

Keskusteluaiheita Discussion papers

Jukka Lassila

ETLAN MALLIN KÄYTTÄYTYMISYHTÄLÖT:
HUOMIOITA KERTOIMIEN STABIILISUU-
DESTA

No 189

31.12.1985

ISSN 0781-6847

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



ETLAN MALLIN KÄYTTÄYTYMISYHTÄLÖT: HUOMIOITA KERTOIMIEN STABIILISUUDESTA

Jukka Lassila

Sisällysluettelo

1.	Johdanto	1
2.	Estimointitulokset yhtälöittäin	2
2.1.	Kotimaiset kysyntäerät	2
2.2.	Ulkomaankauppa	8
2.3.	Työmarkkina lohko	11
2.4.	Palkat ja kuluttajahinnat	14
2.5.	Muut hinnat	19
3.	Johtopäätöksiä	24
4.	Jatkotarkastelu: eräitä muunneltuja yhtälötäsmennyksiä	25
	Lähdeluettelo	26
	Liite 1. Työpanosyhtälön regressiodiagnostisia tunnuslukuja	27
	Liite 2. Uudet yhtälötäsmennykset ja estimaatit	28
	Liite 3. Uusien täsmennyksien testituloksia	35
	Liite 4. Havaintoja mallisimuloinneista	36

1. Johdanto

ETLAn kokonaistaloudellisen mallin käyttäytymisyhtälöt täsmennettiin ja estimoitiin 1970-luvun alussa kansantalouden tilinpidon vuosien 1951 - 1970 havainnoista. Yhtälöiden täsmennyksiä ei tämän jälkeen ole juurikaan muutettu. Näin siitä huolimatta, että talouden kehitys 1970-luvulla ja 1980-luvun alkuvuosina on monessa suhteessa poikennut aiemmasta, ja että nykyisin käytössä oleva kansantalouden tilinpito poikkeaa käsitteiltään ja luvuiltaan aiemmasta, myös 1960-lukua koskevien tietojen osalta. ETLAn mallia on esitelty mm. julkaisuissa Vartia (1974), Vajanne-Pylkkänen-Salmi (1980) ja Pylkkänen-Kinnunen (1981).

Tämän tutkimuksen tarkoituksena on selvittää, kuinka yhtälöiden vanhat täsmennykset soveltuvat kuvaamaan uudempaa aineistoa, vaihtelevatko kerroinestimaatit paljon eri ajanjaksoina ja ovatko viiverakenteet muuttuneet. Paitsi yksittäisiä yhtälöitä tarkastellaan myös koko mallin käyttäytymistä simulointien avulla. Näiden tarkastelujen perusteella pyritään mallin kehittämistarpeet osittain asettamaan kiireellisyysjärjestykseen. Estimointien yhteydessä kokeillaan myös joitain muutoksia yhtälöiden täsmennyksessä ja muuttujien valinnassa.

Keskeiset tulokset voidaan tiivistää seuraavasti:

1. Investointiyhtälöt ovat kipeimmin kohentamisen tarpeessa sekä kiinteiden investointien että varastoinvestointien osalta. Erityisesti akseleraattoritermit ovat menettäneet selitysvoimaansa.
2. Palkkayhtälö kuvaa huonosti palkkojen kehitystä, ja tuottavuuden kasvun vaikutus ansiotasoon on vaikea saada esille.
3. Muissa yhtälöissä monet kertoimet ja viiverakenteet ovat muuttuneet merkittävästi, mutta täsmennykset eivät välttämättä vaadi suurempia muutoksia.

2. Estimointitulokset yhtälöittäin

2.1 Kotimaiset kysyntäerät

Kulutussyhtälö

Yksityisten kulutusmenojen määrän prosentuaalista muutosta selitetään kotitalouksien käytettävissä olevien reaalityulojen muutoksella (WZD-pcpr), viivästetyillä tulojen ja kulutuksen muutoksen erotuksella (WZD-C)-1 ja työttömyysasteen muutoksella (DU).

Taulukko 1. Estimoidut kulutussyhtälöt

Muuttuja	WZD-pcpr	(WZD-C) ₋₁	DU	Vakio	R ² _{corr.} R ² %	s(e)	D-W
Aineisto Vanha KT, 1951-70	0.365 (5.14)	0.435 (4.58)	-2.407 (4.38)	2.389 (5.12)	.907 92.2	1.172	1.949
Vanha KT, 1951-77	0.333 (3.30)	0.345 (2.87)	-1.720 (2.64)	2.896 (4.38)	.794 81.8	1.702	2.156
Uusi KT, 1961-81	0.624 (4.15)	0.356 (1.82)	-.515 (1.06)	1.252 (1.60)	.738 77.7	1.449	1.859
Seka-ain. 1951-81	0.512 (6.08)	0.412 (3.17)	-0.950 (2.41)	1.703 (3.52)	0.821 83.8	1.448	1.929
Seka-ain. 1951-70	0.368 (4.09)	0.368 (2.89)	-2.311 (3.83)	2.693 (5.00)	.885 90.3	1.270	1.798

Kertoimien alla suluisissa olevat luvut ovat t-arvoja. R² on selitysaste prosentteina, R²_{corr} vapausasteilla korjattu selitysaste, s(e) on jäännöskeskihajonta ja D-W on Durbin-Watson testisuure. Uusi KT tarkoittaa uutta kansantalouden tilinpitoa, perusvuotena 1975, vanhassa KT:ssa perusvuodet olivat 1954 ja 1964. Seka-aineistossa on uuden KT:n aineistoa niin paljon kuin sitä on voitu käyttää, alkuosa on vanhasta KT:sta.

Kulutussyhtälön tärkein selittäjä on kotitaloussektorin saman periodin reaalityulojen kasvu. Muuttujan kerroin kasvaa, kun estimointiin otetaan mukaan 1970-luvun havainnot tai kun 1950-luvun havainnot poistetaan.

Vastaavasti edellisen periodin kulutuksen ja tulojen kasvun erotus, joka on korjausermi, menettää merkitystään. Täten keskimääräinen viive tuloista kulutukseen näyttää lyhentyneen.

Kulutussyhtälössä huomiota kiinnittää erityisesti työttömyysasteen muutoksen kerroin. Se putoaa huomattavasti, kun estimointiin otetaan 1970-luvun aineisto, ja laskee selvästi alle tavanomaisten tilastollisten merkitsevyysrajojen, kun 1950-luvun aineisto jätetään pois. Kun muistetaan, että 1950-luvun työttömyysastearviot on muodostettu jälkikäteen eivätkä siten todennäköisesti ole tarkkuudeltaan myöhempiä lukuja vastaavia, ei vanhan kulutussyhtälön kerrointa voida pitää perusteltuna, ja asia vaatii tarkempaa selvitystä.

Työttömyysasteen muutos tulkitaan usein epävarmuuden (tai sen muutoksen) kuvaajaksi. Mutta mikä on sen sopivin differenssi kulutussyhtälössä? Useissa kulutuksen tasoa selittävässä malleissa käytetään työttömyysasteen muutosta. Sopusoinnussa tämän kanssa olisi käyttää kulutuksen muutosyhtälössä työttömyysasteen toista differenssiä. Suoritetut kokeilut osoittivat seuraavaa.

Alkuperäinen täsmennys (DU) selitti havaintoja paremmin sekä periodilla 1951-70 että periodilla 1951-81. Toisaalta uudessa täsmennyksessä (DU:n sijasta muuttujana työttömyysasteen toinen differenssi DDU) työttömyysmuuttujan kerroin muuttui huomattavasti vähemmän siirryttäessä periodista 1951-70 periodiin 1951-81. Myös muiden muuttujien kertoimet muuttuivat hyvin vähän uudessa täsmennyksessä, sen sijaan vanhassa täsmennyksessä muutokset olivat suurempia.

Testattaessa eri täsmennyksiä Davidson - McKinnon -testillä, jossa toisen täsmennyksen sovite lisätään selittäjäksi toiseen täsmennykseen ja testataan

t-testillä, saako sovite merkitsevästi nolosta poikkeavan arvon, ei kumpikaan täsmennys selvästi voittanut toista. Kuitenkin uusi (DDU) täsmennys toimi paremmin ja sen sovite oli parempi lisäys vanhaan täsmennykseen kuin päin vastoin.

Edellä olevien tulosten perusteella siirtyminen DU:n sijasta DDU:hun olisi harkitsemisen arvoista.

Virhetermien autokorrelaatiota tarkasteltiin vain ensimmäisen asteen autokorrelaation osalta; Durbin-Watson testisuureet ovat kaikki alueella, jonka mukaan hypoteesia "ei ensimmäisen asteen autokorrelaatiota" ei voida hylätä 5 % merkitsevyystasolla. Tämä pitää paikkansa myös useimpien mallin muiden yhtälöiden osalta, ja D-W-testisuureita ei jatkossa liiemmästi kommentoida.

Investointiyhtälö

1970-luku on ollut varsin tyly investointiyhtälöille useissa malleissa ja maissa, ja investointilohko on malliraporteissa usein todettu sekä etukäteen vaikeimmaksi että jälkikäteen huonoimmaksi osaksi makromallia. ETLAn mallikaan ei poikkea tästä yleisestä kaavasta.

Yksityisten investointien, ilman asuntoinvestointeja, määrän muutosta selitetään tuotannon kasvuvauhdin viivästetyllä muutoksella ($Dy'_{-3/4}$) ja muiden tulojen kuin palkkatulojen, deflatoituna investointien hinnoilla, muutoksilla ($Z\text{-p}ipr$) ja $(Z\text{-p}ipr)_{-1}$.

