusteita estimointiperiodis- ta eteenpäin vai estimointiperiodilta. Tällöin

(jatk. s. 17)

realistiset vaihtoehtoisarvot ja ennustamalla muiden eksogeenisten muuttujien aikaurat "mallin ulkopuolella". Toisaalta kokonaan endogenisoituakin mallia voidaan käyttää talouspoliittisten toimintavaihtoehtojen simulointiin valitsemalla toimenpidemuuttujien asemesta sopivat parametrit ns. talouspoliittisiksi toimenpideparametreiksi tai olettamalla jostakin endogeenisesta muuttujasta osan olevan kontrolloitavissa.¹ Ennustetarkeitä silmällä pitäen olisi myös tarpeen voida arvioida mallin ex ante ennustekykä jo a priori. Tähän on saatavissa viitteitä mallin ex post ennustekyvystä. Viitteiden voi odottaa olevan sitä luotettavampia mitä useampi mallin muuttujista on endogenisoitu, etenkin jos mikään niistä ei ole edellä mainitussa mielessä "todella eksogeeninen".

Malli on muodostettu kokonaan simultaaniseksi, jolloin kaikki em. muuttujat pääsevät vaikuttamaan toisiinsa yhden havaintoperiodin aikana. Näin kappaleessa 2.2. esitetystä syystä, jota tässä tukevat käytetty havaintoaineisto ja suoritettut lukuisat

... ex ante ennusteita laadittaessa ei käytetä hyväksi mahdollisesti jo saatavissa olevia tilastoja eksogeenisistä muuttujista. Ex post ennusteissa sen sijaan niin tehdään. (Joissakin yhteyksissä vastaava jaottelu on katsottu aiheelliseksi tehdä ennustamisajankohdan mukaan. Ks. esim. KLEIN, L.R., An Essay on the Theory of Economic Prediction, Helsinki 1968, s. 13-14.)

1. Muodollisesti mallin stokastisuus suonee mahdollisuuden vaikuttaa mallin ulkopuolelta endogeenisiin muuttujiin.

empiiriset kokeet erilaisin hypoteesein. Kokeet on suoritettu yhtälö kerrallaan, jolloin eri vaihtoehtoja vertailtaessa arvosteluperusteina on käytetty mallin teoreettisen tulkittavuuden ohella sen selityskykyä (yhteiskorrelaatiokertoimella mitattuna), parametriestimaattien koolle a priori asetettuja loogisuusvaatimuksia ja estimaattien suhteellisia keskihajontoja.¹

3.2. Rakenneyhtälöiden muoto

Suoritetut empiiriset kokeet ovat johtaneet määritelmällistä identiteettiä lukuun ottamatta mallin kaikissa rakenneyhtälöissä muodollisesti saman kaltaiseen ratkaisuun. Ratkaisua tukevat lisäksi muutamit periaatteelliset näkökohdat, jotka voidaan esittää yleisesti, spesifioimatta ao. muuttujia.

Lähdetään alkuaan oletetusta rakennehypoteesista²

$$(3.2.1.) \quad y(t) = f(x(t), z(t))$$

-
1. Vaikka kysymyksessä onkin ekonometrisen moniyhtälömallin muodostaminen, tällainen yhtälö kerrallaan tapahtuva kokeilu on sopivin tapa aloittaa. Vrt. DUESENBERRY, J.S., and KLEIN, L.R., "Introduction: The Research Strategy and Its Application", mt. The Brookings Quarterly Econometric Model.
 2. Seuraavassa erotetaan toisistaan käsitteet rakennehypoteesi ja -yhtälö. Edellisellä tarkoitetaan mallin rakennemuotoa muodostettaessa oletettua tiettyä taloudellista riippuvuutta, jota voidaan kuvata useallakin toisiaan implikoivalla yhtälöllä (esim. ns. "taso-" ja vastaavat "muutosyhtälöt"). Jälkimmäisellä taas tarkoitetaan nimenomaan sitä yhtälöä, joka esiintyy mallin rakennemuodossa.

missä y on selitettävä muuttuja, x ja z selittäviä muuttujia (joita voi olla useampiakin), f kuvaa oletettua riippuvuutta ja t aikaa. Yleensä x :n ja z :n välillä vallitsee voimakas keskinäinen riippuvuus¹, lineaaritapauksessa nk. multikollineaarisuus. Se vaikeuttaa f :n estimointia aiheuttaen virhettä ao. estimaatteihin. Tämä taas johtaa virheellisiin ex ante ennusteisiin, vaikka f pysyisi ennusteperiodina samana kuin estimointiperiodinakin, jos x :n ja z :n välinen riippuvuus muuttuu. Koska kuitenkin x :n ja z :n differenssien välinen riippuvuus ei yleensä ole yhtä voimakas kuin itse x :n ja z :n välinen, kannattaa (3.2.1.):stä siirtyä muotoon

$$(3.2.2.) \quad dy(t) = f'_x dx(t) + f'_z dz(t)$$

missä esimerkiksi $f'_x = \partial f / \partial x(t)$. Taloudelliselta tulkinnaltaan f'_x on tavallisesti $y(t)$:n raja-alttius $x(t)$:n suhteen.²

Estimointia varten diskreetiksi likiarvolausekkeeksi kirjoitettuna (3.2.2.):sta tulee

$$(3.2.3.) \quad \Delta y(t) = a \Delta x(t) + b \Delta z(t)$$

jolloin Δ kuvaa vuotuista muutosta, a ja b ovat estimoitavat

-
1. Tämä on usein näennäistä aiheutuen kummankin jyrkästi nousevasta trendistä.
 2. Mikäli halutaan, voitaisiin (3.2.1.):ssä ao. muuttujien tilalle kirjoittaa esim. niiden logaritmit, jolloin osittaisderivaatat (3.2.2.):ssa saisivat vastaavan joustotulkinnan.

parametrit tarkoittaen nyt vastaavia estimointiperiodin keskimääräisiä raja-alttiuksia¹. Yhtälö (3.2.3.) voidaan kirjoittaa myös muotoon

$$(3.2.4.) \quad y(t) = y(t-1) + a \Delta x(t) + b \Delta z(t)$$

Yhtälöt (3.2.3.) ja (3.2.4.) voidaan estimoida OLS-menetelmällä, mutta vain rajoittavin ehdoin², sillä kummassakin yhtälössä vakiotermin = 0 ja jälkimmäisessä lisäksi $y(t-1)$:n kerroin = 1. Mikäli kuitenkin näitä rajoituksia ei tarvitsisi ottaa huomioon, päästäisiin yksinkertaisemman laskutyön ohella pienempään jäännösneliösummaan, ts. "parempaan selitykseen".³

Näin ollen on perusteltua katsoa, minkälaista hypoteesia y :n määräytymisestä po. rajoitusten poisjättäminen implikoi ja onko tuo hypoteesi tulkittavissa taloudellisesti mielekkäästi.

Jättämällä rajoitukset pois saadaan (3.2.4.):stä

$$(3.2.5.) \quad y(t) = c + gy(t-1) + a \Delta x(t) + b \Delta z(t)$$

1. Periaatteessa (joskaan ei juuri käytännössä) on eroa sillä, tulkitaanko a ja b näin, vai oletetaanko niiden olevan ajassa vakioita. Jälkimmäinen vaihtoehto edellyttäisi f :n lineaarisuutta, edellinen sen sijaan ei.
2. Ehdolliset OLS-estimaatit voidaan ratkaista minimoimalla jäännösneliösumma esimerkiksi kvadraattista ohjelmointitekniikkaa käyttäen.
3. Samasta syystä voitaisiin "hajottaa" myös termit $\Delta x(t)$ ja $\Delta z(t)$. Tällöin olisi kuitenkin em. multikollineaarisuusongelma jälleen vastassa. Menettely ei ole myöskään yhtä selvästi tutkittavissa kuin y :n kohdalla.

jolloin (3.2.3.):n tilalle tulee

$$(3.2.6.) \quad \Delta y(t) = c + (g - 1)y(t-1) + a \Delta x(t) + b \Delta z(t)$$

Parametrit c ja $(g - 1)$ voidaan a :n ja b :n tavoin tulkita keskimääräisiksi diskreeteiksi vastineiksi alkuperäisen funktion (F) osittaisderivaatoille $ao.$ argumenttiensa suhteen. Parametri c on tulkittavissa Δt :n (joka tässä = 1) kertoimeksi, joten $ko.$ argumentti on t . $y(t-1)$ taas voidaan ajatella kumuloituneen y :n $(\sum_{v=0}^{t-1} y(v))$ muutokseksi. Tällöin lausekkeen (3.2.6.) teoreettinen vastine voidaan kirjoittaa (vrt. (3.2.2.))

$$(3.2.7.) \quad dy(t) = F'_t dt + F'_y y(t) + F'_x dx(t) + F'_z dz(t)$$

missä lyhenne \int tarkoittaa $\int_0^t y(t)dt$. Integroimalla (3.2.7.):n molemmat puolet yli t :n päädytään (3.2.1.):n sijasta hypoteesiin

$$(3.2.8.) \quad y(t) = F(t, \int_0^t y(t)dt, x(t), z(t))$$

Useissa tapauksissa tällainen hypoteesi on varsin perusteltu. Ensiksikin on luultavaa, että monien tarkastelun ulkopuolelle jääneiden tekijöiden yhteisvaikutus mallin endogeenisiin muuttujiin on ajassa melko säännönmukaista. Siten tätä, ns. automista komponenttia voidaan approksimoida suoraan ajan funktiona. Toiseksi useiden taloudellisten muuttujien kehitykselle näyttää olevan ominaista tietty jatkuvuus, joka voi johtua tarkasteltavasta ilmiöstä riippuen esimerkiksi tottumuksista, oppimisesta, jo kertyneiden varantojen kulumisesta jne. Usein-

kaan tuollaiset tekijät eivät ole suoraan mitattavissa. Niiden vaikutukselle on kuitenkin tyypillistä "sitoutuminen" (embodied) kohteena olevien muuttujien kumulatiiviseen kehitykseen, joka sitä kautta pääsee vaikuttamaan ao. muuttujiin.

