

KESKUSTELUALOITTEITA

Suomen Pankin
kansantalouden osasto

DISCUSSION PAPERS

Bank of Finland
Economics Department



SATU PAULAHARJU

RAAKA-AINEIDEN MAAILMANMARKKINAHINTOIHIN
VAIKUTTAVISTA TEKIJÖISTÄ

30.9.1985

KT 10/85

Kansantalouden osasto

30.9.1985

BB

SATU PAULAHARJU

RAAKA-AINEIDEN MAAILMANMARKKINAHINTOIHIN

VAIKUTTAVISTA TEKIJÖISTÄ

TIIVISTELMÄ

Työssä on selvitetty raaka-aineiden maailmanmarkkinahintoihin vaikuttavia tekijöitä. HWWA-raaka-ainehintaineksi disaggregoitiin neljään alaryhmään (elintarvikkeet, nautintoaineet, -metallit ja mineraalit, muut teollisuusraaka-aineet), joille estimoitiin hintayhtälöt. Raaka-aineiden reaalihintojen vaihtelua selitettiin OECD:n kiinteähintaisella BKT:llä, reaalisella eurodollarikorolla ja öljyn reaali hinnalla. Näiden lisäksi valuuttakursseilla todettiin olevan lyhyen aikavälin vaikutuksia raaka-ainehintoihin.

SISÄLLYS

1	JOHDANTO	1
1.1	Työn tavoite	1
1.2	- Työn lähtökohta	1
2	RAAKA-AINEHINTOJEN KESKIPITKÄN AJAN VAIHTELUIHIN VAIKUTTAVAT TEKIJÄT	3
2.1	Raaka-ainehintojen viimeaikaisesta kehityksestä	3
2.2	Perusmalli	3
3	KÄYTETTY AINEISTO JA ESTIMOINTIMENETELMÄ	7
4	ESTIMOINTITULOKSET	9
4.1	Raaka-ainehintayhtälöt	9
4.2	Valuuttakurssi lisäselittäjänä	14
5	LOPUKSI	16
	LÄHDELUETTELO	18

TIEDUSTELUT: Seija Määttä, puh. 183 2519

1 JOHDANTO

1.1 Työn tavoite

Tutkimuksen tavoitteena oli kehittää Suomen Pankin kansantalouden osaston kansainvälisen talouden malliin¹ raaka-ainehintalohko. Lähtökohtana oli raaka-ainehintojen kehityksen selittäminen raaka-ainehintaindeksin alaerien kautta. Saatujen tulosten perusteella mallissa entuudestaan ollut raaka-ainehinta-aggregaatti korvattiin uusilla disaggregoiduilla yhtälöillä. Täten pyrittiin parantamaan kansainvälisen talouden mallin hintalohkon toimintaa. Toiseksi koska Suomen viennin ja tuonnin rakenne poikkeaa kansainvälisen kaupan rakenteesta, malliin liittyvillä disaggregoiduilla yhtälöillä parannettiin myös Suomen ulkomaankauppahintojen ennustamiskykyä.

1.2 Työn lähtökohta

Tutkimuksessa eriteltiin, mitkä tekijät selittävät raaka-ainehintojen vaihteluita periodina 1971S1 - 1984S1 puolivuosiaineistoa käyttäen.

HWWA-raaka-ainehintaindeksi pl. energia disaggregoitiin neljään alaryhmään (1. elintarvikkeet (food), 2. nautintoaineet (tropical beverages), 3. metallit ja mineraalit (non-ferrous metals and minerals), 4. muut teollisuusraaka-aineet (agricultural raw materials)), joiden hintakehitystä pyrittiin selittämään.

Työn perustana olivat OECD:n INTERLINK-mallia varten estimoimat disaggregoidut raaka-ainehintayhtälöt.² OECD:n yhtälöiden replikointi ja testaus tuottivat kuitenkin tuloksia, jotka edellyttivät poikkeamista mainituista yhtälöistä. Osoittautui, etteivät kaikki

¹PYYHTIÄ (1983).

²OECD (1985): Commodity Prices in Interlink, DES/WP1/EM(85)1.

OECD:n yhtälöt selviytyneet stabiilisuustesteistä. Edelleen, vaikka OECD:n malli selitti raaka-aineiden reaalihintoja, oli yhtälöihin liitetty oikealle puolelle lisäselittäjäksi vielä inflaatiovauhti. Mm. nämä seikat katsottiin aiheellisiksi muuttaa uusissa yhtälöissä, kuten myös yksinkertaistaa OECD:n yhtälöiden kyseenalaista viiverakennetta.

OECD:n lisäksi raaka-ainehintojen lyhytaikaisiin muutoksiin vaikuttavia tekijöitä vastaavalla disaggregoinnilla ovat tutkineet myös Timm (1985b) ja Chu & Morrison (1984). Käsillä oleva työ poikkeaa Timmin tutkimuksesta sikäli, että tässä on selitetty raaka-aineiden reaalihintojen muutoksia, kun Timm sen sijaan selitti nimellishintoja. Tutkimukset eroavat toisistaan myös käytettyjen selittävien muuttujien suhteen. Lisäksi sekä Timm että Chu & Morrison olivat liittäneet yhtälöihinsä inflaation selittäjäksi OECD:n tapaan.

Sekä Timmin että Chu & Morrisonin yhtälöissä valuuttakurssi oli lisäselittäjänä, kuten se oli tässäkin työssä. Heidän tutkimuksistaan poikettiin tässä kuitenkin siinä, että valuuttakurssin muutosten pitkän aikavälin vaikutukset pyrittiin eliminoimaan ja siten oletettiin, että valuuttakurseilla on vain lyhyen ajan vaikutuksia raaka-aineiden reaalihintoihin.

Enoch & Panić (1981) ovat myös selvittelleet tekijöitä, jotka aiheuttavat raaka-ainehinnoissa lyhytaikaisia muutoksia. Heidän työnsä poikkeaa käsillä olevasta tosin jo raaka-aineindeksin disaggregoinnin osalta (raaka-aineet jaettu vain kolmeen ryhmään) ja toiseksi työssä ei ole otettu huomioon mahdollisia valuuttakurssin muutosten vaikutuksia.

2 RAAKA-AINEHINTOJEN KESKIPITKÄN AJAN VAIHTELUIHIN VAIKUTTAVAT TEKIJÄT

2.1 Raaka-ainehintojen viimeaikaisesta kehityksestä

1970-luvun alussa raaka-ainehintojen käyttäytyminen koki voimakkaan muutoksen. Kun 1960-luvulla raaka-ainehinnat olivat pysyneet suhteellisen stabiileina, niin vuoden 1972 jälkeen ne alkoivat vaihdella merkittävästi. Ensimmäisen öljykriisin aikoihin vuosina 1973 - 74 raaka-ainehinnat lähes kaksinkertaistuivat. Maailmantalouden taantuessa vuonna 1975 hinnat sitä vastoin alenivat uudelleen jääden tosin yhä suhteellisen korkealle tasolle. Vuosina 1976 - 77 maailmantalouden elyessä hinnat lähtivät jälleen nousuun, laskivat tilapäisesti hieman vuonna 1978, minkä jälkeen jatkoivat nousuaan aina vuoteen 1981 asti. Vuosina 1981 - 82 hinnat laskivat jälleen voimakkaasti maailmantalouden ajautuessa uuteen taantumiaan. Tämän jälkeen alkanut noususuunta hinnoissa jatkui vuoteen 1984.

2.2 Perusmalli

Yksinkertaisessa perusmallissa spesifioitiin ensin raaka-aineiden kysyntä- ja tarjontayhtälöt, joista päästiin jatkossa estimoituun redusoidun muodon yhtälöön. Kaikki hintamuuttujat olivat dollari-määräisiä. Lisäksi muuttujat olivat logaritmuodossa.

Raaka-aineiden kysyntäyhtälö³ on muotoa:

$$Q_d = \alpha_0 + \alpha_1 PD + \alpha_2 OEQS + \alpha_3 E100D$$

$$\begin{aligned} \alpha_1, \alpha_3 &< 0 \\ \alpha_2 &> 0 \end{aligned}$$

³Tässä selitetään reaalihintoja. Lyhyellä aikavälillä nimellishintoja käytettäessä deflaattorin mittausvirheet saattavat vääristää tuloksia.

missä

Q_d = raaka-aineiden kysytty määrä

PD = reaalinen raaka-ainehinta

OEQS = OECD:n reaalinen BKT

E100D = reaalikorko

Raaka-aineet ovat yrityksen tuotannossa panostekijöitä, jolloin niiden kysyntään vaikuttavat lähinnä raaka-aineen reaalihintaa sekä lopputuotteiden kysyntä, jota kuvataan tässä OECD:n reaalisella BKT:llä. Korkotekijä on lisätty yhtälöön, koska se vaikuttaa raaka-aineiden kysyntään varastokysynnän kautta. Kohoavat korot merkitsevät varastojen pitämisen vaihtoehtoiskustannusten kasvua. Kuluttajien varastokysyntä tällöin laskee ja varastoja aletaan purkaa, minkä seurauksena raaka-ainekysyntä vähenee.