Taulukko 2. Estimoidut investointiyhtälöt

Muuttuja	$Dy'_{-3/4}$	Z-pipr	$(Z-pipr)_{-1}$	Vakio	$R^2_{corr.}$ R^2 %	s(e)	D-W
Aineisto Vanha KT, 1953-70	3.314 (4.69)	0.446 (2.02)	0.404 (2.12)	1.495 (0.86)	.745 79.0	5.334	2.150
Vanha KT, 1953-77	1.765 (2.83)	0.279 (1.44)	0.671 (3.70)	2.309 (1.57)	.565 61.9	6.649	1.816
Uusi KT, 1961-81	0.761 (0.97)	-0.054 (0.24)	0.771 (3.60)	2.062 (1.19)	0.375 46.9	7.657	1.319
Seka-ain. 1953-81	1.570 (2.20)	0.082 (0.44)	0.645 (3.67)	2.735 (1.75)	0.422 48.4	7.740	1.539
Seka-ain. 1953-70	3.564 (4.45)	0.317 (1.60)	0.363 (2.01)	2.408 (1.38)	0.719 76.8	5.642	2.147

Selitykset ovat sivulla 2 taulukossa 1.

Akseleraattorin ($Dy'_{-3/4}$) kerroin pienenee huomattavasti, kun estimointiperiodia pidennetään vuodesta 1970 eteenpäin, ja 1950-luvun aineiston poisjättö vie muuttujan alle merkitsevyysrajojen. Kolmeneljäsosavuoden viive on aikoinaan saatu kokeilemalla, mutta uuden viiveen pituuden hakeminen ei juurikaan muuttujaa auta.

Viivästämättömän tulomuuttujan (Z-pipr) kerroin muuttuu samoin kuin akseleraattorinkin, laskee jopa väärän merkkiseksi, jos 50-luku jätetään pois estimoinnista. Sen sijaan vuodella viivästettyjen tulojen merkitys ja merkitsevyys kasvaa.

Ensimmäisen asteen autokorrelaatio ei näytä vaivaavan yo. investointiyhtälöitä Durbin-Watson testisuureiden perusteella.

Edellä esitetyt piirteet toistuvat myös vanhemmassa yhtälötäsmennyksessä, joka seuraavassa esitetään sanattomana lauluna.

Taulukko 3: Estimoidut investointiyhtälöt II.

Muuttuja	$Dy'_{-3/4}$	Z	Z_{-1}	p1pr	Vakio	$R^2_{corr.}$ $R^2 \%$	s(e) D-W
Aineisto Vanha KT, 1953-70	3.111 (4.25)	0.527 (2.24)	0.487 (2.19)	-.572 (1.31)	-.914 (0.32)	.744 80.4	5.357 2.291
Vanha KT, 1953-78	1.832 (3.11)	0.508 (2.81)	0.793 (4.44)	-.779 (2.85)	-2.354 (1.05)	.632 69.1	6.149 1.991
Uusi KT, 1961-81	0.960 (1.15)	0.060 (0.26)	0.759 (3.45)	-.297 (0.70)	-2.671 (0.69)	.343 47.4	7.853 1.065
Seka-ain. 1953-81	1.637 (2.20)	0.220 (1.10)	0.669 (3.47)	-.495 (1.52)	-.498 (0.17)	.390 47.7	7.957 1.498
Seka-ain. 1953-70	3.429 (4.02)	0.337 (1.56)	0.415 (1.94)	-.535 (1.14)	1.299 (0.45)	.699 77.0	5.834 2.209

Selitykset ovat sivulla 2 taulukossa 1.

Varastoyhtälö

Varastojen muutoksen ja tilastovirheen kontribuutiota kokonaiskysynnän muutokseen selitetään akseleraattoritekijällä (kokonaiskysynnän, p1. varastojen muutos ja tilastovirhe, muutoksen viivästetty differenssi, $Dd'_{-1/2}$) ja tuontihintojen muutosvauhdin differenssillä (Dpmg). Mukana on myös viivästetty selitettävä muuttuja (N_{-1}).

Taulukko 4: Varastoyhtälöiden estimointitulokset

Muuttuja	$Dd'_{-1/2}$	Dpmg	N_{-1}	vakio	Dummy 1953	Dummy 1964	R^2 R^2 %	$s(e)$ D-W
Aineisto Vanha KT, 1951-70	0.321 (4.22)	0.037 (2.18)	-.369 (3.05)	0.685 (3.23)	-3.106	2.912	.552 63.1	0.860 1.210
Vanha KT, 1951-77	0.239 (1.82)	0.067 (2.65)	0.015 (0.09)	0.430 (1.17)	-2.626 (1.37)	3.234 (1.80)	.216 31.4	1.755
Vanha KT, 1951-77	0.291 (2.16)	0.074 (2.79)	0.025 0.14)	0.463 (1.24)			0.254 34.0	1.880 2.201
Uusi KT, 1961-81	0.267 (1.74)	0.103 (3.22)	0.320 (1.59)	0.052 (0.14)			.315 41.8	1.617 2.226
Seka-ain. 1951-81	0.289 (2.61)	0.072 (3.13)	0.060 (0.38)	0.221 (0.74)			.302 37.2	1.620 2.417
Seka-ain. 1951-70	0.360 (3.41)	0.056 (2.30)	-.253 (1.40)	0.377 (1.29)			.403 49.7	1.278 2.671

1) R^2 -lukuja laskettaessa on dummy-havainnot poistettu.

Selitykset ovat sivulla 2 taulukossa 1.

Muuttujan N_{-1} kerroin vaihtaa merkkiä, kun 1950-luvun aineisto jätetään estimoinnista pois. Se ei pysty riittävästi kuvaamaan varastokäyttäytymisen dynamiikkaa. Muiden muuttujien kertoimet eivät muutu niin paljon, mutta koko yhtälön selityskyky on erittäin huono.

Dummymuuttujille vuosina 1953 ja 1964 ei löydy perusteita. Regressiodiagnostiset tarkistukset periodille 1951-1981 eivät osoita mitään poikkeavaa ao. vuosina, ja residuaalit ovat selvästi pienempiä kuin vanhan KT:n mukaisissa estimoinneissa.

2.2 Ulkomaankauppa

Vientiyhtälö

Länsitavaraviennin volyymin muutosta selitetään kysyntätekijällä (mw), joka on vientimaiden teollisuustuotannon painotettu muutos, ja Suomen vientihintojen ja kilpailevan viennin hintojen muutosten eroilla ($p-p'$ ja sama yhdellä ja kahdella vuodella viivästettynä). Tilastoaineisto länsitavaraviennin osalta on muuttunut 1960-luvun puolivälin jälkeen siitä, mikä oli käytettävissä Vartian (1974) tutkimuksessa, joten seuraavassa taulukossa on erikseen Vartian ja uudemman vanhan KT:n pohjalta lasketut yhtälöt.

Taulukko 5: Vientiyhtälön estimointitulokset

Muuttuja	mw	$p-p'$	$(p-p')_{-1}$	$(p-p')_{-2}$	Vakio	R^2 corr. R ² %	$s(e)$ D-W
Aineisto							
Vartia -74 1954-70	2.338 (5.01)	-.520 (1.30)	-.828 (3.96)	-.308 (1.22)	-3.172 (1.30)	.748 80.9	3.895 1.195
Vanha KT, 1954-70	2.258 (5.22)	-.635 (1.66)	-.905 (4.58)	-.426 (1.78)	-2.778 (1.22)	.795 84.6	3.672 1.024
Vanha KT, 1954-77	2.503 (4.89)	-.338 (0.66)	-.468 (1.74)	-.218 (0.61)	-2.712 (1.05)	.651 71.2	6.039 1.294
Uusi KT, 1961-81	1.737 (3.89)	-.892 (2.79)	0.118 (0.40)	0.130 (0.44)	0.756 (0.39)	.630 70.4	5.732 1.624
Seka-ain. 1954-81	2.077 (5.19)	-.604 (1.91)	-.313 (1.36)	-.004 (0.01)	-.195 (0.10)	.588 64.9	6.161 1.421
Uusi KT,1) 1961-81	1.791 (4.47)	-.923 (3.37)	0.164 (0.61)	0.133 (0.51)	1.014 (0.57)	.689 75.1	5.257 1.828
Seka-ain.1) 1954-81	1.968 (5.36)	-.669 (2.50)	-.445 (2.16)	-.002 (0.00)	-.530 (0.30)	.657 70.8	5.621 1.589

1) Suhteelliset hinnat vuodesta 1970 perustuvat länsitavaraviennin hintoihin, aiemmin koko tavaraviennin hintoihin. Länsitavaraviennin hintojen käyttäminen on sekä ajatuksellisesti perusteltua että parantaa yhtälön toimintaa.

Selitykset ovat sivulla 2 taulukossa 1.

Viennin jousto kysyntätekijän suhteen on laskenut alle kakkosen. Viennin hintajousto on myös laskenut, mutta arviot vaihtelevat varsin voimakkaasti muutaman havainnon (1974-1977) mukaan. Vientihintojen ja kilpailevan viennin hintojen suurimmat muutokset osuvat vuosille 1974 ja 1975 ja niiden viivästetty vaikutus jatkuu yhtälössä vuoteen 1977 asti. Erityisesti kilpailevan viennin aggregaattihintoihin on silloin, muuttujan laskentatavan vuoksi, vaikuttanut suuresti öljyn hinnan nousu. Täten noiden vuosien havainnot saattavat vääristää suhteellisten vientihintojen merkitystä viennin volyyymikehitykselle. Öljyn hinnan osuutta voisi yrittää poistaa ao. vuosien havainnoista, mutta se on valitettavan työläs tapa. Jos vuodet 1974 - 1977 jätetään yksinkertaisesti pois estimoinnista, saadaan seuraavat tulokset.

