

Keskusteluaiheita Discussion papers

Ilkka Mellin* ja Matti Virén**

AGGREGOINTIKOKEITA KYSYNTÄ-

FUNKTIOJÄRJESTELMILLÄ***

No. 62

15.9.1980

* Helsingin yliopisto, tilastotieteen laitos

** Elinkeinoelämän Tutkimuslaitos

*** Tämä työ liittyy laajempaan Suomen yksityisen kulutuksen määrää ja rakennetta selvittävään tutkimusprojektiin. Kiitämme Aarni Nybergiä hyödyllisistä neuvoista, Arja Selvistä kuvioiden piirtämisestä, Tuula Ratapaloa puhtaaksikirjoituksesta ja Yrjö Jahnssonin säätiötä taloudellisesti tuesta.

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



1. JOHDANTO

Esillä olevassa tutkimuksessa suoritetaan joukko aggregointikokeita erityisesti asuntosektorin osalta. Tällöin toisaalta asuntoinvestoinnit sisällytetään kulutusmenoihin ja toisaalta kulutusmenojen tavanomaista hyödykeryhmittelyä muutetaan siten, että asuntojen t. asuntoinvestointien kysynnän ristivaikutuksia voidaan paremmin (kuin normaalin 4- tai 13-ryhmituksen puitteissa selvittää).

Tutkimuksessa käytetään Suomen Kansantalouden Tilinpidon tietoja yksityisistä kulutusmenoista vuosina 1950-1976; hyödykeryhmittäiset mallit estimoidaan käyttäen hyväksi tavanomaisia log.lineaarisia malleja, lineaarista menojärjestelmää ja Rotterdam-mallia. Vaikka tässä yhteydessä estimoidaankin eri mallispesifikaatioita, ei tarkoituksena ole suorittaa varsinaisia mallivertailuja tai kysyntäteorian perusoletusten testauksia¹⁾.

Se, että asuntoinvestoinnit sisällytetään kulutusmenoihin, merkitsee tietenkin sitä, että kotitalouksien säästämisaste supistuu, esimerkiksi estimointiperiodin puolivälissä (v. 1964) kotitalouksien säästämisaste putoaa 12 %:sta 5 %:in jäännöksen edustaessa kotitalouksien ns. pakollista (vakuutus) säästämistä ja finanssiassetien hankintaa. Toisaalta asuntoinvestointien sisällyttäminen kulutusmenoihin merkitsee sitä, että asuntosektorin osalta kulutusmenoihin sisältyy kaksi eri ryhmää:

asuntoinvestoinnit ja asunto(palvelukset) viimeksi mainitun ryhmän vastatessa lähinnä (todellisia ja laskennallisia) vuokria. Tämä ratkaisu ei ole kovin mielekäs; tarkoituksemme onkin jatkossa palata tähän aggregointiongelmaan²⁾.

Tutkimustuloksistamme raportoimme seuraavasti: Luvussa 2 esittelemme käyttämämme hyödykeryhmittäisen aineiston, luvussa 3 esitämme näihin ryhmiin liittyvät estimointitulokset ja luvussa 4 käymme läpi eräitä johtopäätöksiä. Jotta estimointituloksiamme voitaisiin mielekkäällä tavalla tulkita, vertailemme niitä Sullströmin vastaaviin tuloksiin (ks. Sullström (1980)); toisaalta estimoimme itse malleja, joihin ei sisälly asuntoinvestointeja.

Taulukko 1. Luettelo hyödykeryhmistä

tunnus	nimitys	muodostamistapa
1	asuntoinvestoinnit	asuntojen omistussektorin kiinteän pääoman brutto-muodostus
2	autot	yksityiset kulkuvälineet (10a)
3	muut kestävät tavarat	kestokulutustavarat pl. yksityiset kulkuvälineet ja muu virkistys (11d)
4	puolikestävät tavarat	puolikestävät tavarat pl. kirjat, lehdet ja kirjoitus-tarvikkeet (11c)
5	asunto	asunto (5)
6	virkistys ja huvittelu	virkistys ja huvittelu (11)
7	muu kulutus	em. erien ja kulutusmenojen erotus

Suluissa olevat numerot viittaavat hyödykkeiden 13/37 ryhmitykseen (ks. esim. Väisänen (1980)).

Seuraavassa esitetään näistä hyödykeryhmistä lyhyt kuvaus. Taulukossa 2 on lueteltu hyödykeryhmittäin budjettiosuuk-sien keskimääräiset arvot, keskihajonnat ja korrelaatioker-toimet. Vastaavasti kuvioissa 1 ja 2 on esitetty näiden bud-jettiosuuksien aikasarjat. Kaikki tunnusluvut koskevat ajan-jaksoa 1950-1976³⁾.

Tässä yhteydessä emme käy näitä lukuja ja kuvioita läpi muu-ten kuin asuntoinvestointien osalta. Erityisesti haluamme kiinnittää huomiota siihen, että asuntoinvestointien budjet-

tiosuuden ja autojen, muiden kestokulutustavaroiden sekä virkistys- ja huvittelun budjettiosuuksien välillä on positiivinen ja vastaavasti muun kulutuksen budjettiosuuden välillä negatiivinen korrelaatio. Kuvio 2 viittaa siihen, että esim. 1970-luvun alkuvuosina budjettiosuuksien muutokset ovat sen luonteisia, että niitä on hankala selittää standardi (staattisen) kysyntäteorian avulla. Sen sijaan tuntuisi luontevalta etsiä selitystä hintaodotuksista, rahamarkkinoiden tilasta, yms. tekijöistä, ts. muuttujista, jotka eivät sisälly tähän tutkimukseen.