Raaka-aineiden tarjontafunktio määritetään seuraavasti:

$$Q_s = \beta_0 + \beta_1 PD + \beta_2 SPALD + \beta_3 E100T + \beta_4 TIME + \beta_5 DUMMY$$

$$\beta_1, \beta_3, \beta_4 > 0$$

$$\beta_2, \beta_5 < 0$$

missä

Q_s = raaka-aineiden tarjottu määrä

PD = reaalinen raaka-ainehinta

SPALD = reaalinen öljyhinta

E100T = reaalikorko

TIME = trendi

DUMMY = tarjontashokit

Tarjontayhtälössä, kuten kysyntäyhtälössä raaka-aineet nähdään panostekijöinä. Tarjontaan vaikuttavat raaka-aineen oman reaalihintan lisäksi muiden panosten reaali hinnat. Kuten raaka-aineiden kysyntään niin myös tarjontaan korko vaikuttaa varastokysynnän

kautta. Lyhyellä tähtäimellä koron nousu vaikuttaa kuitenkin positiivisesti tarjontaan, sillä tällöin varastonpitokustannukset kasvavat, minkä seurauksena tuottajat alkavat purkaa varastojaan ja lisäävät siten raaka-aineiden tarjontaa. Koron nousun pitkän aikavälin vaikutukset ovat kuitenkin negatiiviset, sillä koron kohotessa investoinnit raaka-ainetuotantoon laskevat, jolloin raaka-aineiden tarjonta vähenee. Merkillepantavaa on, että kysyntä- ja tarjontayhtälöissä esiintyvät korot poikkeavat toisistaan. Tarjoajien reaalikorkoa laskettaessa olisi inflaationa käytettävä raaka-ainehintojen muutosvauhtia eikä BKT-deflaattorin muutosvauhtia, kuten kysyjien korkomuuttujaa muodostettaessa. Tämä ei kuitenkaan käytännön syistä ollut mahdollista, joten korkomuuttujat mallissa jouduttiin korvaamaan yhdellä, kysyjien korkoa vastaavalla korolla. Teknistä kehitystä kuvataan yhtälössä aikatrendillä ja sen odotettu etumerkki on positiivinen.

Monien raaka-aineiden, kuten ravinnon ja nautintoaineiden tuotantoon vaikuttavat satunnaistekijät, kuten sää ja sodat. Yleisesti pienemmät satovaihtelut eri alueilla tasoittuvat maailmanlaajuisesti. Siten mm. paikallisesti poikkeavat sääolosuhteet eivät välttämättä vaikuta lyhyen ja keskipitkän ajan raaka-ainehintavaihteluihin. Poikkeuksiakin on, kuten Neuvostoliiton viljakato 1973 - 74, sekä 1976 - 77 pakkasen, joka tuhosi Brasilian kahvisadon. Samanlainen vaikutus oli sokerisadon tuhoutumisella vuonna 1980. Näiden kaltaiset nk. tarjontashokit vaikuttavat negatiivisesti raaka-aineiden tarjontaan.

Yleensä raaka-ainemarkkinat ovat tasapainossa, koska raaka-ainehinta reagoi välittömästi kysynnässä ja tarjonnassa tapahtuviin muutoksiin. Asettamalla kysyntä ja tarjonta yhtäsuuriksi ($Q_d = Q_s$) saadaan

$$PD = a_0 + a_1OEQS + a_2E100D + a_3E100T + a_4SPAL + a_5TIME \\ + a_6DUMMY$$

$$\begin{aligned} a_1, a_4, a_6 &> 0 \\ a_2, a_3, a_5 &< 0, \text{missä} \end{aligned}$$

$$a_0 = \frac{\alpha_0 + \beta_0}{\beta_1 - \alpha_1}, \quad a_1 = \frac{\alpha_2}{\beta_1 - \alpha_1}, \quad a_2 = \frac{\alpha_3}{\beta_1 - \alpha_1}, \quad a_3 = \frac{\beta_3}{\beta_1 - \alpha_1},$$

$$a_4 = \frac{\beta_2}{\beta_1 - \alpha_1}, \quad a_5 = \frac{\beta_4}{\beta_1 - \alpha_1}, \quad a_6 = \frac{\beta_5}{\beta_1 - \alpha_1}$$

3 KÄYTETTY AINEISTO JA ESTIMOINTIMENETELMÄ

Tutkimuksessa käytettiin raaka-ainehintasarjana HWWA-raaka-ainehintaindeksiä. HWWA-indeksi valittiin siksi, että se tarkastelee raaka-ainehintojen kehitystä teollisuusmaiden eli kuluttajan kannalta.⁴ Toisena perusteena oli se, että tällä hetkellä HWWA-indeksi on Suomessa käytetyin raaka-ainehintaindeksi.

Yleisenä taloudellisena aktiviteettimuuttujana käytettiin dollari-määräistä, kiinteähintaista OECD:n BKT:tä.⁵ Kansainvälisen talouden malli rajoitti kuitenkin osaltaan muuttujaan mukaan otettavien maiden lukumäärää. OECD:n BKT:tä approksimoitiin siten muuttujalla, joka käsitti viisi suurimpien OECD-maiden joukkoon lukeutuvaa maata (USA, Japani, Ranska, Englanti, Saksa).

Deflaattorina käytettiin juoksevapainoista, dollarimääräistä BKT-deflaattoria (1975 = 1).⁶ Teoreettisesti perustellumpaa olisi ollut käyttää teollisuustuotteiden hintaa deflaattorina, kuten myös teollisuustuotantoa aktiviteettimuuttujana, mutta vaadittu yhteensopi-vuus kansantalouden osaston kansainvälisen talouden mallin kanssa johti nyt käytettyyn ratkaisuun.

Aineistona käytettiin puolivuotissarjoja ja kaikki nimellishintasarjat olivat dollarimääräisiä. Osaksi tarvittava aineisto saatiin Pariisista OECD:ltä, osaksi käytettiin Suomen Pankin tietokannan ja kansainvälisen talouden mallin aikasarjoja.

HWWA-indeksi disagregoitettiin neljään alaryhmään, joiden reaalihin-toja selitettiin. Nämä endogeeniset muuttujat olivat:

⁴TIMM (1985a). Suomalaisen katsauksen tärkeimpiin raaka-ainehintaindekseihin ovat tehneet Lehtimäki ja Vartia (ETLA 1976).

⁵Ks. liite 8.

⁶Ks. liite 8.

- FDD = HWWA elintarvikket (food), USD
TBEVD = HWWA nautintoaineet (tropical beverages), USD
NFMD = HWWA metallit ja mineraalit (non-ferrous metals and minerals), USD
ARMD = HWWA muut teollisuusraaka-aineet (agricultural raw materials), USD

Eksogeenisinä käytettiin seuraavia muuttujia

- OEQS = OECD BKT-volyymi, mrd USD (vuoden 1972 hinnoin)
E100D = Reaalinen eurodollarikorko (3 kk)
SPALD = Arabian reaalinen raakaöljyn spot-hinta, USD/tynnyri

DUMMY-muuttujia

Estimointimenetelmänä käytettiin OLS:ää ja estimointiperiodina oli 1971S1 - 1984S1. Kaikki yhtälöt ovat lineaarisia ja täsmennettyjä logaritmuodossa. Dynaamisiksi yhtälöt on muutettu lisäämällä niihin viivästetty endogeeninen muuttuja.

4 ESTIMOINTITULOKSET

4.1 Raaka-ainehintayhtälöt

Teorian perusteella raaka-ainehintojen kehitystä selittävien muuttujien annettiin yhtälökohtaisesti määräytyä aineiston perusteella tilastollisiin tunnuslukuihin ja testeihin tukeutuen. Aineiston annettiin pitkälti päättää myös muuttujien viivejakauman täsmennyksestä.