Näin on mallin rakenneyhtälöissä päädytty lausekkeen (3.2.5.) mukaiseen muotoon.¹

3.3. Rakenneyhtälöt

Mallin rakennemuodossa päädyttiin seuraaviin alueyhtälöihin:²

$$(3.3.1.) \quad Y_i(t) = c_i + g_i Y_i(t-1) + a_i \Delta L_i(t)$$

$$(3.3.2.) \quad L_i(t) = c_i + g_i L_i(t-1) + a_i \Delta K_i(t)$$

$$(3.3.3.) \quad K_i(t) = c_i + g_i K_i(t-1) + a_i I_i(t)$$

$$(3.3.4.) \quad C_i(t) = c_i + g_i C_i(t-1) + a_i \Delta Y_i(t)$$

-
1. Alussa mainittu $x:n$ ja $z:n$ välinen riippuvuusnäkökohta ei tosin yhtä poikkeusta lukuunottamatta näytä lopullisten rakennehypoteesien kohdalla relevantilta. Se kuitenkin osalltään vaikuttanut tehtyyn ratkaisuun.
 2. Eri yhtälöiden vastinparametreja ei katsota tässä yhteydessä tarpeelliseksi merkitä eri symboleilla.

$$(3.3.5.) \quad I_i(t) = Y_i(t) - C_i(t) - \sum_j V_{ij}(t) + \sum_j V_{ji}(t)$$

jolloin $i = 1, \dots, N$; $j = 1, \dots, N+1$; $i \neq j$

Kontaktiyhtälöiksi valittiin:

$$(3.3.6.) \quad V_{ij}(t) = c_{ij} + g_{ij}V_{ij}(t-1) + a_{ij} \Delta C_j(t) + b_{ij} \Delta I_j(t)$$

kun $i = 1, \dots, N+1$; $j = 1, \dots, N$; $i \neq j$

$$(3.3.7.) \quad V_{ij}(t) = c_{ij} + g_{ij}V_{ij}(t-1) + a_{ij} \Delta Y_i(t)$$

kun $i = 1, \dots, N$; $j = N+1$

Kussakin yhtälössä on (jo $N:n$ arvolla 1) selittäviä muuttujia vähemmän kuin mallissa kaikkiaan on ennaltamäärättyjä muuttujia, joten välttämätön ehto yhtälöiden identifioitavuudelle on täytetty.¹

Yhtälöiden tulkinnessa noudatetaan edellisen kappaleen yleistä esitystä. Tällöin on tarpeen pitää mielessä myös ao. yhtälön (3.2.8.):aa vastaava muoto, vaikkei sitä ole esitettykään jokaisesta rakennehypoteesista erikseen.

(3.3.1.) perustuu hypoteesiin, että tuotos riippyy työpanoksesta, teknisestä kehityksestä (oppimisesta, tiedon tasosta)

¹ $N:n$ kasvaessa malli tulee yhä yli-identifioidummaksi. Identifioitavuudesta lähemmin esim. JOHNSTON, mt., s. 240-252.

ja mallissa spesifioimattomia tekijöitä edustavasta autonomisesta komponentista. Tuotantopanoksista on poikkeuksellisesti valittu mukaan vain L, koska lyhyellä tähtäimellä L:n ja K:n katsotaan olevan pikemminkin toistensa komplementteja kuin substituutteja. Toisaalta L yksinään osoittautui empiirisissä kokeissa "paremmaksi" selittäjäksi kuin K yksinään tai L ja K yhdessä.¹ Teknistä kehitystä otaksutaan voitavan mitata kumuloituneella tuotoksella Arrow'in "Learning by Doing" -hypoteesia mukaillen.² A priori on ilmeistä, että $a > 0$ ja $g > 1$. Koska c edustaa tarkemmin spesifioimattomien tekijöiden vaikutusta, siihen ei ole mielekäästä kohdistaa odotuksia.

(3.3.2.):ssa oletetaan työpanoksen riippuvan pääomapanoksesta, aikaisempien vuosien työpanoksista riippuvasta "vähimmäismäärästä" (minimityöllisyysmielessä) sekä autonomisesta komponentista, jonka tässä ajatellaan ilmenevän lähinnä potentiaalisen työpanoksen (käytettävissä oleva varanto) kasvuna. Näin ollen on odotettavissa, että $a > 0$, $0 < g < 1$ ja $c > 0$.

(3.3.3.):n tulkinta lienee selvin sellaisenaan: pääomapanoksen katsotaan riippuvan investointien kuvastamista "odotuksista",

-
1. Paremmaksi kappaleen 3.1. lopussa esitetyin kriteerein arvioituna.
 2. ARROW, K.J., "The Economic Implications of Learning by Doing", Review of Economic Studies, Vol. XXIX (1962). Arrow tosin päätyy käyttämään oppimisen indikaattorina kumuloitunutta investointia. Tähän voidaan kuitenkin todeta, että tuotos sisältää investoinnin sekä lisäksi kulutushyödykkeet, joiden tuottamisen odottaisi myös kartuttavan tiedon tasoa (vrt. Arrow'in omia kommentteja, ma., s. 172).

edellisen vuoden pääoman käytön ilmentämistä "tottumuksista" ja tarkemmin spesifioimattomasta autonomisesta tekijästä. Tällöin K:n ilmeisen suhdanneherkkyyden vuoksi voisi odottaa I:n tulevan hallitsevaksi selittäjäksi (luonnollisesti $a > 0$).¹ Siten K:n viivästykselle jäisi suhteellisen pieni positiivinen paino ($0 < g < 1$).

(3.3.4.):ssa oletetaan, että kulutus riippuu tuotoksesta, aikaisempien vuosien kumuloituneesta kulutuksesta ja jälleen autonomisesta komponentista. Tällöin kumuloituneen kulutuksen ajatellaan edustavan toisaalta kulutustottumuksia ja toisaalta jo hankittujen kestokulutushyödykkeiden uusimistarvetta. Siten a priori on ilmeistä, että $a > 0$ ja $g > 1$.

(3.3.5.):ssa on investointi jätetty määritelmällisen identiteetin varaan. Valinta osui investoinnin kohdalle toisaalta siksi, ettei sille löydetty yhtä tyydyttävää "selitysmallia" kuin muille identiteetin komponenteille.² Toisaalta tällä tavoin investointi ilmeisesti suhdanneherkimpänä muuttujana tulee mallissa suoraan riippuvaksi kotimaisen tarjonnan ja kulutuskysynnän ohella myös ulkomaankaupasta.

-
1. Vrt. (3.3.5.):n tulkintaa. Voitaisiin myös otaksua silmällä pitäen (3.3.8.):aa vastaavaa muotoa, että K riippuu pääasiassa pääomavarannosta, jonka muutosta eli nettoinvestointia edustaisi tietty vakio-osuus I:stä.
 2. Tässä katsotaan, että mallin loogisuus edellyttää kansantuoteidentiteetin paikkansapitävyyttä.

(3.3.6.) on kysyntäorientoitunut¹ bilateraalin kauppavirtamalli. Se on tulkittavissa niin, että ao. maiden keskeiset ja ROW:sta tulevat kauppavirrat riippuvat vastaan ottavan maan kulutus- ja investointikysynnästä, aikaisempien vuosien kumuloituneen kauppavirran kuvastamista "kauppatottumuksista" ja autonomisesta komponentista. Kulutus- ja investointikysyntä on otettu selittäjiksi erikseen, koska eri kauppavirrat sisältävät eri suhteessa kulutus- ja investointihyödykkeitä. A priori on oletettavissa, että $a > 0$, $b > 0$ ja $g > 1$.

(3.3.7.) on edellistä vastaava, mutta tarjontaorientoitunut malli ao. maiden ROW:iin suuntautuville kauppavirroille. Nyt on valittu viejämaiden tuotokset selittäjiksi a priori odotuksin ($a > 0$), koska ROW:n kulutus- ja investointikysynnästä ei saatu tietoa.²

Kokonaisuutena mallin rakennemuoto voidaan kuvata kappaleessa 2.1. käytetyin symbolein yhtälöllä

$$(3.3.8.) \quad A_0 Y(t) + A_1 Y(t-1) + C = U(t)$$

missä C on rakenneyhtälöissä esiintyvien vakioiden c muodosta-

-
1. Koska tarjonta ei osottautunut yksinään eikä kysynnän kanssa yhtä "hyväksi" selittäjäksi kuin kysyntä yksinään.
 2. Toisaalta voitaisiin olettaa ROW:n kysynnän olevan siksi laajan ja monipuolisen, että yksittäisen maan vienti sinne olisi riippuvainen lähinnä ao. maan tarjontaolosuhteista.

ma pystyvektori¹ ja kukin $\Delta y(t)$ -muuttuja on kirjoitettu $y(t) - y(t-1)$. Tällöin redusoiduksi muodoksi tulee

$$(3.3.9.) \quad Y(t) = -A_0^{-1}A_1Y(t-1) - A_0^{-1}C + A_0^{-1}U(t)$$

1. Tässä ainoa "eksogeeninen muuttuja" saa vain arvoja 1 (ks. s. 7, alav. 3). (3.3.5.):n vakio parametri on nolla.

4. ESTIMOINTIVAIHTOEHDOT

Edellä muodostettu malli on estimoitu kolmella vaihtoehtoisella tavalla. Tällöin lähtökohtana on EMIE:lle tyypillinen tilanne, jossa käytettävissä olevien havaintojen riittämättömän lukumäärän vuoksi ei voida soveltaa TSLS-menetelmää (vrt. s. 12).

Vaihtoehdot esitellään järjestyksessä laskennallisesti yksinkertaisimmasta monimutkaisimpaan. Vastaavasti estimaattorit luonteeltaan lähenevät konsistentteja¹ TSLS-estimaattoreita. Tätä voidaan pitää jonkinlaisena a priori suosituksena, joskaan sen ei aina tarvitse merkitä vaihtoehtoisten estimaattoreiden paremmuusjärjestystä käytännössä vaan pikemminkin tiettyissä estimointiteoriassa oletetuissa ideaaliolosuhteissa. Yksittäistapauksissa, kuten nyt, tulosten luotettavuus riippuu paljolti sattumasta. Syynä voi olla väärin spesifioitu malli, muuttujien operationaalisiin vastineisiin sisältyvät mittaus- ym. virheet, näytteen pieni koko jne.

Vaihtoehtoisesti laskettavien parametriestimaattien keskinäinen vertailu on suoraan mahdollista vain joidenkin a priori loogisuus-kriteerien nojalla. Sen sijaan välillisesti vertailu

1. Vaikka konsistenssi on asymptoottinen ominaisuus, voidaan sitä suoritettujen tutkimusten mukaan pitää suuntaa antavana ja siten myös toivottavana piirteenä estimaattorien pienotosominaisuuksienkin kannalta. Vrt. esim. GOLDBERGER, mt., s. 126 ja 362.

voidaan perustaa vaihtoehtojen tuottamiin ex ante ja ex post ennusteisiin. Ex ante ennusteisiin nojautuva vertailu on sikäli perusteltu, että se liittyy suoraan mallin käyttötarkoitukseen. Tulokset voivat kuitenkin olla harhaan johtavia empiriassa mahdollisesti tapahtuneiden rakennemuutosten (mallin määrittelemässä mielessä) johdosta. Tämä taas puoltaa ex post ennusteisiin nojautuvaa vertailua.

4.1. Vaihtoehto (1)

Ensimmäisessä vaihtoehdossa mallin kukin rakenneyhtälö estimoidaan erikseen OLS-menetelmällä. Vaihtoehtoa puoltaa sen laskennallinen yksinkertaisuus sekä se, että kokeiltaessa yksittäin vaihtoehtoisia rakennehypoteeseja OLS-estimaatit tulisivat joka tapauksessa lasketuiksi (vrt. s. 18).