Taulukko 2. Hyödykeryhmittäiset tunnusluvut

Hyödykeryhmä	keskiarvo	keskihajonta
1 Asuntoinvestoinnit	.0824	.0133
2 Autot	.0252	.0105
3 Muut kestokulutustavarat	.0180	.0052
4 Puolikestävät tavarat	.1420	.0285
5 Asunto	.0833	.0222
6 Virkistys ja huvittelu	.0607	.0076
7 Muu kulutus	.5881	.0166
I Kestokulutustavarat	.0603	.0153
II Puolikestävät tavarat	.1611	.0274
III Lyhytikäiset tavarat	.4632	.0305
IV Palvelukset	.2329	.0351
V Asuntoinvestoinnit	.0824	.0133

Korrelaatiomatriisi 1

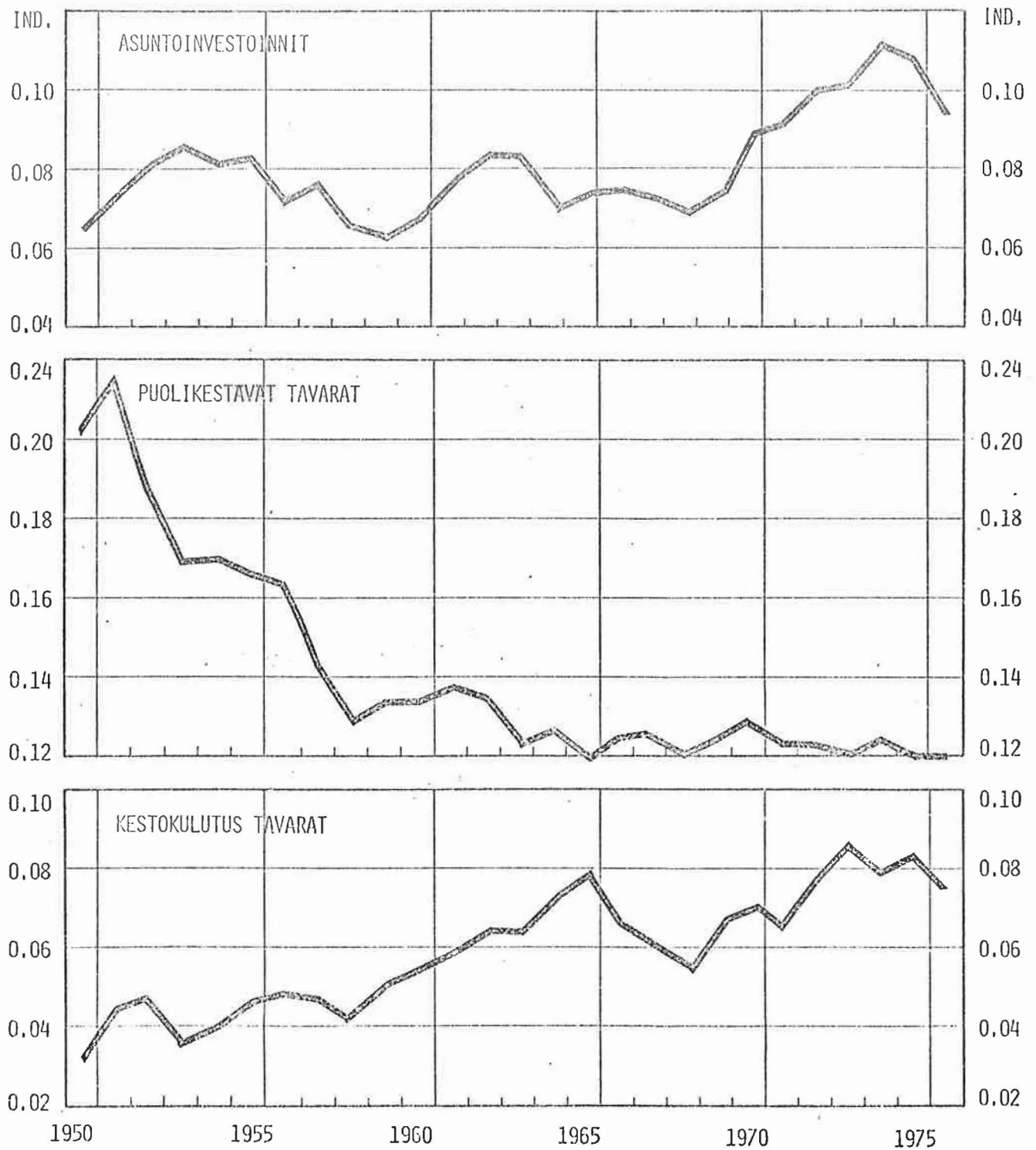
	1	2	3	4	5	6	7
1	1.000						
2	.446	1.000					
3	.641	.170	1.000				
4	-.368	-.707	-.281	1.000			
5	-.173	.447	-.074	-.767	1.000		
6	.735	.648	.457	-.683	.124	1.000	
7	-.761	-.726	-.564	.457	-.196	-.597	1.000