Taulukossa 1 on esitetty kullekin raaka-aineryhmälle paras estimoitu hintayhtälö (versio 1, sovitekuviot: liite 1 - 3). Taulukon mukaan yhtälöt ovat voimakkaasti autoregressiivisiä, ja korkeat selitysasteet johtuvat tämän lisäksi lähinnä vuosien 1973 - 74 raaka-ainehintojen voimakkaaseen nousuun liittyvistä dummy-muuttujista. Sovitekuvioiden perusteella voidaan todeta malleilla olevan vaikeuksia jäljittää käännepisteitä erityisesti muiden teollisuusraaka-aineiden osalta. On kuitenkin huomattava, että nyt estimoitujen yhtälöiden ennustekyky on tehdyissä kokeissa osoittautunut aikaisemmin kansainvälisen talouden mallissa käytetyn aggregaattiyhtälön ennustekykyä paremmaksi ja että nyt estimoitujen yhtälöiden selityskyky on vastaavaa tasoa kuin aikaisemmin mainituissa kansainvälisissä tutkimuksissa.

Tehtiin oletus, että raaka-aineen reaalihintaa säilyy vakiona BKT:n kasvaessa trendillään ja siten BKT-muuttujaa käytettiin logaritmidifferenssimuodossa. BKT-muuttujan käyttö logaritmidifferenssimuodossa sai tukea estimoidessa hintayhtälöitä. Kaikissa muissa paitsi nautintoaineyhtälössä BKT osoittautui merkitseväksi selittäjäksi logaritmidifferenssinä. Nautintoaineiden hintoja BKT selitti paremmin tasomuodossa. Viivästyneitä vaikutuksia havaittiin ainoastaan metallien ja mineraalien yhtälössä, jossa hinta reagoi yhden periodin viiveellä BKT:n muutoksiin. BKT-muuttujien kertoimet voidaan tulkita seuraavasti: esim. elintarvikehintayhtälön mukaan OECD-maiden reaalisesta BKT:n trendikasvuvauhdin lisäys yhdellä prosenttiyksiköllä nostaa elintarvikeraaka-aineiden reaalista hintatasoa

3.7 % lyhyellä aikavälillä ja 9.7 % pitkällä aikavälillä. (Huomat-
takoon, että myös reaalisien BKT:n tason pysyvä muutos 1 prosentilla
saa aikaan edellä mainitun 3.7 prosentin kasvun elintarvikeraaka-
aineiden reaaliarvoissa). Samaa suuruusluokkaa BKT:n kerroin oli
metallien ja mineraalien yhtälössä, muissa se oli huomattavasti
alhaisempi.

Aktiviteettimuuttujien kertoimet eri tutkimuksissa poikkeavat hu-
omattavasti toisistaan. Enoch & Panićin yhtälöissä BKT-muuttuja oli
myös täsmennetty logaritmidifferenssimuodossa, tosin selittäjänä
kaikissa yhtälöissä oli käytetty sekä viivästämätöntä että yhdellä
viivästettyä muuttujaa. BKT-muuttujien kertoimet olivat jonkin ver-
ran tässä saatuja alhaisemmat. Samaa suuruusluokkaa kuin käsillä
olevassa työssä kertoimet olivat OECD:n estimoimissa yhtälöissä.
Sen sijaan Chu & Morrisonin yhtälöissä kertoimet olivat huomatta-
vasti alhaisempia kuin muissa tutkimuksissa.

Korkomuuttuja osoittautui työn kuluessa ongelmalliseksi. Teorian
perusteella mallissa olisi täytynyt käyttää kahta eri korkomuuttu-
jaa, mutta kuten jo aiemmin todettiin käytännön syistä käytettiin
lähinnä kuluttajan korkoa. Korkomuuttuja deflatoitiin ensin käyttä-
mällä inflaationa BKT-deflaattoria ja olettamalla odotukset staat-
tisiksi. Korko osoittautui ei-merkitseväksi kaikissa muissa yhtä-
löissä paitsi nautintoaineyhtälössä. Vaihtoehtoisena korkomuuttu-
jana kokeiltiin raaka-aineen tarjoajan kannalta relevanttia reaali-
korkosarjaa, joka saatiin vähentämällä eurodollarikorosta kunkin
raaka-aineryhmän hintojen muutosvauhti. Tässä tapauksessa korot
tulivat hyvin merkitseviksi, mutta korkomuuttujan voimakas korre-
laatio endogeenisen muuttujan kanssa asetti tulokset kyseenalai-
siksi.

Saadut tulokset poikkeavat jossain määrin muiden tutkimusten tulok-
sista. Tässä korko osoittautui merkitseväksi ainoastaan nautintoai-
neyhtälössä. Sen sijaan Chu & Morrison (1984) totesivat reaalisien
korkotason muutoksen olevan merkitsevä selittäjä metallien ja mine-
raalien sekä muiden teollisuusraaka-aineiden reaaliarvoille.

Timmin (1985b) tulosten mukaan nimelliskorko selittäisi niin nautintoaineiden, metallien ja mineraalien kuin muiden teollisuusraaka-aineiden hintoja. Enoch & Panić (1981) estimoivat yhtälöt sekä nimellis- että kiinteähintaisia muuttujia käyttäen, mutta korko osoittautui ei-merkitseväksi kaikissa yhtälöissä. Enoch & Panićin tutkimus tosin poikkesi raaka-ainehintaindeksin disaggregoinnin osalta; siinä raaka-aineet oli jaettu vain kolmeen ryhmään (1. elintarvikkeet, 2. metallit, 3 muut teollisuusraaka-aineet).

Nimelliskorkomuuttujana Chu & Morrison ja Enoch & Panić käyttivät kolmen kuukauden eurodollarikorkoa, kuten tässäkin käytettiin. Korkoa deflatoitaessa sen sijaan Chu & Morrison käytti inflaationa raaka-ainehintojen muutosvauhtia ja Enoch & Panić teollisuustuotteiden maailmanmarkkinahintaa.

Öljyn hinnan muutos oli merkitsevä selittäjä vain metallien ja mineraalien yhtälössä. Ravinnon, kuten myös nautintoaineiden tuotanto on pitkälti riippuvainen sääoloista, joten oli varsin luonnollista, että tarjontashokkeja kuvaavat dummy-muuttujat selittivät noin kolmanneksen hintojen vaihteluista (beta-kertoimien mukaan).

Koska viivästetty endogeeninen muuttuja aiheuttaa harhaa DW-testisuureeseen, tehtiin kaikille yhtälöille Durbinin h-testi. Testitulosten mukaan yhtälöissä ei esiinny autokorrelaatiota. Kaikki yhtälöt selviytyivät myös niille tehdyistä heteroskedastisuus- ja stabiilisuustesteistä (Heteroskedastisuutta testattiin Whiten testillä⁷ ja ns. Hetero-testillä⁸. Yhtälöiden stabiilisuutta testattiin Chown testillä⁹ ja CUSUM-testillä¹⁰.)

OECD:n yhtälöistä edellä esitetyt yhtälöt poikkeavat ensinnäkin muuttujien viiverakenteen, kuten myös yhtälöiden AR-rakenteen osal-

⁷WHITE (1980).

⁸PAGAN - HALL - TRIVEDI (1982).

⁹CHOW (1960)

¹⁰BROWN - DURBIN - EVANS (1975).

ta. Yhtälöissä päädyttiin käyttämään yhdellä periodilla viivästettyjä endogeenisia muuttujia selittäjinä. OECD:n yhtälöiden perusta vaihteli sen sijaan AR(2):sta AR(5)-prosessiin. Koska selitettiin raaka-aineiden reaalihintoja (kuten OECD) OECD:n käyttämästä inflaatiosta lisäselittäjänä luovuttiin. Tämän lisäksi yhtälöihin sisältyvien muuttujien osalta edellä esitetyt yhtälöt poikkeavat OECD:n estimoimista etenkin korkomuuttujan kohdalla. OECD:n yhtälöissä korkomuuttuja oli merkitsevä tai lähes merkitsevä kaikissa muissa paitsi metallien ja mineraalien yhtälössä. Sen sijaan edellä estimoiduissa yhtälöissä korko sai merkitsevän t-arvon vain nautintoaineissa.