Simultaanisuuksessa OLS-estimaattoreiden puutteena pidetään yleensä sitä, etteivät ne täytä konsistenssivaatimusta. On kuitenkin huomattava, ettei mallin muodollinen simultaanisuus ainakaan kaikilta osiltaan ole aina empiirisesti kovin oleellista.¹ Tällaisessa tapauksessa OLS-estimaattorit ovat ns. melkein konsistentteja (near consistent).

Traditionaalisten Monte Carlo -kokeiden mukaan OLS-estimaattorit näyttäisivät varianssikriteeriä lukuun ottamatta olevan

1. Ts. s. 12 alaviitteessä mainitut rekursiivisuusehdot ovat havaintoaineistossa melkein voimassa. Ks. lähemmin FISHER, ma., s. 597-599.

pienotosominaisuuksiltaan konsistentteja vaihtoehtojaan heikompia.¹ Käytäntöä ajatellen nämä kokeet ovat kuitenkin olleet sikäli epärealistisia, että niissä käytetyt mallit ovat olleet varsin pieniä ja testiaineistoon nähden oikein spesifioituja. Uusimmat kokemukset viittaavatkin siihen, että OLS-menetelmä saattaisi olla sopivin juuri käytännön estimointitilanteissa, joissa estimoitavat mallit muodostuvat yleensä melko suuriksi ja joissa spesifiointivirheet ovat todennäköisiä.²

4.2. Vaihtoehto (2)

Toisessa vaihtoehdossa kukin aluemalli estimoidaan erikseen TSLS-menetelmällä, mutta kontaktiyhtälöissä käytetään edelleen OLS-estimaatteja. Tällöin aluemalleja estimoitaessa kontaktimuuttujia käsitellään ikään kuin ne olisivat ennalta määrättyjä. Siten ensimmäisessä vaiheessa lasketaan viivästämättömien endogeenisten aluemuuttujien regressiot saman alueen ennalta määrättyjen muuttujien sekä kokonaisviennin ja -tuonnin suhteen. Toisessa vaiheessa aluemallien rakenneyhtälöt estimoidaan tavalliseen tapaan.

1. Tästä lähemmin esim. GOLDBERGER, mt., s. 360-363 ja JOHNSTON, mt., s. 275-295.

2. Ks. DUTTA, M. and SU, V., "An Econometric Model of Puerto Rico", Review of Economic Studies, Vol. XXXVI (1969) ja SMITH, V.K., "A Monte Carlo Experiment with a Large Macro-Econometric Model", Western Economic Journal, Vol. VIII, Nr. 4 (1970).

Vaihtoehtoa voidaan perustella muutamalla näkökohdalla. Ensiksikin mallin osittaminen blokkeihin niiden estimoimiseksi simultaanisesti (vrt. s. 13) ei ole juuri muulla tavoin mahdollista kuin alueittain,¹ koska havainnot tuskin riittäisivät ensimmäisen vaiheen estimointiin, ellei kunkin estimoitavan blokin "ennalta määrättyjä" muuttujia voida rajoittaa vain yhtä aluetta koskeviksi.

Toiseksi on otaksuttavissa ja osittain myös empiirisesti havaittavissa, että näinkin aggregoidulla tasolla saman alueen muuttujien väliset simultaaniset riippuvuudet ovat voimakkaampia kuin eri alueiden. Toisaalta kuitenkin myös eri alueiden ja niiden väliset muuttujat korreloivat varsin selvästi. Tällöin muiden alueiden ja niiden välisten muuttujien liittämisen kysymyksessä olevan alueen muuttujien lisäksi ensimmäisen vaiheen estimointiin ei tuone paljonkaan lisäinformaatiota.²

Kolmanneksi kontaktimuuttujat pääsevät mallissa vaikuttamaan aluemuuttujiin vain aggregaattiansa välityksellä, jolloin yksittäisen kontaktimuuttujan simultaaninen vaikutus omiin alueellisiin argumentteihinsa on ainakin periaatteessa suhteellisen vähäinen. Tämä simultaaninen riippuvuus ja vastaavasti siitä aiheutuva harha luonnollisesti vähenee mukaan otettavien alueiden ja siten myös kontaktien lukumäärän kasvaessa. Lisäk-

1. Alueittaisen jaottelun kanssa yhdessä voisi luonnollisesti tulla kysymykseen muukin jaottelu, mutta tässä se ei ole tarpeen.

2. Vrt. MALINVAUD, E., *Statistical Methods of Econometrics*, Amsterdam 1968, s. 607-608.

si simultaanisuusharha - ellei se satu eri kontaktien kohdalla olemaan saman suuntainen - voi tällöin kokonaismallin kannalta katsoen myös vastaavasti todennäköisemmin kumoutua.

Mitä paremmin kaksi viimemainittua näkökohtaa pitävät paikkansa, sitä lähemmäksi konsistentteja estimaattoreita kysymyksessä olevalla estimointivaihtoehdolla päästään. Vaihtoehdon kriittikkinä todettakoon, että em. perustelut ovat paljolti spekulointia.

4.3. Vaihtoehto (3)

Kolmannessa vaihtoehdossa koko malli estimoidaan simultaanisesti ns. muunnetulla TSLS-menetelmällä, jolloin ensimmäisen vaiheen estimoinnissa käytetään ennalta määrättyjen muuttujien tilalla niiden muutamaa ensimmäistä pääkomponenttia.¹

Toisen vaiheen estimointi sujuu tavalliseen tapaan.

1. Menetelmä on esitetty eksplisiittisesti ensimmäisen kerran artikkelissa KLOEK, T. and MENNES, L.B.M., "Simultaneous Equations Estimation Based on Principal Components of Predetermined Variables", *Econometrica*, Vol. 28 (1960). Artikkelissa esitetään myös empiirinen koe, jossa ns. Kleinin malli I on estimoitu po. menetelmän neljällä eri versiolla. Yleisesti ottaen tulokset vastaavat varsin tarkasti alkupe-
räisen TSLS-estimoinnin antamia tuloksia. Nykyisin menetelmää on käytetty mm. Israelin makromallin estimointiin. Ks. EVANS, M.K., "An Econometric Model of the Israeli Economy, 1952-1965", *Econometrica*, Vol. 38, No. 5 (1970), s. 626.

Pääkomponentit¹ ovat tarkasteltavien muuttujien sellaisia normeerattuja lineaarikombinaatioita,² jotka ovat keskenään ortogonaalisia ja muodostettu järjestyksessä siten, että kunkin pääkomponentin varianssi maksimituu ehdolla että edelliset lineaarikombinaatiot ovat jo annettuja. Muuttujat otaksutaan tällöin joko keskistetyiksi tai normeeratuiksi.³ Kaikkiaan pääkomponentteja löytyy yhtä monta kuin alkuperäisistä muuttujista on toisistaan lineaarisesti riippumaton. Tällöin kaikkien pääkomponenttien muodostama vektori on eräs ortogonaalinen muunnos näiden muuttujien muodostamasta vektorista, josta seurauksena pääkomponenttien kokonaisvarianssi on yhtä suuri kuin po. muuttujien kokonaisvarianssi. Näin ollen ensimmäinen pääkomponentti tavallaan kuvaa mahdollisimman suurta osaa alkuperäisten muuttujien kokonaisvarianssista, toinen pääkomponentti on edellisen kanssa korreloimaton kuvaten vuorostaan mahdollisimman suurta osaa jäljelle jäävästä kokonaisvarianssista jne.

-
1. Tässä luonnehditaan pääkomponentteja vain hyvin lyhyesti. Perusteellisemmän esityksen tarjoaa mm. ANDERSON, T.W., An Introduction to Multivariate Statistical Analysis, New York 1958 ja MALINVAUD, mt.
 2. Normeeratulla tarkoitetaan tässä yhteydessä, että ao. kerrointen neliösumma = 1.
 3. Keskistetyillä muuttujalla tarkoitetaan muuttujaa, joka on mitattu alkuperäisen muuttujan poikkeamina keskiarvostaan. Normeeratulla muuttujalla taas tarkoitetaan keskihajonnallaan mitattua keskitettyä muuttujaa. Normeerauksella halutaan poistaa eri muuttujien mahdollisesti erilaisten dimensioiden vaikutus pääkomponentteihin.

Pääkomponentit voidaan ratkaista tarkasteltavien muuttujien momenttimatriisin¹ karakterististen juurten ja vektorien avulla. Jos karakteristiset vektorit normeerataan (viite 2, s. 33), saadaan etsittävät pääkomponentit niiden ja tarkasteltavien muuttujien muodostaman vektorin skalaarituloina, jolloin vastaavat karakteristiset juuret osoittavat suoraan ao. pääkomponenttien varianssit. Karakterististen juurten suuruusjärjestys osoittaa silloin myös pääkomponenttien järjestyksen.

Alkuperäisten muuttujien korreloidessa voimakkaasti voi niiden kokonaisvarianssi kuvastua lähes täysin jo niiden muutamassa ensimmäisessä pääkomponentissa. Taloudelliset muuttujat yleensä korreloivat voimakkaasti keskenään. Tämä motivoi ekonometristen simultaanimallien estimoinnissa käyttämään ennalta määrättyjen muuttujien pääkomponentteihin nojaavaa muunnettua TSLS-menetelmää ainakin silloin, kun havaintoja on niukasti tai liian vähän suhteessa ennalta määrättyjen muuttujien lukumäärään. On sitä paitsi osoitettu, että pääkomponentteja käyttämällä voidaan saada jopa tilastollisesti luotettavampia tuloksia kuin itse ennalta määrättyjen muuttujien avulla silloinkin, kun havaintoja on riittävästi.²

1. Vastaavasti sen mukaan, ovatko ao. muuttujat keskistettyjä vai normeerattuja, kysymyksessä on alkuperäisten muuttujien keskusmomentti- tai korrelaatiomatriisi.
2. Muunnetun TSLS-menetelmän etuna alkuperäiseen TSLS-menetelmään nähden on estimaattoreiden harhan, keskivirheiden ja keskimääräisten ennustevirheiden todennäköinen väheneminen (ideaaliolosuhteissa). Tästä lähemmin AMEMIYA, T., "On the Use of Principal Components of Independent Variables in Two-Stage Least-Squares Estimation", *International Economic Review*, Vol. 7, No. 3 (1966).