Korrelaatiomatriisi 2

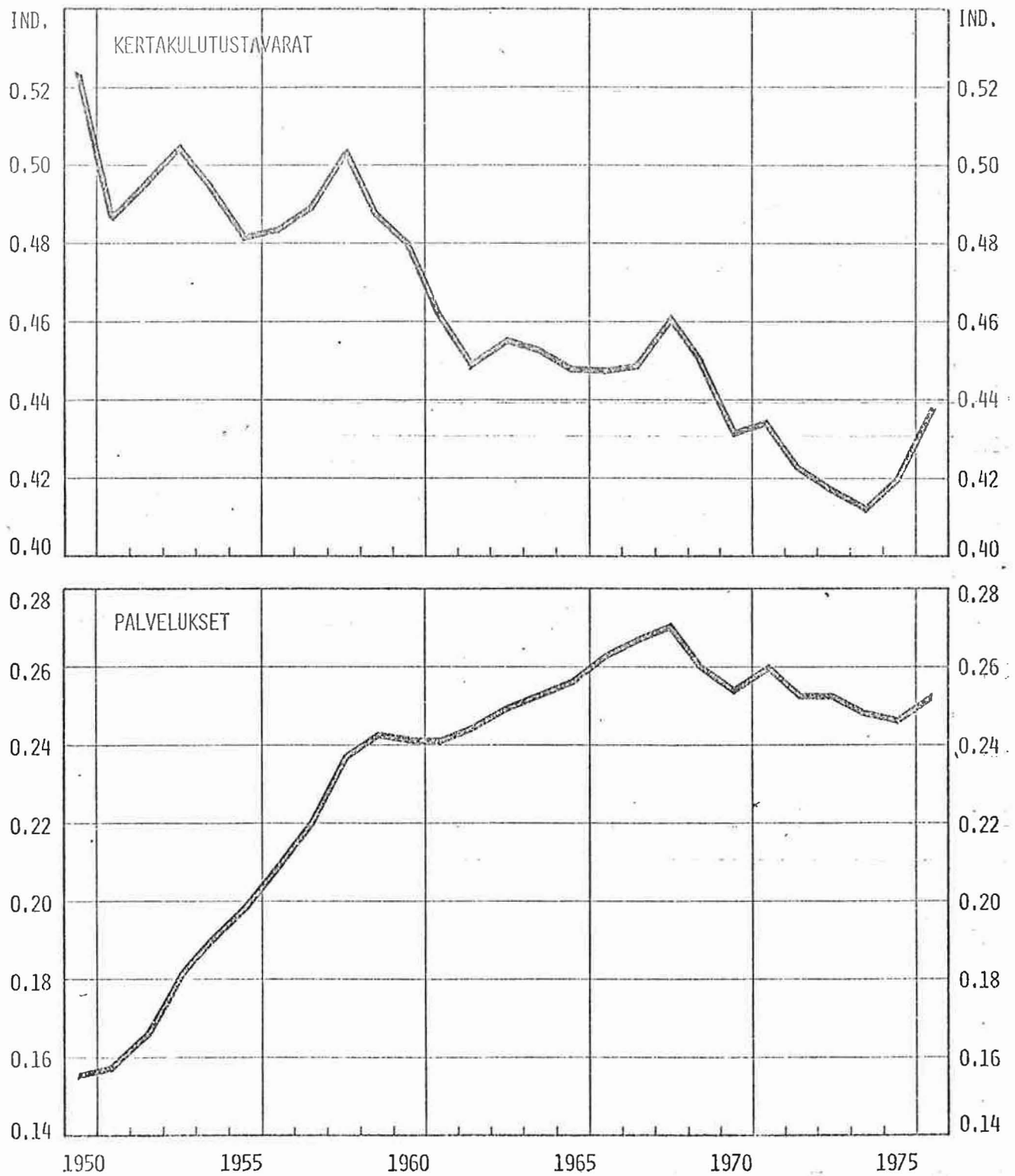
	I	II	III	IV	V
I	1.000				
II	-.748	1.000			
III	-.953	.731	1.000		
IV	.729	-.968	-.745	1.000	
V	.643	-.317	-.731	.221	1.000