Estimoitinväli 71S1 - 84S1

Selitettävä	Selittäjät												
	PD _t	Vakio	PD _{t-1}	OEQS _t	OEQS _{t-1}	E100D _t	SPALD _t - SPALD _{t-1}	TIME	DUMMY	SDRS _t - SDRS _{t-1}	R ²	DW	SE
FDD:1		1.57 (3.24)	0.62 (5.71)		3.69 (2.52)				0.39 ¹ (4.41)		0.829	2.087	0.099
FDD:2		1.68 (3.33)	0.60 (5.31)		3.09 (1.94)				0.38 ¹ (4.14)	-0.40 ⁴ (1.06)	0.838	1.994	0.101
TBEVD:1		-1.62 (0.97)	0.55 (6.54)	0.51 (1.95)		-0.73 (1.86)			0.38 ² (7.66)		0.898	1.907	0.090
TBEVD:2		1.41 (5.04)	0.61 (9.77)		1.30 (1.15)		0.01 (2.59)	0.41 ² (9.36)		-1.21 ⁴ (3.35)	0.929	2.069	0.078
ARMD:1		0.56 (1.14)	0.87 (8.13)		1.98 (1.56)				0.25 ³ (3.09)		0.793	1.604	0.080
ARMD:2		0.45 (0.93)	0.89 (8.46)		1.74 (1.39)				0.24 (2.89)	-0.67 (1.46)	0.811	1.461	0.079
					OEQS _{t-1} - OEQS _{t-2}								
NFMD:1		1.67 (3.89)	0.63 (6.90)		3.20 (2.77)		0.34 (5.77)				0.845	1.944	0.079
NFMD:2		1.75 (3.98)	0.61 (6.55)		2.68 (2.07)		0.35 (5.80)			-0.44 (0.90)	0.850	1.852	0.079

Muuttujat logaritmisia. Suluissa t-arvot. R² vapausastekorjaamaton

FDD = HWWA food, USD
 TBEVD = HWWA tropical beverages, USD
 ARMD = HWWA agricultural raw materials, USD
 NFMD = HWWA non-ferrous metals and minerals, USD
 OEQS = OECD GDP volume, USD
 E100D = Eurodollari real interest rate (3 months)
 SPALD = Arabian light crude oil price, USD/barrel
 SDRS = Exchange rate, SDR/USD
 TIME

1. DUMFD = dummy, food: 73S1 - 73S2 = 0.30, muutoin 0
74S1 - 74S2 = 1
2. DUMTBEVR = dummy, tropical beverages: 74S1 - 74S2 = 0, muutoin 0
76S1 - 77S1 = 1
80S1 - 80S2 = 1
3. DUMAR = dummy, agricultural raw materials: 73S2 = 1, muutoin 0
4. SDRS_t - SDRS_{t-2}

4.2 Valuuttakurssi lisäselittäjänä

1970-luvun alussa kiinteistä valuuttakursseista luopuminen ja sitä seurannut vapaasti kelluvien valuuttakurssien kausi on luonut uuden epävarmuustekijän raaka-ainemarkkinoille. Tästä johtuen valuuttakurssi otettiin yhtälöihin lisäselittäjäksi. Valuuttakurssin mukaanottamista yhtälöihin vaikeutti se, että eri raaka-aineiden hinnat noteerataan eri pörseissa ja eri valuutoissa. Koska raaka-ainehintaindeksit, kuten myös muut hintasarjat olivat tässä dollarimääräisiä, valittiin valuuttakurssimuuttujaksi SDR/USD. Näin määritellyn valuuttakurssin muutoksen voidaan odottaa vaikuttavan käänteisesti reaaliin raaka-ainehintoihin.

Chu & Morrison (1984) ja Timm (1985) ovat myös käyttäneet valuuttakurssimuuttujaa lisäselittäjänä ja saaneet tutkimuksissaan tuloksia, joiden mukaan raaka-ainehinnat ovat reagoineet valuuttakurssimuutokseen 1970-luvulla. Heidän tutkimuksistaan poikettiin kuitenkin sikäli, että valuuttakurssien pitkän aikavälin vaikutukset pyrittiin eliminoimaan. Toisin sanoen valuuttakurssien muutoksilla oletettiin olevan vain lyhyen aikavälin vaikutuksia raaka-aineiden reaalihintoihin. Toisensa kumoavien valuuttakurssimuuttujien viiveiden annettiin ensin vapaasti määräytyä aineistosta (liite 5), minkä jälkeen näiden eri periodien valuuttakurssit rajoitettiin itseisarvoltaan yhtä suuriksi. Estimointitulokset ovat taulukossa 1 (versio 2).

Ravintohintayhtälössä valuuttakurssimuuttuja osoittautui ei-merkitseväksi, kuten myös metallien ja mineraalien sekä muiden teollisuusraaka-aineiden yhtälöiden kohdalla, mutta kertoimien merkit olivat kuitenkin odotusten mukaisia. Ainoastaan nautintoainehintayhtälössä valuuttakurssimuuttuja oli merkitsevä selittäjä (sovitekuvio, liite 4). Valuuttakurssimuuttujan lisääminen muutti kuitenkin yhtälön täsmennystä. Ennen valuuttakurssien liittämistä lisäselittäjäksi BKT osoittautui paremmaksi selittäjäksi tasomuodossa. Valuuttakurssin kanssa BKT oli sen sijaan merkitsevä logaritmidifferenssimuodossa, kuten muissakin yhtälöissä. Aikatrendi tuli myös

merkitseväksi selittäjäksi, mutta sen sijaan korko osoittautui ei-merkitseväksi. Ongelmia tuotti korkomuuttujan korrelointi valuuttakurssi- sekä aktiviteettimuuttujan kanssa.

Mielenkiintoisia olivat kuitenkin tulokset, jotka saatiin testattaessa yhtälöiden ennustekykyä. Yhtälöillä, joissa valuuttakurssi oli lisäselittäjänä sekä niillä, joissa se ei ollut, ennustettiin periodia 1982S1 - 1984S1, jolloin dollarin kurssi nousi voimakkaasti. Näin saatuja ennusteita verrattiin raaka-aineiden todelliseen hintakehitykseen. Tulosten mukaan valuuttakurssin käyttäminen lisäselittäjänä paransi yhtälöiden ennustekykyä (liite 6).

5 LOPUKSI

Työn tavoitteena oli estimoida disaggregoidut raaka-ainehintayhtälöt. Reaalisten raaka-aineiden vaihtelua selitettiin OECD:n kiinteähintaisella BKT:llä, reaalisella eurodollarikorolla, öljyn reaali hinnalla, tarjontashokkeja kuvaavilla dummeilla sekä valuuttakurssilla. Tulosten mukaan aktiviteettimuuttuja aiheutti voimakasta vaihtelua raaka-aineiden reaali hinnassa estimointiperiodilla erityisesti metallien ja mineraalien sekä ravintoraaka-aineiden ryhmässä. Sen sijaan öljyn hinnan nousulla ei osoittautunut olevan kovin pysyviä vaikutuksia raaka-ainehintoihin. Valuuttakurssilla saattaa olla lyhyen aikavälin vaikutuksia raaka-aineiden reaali hintoihin, joskin ko. vaikutus todettiin merkitseväksi ainoastaan nautintoaineiden ryhmässä. Ennustetesti kuitenkin osoitti, että hintayhtälöt, joissa valuuttakurssia käytetään lisäselittäjänä selittävät raaka-ainehintojen kehitystä paremmin kuin yhtälöt, joissa sitä ei ole.

Aiemmin on todettu kansantalouden osaston kansainvälisen talouden mallin rajoittaneen työn toteuttamista joiltakin osin mm. taloudellista aktiviteettia kuvaavan muuttujan ja deflaattorin suhteen. Jos voitaisiin vapautua yhteensopivuudesta kansainvälisen mallin kanssa saattaisi olla hyödyllistä ja mielenkiintoista estimoida yhtälöt uudelleen.

Käytetty malli ei ota huomioon spekulatiivisen kysynnän merkitystä raaka-ainehintojen määräytymisessä, toisin sanoen odotuksia ei oteta huomioon mallissa. Raaka-aineita ei siten nähdä minkäänlaisena sijoitusvaihtoehtona. Korkomuuttuja saattaisi edustaa eräänlaista spekulatiivista kysyntää, sillä se osittain edustaa raaka-aineiden pitämisen vaihtoehtoiskustannusta. Korkomuuttuja kuitenkin osoittautui estimoiduissa yhtälöissä ei-merkitseväksi, joten jo korkomuuttujan suhteen olisi tarpeen tehdä lisätutkimusta sen yhtälöihin liittämiseksi. Korko itsessään ei kuitenkaan ole riittävä spekulatiivisen kysynnän selittäjä. Näin ollen erilaisia odotustenmuodostusmekanismeja olisi aiheellista ja mielenkiintoista kokeilla mallissa.

LÄHDELUETTELO

- BROWN & DURBIN & EVANS (1975)
Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time, JRSS B37.
- CHOW (1960)
Tests for Equality between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, *Econometrica* 28.
- CHU, K. & MORRISON, T.K. (1985)
The 1981 - 82 Recession and Non-Oil Primary Commodity Prices: An Econometric Analysis Staff Papers, International Monetary Fund (Washington), Vol. 31 (No. 1, 1985), pp. 93 - 140.
- ENOCH, C.A. & Panić, M. (1981)
Commodity Prices in the 1970s, Quarterly Bulletin, Bank of England, Vol. 20 (No. 1, 1981), pp. 42 - 53.
- LEHTIMÄKI, M. & VARTIA, P. (1976)
Tärkeimmät raaka-aineiden hintaindeksit, ETLA, Helsinki.
- OECD (1985)
Commodity Prices in Interlink, DES/WP1/EM(85)1.
- PAGAN & HALL & TRIVEDI (1982)
Assesing the Variability of Inflation, Working Paper 45.
- PYYHTIÄ, I (1983)
Kansainvälisen talouden malli: Yleisrakenne ja hintalohko, KT:n keskustelualoitteita, KT 2/83.
- SIDDIQUE, A.K.M. (1983)
Commodity Price Indices, A Historical and Methodological Review, PIFS/83/1.