Muuttuja	m_w	$p-p'$	$(p-p')_{-1}$	$(p-p')_{-2}$	Vakio
1954-81, pl. 74-77	1.993 (7.25)	-.519 (2.00)	-.905 (5.21)	-.417 (2.26)	-1.452 (1.04)

Hintavaikutukset ovat viiveprofiililtaan hyvin samankaltaisia kuin vuoteen 1970 päättyvissä estimoinneissa. Täten on perusteita pysytellä alkuperäisessä täsmennyksessä. Kysyntätekijöiden kerroin on käytännöllisesti katsoen sama kuin silloin, jos vuodet 1974-77 olisivat estimoinnissa mukana. On huomattava, että jättämällä pois estimoinnista neljä vuotta, jolloin tapahtui suuria hinnanmuutoksia, menetetään luultavasti tärkeää informaatiota hintavaikutuksista. Toisaalta voidaan sanoa, että tulokset nyt kuvaavat paremmin "tavanomaisempia" hintojen muutosten vaikutuksia, ja myös että ao. havaintojen mahdollisesti sisältämät huomattavat virheet eivät vaikuta tuloksiin.

Muuttujan m_w laskennassa on vuodesta 1970 lähtien käytetty 11 maata aiemman 10 sijasta, muuten menettely ennallaan. Muutos vaikuttaa vain marginaalisesti muuttujan arvoihin, eikä muutoksen tekemistä vuodesta 1970 taaksepäin ole pidetty tarpeellisena.

Tuontiyhtälö

Tavaratuonnin määrän muutosta selitetään kokonaiskysynnän (pl. varastojen muutos ja tilastovirhe) määrän muutoksella (d') ja sen differenssillä (Dd'), varastojen muutoksen ja tilastovirheen kontribuutiolla kokonaiskysynnän muutokseen (N) ja kolmannesvuodella viivästetyllä kotimaisten hintojen ja tuontihintojen muutoksen erotuksella $(py-pmg)_{-1/3}$.

Taulukko 6: Tuontiyhtälön estimointitulokset I

Muuttuja	d'	N	$(py-pmg)_{-1/3}$	Dd'	Vakio	$R^2_{corr.}$ $R^2 \%$	$s(e)$ D-W
Aineisto							
Vanha KT, 1954-70	1.924 (5.54)	3.074 (4.06)	0.594 (2.66)	0.334 (1.18)	-3.868 (1.94)	0.910 93.3	3.685 2.197
Vanha KT, 1954-77	1.703 (4.76)	2.576 (5.51)	0.544 (2.83)	0.354 (1.31)	-2.265 (1.21)	.864 88.8	4.284 2.291
Uusi KT, 1961-81	2.204 (4.09)	2.107 (2.75)	0.159 (0.52)	0.102 (0.26)	-3.949 (1.44)	.706 76.5	5.363 1.960
Uusi KT, 1961-81	2.097 (4.24)	2.460 ¹⁾ (3.48)	0.213 (0.77)	0.186 (0.51)	-3.389 (1.34)	.754 80.3	4.911 2.585
Seka-ain. 1954-81	2.068 (5.12)	2.636 (4.67)	0.382 (1.80)	0.244 (0.86)	-3.098 (1.51)	0.829 85.4	4.798 2.259
Seka-ain. 1954-70	2.165 (4.52)	1.771 (1.87)	0.630 (2.15)	0.519 (1.49)	-3.761 (1.45)	0.853 89.0	4.737 2.081

1) Varastojen muutoksen ja tilastovirheen kontribuution sijasta on käytetty pelkän varastojen muutoksen kontribuutiota kokonaiskysynnän muutokseen.

Selitykset ovat sivulla 2 taulukossa 1.

Kolmannesvuodella viivästetty kotimaisen inflaation ja tuontihintojen nousun erotus on menettänyt tilastollisen merkitysteensä. Viive on aiemmin ilmeisesti määrätty kokeellisesti, ja näin tehtiin nytkin. Kokei-

lussa oli mukana py-pmg ilman viivettä ja yhdestä kolmeen vuoteen viivästettynä. Näistä ainoastaan viivästämätön muuttuja on tilastollisesti merkitsevä. Hintojen nousueron kerroin ei myöskään ole herkkä muille yhtälössä oleville muuttujille. Akseleeraattorityyppinen muuttuja Dd' , eli kokonaiskysynnän (pl. varastojen muutos ja tilastovirhe) muutoksen differenssi, ei ole säilynyt tilastollisesti merkitsevänä.

Taulukko 7: Tuontiyhtälön estimointitulokset II

Muuttuja	d'	N	py-pmg	Dd'	Vakio	$R^2_{corr.}$ $R^2 \%$	$s(e)$ D-W
Aineisto							
Seka-ain., 1954-81	2.014 (5.66)	2.947 (5.44)	0.381 (2.42)	0.178 (0.71)	-2.896 (1.61)	.792 82.3	4.657 2.331
Uusi KT, 1961-81	2.115 (4.54)	2.452 (3.37)	0.228 (1.08)	0.103 (0.31)	-3.559 (1.51)	.718 77.4	5.262 1.967

Selitykset ovat sivulla 2 taulukossa 1.

Viivästämätön hintaeromuuttuja ei ole merkitsevä periodilla 1961-81.

Kuitenkin, kun yhtälöön laitetaan N:n tilalle jako varsinaiseen varastojen muutokseen ja tilastovirheeseen, hintamuuttuja tulee vahvemaksi.

2.3 Työmarkkinat

Työpanosyhtälö

Ansiotyöpanoksen muutosta selitetään saman ja edellisen vuoden tuotannon määrän muutoksilla (y ja y_{-1}) sekä voittomuuttujalla (K). Tilastosarjoissa on tapahtunut muutoksia, ja seuraavassa vertaillaan aluksi vanhaa ansiotyöpanosta, jota Vartian väitöskirjassa käytettiin, ja uutta ansiotyöpanosta. Loppuosassa käytetään vain uutta a:n aikasarjaa.

Taulukko 8: Vanhan ja uuden a:n yhtälö 1951 - 70

Muuttuja	y	y ₋₁	K	Vakio	R ² corr. R ² %	s(e) D-W
Aineisto Vanha KT, vanha a	0.638 (10.63)	0.151 (2.56)	0.102 (2.55)	-2.376 (5.64)	0.895 91.2	0.849 1.990
Vanha KT, uusi a	0.550 (9.56)	0.063 (1.09)	0.058 (1.46)	-0.903 (2.22)	.855 87.8	0.819 1.924

Selitykset ovat sivulla 2 taulukossa 1.

Sekä kannattavuusmuuttujan että viivästetyn tuotannon kerroin on huomattavasti pienempi uudempaa a:n sarjaa käytettäessä. Pääasiallisen selittäjän, y:n, kerroin ei ole olennaisesti muuttunut, ja yhtälöitten selityskyky on hyvin samankaltainen.

Taulukko 9: Uuden ansiotyöpanoksen yhtälöt

Muuttuja	y	y ₋₁	K	Vakio	R ² corr. R ² %	s(e) D-W
Aineisto Uusi KT, 1961-81	0.344 (3.93)	0.412 (5.18)	0.274 (2.81)	-1.710 (2.95)	0.756 79.2	1.026 2.526
Seka-ain. 1951-81	0.467 (6.36)	0.217 (2.95)	0.111 (2.04)	-1.012 (2.14)	0.696 72.6	1.251 1.679
Seka-ain. 1951-70	0.510 (5.53)	0.133 (1.47)	0.052 (0.84)	-0.839 (1.35)	0.682 73.3	1.269 2.243

Selitykset ovat sivulla 2 taulukossa 1.

Estimointitulokset ajanjaksolta 1961 - 1981 poikkeavat erittäin paljon muiden periodien estimaateista. Viivästetyn tuotannon kerroin on kasvanut

viivästämättömän kustannuksella, ja kannattavuusmuuttujan kerroin on olennaisesti suurempi.

Kertoimien muutokselle pyrittiin löytämään tarkempi ajankohta regressiodiagnostisten tarkistusten avulla. Liitteessä 1 on esitetty eräitä diagnostisia tunnuslukuja (ks Belsley, Kuh ja Welsch, 1980). Vuoden 1951 havainto osoittautui ns. hattumatriisin diagonaaliaikion perusteella merkittäväksi "vipuvoimapisteksi" (leverage point), jonka mukana olo tai poisjätö vaikuttaa kertoimiin olennaisesti. On huomattavaa, ettei ao. havainto saanut mitenkään poikkeuksellista residuaalia estimoinnin yhteydessä.

Taulukko 10: Uuden ansiotyöpanoksen yhtälö periodilta 1952 - 1981

Muuttuja	y	y_{-1}	K	Vakio	R^2 corr. R^2 %	$s(e)$ D-W
Aineisto Seka-ain. 1952-81	0.521 (7.25)	0.229 (3.35)	0.289 (3.17)	-1.631 (3.19)	0.724 75.3	1.158 1.974

Selitykset ovat sivulla 2 taulukossa 1.

Työttömyysasteen muutosyhtälö

Työttömyysasteen muutosta selitetään ansiotyöpanoksen muutoksella (a). Tilastoaineisto on muuttunut tässäkin yhtälössä huomattavasti, sekä työttömyysasteen että työpanoksen kohdalta, kuten jo työpanosyhtälön kohdalla kävi ilmi. Seuraavassa taulukossa on käytetty sekä vanhoja että uusia aikasarjoja. Erot estimointituloksissa eivät ole kovin suuria.

Taulukko 11: Estimoidut työttömyysasteen muutosyhtälöt

Muuttuja	a	Vakio	$R^2_{corr.}$ R^2 %	s(e) D-W
Aineisto Vanha DU, 1951-70	-0.219 ¹⁾ (6.44)	0.398 (3.65)	.677 69.4	0.393 1.789
Uusi DU, 1951-70	-0.230 ¹⁾ (6.48)	0.438 (3.88)	.683 70.0	0.406 2.059
Uusi DU, 1961-81	-0.383 (6.14)	1.071 (5.57)	.647 66.5	0.578 1.763
Uusi DU, 1951-81	-0.317 (7.35)	0.858 (6.13)	.639 65.1	0.536 1.771
Uusi DU, 1951-70	-0.256 (5.63)	0.629 (4.22)	.618 63.8	0.446 2.213

1) Vanha a:n aikasarja

Selitykset ovat sivulla 2 taulukossa 1.