Muunnetun TSLS-menetelmän estimaattoreiden konsistenssin kannalta olisi toivottavaa (mutta ei aina välttämätöntä), että ensimmäisen vaiheen estimoinnissa käytettäisiin kussakin rakenneyhtälössä argumentteina esiintyvien viivästämättömien endogeenisten muuttujien selittäjinä sekä samassa rakenneyhtälössä esiintyviä ennalta määrättyjä muuttujia että muiden ennalta määrättyjen muuttujien pääkomponentteja.¹

Tämä edellyttäisi mahdollisesti niin monta pääkomponenttianaalyysia kuin mallissa on niitä rakenneyhtälöitä, joissa esiintyy viivästämättömiä endogeenisiä selittäjiä, koska kussakin po. rakenneyhtälössä saattaa olla eri kombinaatio ennalta määrättyjä muuttujia. Käytännössä sitä paitsi kuhunkin ensimmäisen vaiheen regressioon selittäjiksi tulevat ennalta määrätyt muuttajat ilmeisesti korreloisivat voimakkaasti muiden ennalta määrättyjen muuttujien pääkomponenttien kanssa. Tällöin tarkasti ottaen pääkomponentit pitäisikin laskea kussakin tapauksessa niistä selitysvirheistä, jotka saadaan mukaan tulevien ennalta määrättyjen muuttujien regressioista jäljelle jäävien suhteen.²

Käytännön sovellutuksiin edellä kuvattu laskutyö vaikuttaa liialliselta. Siksi tässä tutkimuksessa on päädytty käyttämään kussakin ensimmäisen vaiheen regressiossa selittäjinä yksinomaan mallin kaikkien ennalta määrättyjen muuttujien pää-

1. Yksityiskohtaisemmin ks. AMEMIYA, ma., s. 286-287.

2. AMEMIYA, ma., s. 288 ja KLOEK and MENNES, ma., s. 51-52.

komponentteja.¹ Joskaan näin saatavat estimaattorit eivät yleensä täytä konsistenssivaatimusta, niin toisaalta päästään yhdellä pääkomponenttien laskemisella ja lisäksi em. multikollineaarisuusongelma ensimmäisen vaiheen estimoinnissa jää pois.

Sille, kuinka monta pääkomponenttia ensimmäisen vaiheen regressioihin tulisi ottaa selittäjiksi, ei voida antaa täsmällistä a priori sääntöä. Mallin kunkin rakenneyhtälön identifioitavuus kuitenkin edellyttää, että pääkomponentteja tulisi olla vähintään yhtä monta kuin ao. rakenneyhtälössä on selitettäviä muuttujia, mikäli ensimmäisen vaiheen regressioissa käytetään selittäjinä yksinomaan pääkomponentteja.² Tässä mie-

1. Kloeck ja Mennes suosittelevat estimaattoreiden konsistenssia tähdentäen käytännössä käyttämään sekä ao. rakenneyhtälön ennalta määrättyjä muuttujia että kaikkien ennalta määrättyjen muuttujien pääkomponenteista niitä, joiden yhteiskorrelaatiot ensin mainittujen muuttujien kanssa vastavilla karakteristisilla juurilla painotettuina ovat pienimpiä. KLOECK and MENNES, ma., s. 52-53. Tämänkin menettelyn tuottama laskutyö vaikuttaa liian suurelta ottaen huomioon, ettei em. multikollineaarisuusongelma kuitenkaan poistu kokonaan.

2. Jos ensimmäisen vaiheen regressioissa käytettäisiin sekä ao. rakenneyhtälöiden ennalta määrättyjä muuttujia että muiden pääkomponentteja, vaatisi kunkin rakenneyhtälön identifioitavuus käyttämään ainakin niin monta pääkomponenttia kuin ko. yhtälössä on viivästäväitä endogeenisiä argumentteja. Estimaattoreiden konsistenssi taas edellyttäisi tämän minimimäärän lisättynä yhdellä. AMEMIYA: ma., s. 292-293.

lessä pääkomponenttien minimimäärän ratkaisisi siis sen rakenneyhtälön identifioitavuusehto, jossa on eniten argumentteja. Toisaalta sitä lähemmäksi konsistentteja estimaattoreita päättäisiin, mitä useampia pääkomponentteja käytettäisiin, mutta samalla tulosten luotettavuus voi sitä mukaa myös pienetä jäljelle jäävien vapausasteiden lukumäärän tullessa mahdollisesti liian pieneksi. Näin ollen käytännön ohjeena voinee pitää sitä, että kokeillaan ensin identifioitavuuden edellyttämää minimimäärää pääkomponentteja, seuraavaksi yhtä enemmän jne. kunnes rakenneyhtälöiden estimaatit eivät enää oleellisesti muutu tai niiden hajonnat katsotaan riittävän pieniksi.¹

Muunnettua TSLS-menetelmää on kritisoitu siitä syystä, että mukaan valittavissa pääkomponenteissa saattaa olla hallitsevassa asemassa joidenkin endogeenisten muuttujien kannalta kausaalisesti epäoleellisia ennalta määrättyjä muuttujia.² Menetelmän puolesta voidaan kuitenkin huomauttaa, ettei alkuperäinen TSLS-menetelmäkään tee eroa kausaalisesti oleellisten ja epäoleellisten ennalta määrättyjen muuttujien välillä, mikä tavallaan on yksi menetelmän hyvistä puolista jättäessään tulokset suhteellisen vähän riippuviksi mahdollisista spesifiointivirheistä.

1. Vrt. KLOEK and MENNES, ma., s. 50 ja 54.

2. FISHER, ma., 624-625. Samassa artikkelissa Fisher esittää vaihtoehdoisen estimointimenettelyn, jossa po. kausaalisuusnäkökohta pyritään ottamaan huomioon. Laskennallisen monimutkaisuutensa takia menetelmää ei katsottu mahdolliseksi soveltaa tässä tutkimuksessa.

5. EMPIIRINEN KOE

5.1. Koeaineisto

Empiiriseen kokeeseen otettiin mukaan 5 aluetta eli $i, j = 1, \dots, 5$, jolloin 1 = Ranska, 2 = Länsi-Saksa, 3 = Englanti, 4 = USA ja 5 = ROW. Estimointiperiodiksi valittiin vuodet 1952 - 1966.

Mukana olevia maita on vain neljä, jottei laskentatyö olisi muodostunut käytettävissä olleisiin resursseihin nähden liian suureksi. Toisaalta jo neljän maan ja ROW:n mukanaolo tekee tilanteen mm. siinä mielessä "todelliseksi", ettei käytettävissä olevat havainnot riitä mallin estimointiin alkuperäisellä TSLS-menetelmällä. Mukaan otetut maat on valittu OECD-maista sillä perusteella, että niiden keskinäinen kauppa suhteessa niiden kokonaiskauppaan olisi mahdollisimman suuri, jotta estimoidussa mallissa ECR tulisi selvästi esille.

Estimointiperiodin valinnan määräsi tarvittavien tilastojen saatavuus sekä se, että viimeisten vuosien (1967 - 1969) tiedot haluttiin jättää ex ante ennusteiden tarkistamiseen. Sitä, että 1950-luvun lopussa liikkeelle lähtenyt taloudellinen yhdentymiskehitys tavallaan jakaa estimointiperiodin kahtia, ei katsottu tämän esityksen kannalta tarpeelliseksi ottaa mallissa eikä sen estimoinnissa huomioon.

Mallin muuttujien operationaaliksi vastineiksi valittiin:

$Y_i(t)$: maan i bruttokansantuotos (vuonna t) milj. US \$:na vuoden 1958 markkinahinnoin ja par-kurssein¹

$L_i(t)$: maan i työllisyys tuhansina henkilöinä²

$K_i(t)$: maan i energian kulutus 10-tuhansina kivihiilliekvi-valenttitonneina³

$C_i(t)$: maan i kulutus milj. US \$:na vuoden 1958 markkinahinnoin ja par-kurssein

$I_i(t)$: maan i bruttoinvestointi milj. US \$:na vuoden 1958 markkinahinnoin ja par-kurssein⁴

-
1. BKT on ilmaistu käsitteenä "expenditure on gross domestic product". Se on saatu vuoden 1958 hintoihin deflaoitujen ja saman vuoden kurssein \$:eiksi muunnettujen komponenttiansa (kulutus, investointi, vienti, tuonti) summana. Lähteenä on käytetty julkaisusarjaa: United Nations, Yearbook of National Statistics.
 2. Lähteenä on käytetty: OECD, Manpower Statistic ja ILO, Yearbook of Labour Statistics.
 3. Energian kulutus saatu käsitteenä "gross inland consumption of commercial sources of energy" julkaisusarjasta United Nations, World Energy Supplies, Statistical Papers, Series J.
 4. Investointisarjaan sisältyvät varastojen muutokset ja tilastovirhe.

- $V_{ij}(t)$: - kun $i, j = 1, \dots, 4$: maan i tavaravienti maahan j milj. US \$:na käyvin fob-hinnoin ja käyvin par-kurssein¹
- kun $i = 1, \dots, 4$ ja $j = 5$: maan i kokonaisvienti milj. US \$:na vuoden 1958 markkinahinnoin ja par-kurssein vähennettynä muihin mukana oleviin maihin menevien tavaravirtojen summalla
- kun $i = 5$ ja $j = 1, \dots, 4$: maan j kokonaistuonti milj. US \$:na vuoden 1958 markkinahinnoin ja par-kurssein vähennettynä muista mukana olevista maista tulevien tavaravirtojen summalla

Luetellut vastineet kaivannevat lisäkommentteja lähinnä K:n ja V:n osalta.² Pääomapanoksen mittarina energian kulutus on esiintynyt varsin harvoin. On kuitenkin ilmeistä, että kaikenlainen pääoman käyttö vaatii joko tavalla tai toisella energiaa.³ Siitä on myös olemassa varsin luotettavat tilastot.

-
1. Tiedot on saatu vientitilastoista julkaisusarjoissa: United Nations, Direction of International Trade, Statistical Papers, Series T ja International Monetary Fund, Direction of Trade.
 2. Kaikkien lueteltujen operationaalisten vastineiden yksityiskohtaiset selvitykset ilmenevät ERGI:n sisäisestä raportista: Pekka Sirén, "OECD-maiden tilastotiedot. Selvitys lähdemateriaalista ja puuttuvien tietojen määräämisessä käytetyistä menetelmistä", 1969, (julkaisematon moniste).
 3. Perusteluista lähemmin PULLIAINEN, K., Yleisen tuotantofunktion muodostamismahdollisuuksista, Lisensiaattitutkimus, Helsingin yliopisto 1964 (moniste), s. 55-56.

Koska lisäksi itse pääomakannasta, saati sitten sen käytöstä, on erittäin vaikea saada kvantitatiivista arviota, tehty ratkaisu ei liene katteeton.

Maiden välisissä kauppavirroissa jouduttiin turvautumaan pelkään tavarakauppaan tietojen puuttuessa palvelusten osalta. Tavaravirrat on otettu mukaan käypähintaisina, koska niille ei ollut saatavissa hintaindeksejä. Kokonaisviennin ja/tai -tuonnin hintaindeksien soveltuminen ao. deflaattoreiksi vaikuttaa taas eri virtojen ehkä hyvinkin erilaisen rakenteen vuoksi kyseenalaiselta. Käypähintaisten tavarakauppavirtojen käyttöä (aggregaattitasolla) kiinteähintaisten aluemuuttujien rinnalla puoltaa osittain myös se, että keskimäärin maailmanmarkkinahinnat näyttävät pysyneen tarkasteluperiodina varsin vakaina. Vientitilastoissa ilmaistuihin fob-arvoihin päädyttiin taas sillä perusteella, että tuontitilastot on yleensä esitetty cif-hinnoin, mutta esimerkiksi USA:n osalta fob-hinnoin. Jotta BKT-identiteetti olisi käytetyssä havaintoaineistossa voimassa, katsottiin em. palvelusten osuudesta samoin kuin erilaisista hinnoista aiheutuva epätarkkuus oikeutetuksi sisällyttää kyseisten maiden ja ROW:n välistä kauppaa koskeviin tietoihin.