TIMM, H-J (1985a)

The HWWA Raw Material Price Index on the 1975 Price Base:
Description and application, ilmestys ETLAn sarjassa.

TIMM, H-J (1985b)

Determinants of Short-Term Aggregate Raw Material Price
Movements, Hamburg (julkaisematon).

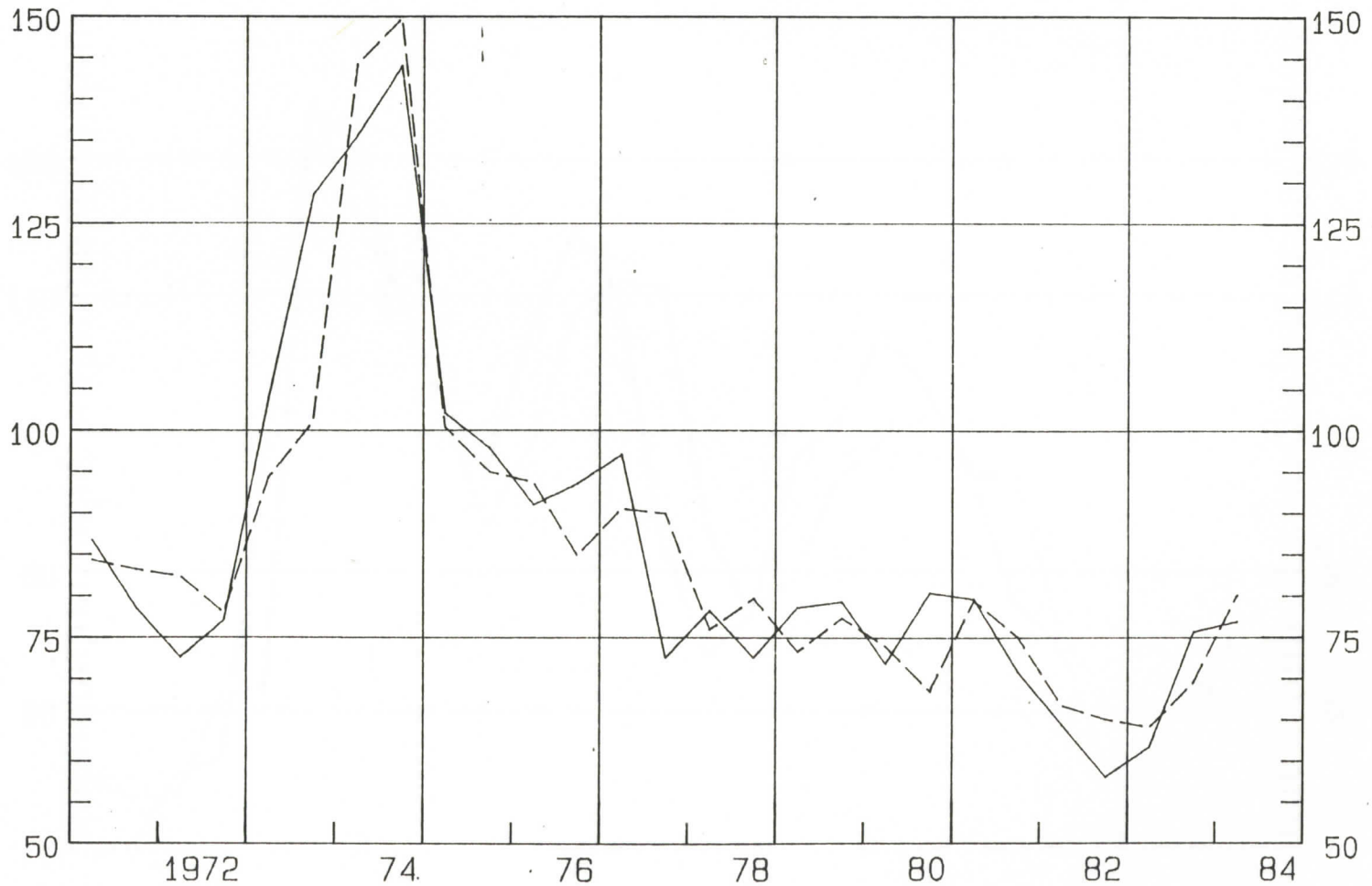
WHITE (1980)

A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix
Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity,
Econometrica 48.