$$\hat{r}_{.05,27} = .367, \hat{r}_{.01,27} = .470$$

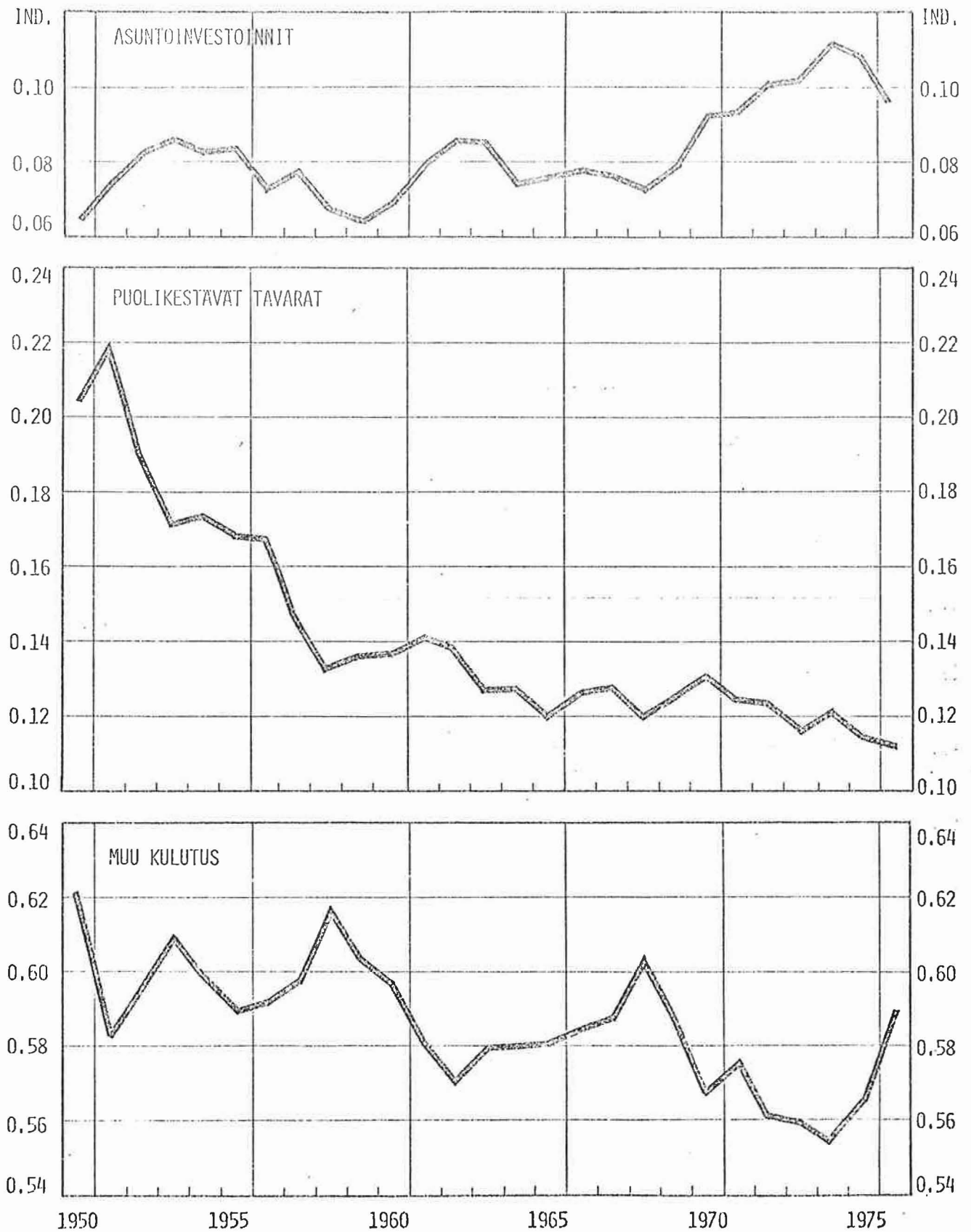
Kuvio 1a. Hyödykeryhmittäiset (5) budjettiosuudet



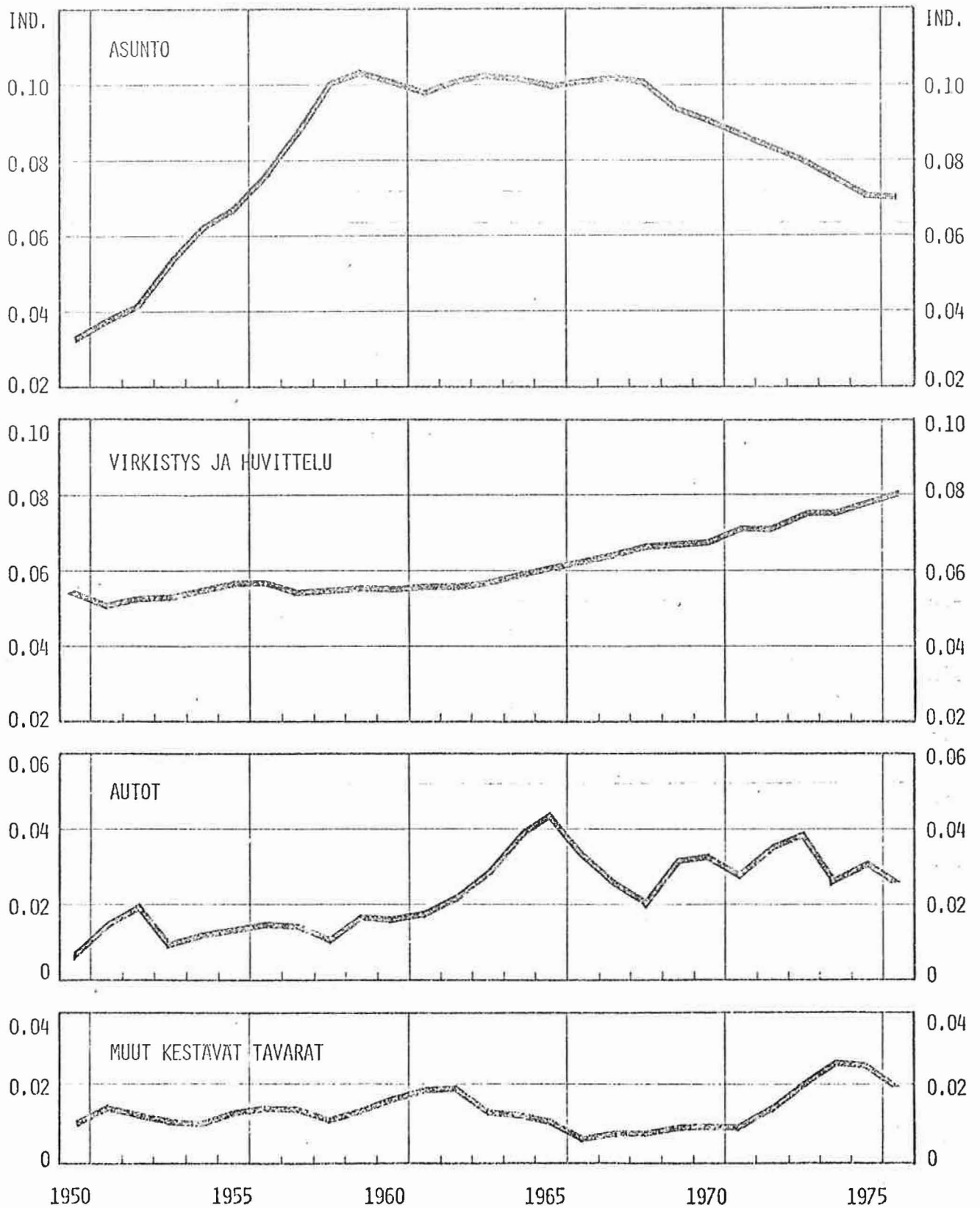
Kuvio 1b. Hyödykeryhmittäiset (5) budjettiosuudet