5.2. Estimointitulokset.

Mallin rakennemuodon estimointitulokset on esitetty liitteessä I yhtälöittäin estimointivaihtoehtojen mukaisessa järjestyksessä. Alueyhtälöissä on ylinnä estimointivaihtoehdon (1),

keskellä vaihtoehdon (2) ja alinna vaihtoehdon (3) tulokset. Kontaktiyhtälöissä ylempi tulos on vaihtoehtojen (1) ja (2) sekä alempi vaihtoehdon (3). OLS-estimaattien yhteydessä on mainittu myös niiden keskihajonnat (suluissa) ja kunkin yhtälön yhteiskorrelaatiokerroin (R). Simultaanimenetelmillä saatujen estimaattien yhteydessä niitä sen sijaan ei ole laskettu.¹

Estimointivaihtoehtojen (1) ja (2) toteutus ei kaivanne kommentteja. Vaihtoehdossa (3) päädyttiin s. 37 esitetyin perustein käyttämään ensimmäisen vaiheen estimoinnissa kaikkien 40:n ennalta määrätyn muuttujan asemesta niiden 8:aa ensimmäistä pääkomponenttia.² Tällöin viimeainittujen kokonaisvarianssi kohoaa 99.7:ään %:iin ensin mainittujen kokonaisvarianssista.³

-
1. Tämä johtuu siitä, että laskelmat jouduttiin suorittamaan todella vaiheittain (vrt. s. 12, alav. 2) asianmukaisten tietokoneohjelmien puuttuessa. Tällöin toisen vaiheen tuloksissa esiintyneet ao. tunnusluvut eivät perustuneet viivästämättömien endogeenisten selittäjien toteutuneisiin arvoihin (kuten pitäisi, vrt. esim. GOLDBERGER, mt., s. 333), vaan niiden ensimmäisen vaiheen regressioista laskettuihin arvoihin. Tunnukslukujen laskemista erikseen ei katsottu aiheelliseksi.
 2. Pääkomponentit laskettiin muuttujien normeeratuista arvoista, jolloin työ- ja pääomapanosten muista muuttujista poikkeavien dimensioiden vaikutus tulokseen eliminoitui (vrt. s. 33, alav. 3).
 3. Mainittakoon, että ensimmäisen pääkomponentin ("trendikomponentin") vastaava osuus on jo 92.9 %.

Rakenneparametrien vaihtoehtoisia estimaatteja ei tämän esityksen kannalta katsota tarpeelliseksi lähteä yksityiskohtaisesti analysoimaan. Muutama yleiskommentti riittänee:

- Vaihtoehtoiset estimaatit poikkeavat toisistaan yllättävän vähän. Tämä johtuu ilmeisesti mallin rakenneyhtälöiden muodosta ja mukana olleiden selittävien muuttujien pienestä lukumäärästä.
- Yhtälöiden selityskyky yhteiskorrelaatiokertoimella mitattuna osoittautuu varsin hyväksi. Endogeenisten muuttujien omilla viivästyksillä, ts. hypoteesilla (3.2.8.), on epäilemättä tähän osansa.
- Estimaatteja koskevat a priori otaksumat osuvat suurin piirtein kohdalleen. Kuitenkaan yksittäisten parametriestimaattien tiukka ceteris paribus -tulkinta ei vaikuta oikeutetulta. Eniten odotuksista poikkeavat maittaisten kauppavirtayhtälöiden ((3.3.6.), $i, j = 1, \dots, 4$) tulokset. Ilmeisesti maittaiset kauppavirrat ovat liian pieniä disaggregaatteja selitettäväksi maittaisilla aggregaattimuuttujilla, koska ao. maiden tuontivirrat ROW:sta selittyvät samalla hypoteesilla varsin "hyvin" operationaalisissa vastineissaan olleista virheistä huolimatta.

Vaihtoehtoisista rakenneparametrien estimateista johdettujen redusoidun muodon kerroinestimaattien esittäminen kokonaisuudessaan paisuisi tarpeettoman laajaksi, joten liitteessä II on vain ote niistä estimointivaihtoehdoittain. Lausekkeen (3.3.9.) symboliikalla ilmaisten otteessa ovat ne neljä kerroinmatriisin $-A_0^{-1}A_1$ vaakariviä ja vektorin $-A_0^{-1}C$ elementtiä,

joiden avulla mallissa kunkin maan kansantuotokset saadaan lasketuksi ennalta määrättyjen muuttujien funktioina. Seuraavassa esitettävät kommentit soveltuvat kuitenkin koko redusoi-
tuun muotoon.

Vaihtoehtoisten kertoimien etumerkit osoittautuvat muutamaa poikkeusta lukuun ottamatta samoiksi. Sen sijaan kertoimien koossa on eroa vaihtoehdoin: vaihtoehdon (1) kertoimet ovat itseisarvoiltaan yleensä pienemmät ja vaihtoehdon (2) suurimmat vaihtoehdon (3) sijoittuessa näiden väliin. Tämä viittaisi samaan järjestykseen vaihtoehtojen välillä mallin dynaamisten ominaisuuksien stabiilisuudessa.

Ensi näkemältä varsinkin "maiden sisäisten" kertoimien etumerkit saattavat useimmissa tapauksissa vaikuttaa epäloogisilta. Sama koskee muutamien kohdoin myös kerrointen absoluuttista kokoa. On kuitenkin huomattava, että tässä kertoimien mielekäs tulkinta edellyttää kaikkien ennalta määrättyjen muuttujien ollessa endogeenisia niiden välisten riippuvuuksien tarkoituksenmukaista huomioon ottamista. Esimerkiksi BKT:n ja sen komponenttien välinen identiteettiteho vaatii tiukan ceteris paribus -vaikutuksen $\partial Y_1(t) / \partial C_1(t-1)$ asemesta tarkastelemaan vaikutusta $dY_1(t) / dC_1(t-1)$ täsmennettynä esim. olettamuksella, että kulutuksen muutos edellyttää vastaavaa muutosta BKT:ssä (periodina $t-1$) ja jättää muut identiteetin komponentit ennalleen, tai aiheuttaa pelkästään päinvastaisen muutoksen investoinneissa. Tulkiten redusoidun muodon kertoimia näin päästään jo "oikeanmerkkisiin" ja yleensä varsin uskotta-

viinkin lyhyen tähtäimen kerrannaisvaikutusten arvioihin.

Paikoitellen voi kuitenkin arvioissa esiintyä melkoisia eroja estimointivaihtoehtoin.

Maittaisten aluemuuttujien lyhyen tähtäimen vaikutukset muiden maiden aluemuuttujiin näyttävät redusoidun muodon kertoimien nojalla lähes olemattomilta. Tämä ei kuitenkaan merkitse sitä, etteikö ECR:llä olisi estimoidussa mallissa merkitystä, sillä jos aluemuuttujan muutokseen ajatellaan liittyvän esimerkiksi vastaavan suuruisen muutoksen jossakin kontaktimuuttujassa, ovat mallin osoittamat "kerrannaisvaikutukset" kontaktin vastakkaiseen osapuoleen yleensä jo melko huomattavia. Todettakoon vielä, että maittaiset investoinnit odotetusti (s. 25) osoittautuvat mallissa muita aluemuuttujia selvästi riippuvaisemmiksi muiden maiden aluemuuttujista.

5.3. Ennustevertailu

Vaihtoehtoisia estimointituloksia on verrattu toisiinsa niiden mukaisten ex post ja ex ante ennusteiden osuvuuden perusteella (vrt. s. 28 - 29). Vertailu perustuu periodiennusteisiin, ts. ennustehorisonttina on vuosi.¹ Näin sen vuoksi, että kysei-

1. Ennusteet voidaan luokitella joko ns. periodiennusteisiin, joissa kunkin periodin endogeenisten muuttujien arvot lasketaan niiden edellisen periodin toteutuneisiin (ja eksogeenisten muuttujien) arvoihin nojaten, tai ns. monen periodin ennusteisiin, joissa lähtien endogeenisten muuttujien tietyistä alkuarvoista lasketaan aina seuraavan periodin arvot edellisen ennustearvojen avulla.

sissä estimointimenetelmissä jäännösneliösumman minimointi tapahtuu ehdolla että viivästetyt endogeeniset muuttujat saavat toteutuneet arvonsa.¹ Estimoinnissa on siis itse asiassa pyrittykin vain vuoden pituisiin ennusteisiin. Monen periodin ennusteiden voidaan tässä yhteydessä katsoa soveltuvan lähinnä vain mallin dynaamisten ominaisuuksien tarkasteluun.

Ennusteiden osuvuuden mitaksi on yksinkertaisuutensa ja helpon tulkittavuutensa vuoksi valittu prosentuaalisten ennustevirheiden (toteutunut - laskettu arvo) itseisarvojen keskiarvo.² Tämä ei kuitenkaan paljasta mahdollista systemaattista harhaa. Sen arvioimiseksi on lisäksi laskettu pelkkä prosentuaalisten ennustevirheiden keskiarvo. Kaikki laskelmat ovat siinä mielessä ei-stokastisia, että ennustettaessa on kunkin rakenneyhtälön virhetermi laskelmien yksinkertaistamiseksi oletettu nolllaksi (odotusarvo). Edellistä kappaletta vastaavasti esitettävät esimerkkilaskelmat (muttei johtopäätökset) rajoittuvat maittaisten kansantuotosten ennusteisiin.

-
1. Po. rajoituksesta ja sen poistamismahdollisuuksista lähemmin KLEIN, mt., erityisesti s. 55 - 64.
 2. Vrt. KLEIN, mt., s. 40. Ennusteiden osuvuuden arvioimiseksi on kehitetty useita muitakin mittoja, kuten esim. ennustearvojen ja toteutuneiden arvojen välinen regressio, nk. RMS-virhe (root-mean-square error) ja nk. Theilin erisuuruuskerroin (inequality coefficient). Parhaiten nämä soveltuvat kuitenkin yksityiskohtaisempaan ennustevirhetarkasteluun, kuten virheiden dekomponointiin erilaisten virhelähteiden analysoimiseksi jne. Ks. esim. MINCER, J. and ZARNOWITZ, V., "The Evaluation of Economic (jatk. s. 47)

TAULUKKO (1) $Y_i(t)$:n prosentuaalisten ex post ennustevirheid-
den keskiarvot

i	Ilman etumerkkiä			Etumerkin kanssa		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
1	1.0	1.0	1.0	-.03	-.02	-.02
2	1.4	1.4	1.4	-.04	-.05	-.04
3	1.4	1.7	1.6	-.04	-.07	-.04
4	3.4	5.3	4.3	-.05	-.03	-.06

Taulukosta (1) nähdään estimointivaihtoehdoittain maittaisten kansantuotosten ex post ennustetarkkuus ja -harha. Hiukan yllättäen osoittautuvat vaihtoehtoa (1) vastaavat ennustevirheet pienimmiksi. Odotetusti sen sijaan vaihtoehdon (3) mukaisten ennusteiden tarkkuus on parempi kuin vaihtoehdon (2). Maittain tarkasteltuna on USA:n kansantuotoksen ennustetarkkuus selvästi heikoin.¹ Tämä johtunee USA:ta koskevien aikasarjojen suhteellisen suuresta vaihtelusta estimointiperiodin alkupuolella, jota näin yksinkertaisen mallin spesifiointi ei näh-

... Forecasts and Expectations (ed. J. Mincer), New York 1969.