Muuttujan a kerroin on itseisarvoltaan suurentunut. Tämä heijastaa työttömyysasteen ja sen muutoksen varianssin kasvua ja mahdollisesti työvoiman tarjonnan aiempaa pienempää joustavuutta työvoiman kysynnän suhteen. Vakio on myös suurentunut. Ansiotyöpanoksen 2.8 %:n kasvu pitää työttömyysasteen muuttumattomana vuosien 1961-81 estimaattien mukaan. Vastaava kasvuprosentti vuosien 1951 - 70 estimaateista laskien oli 2.5 %. Vanhaa a:n aikasarjaa käytettäessä vastaavat kasvuprosentit olivat hieman alle 2 %.

2.4 Palkat ja kuluttajahinnat

Palkkayhtälö

Ansiotasoindeksin suhteellisia muutoksia (w) selitetään kuluttajahintojen muutoksilla (pcpr), työttömyysasteen muutoksilla (DU) ja tuottavuuden

muutoksilla $(y-a)_{-1/2}$. Kuluttajahinnat ja työttömyysaste ovat yhtälössä mukana geometrisella viiverakenteella, ks. Vartia (1974).

Yhtälöt on estimoitu seuraavasti. Ensin on estimoitu kuluttajahinnoille instrumentti, jossa selittäjinä on käytetty palkkayhtälön ja kuluttajahintayhtälön eksogeenisiä muuttujia, ei kuitenkaan viivästettyinä. Muuttujat ovat tavaratuonnin hintojen muutos (pmg), työttömyysasteen muutos (DU), välillisten verojen ja tukipalkkioiden kohtaannon muutos (Ti'DN) ja puolella vuodella viivästetty tuottavuuden muutos $(y-a)_{-1/2}$. Tämän jälkeen palkkayhtälö on estimoitu rajoitetulla PNS-menetelmällä, jolloin voidaan asettaa muuttujien kertoimille halutut side-ehdot. Rajoitukset on seuraavassa koottu apumuuttujaan z : $z = 0.4(w_{-1} - b_1 pcpr_{-1} - b_2 DU_{-1})$, jossa b_1 ja b_2 ovat vastaavien viivästämättömien pcpr:n ja DU:n kertoimet. Kerroin 0.4 on alunperin kiinnitetty kokeellisesti (ks. Vartia 1974, s. 50). Tässä tutkimuksessa

Taulukko 12: Estimoidut palkkayhtälöt

Muuttuja	pcpr (instr.)	DU	$(y-a)_{-1/2}$	vakio	z	R^2 s(e)
Vartia 1952-70 ¹⁾	0.562	-0.846	0.900	0.074	0.4	0.400 2.595
Seka-ain. 1952-70	0.927 (3.79)	-1.888 (1.45)	0.279 (0.42)	1.197 (0.62)	0.4	0.202 3.199
Seka-ain. 1952-81	0.679 (3.65)	-1.599 (1.71)	-0.474 (0.83)	3.898 (2.23)	0.4	0.529 3.463
Uusi KT, 1961-81	0.443 (1.89)	-1.382 (1.54)	-0.752 (1.40)	6.207 (2.97)	0.4	0.621 2.812

1) Tämän yhtälön aikasarjat poikkeavat monilta osiltaan taulukon muiden yhtälöiden sarjoista. Mm ansiotasoa, työttömyysastetta ja ansiotyöpanosta kuvaavat sarjat ovat muuttuneet.

Selitykset ovat sivulla 2 taulukossa 1.

kokeiltiin myös kertoimen arvoja 0.2:sta 0.5:een, mutta tulokset eivät juurikaan muuttuneet.

Estimoitituloksissa merkittävin muutos aiempaan verrattuna on tuottavuusmuuttujan $(y-a)_{-1/2}$ kohdalla: aikasarjojen muuttumisesta johtuen se ei ole merkitsevää edes alkuperäisellä estimointiperiodilla, ja pitemmällä periodilla muuttujan kertoimen merkki on ennakkokäsityksen vastainen. Tämä tulos ei muuttunut kokeiltaessa z :n kertoimelle muitakin arvoja väliltä 0.2 - 0.5. (Taulukossa kertoimien alla esitetyt t -arvot liioittelevat muuttujien merkitsevyyttä, koska ne perustuvat tavalliseen PNS-estimointiin, vaikka kyseessä on instrumenttiestimointi.)

Tuottavuusmuuttuja on viivästetty puolella vuodella. Jos muuttuja jaetaan kahtia, saman vuoden tuottavuuden kasvuun ja vuodella viivästettyyn, on viivästämätön muuttuja merkityksetön ja viivästetyn kerroin väärän merkinen.

Tuottavuusmuuttujan muuttuminen merkityksettömäksi estimoitituloksissa lienee tässä tulkittava siten, että tuottavuus edellä mitatulla tavalla ei näytä vaikuttavan ansiotason vuosimuutoksiin. Tuoreessa hintoja ja palkkoja koskevassa tutkimuksessa (Saikkonen - Teräsvirta, 1985) tuottavuuskehityksellä havaittiin neljännesvuosiaineistossa olevan erittäin huomattava ja tilastollisesti merkitsevä vaikutus ansiotason muutoksiin.

Yksityisten kulutusmenojen hintayhtälö

Yksityisten kulutusmenojen hintaindeksin suhteellisia muutoksia (pcpr) selitetään tuottavuuden ylittävillä palkankorotuksilla (H), tuontihintojen muutoksilla (pmg), välillisten verojen ja tukipalkkioiden kohtaannon muutoksilla (Ti'DN) ja vakioilla.

Taulukko 13: Estimoidut kulutushintayhtälöt I

Muuttuja	H (instr.)	pmg	Ti'DN	vakio	R ²	s(e)
Aineisto Vartia 1974 ¹⁾	0.362 (1.85)	0.164 (2.78)	0.207 (4.40)	2.084 (2.45)	.823	1.462
Seka-ain. 1952-70	0.442 (3.86)	0.157 (3.48)	0.164 (4.64)	1.861 (3.27)	.866	1.200
Seka-ain. 1961-81	0.672 (8.93)	0.191 (5.52)	0.121 (2.62)	0.283 (0.40)	.912	1.300
Seka-ain. 1952-81	0.613 (8.42)	0.182 (5.33)	0.147 (4.41)	1.164 (2.36)	.916	1.384

1) Tähän kuluttajahintayhtälöön pätee sama kommentti kuin Vartian ansiotasoyhtälöönkin: aikasarjat ovat muuttuneet.

Selitykset ovat sivulla 2 taulukossa 1.

Luvut suluisissa eivät ole t-jakautuneita, mutta kuvaavat samaa asiaa. Jään-
nösten keskiarvot eivät ole suoraan verrattavissa muiden yhtälöiden
vastaaviin. Syynä on se, ettei käytetty tietokoneohjelma (Melitta) käytä
nimittäjässä vapausasteita vaan havaintojen lukumäärää. Vartian estimointi-
tuloksissa H:n kohdalla käytetyt instrumentit eivät ole täsmälleen tiedossa.
Muissa yhtälöissä instrumenttina käytettiin H:n sovitetta, jossa selittäjinä
vakion lisäksi olivat pmg, Ti'DN, $(y-a)_{-1/2}$ ja DU sekä viivästetyt DU,
pcpr ja w. Instrumenttien valinta luonnollisesti vaikuttaa estimointi-
tuloksiin, ja seuraavassa taulukossa esitetyt tulokset on saatu, kun H:n
sovitetta laskiessa on jätetty viivästetyt selittäjät (3 kpl) pois.

Taulukko 14: Estimoidut kulutushintayhtälöt II

Muuttuja	H (instr.)	pmg	Ti'DN	vakio	R ²	s(e)
Aineisto Seka-ain. 1952-70	0.656 (2.22)	0.115 (1.58)	0.164 (4.08)	0.948 (0.72)	.828	1.362
Seka-ain. 1961-81	0.608 (7.35)	0.204 (5.81)	0.106 (2.27)	0.760 (1.03)	.913	1.290
Seka-ain. 1952-81	0.645 (7.29)	0.172 (4.54)	0.152 (4.38)	0.995 (1.77)	.913	1.406

Selitykset ovat sivulla 2 taulukossa 1.

Vastaavat tavallisella PNS-menetelmällä saadut estimaatit ovat seuraavassa taulukossa.

Taulukko 15: Estimoidut kulutushintayhtälöt III

Muuttuja	H	pmg	Ti'DN	vakio	R ²	s(e)
Aineisto Seka-ain. 1952-70	0.444 (4.88)	0.156 (3.64)	0.164 (4.64)	1.853 (3.80)	.866	1.200
Seka-ain. 1961-81	0.630 (9.67)	0.200 (5.96)	0.111 (2.47)	0.598 (0.95)	.914	1.287
Seka-ain. 1952-81	0.580 (10.26)	0.193 (6.22)	0.143 (4.37)	1.337 (3.12)	.917	1.376

Selitykset ovat sivulla 2 taulukossa 1.

Silmiinpistävä ero estimaattien välillä on, että instrumenttimenetelmällä saadut arviot H:n kertoimelle vaihtelevat huomattavasti vähemmän periodista toiseen kuin tavalliset PNS-estimaatit. Yllättävää on, että PNS-estimaatit ovat yleensä pienempiä kuin konsistentit instrumenttiestimaatit.

2.5 Muut hintayhtälöt

Vientihintayhtälö

Länsitavaraviennin hintojen prosentuaalista muutosta selitetään kilpailevan viennin hintojen muutoksilla ($px'd$ ja $px'd_{-1}$) ja suhteellisten yksikkötyökustannusten muutoksilla ($ULCr$ ja $ULCr_{-1}$). Kilpailevan viennin hintamuuttujien kertoimien summa on rajoitettu ykköseksi.