HWWA FOOD

TODELLINEN
SOVITE

—————



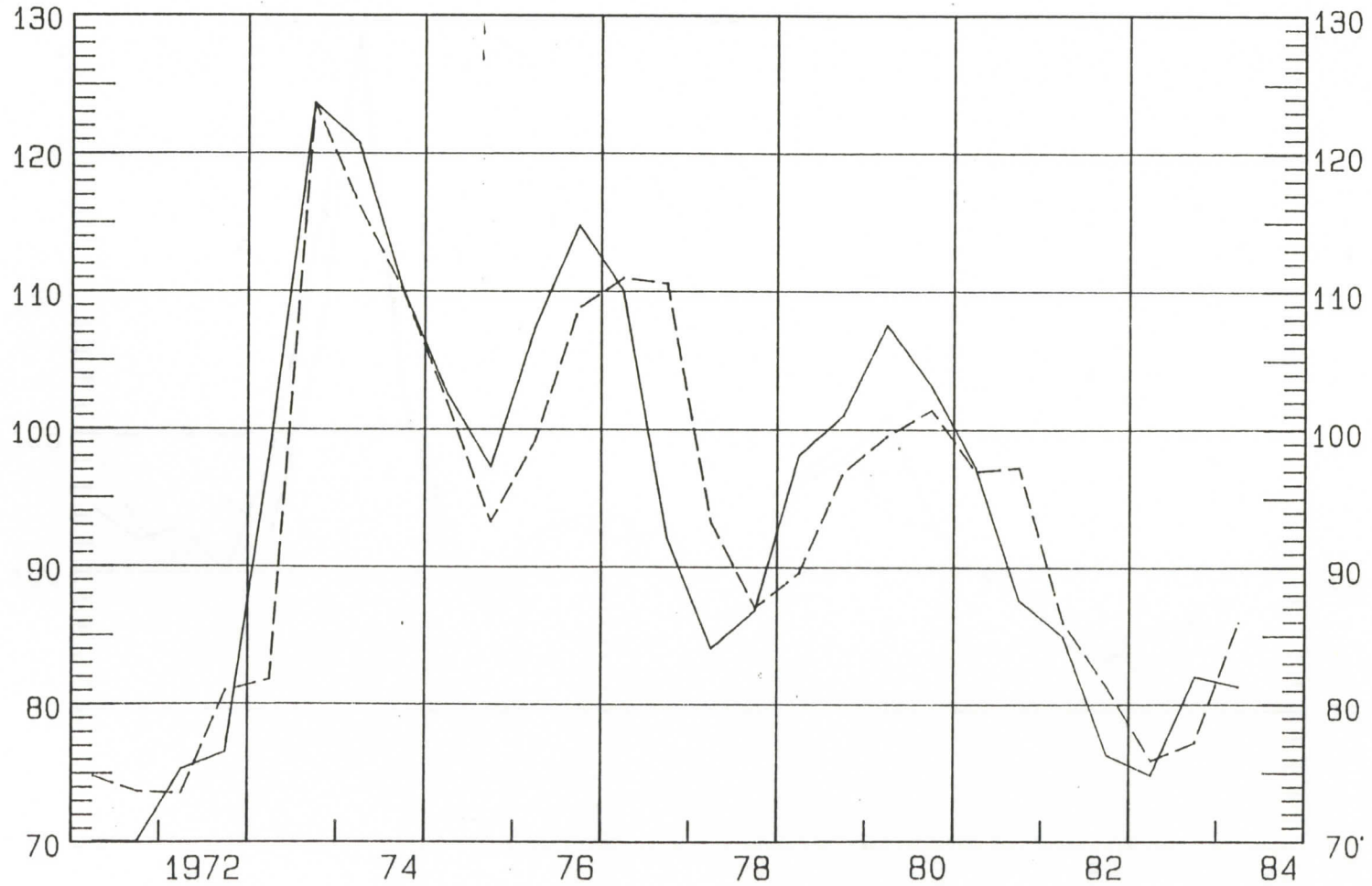
1971 - 1984

2-Sep-85

HWWA AGRICULTURAL RAWMATERIALS

TODELLINEN
SOVITE

—————
- - - - -



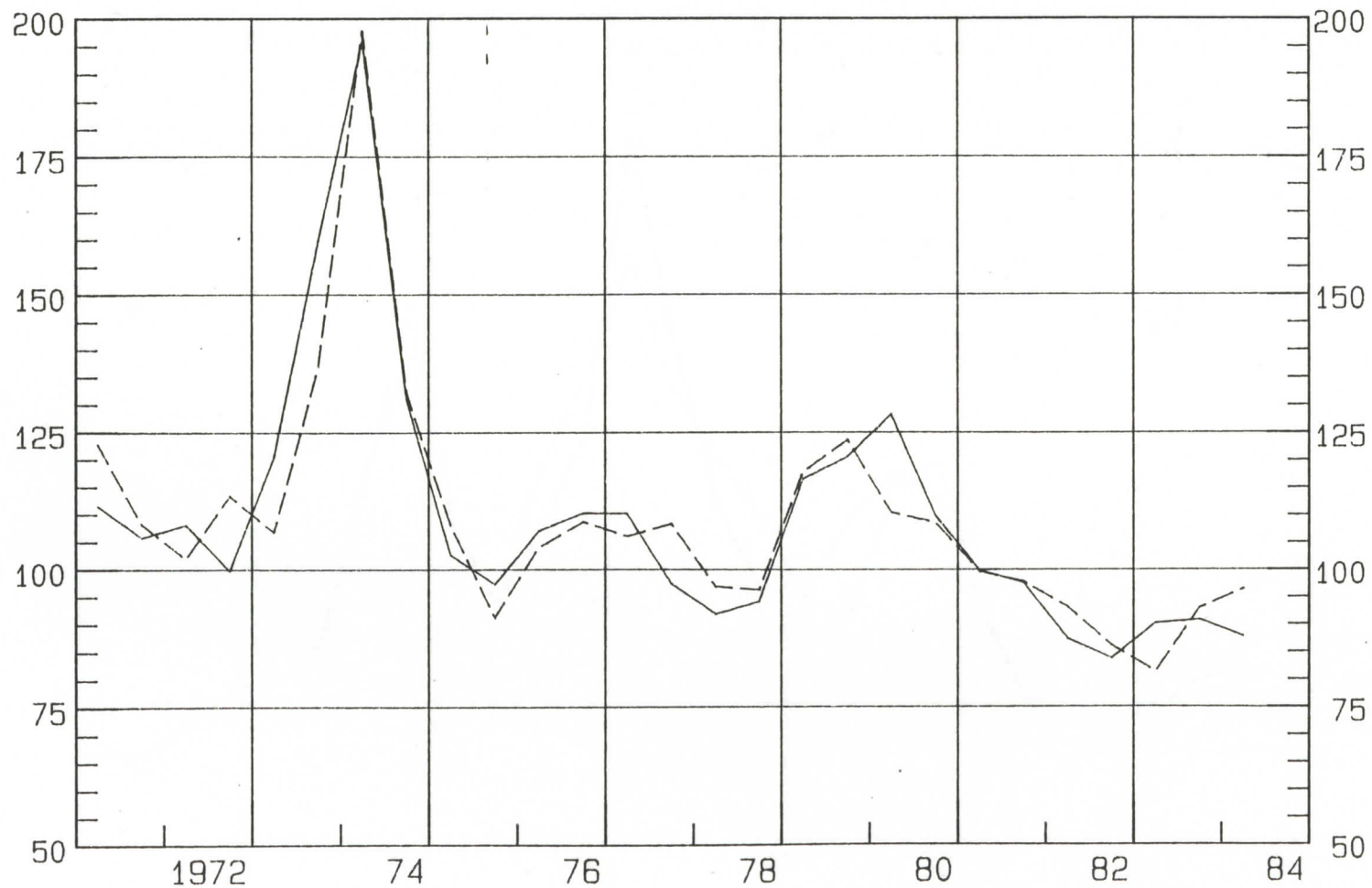
1971 - 1984

2-Sep-85

LIITE 3.