1. Vertailun vuoksi todettakoon, että mm. nk. Klein-Goldberger-mallin (hiukan laajennetun version) vastaava ennustetarkkuus vuosille 1929 - 41 ja 1947 - 64 jää eksogeenisten muuttujien toteutuneiden arvojen hyväksi käyttämisestä huolimatta vaihtoehdon (1) tasolle. Ks. KLEIN, mt., s. 72. Samassa yhteydessä Klein on saanut vastaavin arviointiperustein kuin tässä pääkomponentteihin perustuvalla TSLS-menetelmällä puolestaan vähän paremmat tulokset kuin OLS-menetelmällä.

tävästi riittä selittämään. Muiden maiden osalta voidaan ennustetarkkuutta mallin yksinkertaisuuteen nähden pitää tyydyttävänä. Ex post ennusteiden harha on taulukon mukaan kunkin estimointivaihtoehdon ja maan kohdalla käytännöllisesti katsoen lähes olematon.¹

TAULUKKO (2) $Y_i(t)$:n prosentuaalisten ex ante ennustevirheid¹
den keskiarvot

i	Ilman etumerkkiä			Etumerkin kanssa		
	Estimointivaihtoehto					
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
1	1.4	1.5	1.4	.4	.6	.4
2	2.7	2.6	3.0	.7	.3	.9
3	.5	1.8	1.8	- .5	-1.3	-1.6
4	3.0	4.1	3.3	-3.0	-3.8	-3.1

Taulukko (2) koskee kansantuotosten ex ante ennusteita vuosille 1967 - 69. Kokonaisuutena katsoen ennustetarkkuus on samaa luokkaa kuin edellä. Keskimäärin myös estimointivaihtoehtojen keskinäisen järjestyksen (ennustetarkkuudessa) voi katsoa pysyneen muuttumattomana. Sen sijaan ennusteita tuskin voi enää pitää harhattomina.²

1. Huomattakoon, ettei ennusteiden laskeminen estimointiperiodilta sulje pois harhan esiintymismahdollisuutta, ts. ettei moniyhtälömallin (toisin kuin yhden yhtälön) ex post periodienusteiden laskemisessa ole kysymys ns. selittämisestä.
2. Kolmen aikasarjahavainnon perusteella ennustevirheid¹en systematiikasta on kyseenalaista tehdä tarkempia johtopäätöksiä.

Liitteessä III on kuviot estimointivaihtoehdon (1) mukaisista kansantuotosten ennusteista ja vastaavista prosentuaalisista ennustevirheistä. Muiden vaihtoehtojen mukaiset ennustepiirrokset eivät oleellisesti poikkea esitetyistä. Kuvioiden mukaan mallin keskeisenä puutteena on sen tuottamien ennusteiden trendimäisyys.¹ Tämä ei ilmeisestikään selity riippuvien muuttujien omien viivästysten käytöllä rakenneyhtälöiden argumentteina, koska niiden painot jäävät ennusteita laskettaessa monin paikoin suhteellisen vähäisiksi. Niin ikään selitykseksi ei riitä eksogeenisten muuttujien puuttuminen mallista, sillä vaikka niiden avulla kyseinen puute voitaisiinkin korjata ex post ennusteiden osalta, olisi tilanne ex ante ennusteiden kohdalla ilmeisesti entisellään, koska tällöin myös eksogeenisten muuttujien aikaurat jouduttaisiin ennakoimaan. Näin ollen mallin lineaarisuus näyttäisi jäävän tuon trendimäisyyden yhdeksi aiheuttajaksi.²

Dynaamisilta ominaisuuksiltaan malli osittautuu kaikissa kolmessa estimointivaihtoehdossa monen periodin ennusteiden

-
1. Piirroksissa tämä ilmenee ennustetun aikauran "viivästymisenä" vuodella toteutuneesta aikasarjasta.
 2. Jollei kysymyksessä olisi vuosihavaintoihin ja (osittain siksi) yhden periodin viiverakenteeseen perustuva estimoitu malli, lineaarisuuteen ei voitaisi tässä viitata. Periaatteesahan lineaarimalli soveltuu suhdannetarkasteluun. Vrt. esim. VARTIA, P., Kansainvälisen talouden suhdannemalli, Lisensiaattitutkimus, Helsingin yliopisto 1971 (moniste).

nojalla¹ epästabiiliksi. Estimointivaihtoehdoittain stabiili-
suusaste noudattaa periodiennusteiden tarkkuuden mukaista jär-
jestystä vaihtoehtoa (1) vastaavien aikaurien ollessa hitaimmin
ja vaihtoehtoa (2) vastaavien nopeimmin räjähtäviä. Stabiili-
suuden puute johtuu nähtävästi pääasiassa USA:n aluemallin epä-
tarkkuudesta, koska USA:ta koskevien muuttujien ennustetut ai-
kaurat pysyvät vain muutaman vuoden realistisella tasolla, mut-
ta muiden muuttujien osalta tämä pitää paikkansa yleensä sitä
kauemmin mitä vähäisempi mallissa niiden riippuvuus on ensin
mainituista.

1. Redusoidun muodon endogeenisten muuttujien kerroinmatriisin
karakterististen juurten analysointiin perustuva tarkaste-
lutapa hylättiin laskentateknisistä syistä.

6. JOHTOPÄÄTÖS

Edellä hahmoteltu malli tarkoitettiin tentatiiviseksi luonnokseksi vuosiaineistoon perustuvalle yksinkertaiselle kansainvälisen talouden ekonometriselle simultaanimallille sekä sen estimointivaihtoehtojen tarkastelukohteeksi.

Täydentämällä mallia hintayhtälöillä ja muutamalla eksogeenisellä toimenpidemuuttujalla, laajentamalla aluemallien keskeisiä kytkentöjä esimerkiksi kansainvälisiä tuotannontekijävirtoja koskevin kontaktiyhtälöin ja luopumalla mallin lineaarisuudesta päästäisiin nähtävästi jo varsin käyttökelpoiseen kansainvälisen talouden ekonometriseen kuvaukseen. Mikäli sen yhtälöt ovat transformoitavissa parametriensa suhteen lineaarisiksi, näyttäisi tavallinen pienimmän neliösumman menetelmä toistaiseksi tarkoituksenmukaisimmalta estimointitavalta.

VIITEKIRJALLISUUS

- AMEMIYA, T. "On the Use of Principal Components of Independent Variables in Two-Stage Least-Squares Estimation", International Economic Review, Vol. 7, No. 3 (1966).
- ANDERSON, T.W. An Introduction to Multivariate Statistical Analysis, New York 1958.
- ARROW, K.J. "The Economic Implications of Learning by Doing", Review of Economic Studies, Vol. XXIX (1962).
- DUESENBERY, J.S. and KLEIN, L.R. "Introduction: The Research Strategy and Its Application", teoksessa The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States (ed. J.S. Duesenberry, G. Fromm, L.R. Klein and E. Kuh), Chicago 1965.
- DUTTA, M. and SU, V. "An Econometric Model of Puerto Rico", Review of Economic Studies, Vol. XXXVI (1969).
- ERGI Econometric Models for International Economy, Helsingin Yliopiston Kansantaloustieteen laitoksen tutkimuksia, Nr. 8, 1970.
- EVANS, M.K. "An Econometric Model of the Israeli Economy, 1952-1965", Econometrica, Vol. 38, No. 5 (1970).
- FISHER, F.M. "Dynamic Structure and Estimation in Economy-Wide Econometric Models", teoksessa The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States (ed. J.S. Duesenberry, G. Fromm, L.R. Klein and E. Kuh), Chicago 1965.

- FRIEDMAN, M. Essays in Positive Economics, Chicago 1953.
- GOLDBERGER, A.S. Econometric Theory, New York 1964.
- HICKMAN, B.G., Background, Organisation and Preliminary
KLEIN, L.R. and Results of Project LINK, University of
RHOMBERG, R.R. Pennsylvania 1970 (moniste).
- JOHNSTON, J. Econometric Methods, New York 1963.
- KLEIN, L.R. An Essay on the Theory of Economic Pre-
diction, Helsinki 1968.
- KLOEK, T. and "Simultaneous Equations Estimation Based
MENNES, L.B.M. on Principal Components of Predetermined
Variables", *Econometrica*, Vol. 28 (1960).
- MALINVAUD, E. Statistical Methods of Econometrics,
Amsterdam 1968.
- MINCER, J. and "The Evaluation of Economic Forecasts",
ZARNOWITZ, V. teoksessa *Economic Forecasts and Expec-
tations* (ed. J. Mincer), New York 1969.
- PULLIAINEN, K. Yleisen tuotantofunktion muodostamismahdol-
lisuudesta, *Lisensiaattitutkimus*, Hel-
singin Yliopisto 1964 (moniste).
- PÖYHÖNEN, P. - World Trade Structure, Helsingin Yliopis-
PULLIAINEN, K. ton 'Kansantaloustieteenlaitoksen tutki-
muksia, Nr. 9, 1970.
- SMITH, V.K. "A Monte Carlo Experiment with a Large
Macro-Econometric Model", *Western Economic
Journal*, Vol. VIII, Nr. 4 (1970).

VARTIA, P.

Kansainvälisen talouden suhdannemalli,
Lisensiaattitutkimus, Helsingin Yli-
opisto 1971 (moniste).

WÄELBROECK, J.

"The Methodology of Linkage", Esitelmä
The Econometric Society'n II maailman-
konferenssissa Englannissa 1970 (mo-
niste).