Taulukko 16: Estimoidut vientihintayhtälöt I

Muuttuja	$px'd$	$px'd_{-1}$	$ULCr$	$ULCr_{-1}$	Vakio	R^2_{corr} $R^2\%$	$s(e)$ D-W
Aineisto Vartia - Salmi, 1954-78	0.837 (12.31)	0.163 (2.40)	0.199 (1.81)	0.049 (0.43)	0.612 (0.89)	0.869 88.5	3.335
Uusi KT, 1961-81	0.786 (9.11)	0.214 (2.48)	0.257 (1.99)	0.147 (1.07)	0.178 (0.21)	.869 88.9	3.711 2.103
Seka-ain. 1954-81	0.774 (9.06)	0.226 (2.64)	0.184 (1.71)	0.081 (0.72)	0.653 (0.89)	.839 85.7	3.827 1.880
Seka-ain. 1954-70	0.757 (2.97)	0.243 (0.95)	0.137 (0.91)	0.012 (0.09)	0.914 (1.01)	.207 35.6	3.173 1.595

Selitykset ovat sivulla 2 taulukossa 1.

Seuraavassa vastaavat yhtälöt, kun selitettävänä muuttujana on länsitavaraviennin hinnat vuodesta 1970 eteenpäin, sitä ennen koko tavaraviennin hinnat (länsi- ja itäviennin hintaindeksit alkavat vuodesta 1969).

Taulukko 17: Estimoidut vientihintayhtälöt II

Muuttuja	px'd	px'd ₋₁	ULCr	ULCr ₋₁	Vakio	R ² _{corr} R ² %	s(e) D-W
Aineisto							
Uusi KT, 1961-81	0.850 (9.33)	0.150 (1.64)	0.303 (2.22)	0.104 (0.72)	0.366 (0.42)	.864 88.4	3.921 2.111
Seka-ain. 1954-81	0.833 (9.38)	0.167 (1.87)	0.208 (1.87)	0.059 (0.51)	0.786 (1.03)	.837 85.5	3.981 1.939
Seka-ain. 1954-70	0.774 (2.96)	0.226 (0.86)	0.129 (0.83)	0.012 (0.09)	0.949 (1.02)	.226 37.1	3.250 1.586

Selitykset ovat sivulla 2 taulukossa 1.

Tulokset ovat hyvin samankaltaisia artikkelissa Vartia-Salmi esitettyjen tulosten kanssa. Kilpailevan viennin hintavaikutus on hyvin stabiili. Suhteelliset yksikkötyökustannukset tulevat voimakkaammin esille periodilla 1961-1981 kuin koko periodilla.

Yksityisten investointien, julkisten investointien ja julkisen kulutuksen hintayhtälöissä ao. hinnan muutosta selitetään tuottavuuden ylittävillä palkankorotuksilla (H), tuontihintojen muutoksella (pmg) ja viivästyillä selitettävällä muuttujalla.

Yksityisten investointien hintayhtälö

Taulukko 18: Estimoidut yksityisten investointien hintayhtälöt

Muuttuja	H	pmg	pipr ₋₁	Vakio	R ² _{corr.} R ² %	s(e) D-W
Aineisto Vanha KT, 1952-70	0.290 (2.28)	0.274 (4.81)	0.161 (3.13)	1.094 (1.40)	.724 77.0	1.694 0.891
Vanha KT, 1952-77	0.450 (4.55)	0.291 (6.03)	0.193 (3.49)	0.528 (0.74)	.880 89.4	2.094 1.438
Uusi KT, 1961-81	0.275 (1.85)	0.364 (6.44)	0.150 (1.07)	2.099 (2.09)	.833 85.8	2.171 1.547
Seka-ain. 1952-81	0.362 (3.85)	0.327 (6.73)	0.166 (2.87)	1.014 (1.42)	.852 86.7	2.188 1.359
Seka-ain. 1952-70	0.299 (2.02)	0.252 (3.92)	0.153 (2.64)	1.236 (1.39)	.650 70.8	1.929 1.330

Selitykset ovat sivulla 2 taulukossa 1.

Muuttujien kerroinestimaatit eivät ole vaihdelleet kovinkaan paljon eri periodeilla moniin muihin yhtälöihin verrattuna. Tuontihintojen kerroin näyttää kasvaneen uusien havaintojen myötä tai kun 1950-luku jätetään estimoinnista pois. Muuttujan H kerroin on vaihdellut epäsäännöllisesti ja viivästetyn selittävän muuttujan kerroin on pysynyt lähes vakiona.

Julkisten investointien hintayhtälö

Taulukko 19: Estimoidut julkisten investointien hintayhtälöt

Muuttuja	H	pmg	pi_{g-1}	Vakio	R^2 corr. R^2 %	s(e) D-W
Aineisto Vanha KT, 1951-70	0.820 (6.15)	0.220 (2.64)	0.151 (2.09)	-.882 (0.98)	.896 91.2	2.495 1.289
Vanha KT, 1951-77	0.616 (5.10)	0.352 (5.31)	0.065 (0.86)	0.355 (0.38)	.882 89.6	2.879 1.208
Uusi KT, 1961-81	0.412 (2.39)	0.392 (6.29)	0.059 (0.39)	1.431 (1.32)	.832 85.7	2.392 1.591
Seka-ain. 1951-81	0.624 (5.76)	0.332 (5.44)	0.061 (0.84)	0.243 (0.84)	.876 88.8	2.763 1.323
Seka-ain. 1951-70	0.845 (6.28)	0.203 (2.45)	0.148 (2.05)	-.903 (1.00)	.897 91.3	2.492 1.305

Selitykset ovat sivulla 2 taulukossa 1.

Muuttujan H kerroin on laskenut huomattavasti, ja samanaikaisesti tuonti-
hintojen (pmg) kerroin on kasvanut. Viivästetyn selitettävän muuttujan
kerroin on pienentynyt. Yhtälön selityskyky on pysynyt lähes ennallaan.

Julkisten kulutusmenojen hintayhtälö

Taulukko 20: Estimoidut julkisten kulutusmenojen hintayhtälöt

Muuttuja	H	pmg	pcg ₋₁	Vakio	R ² _{corr.} R ² %	s(e) D-W
Aineisto Vanha KT, 1951-70	0.766 (7.41)	0.069 (1.06)	0.109 (1.63)	1.718 (2.34)	.903 91.8	1.902 2.075
Vanha KT, 1951-77	0.740 (10.12)	0.102 (2.61)	0.083 (1.54)	1.833 (3.15)	.933 94.1	1.688 1.977
Uusi KT, 1961-81	0.761 (12.15)	0.115 (4.59)	0.000 (0.00)	1.951 (4.01)	.960 96.6	0.946 1.250
Seka-ain. 1951-81	0.763 (13.41)	0.083 (2.68)	0.060 (1.36)	2.014 (4.35)	.949 95.4	1.399 1.568
Seka-ain. 1951-70	0.858 (12.08)	0.033 (0.76)	0.080 (1.77)	1.877 (3.75)	.956 96.3	1.283 1.885

Selitykset ovat sivulla 2 taulukossa 1.

Muuttujan H kerroin on pysynyt lähes vakiona, tuontihintojen kerroin on hieman noussut. Viivästetyn selitettävän muuttujan kerroin on uusien havaintojen myötä pienentynyt ja päättyy nolnaan, kun 1950-luku jätetään pois estimoinnista. Yhtälön selityskyky on lievästi parantunut ajan kuluessa.

3. Johtopäätöksiä

Mallin käyttäytymisyhtälöitten vanhat täsmennykset kuvaavat huonosti 1970-luvun ja 1980-luvun alun taloudellista kehitystä. Varsin monet kerroinestimaatit vaihtelivat edellä voimakkaasti estimointiperiodista riippuen. Investointiyhtälöissä, erityisesti kiinteiden investointien kohdalla, kertoimien vaihtelut eri ajanjaksoilla ovat erittäin suuret ja yhtälöiden selityskyky 1970- ja 1980-luvuilla huono. Hintayhtälöissä suurin muutos on palkkayhtälössä, jossa tuottavuustekijä vanhaan tapaan täsmennettynä ei sovi tilastoaineistoon ollenkaan. Muissa yhtälöissä kertoimet vaihtelevat myös melko paljon, työpanosyhtälössä esim. yhdestä ainoasta havainnosta riippuen, mutta täsmennyksissä on edelleen selitysvoimaa. Kaikkia yhtälöitä koskien voidaan todeta, että monet kertoimet ja viiverakenteet ovat muuttuneet merkittävästi, hintavaikutukset näyttävät nopeutuneen ja osittain myös voimistuneen ja akseleraattori-tyyppiset muuttujat ovat menettäneet selitysvoimaansa. Jäännösten autokorrelaatio ei vaikuta merkittävältä ongelmalta yhtälöissä.

Sinänsä ei ole yllättävää, että 1950- ja 1960-lukujen taloudellisen kehityksen perusteella laaditut mallit kuvaavat puutteellisesti 1970-luvun ja 1980-luvun alun tilanteita. Monet mallinrakentajat ovat yleisemminkin sitä mieltä, että on epärealistista toivoa kertoimien pysyvän muuttumattomina pitkiä periodeja: koko talouselämä muuttuu jatkuvasti, ja siten myös taloutta kuvaavat mallit (ks. esim. Blackaby, 1982). Tämän näkemyksen mukaan paras mihin voidaan päästä, on se, että kertoimet ovat riittävän vakaita edes siedettävän pitkille ajanjaksoille, ja että kertoimien muuttuminen havaitaan mahdollisimman pian.

Vaikka vanhat yhtälötäsmennykset kuvaavat huonosti myöhempää kehitystä, siitä ei voi päätellä sitä, kuinka suuria muutoksia on tehtävä, jotta tilanne korjaantuisi. Voi olla, että melko pienet muutokset muuttavat tilannetta olennaisesti. Tämän ajatuksen perusteella tehtiin eräitä jatkotarkasteluja.