Kuvio 2a. Hyödykeryhmittäiset (7) budjettiosuudet



Kuvio 2b. Ilyödykeryhmittäiset (7) budjettiosuudet



3. ESTIMOINTITULOKSET

3.1. Estimoidut mallit

Jatkossa estimoimme seuraavat viisi mallispesifikaatiota:

- log.lineaarinen malli hyödykeryhmän oman hinnan ja kokonaiskulutusmenojen suhteen
- log.lineaarinen malli kaikkien hintojen ja kokonaiskulutusmenojen suhteen
- lineaarinen menojärjestelmä (standardispesifikaatio)
- lineaarisen menojärjestelmän ns. habit formation spesifikaatio
- Rotterdam-malli

Näistä kolme viimeistä edustavat varsinaisia menojärjestelmiä kahden ensiksi mainitun rooli on toimia lähinnä vertailukohtana. Mallit on valittu lähinnä siitä syystä, että ne on ollut käytettävissä olevalla ohjelmistolla suhteellisen helppo estimoida. Toisaalta on syytä todeta, että nämä mallit ovat luonteeltaan hyvin erilaisia: lineaarisen menojärjestelmän standardispesifikaatio on melko joustamaton kun taas Rotterdam-malli on varsin joustava. Lineaarisen menojärjestelmän habit formation spesifikaatio edustaa puolestaan melko yksinkertaista dynamisointiyritystä⁴⁾. Lisäksi voidaan todeta, että lineaarisen menojärjestelmän suhteen kysyntäkorien oletukset ovat sellaisenaan voimassa (joskin kyseiseen malliin liittyy tunnettuja puutteita - ks. esim. Brown & Deaton (1972)) kun sen sijaan Rotterdam-malli perustuu vain likimääräisesti staattiseen kysyntäteoriaan.

Seuraavaksi käydään läpi edellä mainittujen mallien eksplisiittimuodot ja luetellaan niihin liittyvät parametrisoidut hinta- ja menojoustot.

Log.lineaarinen malli 1 (LL1)

$$(1) \quad \log Q_{it} = b_{io} + b_{ii} \log(P_{it}/P_t) + b_{iy} \log(V_t/P_t) + u_{it}$$

$$e_{ii} = b_{ii}, e_{iy} = b_{iy}$$

Log.lineaarinen malli 2 (LL2)

$$(2) \quad \log Q_{it} = b_{io} + \sum_{j=1}^k b_{ij} \log P_{jt} + b_{iy} \log V_t + u_{it}$$

$$e_{ii} = b_{ii}, e_{iy} = b_{iy}$$

Lineaarinen menojärjestelmä (LMS)

$$(3) \quad P_{it} Q_{it} = c_i P_{it} + b_i (V_t - \sum_{i=1}^k c_i P_{it}) + u_{it}$$

$$e_{ii} = -1 + (1-b_i) c_i / Q_i, e_{iy} = w_i^{-1} b_i$$

Lineaarinen menojärjestelmä, habit formation malli (LMSH)

$$(4) \quad P_{it} Q_{it} = a_i P_{it} Q_{it-1} + b_i (V_t - \sum_{i=1}^k a_i P_{it} Q_{it-1}) + u_{it}$$

$$e_{ii} = -1 + (1-b_i) a_i Q_{it-1} / Q_i, e_{iy} = w_i^{-1} b_i$$

Rotterdam-malli (Rot.)

$$(5) \quad \bar{w}_{it} \Delta(\log Q_{it}) = \sum_j s_{ij} \Delta(\log P_{jt}) + r_i \sum_j \bar{w}_{jt} \Delta(\log Q_{jt}) + u_{it}$$

$$e_{ii} = s_{ii} w_i^{-1}, e_{iy} = r_i w_i^{-1}$$

Edellä Q_{it} viittaa kiinteähintaisiin kulutusmenoihin ryhmässä i , P_{it} vastaavaan hintaindeksiin, V_t (kokonais)kulutusmenoihin, P_t vastaavaan (implisiittiseen) hintaindeksiin, u_{it} jäännöstermiin w_{it} , budjettiosuuteen ($w_{it} = P_{it}Q_{it}/V_t$), $\bar{w}_{it} = (w_{it} + w_{it-1})/2$. b_{ij} , a_i , c_i , s_{ij} ja r_i ovat estimoitavia parametreja, kun taas e_{ii} ja e_{iy} ovat hinta- ja menojoustoja⁵⁾.

Malleja estimaattaessa ei jäännöstermin käyttäytymiseen ole kiinnitetty kovin suurta huomiota, ts. vaikka usean mallin osalta ilmeneekin, että jäännöstermi on autokorreloitunut, emme ole pyrkineet eliminoimaan tätä ongelmaa millään tavantomaisilla ekonometrisillä keinoilla saati sitten uudelleen-spesifioimalla esillä olevia malleja.