LIITE I Estimointitulokset

(3.3.1.)¹

$$Y_1(t) = - 791 + 1.061 Y_1(t-1) + 1.462 \Delta L_1(t) \quad R = .998$$

(1063) (.017) (1.612)

- 643 1.057 3.259

- 743 1.059 2.062

$$Y_2(t) = 1017 + 1.028 Y_2(t-1) + 2.206 \Delta L_2(t) \quad R = .998$$

(1932) (.025) (1.438)

- 957 1.051 3.998

1020 1.028 2.198

$$Y_3(t) = - 522 + 1.027 Y_3(t-1) + 3.496 \Delta L_3(t) \quad R = .993$$

(2253) (.034) (1.637)

- 396 1.018 6.433

- 569 1.025 4.412

$$Y_4(t) = -13750 + 1.047 Y_4(t-1) + 11.103 \Delta L_4(t) \quad R = .995$$

(14710) (.032) (2.261)

-12250 1.042 11.943

-14474 1.049 10.482

(3.3.2.)

$$L_1(t) = 1800 + .903 L_1(t-1) + .170 \Delta K_1(t) \quad R = .865$$

(2755) (.147) (.060)

1856 .900 .155

1831 .901 .164

1. Ylin tulos on estimointivaihtoehdon (1), keskimäinen vaihtoehdon (2) ja alin vaihtoehdon (3). Suluissa olevat luvut ovat vaihtoehdon (1) estimaattien keskihajontoja ja R tarkoittaa yhteiskorrelaatiokerrointa.

$$L_2(t) = 3047 + .886 L_2(t-1) + .123 \Delta K_2(t) \quad R = .993$$

(715) (.029) (.060)

3046 .886 .126
3072 .887 .079

$$L_3(t) = 145 + .999 L_3(t-1) + .164 \Delta K_3(t) \quad R = .985$$

(1160) (.049) (.057)

187 .997 .197
170 .997 .232

$$L_4(t) = 3841 + .937 L_4(t-1) + .239 \Delta K_4(t) \quad R = .993$$

(2706) (.043) (.036)

4573 .925 .259
5119 .916 .268

(3.3.3.)

$$K_1(t) = 3748 + .199 K_1(t-1) + .414 I_1(t) \quad R = .988$$

(995) (.192) (.090)

4386 .060 .481
4192 .101 .461

$$K_2(t) = 2406 + .664 K_2(t-1) + .315 I_2(t) \quad R = .977$$

(1387) (.212) (.201)

2341 .680 .299
2348 .680 .298

$$K_3(t) = 11761 + .395 K_3(t-1) + .327 I_3(t) \quad R = .941$$

(4214) (.208) (.105)

12485 .356 .349
12928 .331 .366

$$K_4(t) = - 6510 + .759 K_4(t-1) + .503 I_4(t) \quad R = .99$$

(3856)	(.070)	(.090)
- 6330	.749	.518
- 5680	.721	.554

(3.3.4.)

$$C_1(t) = 122 + 1.002 C_1(t-1) + .657 \Delta Y_1(t) \quad R = .99$$

(926)	(.026)	(.209)
536	.974	.976
115	1.002	.651

$$C_2(t) = 1401 + 1.016 C_2(t-1) + .167 \Delta Y_2(t) \quad R = .99$$

(854)	(.014)	(.163)
1587	1.016	.112
1402	1.016	.167

$$C_3(t) = 238 + 1.008 C_3(t-1) + .388 \Delta Y_3(t) \quad R = .99$$

(895)	(.017)	(.088)
219	1.009	.376
242	1.008	.391

$$C_4(t) = 963 + 1.009 C_4(t-1) + .598 \Delta Y_4(t) \quad R = .99$$

(8695)	(.024)	(.097)
121	1.013	.573
976	1.009	.598

(3.3.6.)¹

$$V_{21}(t) = - 50 + 1.071 V_{21}(t-1) + .044 \Delta C_1(t) + .034 \Delta I_1(t) \quad R$$

.996

- 53 1.066 .040 .051

$$V_{31}(t) = - 31 + .877 V_{31}(t-1) + .047 \Delta C_1(t) - .000 \Delta I_1(t)$$

.983

- 34 .861 .050 - .002

$$V_{41}(t) = - 72 + .870 V_{41}(t-1) + .064 \Delta C_1(t) + .052 \Delta I_1(t)$$

.946

- 71 .875 .051 .082

$$V_{51}(t) = - 464 + 1.063 V_{51}(t-1) + .094 \Delta C_1(t) + .305 \Delta I_1(t)$$

.996

- 445 1.046 .105 .386

$$V_{12}(t) = - 169 + 1.114 V_{12}(t-1) + .063 \Delta C_2(t) + .041 \Delta I_2(t)$$

.995

- 205 1.100 .084 .028

$$V_{32}(t) = - 45 + 1.007 V_{32}(t-1) + .031 \Delta C_2(t) - .000 \Delta I_2(t)$$

.996

- 32 1.012 .026 .001

1. Ylempi tulos viittaa estimointivaihtoehtoihin (1) ja (2),
alempi vaihtoehtoon (3).

$$V_{42}(t) = - 26 + 1.065 V_{42}(t-1) + .013 \Delta C_2(t) + .014 \Delta I_2(t) \quad R$$

(186)	(.133)	(.068)	(.038)	.917
-------	--------	--------	--------	------

- 10	1.034	.026	- .016	
------	-------	------	--------	--

$$V_{52}(t) = - 136 + 1.027 V_{52}(t-1) + .313 \Delta C_2(t) + .182 \Delta I_2(t)$$

(455)	(.022)	(.174)	(.095)	.997
-------	--------	--------	--------	------

43	1.029	.246	.166	
----	-------	------	------	--

$$V_{13}(t) = - 35 + .970 V_{13}(t-1) + .026 \Delta C_3(t) + .028 \Delta I_3(t)$$

(71)	(.185)	(.028)	(.015)	.817
------	--------	--------	--------	------

- 27	.987	.014	.035	
------	------	------	------	--

$$V_{23}(t) = 7 + 1.080 V_{23}(t-1) - .009 \Delta C_3(t) + .026 \Delta I_3(t)$$

(33)	(.066)	(.022)	(.011)	.978
------	--------	--------	--------	------

24	1.105	- .031	.035	
----	-------	--------	------	--

$$V_{43}(t) = - 37 + 1.027 V_{43}(t-1) - .002 \Delta C_3(t) + .138 \Delta I_3(t)$$

(205)	(.164)	(.096)	(.052)	.863
-------	--------	--------	--------	------

- 68	1.068	- .021	.168	
------	-------	--------	------	--

$$V_{53}(t) = 285 + .977 V_{53}(t-1) + .151 \Delta C_3(t) + .264 \Delta I_3(t)$$

(434)	(.038)	(.148)	(.074)	.991
-------	--------	--------	--------	------

261	.988	.035	.367	
-----	------	------	------	--

$$V_{14}(t) = 13 + 1.018 V_{14}(t-1) - .001 \Delta C_4(t) + .006 \Delta I_4(t)$$

(40)	(.137)	(.002)	(.003)	.933
------	--------	--------	--------	------

12	1.006	- .000	.007	
----	-------	--------	------	--

$$V_{24}(t) = - 24 + 1.086 V_{24}(t-1) + .003 \Delta C_4(t) + .005 \Delta I_4(t) \quad R$$

.982

(51) (.071) (.003) (.004)

- 17 1.108 .002 .004

$$V_{34}(t) = - 56 + 1.055 V_{34}(t-1) + .006 \Delta C_4(t) + .006 \Delta I_4(t) \quad R$$

.953

(89) (.118) (.004) (.005)

- 57 1.064 .005 .006

$$V_{54}(t) = - 619 + 1.036 V_{54}(t-1) + .059 \Delta C_4(t) + .063 \Delta I_4(t) \quad R$$

.988

(979) (.056) (.026) (.032)

- 801 1.061 .041 .057

(3.3.7.)

$$V_{15}(t) = - 286 + 1.085 V_{15}(t-1) + .027 \Delta Y_1(t) \quad R = .976$$

(486) (.098) (.155)

- 258 1.056 .089

$$V_{25}(t) = 666 + 1.019 V_{25}(t-1) + .048 \Delta Y_2(t) \quad R = .995$$

(495) (.027) (.115)

765 1.019 .019

$$V_{35}(t) = - 3 + .993 V_{35}(t-1) + .178 \Delta Y_3(t) \quad R = .977$$

(731) (.061) (.060)

24 .994 .154

$$V_{45}(t) = - 149 + 1.024 V_{45}(t-1) + .037 \Delta Y_4(t) \quad R = .956$$

(1905) (.104) (.031)

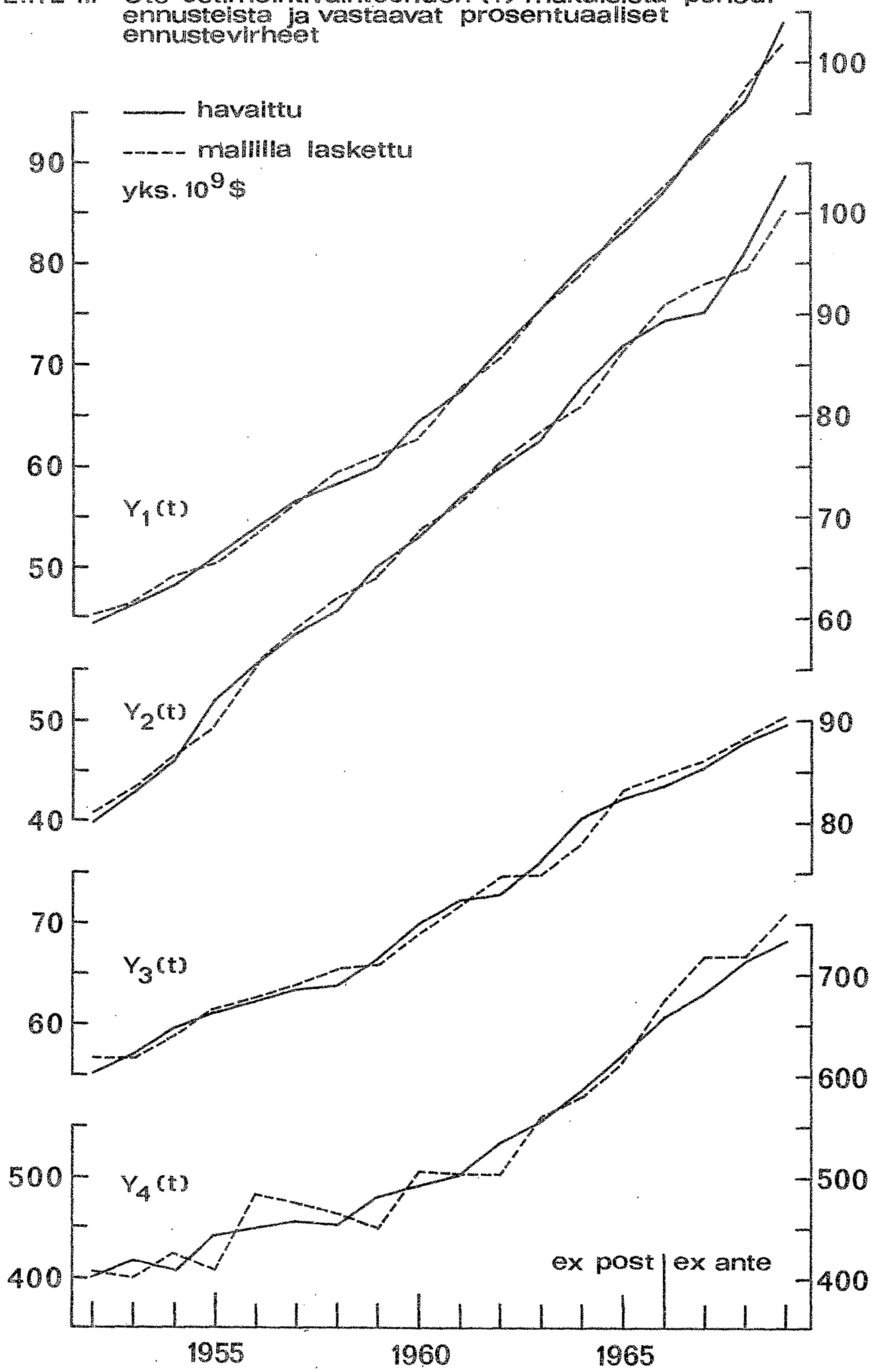
- 163 1.026 .035

LIIITE II Ote redusoidun muodon kerroinestimaateista (estimointivaihtoehdottain)