4. Jatkotarkastelu: eräitä muunnettuja yhtälötäsmennyksiä

Seuraavassa katsotaan, voidaanko sodan jälkeisestä aineistosta täsmentää yhtälöt, jotka pysyvät stabiileina 1980-luvun alkuvuodet. 1950-luvun aineisto katsottiin parhaaksi jättää pois, koska se on ilmeisesti huonompilaatuista kuin uudempi aineisto, ja koska sen mukana olisi aiheuttanut jo aiemmin kuvattuja ongelmia. Täsmennykset etsittiin ja estimoitiin vuosien 1961 (tai 1962) - 1981 aineistosta. Täsmennykset ovat useissa yhtälöissä varsin samankaltaiset kuin aiemminkin. Muutoksia on tehty luvun 2 tulosten perusteella: mm. akseleraattoritermejä on muutettu ja eräiden yhtälöiden dynamiikkaa on muunneltu. Kaiken kaikkiaan uudet täsmennykset ovat kuitenkin hyvin lähellä vanhoja täsmennyksiä. Uudet yhtälöt on esitetty liitteessä 2, estimoituna vuoteen 1982 päättyvälle periodille. Liitteessä 4 on esitetty eräitä simulointituloksia.

Vuosien 1982 ja 1983 havaintojen avulla testattiin tämän jälkeen, ovatko kertoimet pysyneet muuttumattomina. Tulokset on esitetty liitteessä 3. Nollahypoteesina näissä Chow-testeissä on, että yhtälöiden kertoimet periodeilla 1961 - 1981 ja 1982 - 1983 ovat samat. Nollahypoteesi jää voimaan 5 % merkitsevyystasolla kaikissa tapauksissa. Tuloksia täytyy kuitenkin pitää vain deskriptiivisinä: testi vaatisi klassisten regressio-olettamusten voimassaoloa, mikä taas simultaanimallien rakenneyhtälöiden tapauksessa ei ole asian laita. Lisäksi kuluttajahintojen ja ansiotason yhtälöt estimoitiin instrumenttimenetelmällä, joka myös rikkoo vaadittavia ominaisuuksia. Puhtaasti kuvailevassa mielessä testin tulos on silti selvä: uudet havainnot sopivat hyvin vanhaan täsmennykseen.

Kaiken kaikkiaan kertoimien muuttuminen vaikuttaa siis pienemmältä ongelmalta uusilla täsmennyksillä, ainakin kun tyydytään lyhyempään tarkastelujaksoon.

Lähdeluettelo

- Ahtola, J. - Maury, R.: Työttömyysasteystälöstä ETLAn kokonaistaloudellissessa mallissa. ETLA keskusteluaiheita No. 152, 1984.
- Belsley, D., Kuh, E. and Welsch, R.: Regression Diagnostics: Identifying Influential Data and Sources of Collinearity. John Wiley & Sons, 1980.
- Blackaby, F.T.: Forecasting and Economic Policy. National Institute Economic Review, Number 100, May 1982.
- Dufour, J.-M.: Generalized Chow Tests for Structural Change: A Coordinate-Free Approach. International Economic Review, No. 3, October 1982.
- Pylkkänen, E. - Kinnunen, J.: ETLAn ekonometrinen malli syyskuussa 1981. ETLA Keskusteluaiheita No. 93, 1981.
- Saikkonen, P. and Teräsvirta, T.: Modelling the Dynamic Relationship Between Wages and Prices in Finland. Scandinavian Journal of Economics, Vol. 87:1, (1985), 102-119.
- Vajanne, H., Pylkkänen, E. & Salmi, K. (1980): ETLAn kokonaistaloudellisen mallin ohjelmistokuvaus. Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos C 19.
- Vartia, P.L.I. (1974): An Econometric Model for Analyzing and Forecasting Short-Term Fluctuations in the Finnish Economy.
- Vartia, P. & Salmi, K. (1980): A Note on the Short-term Determinants of Finnish Export Prices. Elinkeinoelämän Tutkimuslaitoksen keskusteluaiheita, no. 71.

Liite 1. Työpanosyhtälön regressiodiagnostisia tunnuslukuja

1. a = selittävän muuttujan a havainnot
2. e(i) = residuaalit
3. s(i) = studentoidut residuaalit, ao. havainto on jätetty pois estimoinnista
4. h(i,i) = hattumatriisin diagonaalialkio
5. l.p. = "leverage point", = $2p/n-h(i,i)$, jossa p on selittävien muuttujien ja n havaintojen lukumäärä

	1	2	3	4	5
	a	e(i)	s(i)	h(i,i)	l.p.
1951	5.9490	-1.3959	-2.3414	0.7351	0.4770
1952	0.4330	-2.0599	-1.8705	0.1530	0.1051
1953	-1.0290	-0.5985	-0.5040	0.1233	0.1347
1954	4.6110	1.3747	1.2652	0.2286	0.0295
1955	4.1880	-0.4060	-0.3407	0.1219	0.1361
1956	0.2520	-1.4839	-1.2620	0.0969	0.1612
1957	0.2830	-0.0800	-0.0651	0.0708	0.1873
1958	-0.3960	-0.1084	-0.0905	0.1161	0.1420
1959	3.6790	1.2475	1.0962	0.1660	0.0921
1960	6.0350	0.8218	0.7102	0.1598	0.0983
1961	3.7260	-0.9641	-0.8360	0.1594	0.0986
1962	4.9580	2.9066	2.6978	0.0854	0.1727
1963	0.6800	-0.6913	-0.5584	0.0453	0.2128
1964	2.6230	0.1272	0.1020	0.0425	0.2155
1965	2.5270	-0.2065	-0.1656	0.0416	0.2165
1966	2.8960	1.7785	1.5063	0.0671	0.1910
1967	-0.0870	-0.6616	-0.5401	0.0658	0.1922
1968	0.0340	-0.9621	-0.7857	0.0552	0.2029
1969	2.8970	-1.2378	-1.0893	0.1688	0.0892
1970	4.5830	-0.3693	-0.3127	0.1381	0.1200
1971	1.6350	-0.0335	-0.0279	0.1134	0.1446
1972	3.9830	0.7632	0.6386	0.1070	0.1511
1973	4.3890	0.0878	0.0717	0.0769	0.1812
1974	5.3380	2.3427	2.1690	0.1519	0.1061
1975	1.9530	1.2215	1.0452	0.1240	0.1341
1976	-1.0180	-0.5838	-0.4903	0.1193	0.1388
1977	-1.6280	-1.3189	-1.1384	0.1327	0.1254
1978	-0.7420	-1.0458	-0.8746	0.0939	0.1641
1979	2.8960	-0.3943	-0.3266	0.0993	0.1588
1980	4.3980	0.5722	0.4659	0.0640	0.1941
1981	2.7789	1.3579	1.1362	0.0771	0.1809

Tunnusluvuista tarkemmin ks. Belsley, Kuh ja Welsh (1980).

Liite 2.

Uudet yhtälötäsmennykset ja estimaatit

Käyttäytymisyhtälöt on estimoitu 1980-pohjaisen kansantalouden tilinpidon luvuista vuosilta 1961-82 tai 1962-82. Yhtälöiden täsmennykset poikkeavat yksityiskohdissa mallin aiemmista versioista. Yhtälöt on täsmennetty vuoteen 1981 päättyvästä aineistosta ja sen jälkeen testattu, pysyvätkö yhtälöt stabiileina, kun vuodet 1982 ja 1983 otetaan mukaan estimointiin. Kaikki seuraavassa esitettävät yhtälöt läpäisivät tämän testin. Lopuksi yhtälöt on estimoitu uudelleen vuoteen 1982 päättyvällä aineistolla.

2.1 Kotimaiset kysyntäerät

Kulutussyhtälö

Yksityisten kulutusmenojen määrän muutosta selitetään kotitalouksien käytettävissä olevien reaalityulojen muutoksella (WZD-pcpr), viivästetyllä säästämisasteella (S_{-1}) ja työttömyysasteen toisella differenssillä (DDU). Lisäksi on mukana tasosiirtomuuttuja DC1974, joka saa arvon 1 vuodesta 1974 alkaen ja on 0 sitä ennen.

Muuttuja Periodi	WZD-pcpr	S_{-1}	DDU	DC1974	Vakio	R^2_{corr} R^2 %	s(e)	D-W
cpr 1961-82	0.690 (9.23)	0.967 (5.12)	-0.631 (2.94)	-2.322 (4.90)	-1.783 (2.07)	.906 92.4	0.914	1.983

Investointiyhtälö

Yksityisten investointien, ilman asuntoinvestointeja, määrän muutosta selitetään omalla viivästeellään, kokonaistuotannon kasvuvauhdilla (y) ja muiden tulojen kuin palkkatulojen, deflatoituna investointien hinnoilla, viivästetyllä muutoksella $(Z-pipr)_{-1}$.

Muuttuja Periodi	$iasc_{-1}$	y	$(Z-pipr)_{-1}$	Vakio	R^2_{corr} R^2 %	$s(e)$	D-W
$iasc$ 1961-82	0.256 (2.08)	1.728 (3.25)	0.292 (2.22)	-5.382 (2.16)	.619 67.3	5.646	1.589

Varastoyhtälö

Varastojen muutoksen ja tilastovirheen kontribuutiota kokonaiskysynnän muutokseen on aiemmin selitetty akseleraattoritekijällä $(Dd'_{-1/2})$ ja tuontihintojen muutosvauhdin differenssillä $(Dpmg)$. Mukana on ollut myös viivästetty selitettävä muuttuja (N_{-1}) .

Yhtälön täsmennystä on seuraavassa hieman muutettu. Selitettävä muuttuja ei ole enää muutoskontribuutio, vaan tason suhteen (varastojen muutoksen ja tilastovirheen arvon suhde kokonaiskysyntään ilman varastojen muutosta ja tilastovirhettä) differenssi. Akseleraattorimuuttuja on kokonaiskysynnän sijasta kokonaistuotanto. Viivästetyn selitettävän muuttujan sijasta yhtälössä on varastojen muutoksen ja tilastovirheen suhde kokonaiskysyntään, viivästettynä.