HWWA NON-FERROUS METALS AND MINERALS

TODELLINEN
SOVITE



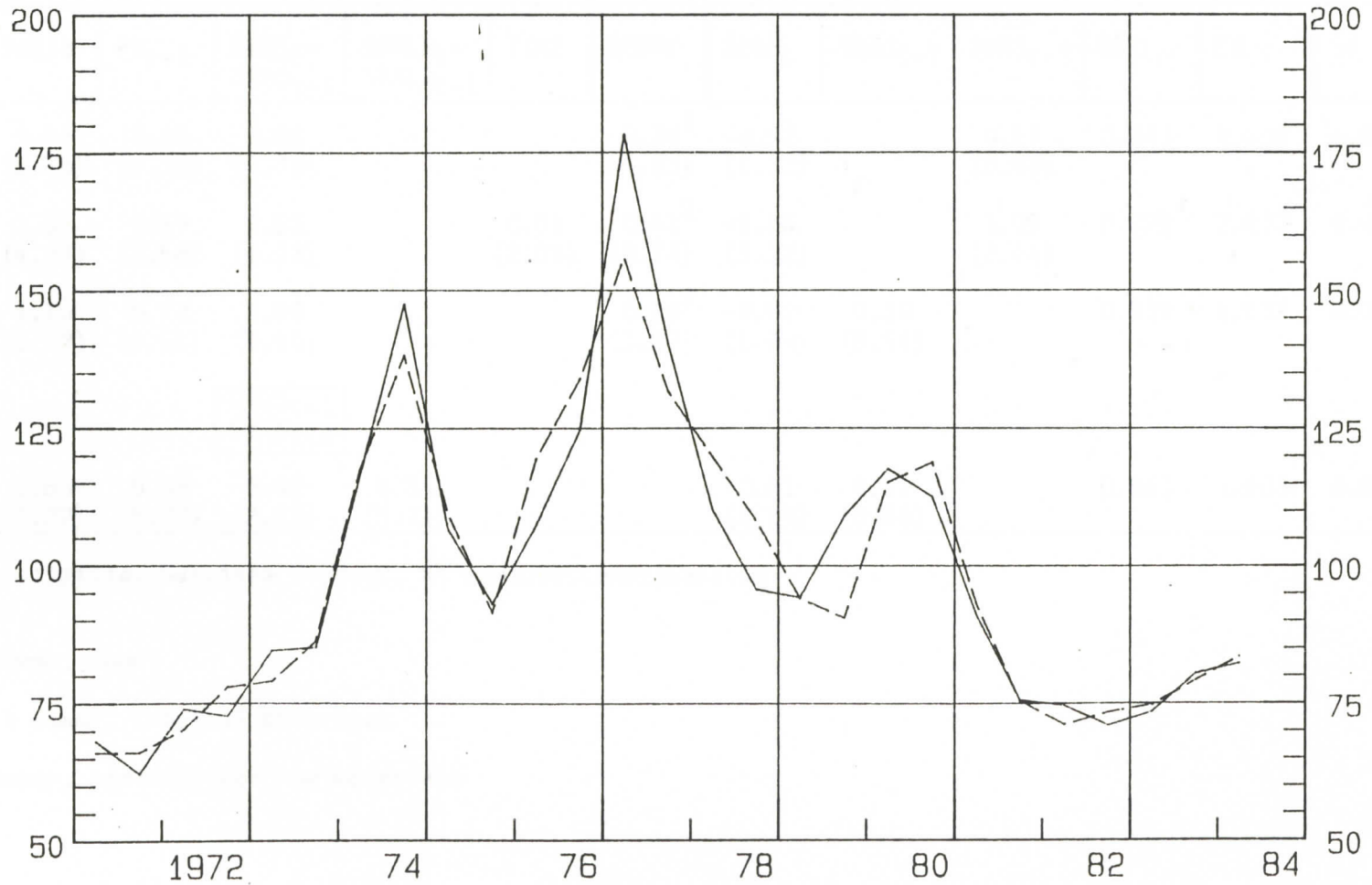
1971 - 1984

2-Sep-85

HWWA TROPICAL BEVERAGES

TODELLINEN
SOVITE

—————
- - - - -



1971 - 1984

2-Sep-85

RAAKA-AINEHINTAYHTÄLÖT: VALUUTTAKURSSIT VAPAASTI MÄÄRÄYTYEN

Estimointiväli 71S1 - 84S1

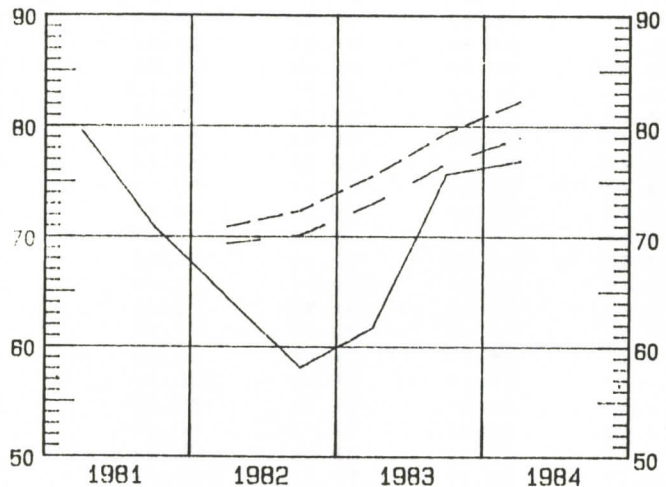
Selitettävä	Selittäjät											
	Vakio	PD_{t-1}	$OEQS_{t-1}$	$SPALD_{t-1}$	TIME	DUMMY	$SDRS_t$	$SDRS_{t-1}$	$SDRS_{t-2}$	R^2	DW	SE
FDD	1.66 (3.35)	0.60 (5.36)	3.68 (2.18)			0.38 ¹ (4.63)	-0.52 (1.32)		0.27 (0.68)	0.843	2.099	0.099
TBEVD	1.51 (4.37)	0.59 (7.58)	1.52 (1.23)		0.01 (2.08)	0.41 ² (8.74)	-1.25 (3.32)		1.09 (2.44)	0.929	2.012	0.079
ARMD	1.10 (1.92)	0.73 (5.61)	1.88 (1.58)			0.24 ³ (3.07)	-0.81 (1.84)	0.30 (0.64)		0.839	1.537	0.074
			$OEQS_{t-1}$ $OEQS_{t-2}$									
NFMD	1.83 (4.20)	0.58 (6.29)	2.92 (2.28)	0.34 (5.71)			-0.61 (1.24)	0.32 (0.66)		0.863	1.903	0.077

Muuttujat logaritmisia. Suluissa t-arvot. R^2 vapausastekorjaamaton

1. DUMFD = dummy, food
2. DUMTBEVR = dummy, tropical beverages
3. DUMAR = dummy, agricultural raw materials

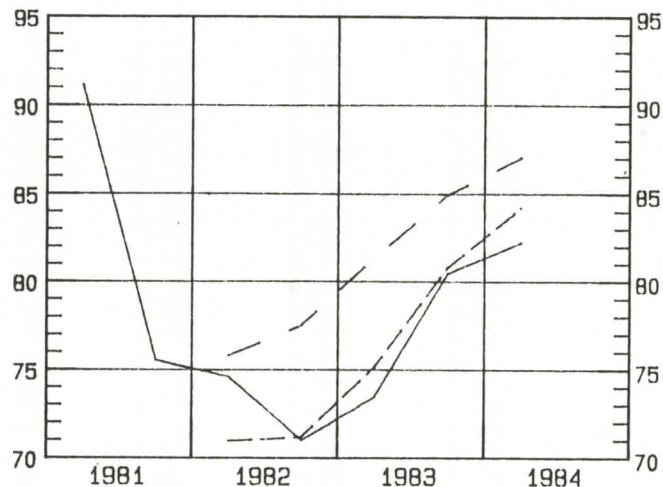
HWWA FOOD

TOTEUTUNUT _____
 ENNUSTE 1 -----
 ENNUSTE 2 (VAL.KURSSI LISÄSEL.) - - - -



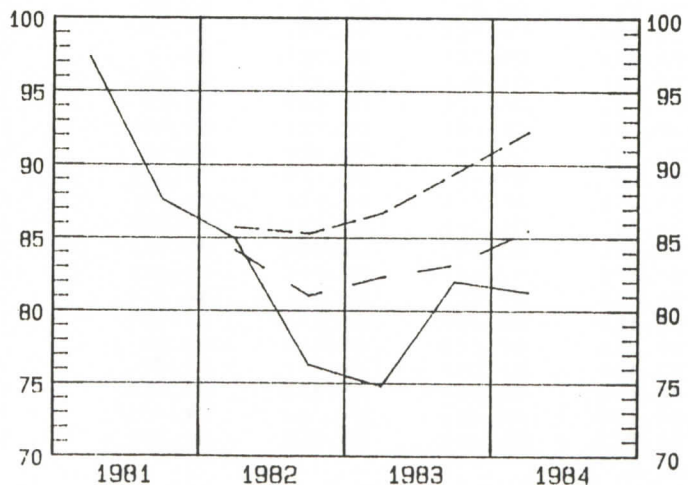
HWWA TROPICAL BEVERAGES

TOTEUTUNUT _____
 ENNUSTE 1 -----
 ENNUSTE 2 (VAL.KURSSI LISÄSEL.) - - - -



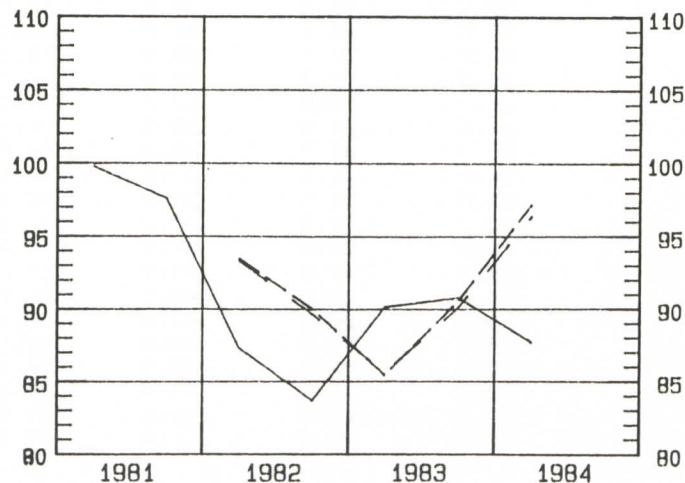
HWWA AGRICULTURAL RAWMATERIALS

TOTEUTUNUT _____
 ENNUSTE 1 -----
 ENNUSTE 2 (VAL.KURSSI LISÄSEL.) - - - -



HWWA NON-FERROUS METALS AND MINERALS

TOTEUTUNUT _____
 ENNUSTE 1 -----
 ENNUSTE 2 (VAL.KURSSI LISÄSEL.) - - - -



LIITE 7.