3.2. Estimointitulokset 5 kestävyysryhmän osalta

Seuraavassa esitettävät tulokset liittyvät aiemmin esiteltyyn hyödykkeiden kestävyysluokituksen mukaiseen 5 (4) ryhmitykseen. Raportoimme ne seuraavasti: taulukossa 3 on mallin (1), taulukossa 4 mallin (2), taulukossa 5 on mallien (3) ja (4) sekä taulukossa 6 mallin (5) estimointitulokset. Kunkin mallin osalta raportoimme kerroinestimaatit, niiden keskivirheet, selityksasteet ja D-W- testisuureet. Kaikki estimaatit ovat PNS estimaatteja; mallit (3) ja (4) on estimoitu käyttäen epälineaarista optimointialgoritmia (keskivirheiden ollessa tällöin tietenkin asymptoottisia). Mallit (3) - (5) on estimoitu siten, että yksi yhtälö on jätetty kustakin mallista pois⁶⁾.

Taulukko 3. Mallin (1) estimointitulokset

Hyödykeryhmä	$\hat{b}_{io}$	$\hat{b}_{ii}$	$\hat{b}_{iy}$	R^2	D-W
I	-5.074 (.681)	-1.306 (.436)	1.636 (.188)	.973	1.189
II	-1.790 (.163)	.198 (.121)	.977 (.045)	.980	.980
III	-.115 (.022)	.089 (.137)	.811 (.006)	.998	1.286
IV	-1.611 (.075)	.080 (.047)	1.067 (.020)	.996	1.061
V	-3.092 (.183)	.054 (.169)	1.139 (.054)	.968	1.050

Taulukko 4. Mallin (2) estimointitulokset

Hyödyke- ryhmä	vakio	$\log P_I$	$\log P_{II}$	$\log P_{III}$	$\log P_{IV}$	$\log P_V$	$\log V$	$R^2/D-W$
I	.023 (.567)	-1.250 (.596)	.730 (.600)	-2.329 (.966)	.990 (.530)	.295 (.578)	1.538 (.362)	.982 1.503
II	1.457 (.167)	.068 (.175)	-.644 (.177)	-.481 (.284)	-.430 (.156)	.299 (.170)	1.025 (.107)	.991 1.714
III	1.892 (.584)	.016 (.061)	-.152 (.062)	-.304 (.099)	-.183 (.055)	-.129 (.060)	.795 (.037)	.999 1.240
IV	1.019 (.084)	.112 (.088)	-.150 (.089)	-.103 (.143)	-.254 (.079)	-.416 (.086)	1.002 (.054)	.998 1.084
V	1.437 (.264)	-.425 (.277)	-.147 (.279)	-2.155 (.450)	.357 (.247)	.886 (.269)	1.114 (.169)	.986 1.736

Taulukko 5. Lineaarisen menojärjestelmän estimointitulokset

Hyödykeryhmä	$\hat{c}_i$	$\hat{b}_i$	R^2	D-W
I	2.362 (.519)	.130 (.007)	.990	1.290
II	5.333 (.590)	.146 (.006)	.998	1.345
III	16.614 (1.480)	.366 (.005)	.999	1.094
IV	9.583 (1.113)	.255	..	..
V	2.887 (.391)	.104 (.007)	.990	1.188

	$\hat{a}_i$	$\hat{b}_i$		
I	1.022 (.064)	.217 (.029)	.990	2.132
II	1.011 (.028)	.176 (.026)	.997	2.803
III	1.022 (.011)	.214 (.026)	.999	2.347
IV	.964 (.051)	.151	..	..
V	1.127 (.043)	.241 (.030)	.996	2.489

Ylinnä esitetyt estimaatit liittyvät malliin (3), alinna esitetyt malliin (4). Molemmissa tapauksissa estimointi on suoritettu jättämällä palvelusten (IV) yhtälö pois⁷⁾.

Taulukko 6. Rotterdam-mallin estimointitulokset

Hyödyke- ryhmä	$\hat{r}_i$	$\hat{s}_{i1}$	$\hat{s}_{i2}$	$\hat{s}_{i3}$	$\hat{s}_{i4}$	$\hat{s}_{i5}$	$R^2/D-W$
I	.173 (.027)	-.025 (.024)	.021 (.021)	.023 (.019)	-.004 ()	-.016 (.021)	.717 1.861
II	.223 (.029)	.021 (.021)	-.019 (.033)	-.009 (.022)	.020 ()	-.014 (.027)	.725 1.917
III	.351 (.028)	.023 (.019)	-.009 (.022)	.055 (.029)	-.012 ()	-.057 (.026)	.821 1.830
V	.095 (.033)	-.016 (.021)	-.014 (.027)	-.057 (.026)	.026 ()	.061 (.038)	.571 2.246

Estimointi on suoritettu jättämällä palvelusten (IV) yhtälö pois ($r_{iv} = .157$), symmetrisyyusrajoitus on ollut voimassa.

Jos tarkastellaan estimointituloksia taulukoissa 3-6, voidaan ensinnäkin log.lineaaristen mallien osalta todeta, että niiden estimoinnissa ilmenee melkoisia vaikeuksia: jäänöstermit ovat tyypillisesti voimakkaasti autokorreloituja. Toisaalta kerroinestimaatit ovat hintojen osalta vähemmän tyydyttäviä; esimerkiksi taulukossa 3 $\log(P_{it}/P_t)$:n kerroinestimaatit (so. hintajoustot) ovat yhtä poikkeusta lukuun ottamatta positiivisia. Menojoustopien osalta, sen sijaan, tulokset ovat suhteellisen mielekkäitä, jos verrataan niitä muualla saatuihin vastaaviin tuloksiin⁸⁾.