Mallin yhtälö on edelleen kirjoitettu N :lle, ts. seuraavasta yhtälöstä on ratkaistu N . Täten ei ole tarvinsnut muuttaa mallin identiteettejä ym.

Muuttuja Periodi	Dy _{-1/2}	Dpmg	(tN/tDN) ₋₁	vakio	R ² _{corr.} R ² %	s(e) D-W
D(tN/tDN) 1962-82	0.165 (2.41)	0.056 (2.36)	-0.208 (1.03)	0.237 (0.71)	.466 54.6	1.272 1.891

2.2 Ulkomaankauppa

Vientiyhtälö

Länsitavaraviennin volyymin muutosta (xgw) selitetään kysyntätekijällä (mw), joka on vientimaiden teollisuustuotannon painotettu muutos, ja Suomen vientihintojen ja kilpailevan viennin hintojen muutosten eroilla (p-p' ja sama yhdellä ja kahdella vuodella viivästettynä).

Muuttuja Periodi	mw	p-p'	(p-p') ₋₁	(p-p') ₋₂	Vakio	R ² _{corr.} R ² %	s(e) D-W
xgw 1961-82, pl. 1974-77	1.817 (5.39)	-.325 (0.86)	-.568 (1.93)	-.382 (1.48)	-.847 (0.53)	.690 76.3	4.6871 8.6172

- 1) Estimointiperiodilla
- 2) ml. 1974-77

Vientihintayhtälö

Länsitavaraviennin hintojen muutosta selitetään kilpailevan viennin hintojen muutoksilla (px'd ja px'd₋₁) ja suhteellisten yksikkötyökustannusten muutoksilla (ULCr).

Muuttuja Periodi	px'd	px'd-1	ULCr	Vakio	R ² _{corr.} R ² %	s(e) D-W
pxgD 1961-82	0.761 (9.45)	0.239 (2.97)	0.428 (3.24)	-.372 (0.42)	.859 87.9	4.048 1.636

Tuontiyhtälö

Tavaratuonnin määrän muutosta selitetään kokonaiskysynnän (p1 varastojen muutos ja tilastovirhe) määrän muutoksella (d') ja sen differenssillä (Dd'), varastojen muutoksen ja tilastovirheen kontribuutiolla kokonaiskysynnän muutokseen (N) ja kotimaisten hintojen ja tuontihintojen muutoksen erotuksella ($py-pmg$).

Muuttuja Periodi	d'	N	$py-pmg$	Dd'	Vakio	$R^2_{corr.}$ R^2 %	$s(e)$ D-W
mg 1961-82	1.863 (3.85)	2.586 (3.45)	0.274 (1.38)	0.245 (0.66)	-2.875 (1.18)	.706 76.2	5.049 2.102

2.3 Työmarkkinat

Työpanosyhtälö

Ansiotyöpanoksen muutosta selitetään saman ja edellisen vuoden tuotannon määrän muutoksilla (y ja y_{-1}) sekä voittomuuttujalla (K).

Muuttuja Periodi	y	y_{-1}	K	Vakio	$R^2_{corr.}$ R^2 %	$s(e)$ D-W
a 1961-82	0.367 (4.23)	0.435 (5.69)	0.256 (2.89)	-1.898 (3.40)	.778 81.0	0.971 2.575

Työttömyysasteen muutosyhtälö

Työttömyysasteen muutosta selitetään ansiotyöpanoksen muutoksella (a), työikäisen väestön muutosprosentilla (DTIK) ja työvoimaosuuden trendi-
muutoksella (DFT2). Muuttujista tarkemmin ks. Ahtola-Maury, 1984.

Muuttuja Periodi	a	DTIK	DFT2	Vakio	R ² _{corr.} R ² %	s(e) D-W
DU 1961-82	-.379 (6.65)	0.686 (1.73)	0.289 (0.92)	0.539 (1.66)	.680 72.6	0.527 2.194

2.4 Ansiotaso ja kuluttajahinnat

Ansiotason yhtälö

Ansiotason muutosta (w) on selitetty kuluttajahintojen muutoksella (pcpr),
työttömyysasteen muutoksella (DU), viivästetyllä työttömyysasteella (U₋₁)
ja vakiolla. Merkittävin muutos aiempaan täsmennykseen on tuottavuusmuuttu-
jan poisjättö; myös mallin dynamiikkaa on yksinkertaistettu.

Muuttuja Periodi	pcpr (instr.)	DU	U ₋₁	vakio	R ²	s(e)
w 1961-82	0.790 (8.41)	-1.188 (2.86)	-0.642 (3.04)	6.737 (7.17)	83.0	1.657

Muuttujan pcpr instrumenttina käytettiin sovitetta pienimmän neliösumman
regressiosta, jossa pcpr:ää selitettiin DU:n ja U₋₁:n lisäksi tuonti-
hintojen muutoksilla, välillisten verojen ja tukipalkkioiden kohtaannon
muutoksilla ja tuottavuusmuuttujalla (y-a)_{-1/2}.

Kuluttajahintayhtälö

Kuluttajahintojen muutosta (pcpr) selitetään tuottavuuden kasvun ylittävillä palkankorotuksilla (H), tuontihintojen muutoksilla (pmg), välillisten verojen ja tukipalkkioiden kohtaannon muutoksilla (Ti'DN) ja vakioilla.

Muuttuja:	H (instr.)	pmg	Ti'DN	vakio	R ²	s(e)
pcpr 1961-82	0.692 (7.48)	0.195 (5.30)	0.154 (2.97)	0.159 (0.19)	90.2	1.417

Muuttujan H instrumenttia laskettaessa käytettiin samoja muuttujia kuin aiemmin pcpr:n instrumentin laskemisessa ansiotasoyhtälöä varten.

2.5 Muut hintayhtälöt

Näissä hintayhtälöissä ao. hinnan muutosta selitetään tuottavuuden ylittävillä palkankorotuksilla (H), tuontihintojen muutoksella (pmg) ja viivästetyllä selitettävällä muuttujalla.

Yksityisten investointien hintayhtälö

Muuttuja Periodi	H	pmg	pipr ₋₁	Vakio	R ² _{corr.} R ² %	s(e)
pipr 1961-82	0.291 (1.90)	0.371 (6.74)	0.120 (0.89)	2.078 (0.89)	.831 85.5	2.251 1.860

Julkisten investointien hintayhtälö

Muuttuja Periodi	H	pmg	pig ₋₁	Vakio	R ² _{corr.} R ² %	s(e) D-W
pig 1961-82	0.309 (1.70)	0.365 (6.17)	0.159 (1.04)	1.687 (1.54)	.819 84.5	2.412 1.674

Julkisten kulutusmenojen hintayhtälö

Muuttuja Periodi	H	pmg	pcg ₋₁	Vakio	R ² _{corr.} R ² %	s(e) D-W
pcg 1961-82	0.742 (12.79)	0.119 (5.68)	0.028 (0.50)	1.830 (4.35)	97.3	0.822 1.480

Liite 3. Uusien täsmennysten testituloksia

Taulukossa on esitetty testisuureiden arvot, kun testataan nollahypoteesia, että sama kiinteäkertoiminen regressioyhtälö kuvaa sekä täsmennysperiodia (yleensä 1961-1981) että vuosien 1982 ja 1983 havaintoja. Vuoden 1983 havainnot olivat osittain ennakkotietoja. Chow-testistä ks. Dufour (1982).

Selittävä muuttuja	Vapausasteet	F-testisuure
cpr	2, 16	1.368
lasc	2, 17	0.023
D/tN/tDN)	2, 16 ¹⁾)	0.145
xgw	2, 12 ²⁾)	0.068
pxgD	2, 18	1.626
mg	2, 16	0.037
a	2, 17	0.114
DU	2, 17	0.444
w	2, 17	0.187
pcpr	2, 17	1.123
pipr	2, 17	0.031
pig	2, 17	0.214
pcg	2, 17	0.635

1) Täsmennysperiodi 1962-1981

2) - " - 1961-1981, pl. 1974-1977.

Liite 4. Havaintoja mallisimuloinneista

Tässä liitteessä esitetään simulointituloksia aikajaksolta 1962 - 1983. Tarkoituksena on saada mielikuva siitä, paljonko paremmin uusi malli kuvaa uutta aineistoa kuin vanha malli. Simulointiajanjakso on lähes sama kuin uuden mallin estimointiajanjakso, joten yhtälö kerrallaan tarkasteltaessa uusi malli istuu havaintoihin selvästi paremmin kuin vanha versio. Koko mallin simuloinneissa näin ei välttämättä ole asian laita.

Termillä "vanha malli" tarkoitetaan näiden simulointien yhteydessä sellaista malliversiota, jossa käyttäytymisyhtälöt ovat julkaisussa Kinnunen - Pylkkänen (1981) esitetyn mukaisia. Täsmennykseltään ne ovat tässä tutkimuksessa aiemmin esitellyn kaltaisia, mutta estimointiperiodit vaihtelevat.

Tässä esitetään kolmen tyyppisiä simulointituloksia: yhden yhtälön simuloinnit, yhden vuoden malliratkaisut ja ketjutetut malliratkaisut. Tuloksista esitetään residuaalien osalta keskiarvot ja keskihajonnat, ja mallin antamien tulosten ja toteutuneiden havaintojen välisen suhteen osalta Theillin kertoimet ja tavanomaiset korrelaatiokertoimet.