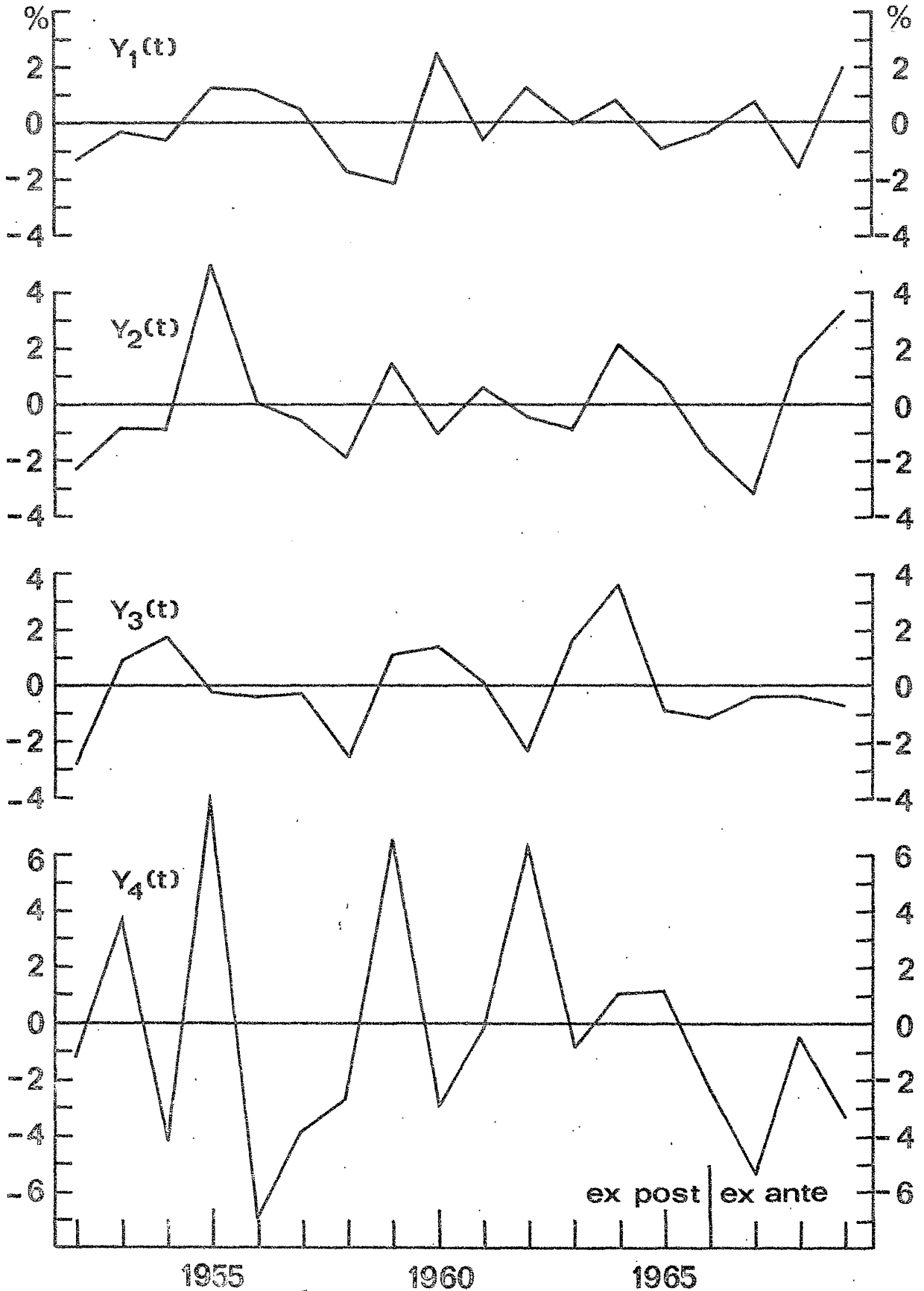
	$Y_1(t)$			$Y_2(t)$			$Y_3(t)$			$Y_4(t)$		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
$V_{12}(t-1)$	- .218	- .530	- .430	.148	.288	.083	.001	.025	- .002	.330	.765	1.337
$V_{13}(t-1)$	- .189	- .472	- .429	.002	.005	.002	.407	1.402	1.684	- .688	-2.089	-2.539
$V_{14}(t-1)$	- .190	- .463	- .385	.006	.011	.008	- .010	- .048	- .057	3.969	7.966	6.269
$V_{15}(t-1)$	- .200	- .485	- .398	.009	.020	.009	.001	.022	.001	.380	.864	1.125
$V_{51}(t-1)$.196	.475	.395	- .009	- .019	- .009	- .001	- .021	- .001	- .372	- .846	-1.114
$C_1(t-1)$	- .184	- .438	- .378	.008	.018	.008	.001	.021	.001	.350	.789	1.067
$I_1(t-1)$	- .073	- .176	- .196	.007	.015	.008	- .000	.004	- .007	.321	.676	.986
$Y_1(t-1)$	1.250	1.510	1.446	- .008	- .019	- .009	- .002	- .023	- .004	- .367	- .825	-1.095
$K_1(t-1)$	- .216	- .529	- .353	.001	.006	.002	.003	.031	.016	.056	.235	.154
$L_1(t-1)$	- .155	- .362	- .237	.001	.004	.001	.002	.021	.011	.040	.161	.103
$V_{21}(t-1)$.209	.510	.417	- .142	- .277	- .080	- .001	- .024	.002	- .317	- .735	-1.297
$V_{23}(t-1)$.000	- .010	- .047	- .141	- .274	- .081	.452	1.537	1.886	-1.086	-3.068	-4.184
$V_{24}(t-1)$.010	.024	.009	- .138	- .269	- .075	- .013	- .075	- .060	3.912	7.751	5.557
$V_{25}(t-1)$.011	.030	.014	- .127	- .245	- .068	- .000	- .002	.003	.055	.112	- .154
$V_{52}(t-1)$	- .011	- .031	- .014	.128	.247	.069	.000	.002	- .003	- .055	- .113	.155
$C_2(t-1)$.011	.030	.014	- .126	- .243	- .067	- .000	- .003	.002	.055	.112	- .152
$I_2(t-1)$.010	.025	.013	- .030	- .058	- .012	- .000	- .003	.003	.050	.096	- .144
$Y_2(t-1)$	- .011	- .031	- .014	1.156	1.302	1.096	.000	.002	- .003	- .055	- .114	.155
$K_2(t-1)$.001	.005	.001	- .101	- .196	- .059	.000	.000	.001	.004	.015	- .008
$L_2(t-1)$.003	.013	.004	- .277	- .551	- .263	.000	.001	.002	.011	.042	- .035

	$Y_1(t)$			$Y_2(t)$			$Y_3(t)$			$Y_4(t)$		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
$V_{31}(t-1)$.171	.426	.374	-.002	-.004	-.001	-.368	-1.267	-1.468	.621	1.888	2.214
$V_{32}(t-1)$	-.000	.010	.043	.132	.256	.074	-.421	-1.433	-1.727	1.012	2.860	3.833
$V_{34}(t-1)$.009	.033	.054	.004	.006	.006	-.453	-1.574	-1.875	4.861	10.526	9.369
$V_{35}(t-1)$.011	.039	.056	.006	.013	.007	-.415	-1.415	-1.694	1.051	2.928	3.616
$V_{53}(t-1)$	-.011	-.038	-.056	-.006	-.013	-.007	.409	1.392	1.684	-1.034	-2.880	-3.594
$C_3(t-1)$.011	.039	.057	.006	.014	.007	-.421	-1.436	-1.718	1.066	2.973	3.668
$I_3(t-1)$.009	.028	.046	.005	.011	.006	-.192	-.660	-1.041	.961	2.290	3.039
$Y_3(t-1)$	-.011	-.040	-.057	-.006	-.014	-.007	1.451	2.456	2.749	-1.073	-2.976	-3.678
$K_3(t-1)$.003	.020	.019	.001	.005	.002	-.418	-1.411	-1.212	.180	1.216	1.094
$L_3(t-1)$.000	.000	.000	.000	.000	.000	-.003	-.033	-.021	.001	.028	.019
$V_{41}(t-1)$.162	.396	.335	-.005	-.010	-.007	.009	.041	.049	-3.394	-6.812	-5.452
$V_{42}(t-1)$	-.009	-.023	-.009	.135	.264	.070	.012	.073	.056	-3.839	-7.607	-5.189
$V_{43}(t-1)$	-.009	-.032	-.055	-.004	-.006	-.006	.442	1.532	1.881	-4.733	-10.250	-9.401
$V_{45}(t-1)$.002	.008	.006	.002	.007	.001	.012	.068	.059	-3.634	-7.198	-5.305
$V_{54}(t-1)$	-.002	-.008	-.006	-.002	-.008	-.001	-.012	-.069	-.061	3.677	7.282	5.483
$C_4(t-1)$.002	.008	.006	.002	.007	.001	.011	.067	.058	-3.581	-7.113	-5.214
$I_4(t-1)$.001	.003	.003	.001	.002	.000	.003	.014	.014	-.293	-.587	-.410
$Y_4(t-1)$	-.002	-.008	-.006	-.002	-.007	-.001	-.012	-.068	-.059	4.664	8.199	6.319
$K_4(t-1)$.001	.002	.002	.001	.003	.000	.004	.026	.022	-1.556	-3.125	-2.394
$L_4(t-1)$.001	.003	.002	.001	.003	.000	.004	.030	.025	-1.695	-3.611	-2.697
Vakio	2823	7392	4515	9019	14323	8480	8044	27651	22872	19183	58423	40602

LIITE III Ote estimointivalhtoehdon (1) mukaisista periodiennusteista ja vastaavat prosentuaaliset ennustevirheet



Ennustevirheet (100 × (havaittu - laskettu) / havaittu)



IVA5a 1971 17726.1

Suomen

Suomen pankin taloustieteellisen
tutkimuslaitoksen

julkaisuja ; D:027

Hirvonen, Juhani

kansainvälisen talouden

ekonometrinen simultaanimalli.

1995-04-24

**SUOMEN PANKIN
KIRJASTO**