Lineaarisen menojärjestelmän osalta voidaan puolestaan todeta, että parametriestimaatit ovat, etenkin osuusparametrit

$\hat{b}_i$, intuitiivisesti hyväksyttäviä. Lineaarisen menojärjestelmän standardispesifikaation ongelmana näyttää D-W -testisuureiden perusteella olevan jäännöstermien voimakas autokorreloituneisuus⁹⁾; tämä ongelma ei ole yhtä merkittävä habit formation spesifikaatiossa. Jälkimmäisessä kuitenkin ongelmana on se, että parametriestimaatit a_i ovat (yhtä poikkeusta lukuun ottamatta) yli ykkösen, mikä puolestaan merkitsee sitä, että mallit ovat epästabiileja.

Tarkasteltaessa Rotterdam-mallin estimointituloksia on syytä kiinnittää huomiota ennen kaikkea hintaparametreihin s_{ij} . Niiden estimaatit eivät ole erityisen hyviä: $\hat{b}_{ii}$:t ovat osin positiivisia ja $\hat{b}_{ij}$:t ($i \neq j$) vain osin a priori oletusten mukaisia.

Tässä yhteydessä ei ole syytä käydä sen perusteellisemmin läpi näitä estimointituloksia. Sen sijaan on syytä verrata saamiamme tuloksia Sullströmin vastaaviin estimointituloksiin, jotka perustuvat "alkuperäiseen" hyödykkeiden kestävyysluokitukseen, ts. hyödykeryhmiä on 4 (asuntoinvestointien puuttuessa (ks. Sullström (1980))). Taulukossa 7 on suoritettu mainittu parametriestimaattien vertailu, se antaa jonkinlaisen kuvan siitä, miten asuntoinvestointien sisällyttämien kulutusmenoihin vaikuttaa muiden hyödykeryhmien kysyntäfunktioiden parametreihin.

Taulukko 7. Estimointitulosten vertailu

Hyödyke- ryhmä	$\hat{b}_{ii}$ (MV)	$\hat{b}_{ii}$ (RS)	$\hat{b}_{iy}$ (MV)	$\hat{b}_{iy}$ (RS)	malli
I	-1.306	-.819	1.636	1.898	LL1
II	.198	.198	.977	.976	LL1
III	.089	-.099	.811	.823	LL1
IV	.080	-.009	1.067	1.111	LL1
I	-1.250	-.984	1.538	1.851	LL2
II	-.644	-.154	1.025	1.105	LL2
III	-.304	-.058	.795	.800	LL2
IV	-.254	.026	1.002	.953	LL2
	$\hat{c}_i$ (MV)	$\hat{c}_i$ (RS)	$\hat{b}_i$ (MV)	$\hat{b}_i$ (RS)	
I	2.362	.999	.130	.122	LMS
II	5.333	3.884	.146	.147	LMS
III	16.614	11.908	.428	.366	LMS
IV	9.583	6.088	.255	.304	LMS
	$\hat{a}_i$ (MV)	$\hat{a}_i$ (RS)	$\hat{b}_i$ (MV)	$\hat{b}_i$ (RS)	
I	1.022	.945	.217	.247	LMSH
II	1.011	.972	.176	.222	LMSH
III	1.022	.995	.214	.378	LMSH
IV	.964	1.018	.151	.153	LMSH
	$\hat{s}_{ii}$ (MV)	$\hat{s}_{ii}$ (RS)	$\hat{r}_i$ (MV)	$\hat{r}_i$ (RS)	
I	-.025	-.020	.173	.171	Rot.
II	-.019	-.001	.223	.248	Rot.
III	.055	-.041	.351	.365	Rot.
IV	-.030	-.034	.157	.217	Rot.

Taulukossa ei ole raportoitu asuntoinvestointiyhtälön kerroinestimaatteja; ko. yhtälö sisältyy kaikkiin estimoiimme mallispesifikaatioihin (ks. merkintä "MV").

Tästä taulukosta ilmenee, ettei asuntoinvestointien sisällyttäminen kulutusmenoihin kovinkaan paljon vaikuta kerroinestimaatteihin; näin on erityisesti menojoustoparametrien (b_{iy} , b_i ja r_i) osalta. Muiden parametrien (b_{ii} , c_i , a_i ja s_{ij}) suhteen tilanne on hieman erilainen: tässä tutkimuksessa raportoitujen ja Sullströmin estimaattien välillä valitsee melkoisia eroja. On kuitenkin pidettävä mielessä, että viimeksi mainitut parametrit ovat vain harvoin tilastollisesti merkitseviä, niinpä niiden sensitiivisyys ei ole kovin yllättävää¹⁰⁾. Kenties ainoa silmiinpistävä ero MV:n ja RS:n estimointituloksissa on LMSH-mallin kohdalla: lyhytikäisten tavaroiden osalta Sullströmin osuusparametriestimaatti on .378, meidän saamamme .214. Tällöin on muistettava, että asuntoinvestointien osuusparametriestimaatti $\hat{b}_V = .241$ (keskimääräisen budjettiosuuden ollessa .082). Selvästikin asuntoinvestointien osuusparametri on "syönyt" erityisesti lyhytikäisten tavaroiden vastaavan parametrin arvoa. Tämä tulos ei ehkä ole yllättävä, kun pidetään mielessä, että asuntoinvestoinnit ja lyhytikäiset tavarat ovat hyvin erilaisia hyödyketyyppejä. Selvästikin lineaarisen menojärjestelmän habit formation spesifikaatiossa ne hyödykkeet, joiden kysyntä on hyvin sensitiivistä (esim. suhteessa kokonaiskysynnän vaihteluihin), saavat korkeat osuusparametrien arvot ja päinvastoin. Sama tulos ilmenee - joskin pienemmässä määrin - Rotterdam-mallin osalta.