Yksittäisten yhtälöitten simuloinnit tarkoittavat sitä, että kutakin yhtälöä käytetään erikseen, riippumatta muista mallin yhtälöistä. Selittävät muuttujat, myös endogeeniset selittäjät, asetetaan toteutuneisiin arvoihinsa ja yhtälöt laskevat sovitteet selitettäville muuttujille. On selvää, että uusi malli antaa paremmat tulokset kuin vanha malli, koska uusi versio on estimoitu lähes samalta periodilta kuin mistä sovitteet nyt lasketaan. Länsiviennin kohdalla uudenkin yhtälön residuaalien keskiarvo on huomattava: tämä johtuu vuosista 1974 - 1977, jotka eivät olleet mukana estimoinnissa.

Yhden vuoden ratkaisuisissa kaikki viivästetyt muuttujat ja saman periodin eksogeeniset muuttujat on asetettu oikeisiin arvoihinsa. Sen sijaan yhtälöissä selittävinä olevat saman periodin endogeeniset muuttujat saavat arvoikseen mallin tuottamat ratkaisut. Mallin residuaalit ovat tällöin suuremmat kuin yksittäisten yhtälöitten simuloinneissa. Uuden malliversion yhtälöt ovat keskimäärin suunnilleen kohdallaan, eli jäännöskeskiarvo on yleensä lähellä nollaa. Jäännösten hajonnat ovat myös pienemmät kuin vanhassa versiossa, paitsi yksityisen kulutuksen hintayhtälössä. Parannus on huomattava mm. kulutus-, investointi- ja varastoyhtälössä, mutta varsin pieni joissain yhtälöissä.

Ketjutetuissa malliratkaisuisissa vuosi 1962 ratkaistaan kuten yhden vuoden ratkaisussakin, mutta sen ratkaisun avulla määräytyvät viivästetyt endogeeniset muuttujat vuodelle 1963 ja niin edelleen. Kyseessä on siis tavallaan jälkikäteisennuste vuosille 1962 - 1983, kun tiedetään kaikkien muuttujien arvot vuoteen 1961 saakka ja eksogeenisten muuttujien arvot siitä eteenkin päin. Sen sijaan kaikkien endogeenisten muuttujien, niin muutosten, tasojen kuin painojenkin, arvot määräytyvät malliratkaisuista joko suoraan tai ketjuttamalla. Mallin kaikki yksittäiset virheet voivat tällöin kumuloitua, ja tyypillisesti ketjusimulointien residuaalit ovatkin suurempia kuin aiempien simulointien. Aina ei näin välttämättä käy: esimerkiksi vanhan malliversion investointiyhtälö antaa parempia tuloksia ketjusimuloinnissa kuin kummassakin aiemmassa simuloinnissa. Käytännössä ETLAn mallia ei juuri koskaan käytetä viittä vuotta pitemmissä ketjusimuloinneissa.

Taulukko 4.1.: Yksittäisten yhtälöitten simulointitulokset 1962-1983

Muuttuja	Jäännösten keskiarvo		Jäännösten keskihajonta		Theilin kerroin		Korrelaatiokerroin	
	Vanha	Uusi	Vanha	Uusi	Vanha	Uusi	Vanha	Uusi
cpr	0.39	-0.00	2.07	0.84	0.44	0.17	0.88	0.98
pcpr	1.53	0.03	2.43	1.37	0.29	0.14	0.94	0.98
pcg	-0.86	0.07	1.01	0.71	0.12	0.06	0.99	0.99
pipr	1.03	-0.07	2.34	2.05	0.23	0.19	0.95	0.96
iasc	1.10	0.47	11.12	4.92	1.17	0.52	0.63	0.92
pig	-1.10	0.09	3.17	2.23	0.30	0.20	0.92	0.96
N	-0.36	0.02	1.95	1.28	1.04	0.67	0.52	0.88
pxgD	-1.06	-0.22	4.24	3.82	0.33	0.29	0.96	0.97
xgw	2.11	1.34	7.92	7.70	0.70	0.67	0.83	0.80
mg	1.12	0.37	4.35	4.25	0.41	0.39	0.94	0.95
w	2.22	-0.06	2.99	1.68	0.31	0.14	0.82	0.96
a	0.49	0.04	1.49	0.80	0.53	0.27	0.83	0.96
DU	0.15	-0.09	0.56	0.50	0.61	0.52	0.90	0.92

Taulukko 4.2.: Yhden vuoden ratkaisut 1962-1983

Muuttuja	Jäännösten keskiarvo		Jäännösten keskihajonta		Theil'n kerroin		Korrelaatiokerroin	
	Vanha	Uusi	Vanha	Uusi	Vanha	Uusi	Vanha	Uusi
cpr	-0.86	0.00	2.89	2.12	0.63	0.44	0.72	0.84
pcpr	3.30	-0.22	3.96	3.34	0.52	0.34	0.68	0.85
pcg	3.17	-0.20	3.86	2.94	0.44	0.26	0.76	0.88
pipr	3.35	-0.10	3.00	2.67	0.41	0.24	0.93	0.93
iasc	-0.80	1.05	7.85	8.75	0.83	0.93	0.84	0.69
pig	3.37	0.03	3.25	2.87	0.42	0.26	0.93	0.92
N	-0.24	0.03	1.41	1.51	0.75	0.79	0.83	0.78
pxgD	0.06	0.33	4.75	4.29	0.36	0.33	0.96	0.96
xgw	1.80	1.53	7.56	8.20	0.67	0.72	0.81	0.75
mg	1.83	0.82	6.33	8.11	0.60	0.75	0.87	0.72
w	3.99	-0.34	3.65	3.72	0.45	0.30	0.66	0.74
a	-0.12	0.07	1.18	1.29	0.40	0.43	0.90	0.89
DU	0.12	-0.03	0.64	0.65	0.68	0.68	0.87	0.84
y	-1.06	0.07	2.55	2.25	0.59	0.48	0.78	0.82

Taulukko 4.3.: Ketjutetut ratkaisut 1962-1983

Muuttuja	Jäännösten keskiarvo		Jäännösten keskihajonta		Theillin kerroin		Korrelaatio-kerroin	
	Vanha	Uusi	Vanha	Uusi	Vanha	Uusi	Vanha	Uusi
cpr	-0.32	-0.09	2.42	1.58	0.51	0.33	0.80	0.93
pcpr	2.88	0.08	3.88	4.05	0.49	0.41	0.71	0.81
pcg	2.02	0.12	3.65	3.53	0.37	0.31	0.79	0.85
pipr	2.41	0.02	2.64	2.42	0.33	0.22	0.95	0.94
lasc	-0.55	0.06	10.41	7.62	1.10	0.80	0.71	0.77
pig	1.99	0.16	2.78	2.43	0.31	0.22	0.95	0.95
N	-0.35	-0.03	1.80	1.35	0.96	0.71	0.64	0.85
pxgD	-0.28	-0.13	4.76	4.73	0.36	0.36	0.96	0.95
xgw	2.25	1.45	9.03	8.47	0.80	0.74	0.76	0.75
mg	1.36	0.42	8.55	6.89	0.79	0.63	0.79	0.82
w	3.32	-0.02	4.52	4.43	0.46	0.36	0.32	0.69
a	-0.01	-0.03	1.38	0.92	0.46	0.31	0.86	0.95
DU	0.11	0.01	0.59	0.59	0.63	0.62	0.88	0.88
y	-0.95	-0.25	2.15	1.94	0.50	0.41	0.85	0.90

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

KESKUSTELUAIHEITA - DISCUSSION PAPERS ISSN 0781-6847

- No 177 PAAVO SUNI, Efektiivisen nimellisen valuuttakurssin mittaaminen ja mittarien tulkinta. 20.06.1985. 42 s.
- No 178 MARKKU LAMMI, Alkoholij- ja polttoaineverojen kertymästä. 27.09.1985. 49 s.
- No 179 YRJÖ O. VARTIA, Tunnetuissa pisteissä epäsäännöllisen funktion numeerinen integrointi. 21.10.1985. 8 s.
- No 180 ERKKI KOSKELA, On Monopolistic Tax Evasion under Direct and Indirect Taxation. 23.10.1985. 17 p.
- No 181 PEKKA ILMAKUNNAS, Stochastic Constraints on Cost Function Parameters: Mixed and Hierarchical Approaches. 31.10.1985. 26 p.
- No 182 HIROKI TSURUMI - HAJIME WAGO - PEKKA ILMAKUNNAS, Gradual Switching Multivariate Regression Models with Stochastic Cross-Equational Constraints and an Application to the Klem Translog Production Model. 01.11.1985. 28 p.
- No 183 HANNU TÖRMÄ, Panossubstituution rakennemuutos Suomen teollisuudessa. 06.11.1985. 23 s.
- No 184 FREDRIK NYGÅRD, Lifetime Incomes in Finland - Desk Calculations Based on Civil Servant Salaries 1985. 18.11.1985. 28 p.
- No 185 FREDRIK NYGÅRD, Relative Income Differences in Finland 1971-1981. 18.11.1985. 22 p.
- No 186 ERKKI KOSKELA, Tax Cuts, Risk-Sharing and Capital Market 'Imperfections'. 18.11.1985. 40 p.
- No 187 ROBERT A. HART, Working Time and Employment within an International Perspective. 25.11.1985. 43 p.
- No 188 HANNU HERNESNIEMI - SYNNÖVE VUORI, Palvelutoimialojen kehitysnäkymät vuosina 1985-89. 12.12.1985. 47 s.
- No 189 JUKKA LASSILA, ETLAn mallin käyttäytymisyhtälöt: huomioita kertoimien stabiilisuudesta. 31.12.1985. 40 s.

Elinkeinoelämän Tutkimuslaitoksen julkaisemat "Keskusteluaiheet" ovat raportteja alustavista tutkimustuloksista ja väliraportteja tekeillä olevista tutkimuksista. Tässä sarjassa julkaistuja monisteita on rajoitetusti saatavissa ETLAn kirjastosta tai ao. tutkijalta.

Papers in this series are reports on preliminary research results and on studies in progress; they can be obtained, on request, by the author's permission.

0033A/31.12.1985