1

	FD	TBEV	ARM	NFM	SPAL	POILR	DUMFD	DUMTBEVR	DUMAR
1960S1	52.70	32.90	48.40	50.40	1.60	1.60	0.00	0.00	0.00
1960S2	49.40	33.80	46.40	48.00	1.60	1.60	0.00	0.00	0.00
1961S1	50.10	33.10	46.80	47.20	1.60	1.60	0.00	0.00	0.00
1961S2	50.80	30.70	45.00	48.00	1.60	1.60	0.00	0.00	0.00
1962S1	51.00	29.90	44.20	47.60	1.50	1.50	0.00	0.00	0.00
1962S2	50.30	33.10	43.50	46.10	1.50	1.50	0.00	0.00	0.00
1963S1	51.00	47.30	44.90	47.00	1.50	1.50	0.00	0.00	0.00
1963S2	51.60	53.40	45.00	49.10	1.50	1.50	0.00	0.00	0.00
1964S1	52.00	53.70	46.40	57.80	1.50	1.50	0.00	0.00	0.00
1964S2	53.50	38.80	46.50	78.60	1.40	1.40	0.00	0.00	0.00
1965S1	56.20	33.30	46.70	80.80	1.40	1.40	0.00	0.00	0.00
1965S2	54.00	31.50	46.60	83.90	1.40	1.40	0.00	0.00	0.00
1966S1	54.60	31.80	47.40	97.00	1.40	1.40	0.00	0.00	0.00
1966S2	55.10	29.10	46.20	77.20	1.30	1.30	0.00	0.00	0.00
1967S1	54.30	30.60	45.10	70.40	1.30	1.30	0.00	0.00	0.00
1967S2	54.60	30.40	43.80	71.80	1.30	1.30	0.00	0.00	0.00
1968S1	57.00	29.90	42.70	79.10	1.30	1.30	0.00	0.00	0.00
1968S2	51.70	31.10	43.60	70.00	1.30	1.30	0.00	0.00	0.00
1969S1	52.00	37.20	45.00	80.00	1.30	1.30	0.00	0.00	0.00
1969S2	51.80	38.80	46.40	91.20	1.30	1.30	0.00	0.00	0.00
1970S1	54.30	42.30	46.00	93.80	1.20	1.20	0.00	0.00	0.00
1970S2	55.70	43.80	45.40	77.00	1.20	1.20	0.00	0.00	0.00
1971S1	56.70	44.50	45.80	72.90	1.60	1.60	0.00	0.00	0.00
1971S2	53.50	42.30	47.70	72.00	1.70	1.70	0.00	0.00	0.00
1972S1	52.20	53.20	54.20	77.80	1.70	1.70	0.00	0.00	0.00
1972S2	56.70	53.40	56.30	73.30	1.90	1.90	0.00	0.00	0.00
1973S1	82.20	66.90	77.80	95.30	2.20	2.20	0.30	0.00	0.00
1973S2	109.30	72.50	105.20	135.90	3.40	3.40	0.30	0.00	1.00
1974S1	117.70	101.10	104.80	170.00	11.80	11.80	1.00	1.00	0.00
1974S2	132.60	135.80	101.40	120.60	10.20	10.20	1.00	1.00	0.00
1975S1	102.00	106.70	102.60	102.60	10.40	10.40	0.00	0.00	0.00
1975S2	98.00	93.30	97.40	97.40	10.40	10.40	0.00	0.00	0.00
1976S1	92.70	109.40	109.40	109.20	11.50	11.50	0.00	1.00	0.00
1976S2	97.80	130.40	120.00	115.40	11.80	11.80	0.00	1.00	0.00
1977S1	106.00	194.50	120.10	120.40	12.48	12.50	0.00	1.00	0.00
1977S2	83.80	162.40	106.60	112.70	12.64	12.60	0.00	0.00	0.00
1978S1	97.50	137.50	104.80	114.50	12.68	12.70	0.00	0.00	0.00
1978S2	99.30	131.10	119.00	129.00	13.70	13.10	0.00	0.00	0.00
1979S1	110.40	132.30	137.90	163.80	23.92	23.90	0.00	0.00	0.00
1979S2	115.60	159.00	147.30	175.80	36.00	35.50	0.00	0.00	0.00
1980S1	108.20	177.30	162.20	193.40	36.07	36.10	0.00	0.40	0.00
1980S2	129.30	181.00	166.00	176.80	36.04	36.00	0.00	0.40	0.00
1981S1	126.40	144.70	154.50	158.40	35.55	35.50	0.00	0.00	0.00
1981S2	111.60	118.90	137.90	153.60	32.76	33.40	0.00	0.00	0.00
1982S1	102.50	118.60	135.00	138.80	31.55	31.60	0.00	0.00	0.00
1982S2	90.50	110.60	118.90	130.40	32.21	31.90	0.00	0.00	0.00
1983S1	99.10	117.90	120.10	144.80	29.00	28.90	0.00	0.00	0.00
1983S2	120.50	128.10	130.60	144.60	28.62	28.50	0.00	0.00	0.00
1984S1	124.30	132.90	131.40	141.80	28.41	28.40	0.00	0.00	0.00
1984S2	108.10	123.60	125.60	129.20	27.71	26.90	0.00	0.00	0.00

1

	OEQS	GDPDD		
1965S1	763.87	0.50		
1965S2	787.06	0.52		
1966S1	812.72	0.53		
1966S2	824.86	0.54		
1967S1	836.33	0.54		
1967S2	856.12	0.55		
1968S1	877.99	0.56		
1968S2	909.75	0.57		
1969S1	928.73	0.58		
1969S2	944.76	0.60		
1970S1	952.22	0.62		
1970S2	967.27	0.63		
1971S1	985.40	0.65		
1971S2	1003.19	0.68		
1972S1	1035.64	0.72	5.01	0.92
1972S2	1067.59	0.74	5.82	0.92
1973S1	1111.40	0.79	8.21	0.85
1973S2	1120.86	0.85	10.48	0.83
1974S1	1114.87	0.87	10.72	0.83
1974S2	1110.05	0.92	11.73	0.83
1975S1	1091.69	1.00	6.84	0.80
1975S2	1120.80	1.00	6.96	0.84
1976S1	1154.83	1.02	5.70	0.86
1976S2	1172.39	1.05	5.40	0.87
1977S1	1205.73	1.09	5.44	0.86
1977S2	1230.01	1.16	6.77	0.85
1978S1	1259.35	1.25	7.61	0.82
1978S2	1289.74	1.37	9.89	0.78
1979S1	1307.77	1.40	10.75	0.78
1979S2	1327.26	1.46	13.18	0.77
1980S1	1328.67	1.51	14.42	0.77
1980S2	1325.17	1.61	13.60	0.77
1981S1	1349.77	1.59	17.50	0.82
1981S2	1356.01	1.57	16.00	0.87
1982S1	1345.98	1.59	15.10	0.89
1982S2	1348.09	1.56	11.16	0.93
1983S1	1368.55	1.61	9.20	0.92
1983S2	1405.88	1.59	10.03	0.95
1984S1	1449.76	1.62	10.81	0.96

$$OEQS_{72-hint.} = \sum_{i=1}^5 BKT-volume_i^{USD}$$

1=1,...,5

1= USA

2= Japani

3= Englanti

4= Ranska

5= Saksa

$$GDPDD_{72-hint.} = \frac{\sum_{i=1}^5 BKT-nominal_i^{USD}}{\sum_{i=1}^5 BKT-volume_i^{USD}}$$

E100:M SDRS

- FD - HWWA Food,USD
- TBEV - HWWA Tropical beverages,USD
- ARM - HWWA Agricultural rawmaterials,USD
- NFM - HWWA Non-ferrous metals and minerals,USD
- SPAL - Arabian light crude oil spot price,USD/barrel
pHiv. 60S1-76S2 POILR
- POILR - Amsterdam spot quotations,USD/barrel
- DUMFD - dummy,food
- DUMTBEVR - dummy,tropical beverages
- DUMAR - dummy,agricultural rawmaterials
- OEQS - OECD GDP volume mrd,USD
- GDPDD - GDP deflator USD 75-1
- E100:M - Eurodollar interest rate (3 months)
- SDRS - Exchange rate, SDR/USD

- KT 1/85 Erkki Koskela and Matti Virén
Testing the direct substitutability hypothesis of
saving, 21 s.
16.1.1985
- KT 2/85 Jarmo Kariluoto
Suomen maksutaseen laadinta, 102 s.
28.2.1985
- KT 3/85 Erkki Koskela and Matti Virén
On the determination of the money stock:
some estimates, 19 s.
7.3.1985
- KT 4/85 Jorma Hilpinen
Economic effects of government aids - a survey,
36 s. Vain sisäiseen käyttöön
19.3.1985
- KT 5/85 Hannele Luukkainen
Luottoekspansion vaikutus kotitalouksien
käyttäytymiseen, 11 s. 4.4.1985
- KT 6/85 Erkki Koskela and Matti Virén
Testing the Inverted Fisher Hypothesis:
Some International Evidence.
10.4.1985
- KT 7/85 Heikki Koskenkylä ja Paavo Peisa
Koron ja rahoituksen saatavuuden vaikutus
investointeihin: katsaus suomalaiseen empiriseen
tutkimukseen, 28 s.
3.5.1985
- KT 8/85 Paavo Peisa ja Heikki Solttila
Koron vaikutus yritysten investointikäyttäytymiseen:
Aikasarjavaihteluista laskettuja kerroin-arvioita,
12 s.
28.6.1985
- KT 9/85 Dermot Dunne, Timo Hämäläinen and Veli-Matti Kotilainen
Monetary Independence in Small Open Economies
- The Case of Ireland and Finland, 17 s.
20.8.1985

SUOMEN PANKKI

KESKUSTELUALOITTEITA

Kansantalouden osasto

30.9.1985

BD

KT 10/85 Satu Paulaharju

Raaka-aineiden maailmanmarkkinahintoihin
vaikuttavista tekijöistä, 18 s.
30.9.1985

Luettelossa mainittuja keskustelualoitteita on rajoitetusti saatavissa kansantalouden osastolta. Kokoelma sisältää tutkimusprojekteja ja selvityksiä, joista osa on tarkoitettu myöhemmin julkaistavaksi sellaisenaan tai edelleen muokattuna. Keskustelualoitteina taltioidaan myös vanhempaa julkaisematonta aineistoa. - Koska keskustelualoitteet joissakin tapauksissa ovat raportteja keskeneräisestä tutkimustyöstä tai ovat tarkoitettut lähinnä sisäiseen käyttöön, mahdollisiin tekstilainauksiin tai -viittauksiin olisi varmistettava kirjoittajan suostumus.

Tiedustelut: Seija Määttä, puh. 183 2519