3.3. Estimointitulokset 7 hyödykeryhmän osalta

Seuraavissa estimoinneissa sovellamme taulukon 1 hyödykeryhmitystä. Paitsi että hyödykeryhmiä on nyt 7, estimointimenettely on sama kuin 5-ryhmityksenkin osalta. Nyt ainoastaan erona on se, että tuloksiamme verrataan (itse estimoi-
miimme) malleihin, joista asuntoinvestoinnit puuttuvat. Varsinaiset estimointitulokset esitetään taulukoissa 8-11.

Taulukko 8. Mallin (1) estimointitulokset

Hyödyke- ryhmä	$\hat{b}_{i0}$	$\hat{b}_{ii}$	$\hat{b}_{iy}$	R^2	D-W
1	-1.733 (.271)	.056 (.168)	1.139 (.054)	.968	1.052
2	-3.197 (2.271)	-1.315 (1.087)	2.184 (.168)	.878	.993
3	-1.993 (2.070)	-.835 (.313)	1.535 (.411)	.918	.393
4	-.849 (.430)	.064 (.120)	.957 (.059)	.975	1.167
5	-.999 (.085)	.071 (.028)	.964 (.027)	.986	.865
6	-.361 (.278)	-1.153 (.291)	1.409 (.091)	.990	.671
7	-.176 (.435)	.161 (.172)	.892 (.009)	.998	1.113

Taulukko 9. Mallin (2) estimointitulokset

Hyödyke- ryhmä	vakio	logP ₁	logP ₂	logP ₃	logP ₄	logP ₅	logP ₆	logP ₇	logV	R ²	D-W
1	.434 (.412)	.609 (.270)	-.020 (.169)	-.259 (.087)	.312 (.271)	.241 (.080)	-1.668 (.577)	-1.318 (.423)	1.748 (.283)	.991	1.912
2	-3.278 (2.182)	-1.705 (1.426)	-1.182 (.988)	.561 (.458)	1.829 (1.428)	.585 (.423)	1.454 (3.048)	-4.331 (2.237)	3.067 (1.499)	.937	1.666
3	-1.233 (1.929)	2.383 (1.261)	-.165 (.874)	-2.006 (.405)	1.567 (1.263)	.777 (.374)	-6.760 (2.696)	2.126 (1.978)	2.011 (1.326)	.962	1.447
4	1.211 (.316)	.101 (.206)	-.266 (.143)	.174 (.066)	-.678 (.206)	-.164 (.061)	-.002 (.441)	-.663 (.324)	1.252 (.321)	.992	1.910
5	.981 (.126)	-.499 (.082)	.101 (.057)	-.008 (.026)	-.159 (.082)	-.076 (.024)	.083 (.176)	.161 (.129)	.670 (.086)	.999	1.748
6	.817 (.166)	.133 (.108)	.057 (.075)	.076 (.035)	-.653 (.109)	-.239 (.032)	-.000 (.232)	-.245 (.170)	.914 (.114)	.998	1.977
7	2.111 (.104)	-.065 (.068)	.058 (.047)	.006 (.022)	-.226 (.068)	-.080 (.020)	.354 (.145)	-.668 (.106)	.690 (.071)	.999	1.642

Yksinkertaisilla log.lineaarisilla malleilla (1) saadut selityksasteet (ks. taulukko 8) ovat varsin korkeita, toisaalta ko. mallin jäännöstermit ovat voimakkaasti (auto)-korreloituneita. Mitä tulee parametriestimaatteihin, voidaan todeta, että hintajoustoestimaatit eivät ole paria poikkeusta lukuun ottamatta tilastollisesti merkitseviä (ollen sitä paitsi useimmissa tapauksissa "väärän" merkkisiä). Menojoustoestimaattien osalta tilanne on parempi; saadut joustoestimaatit ovat varsin hyvin sopusoinnussa aiemmin (muissa tutkimuksissa) saatujen arvojen kanssa.

Mikäli muut hinnat sisällytetään eksplisiittisesti malliin (ks. taulukko 9) jäännöstermien autokorreloituneisuus olennaisesti heikkenee. Saadut hintajoustoestimaatit ovat nyt yhtä poikkeusta (asuntoinvestoinnit) lukuun ottamatta "oikean" merkkisiä; ristijoustojen osalta tilanne on vähemmän yksiselitteinen. Menemättä yksityiskohtiin voidaan todeta, että vain osassa tapauksista ristijoustojen arvot ovat sopusoinnussa a priori oletusten kanssa. Samanlainen tulos on tosin tullut esille muissakin vastaavissa tutkimuksissa. Saadut menojoustoestimaatit ovat hyvin pitkälle samanlaisia kuin mallin (1) vastaavat estimaatit (ks. taulukko 8)¹¹⁾¹²⁾.

Lineaarisen menojärjestelmän estimointituloksista voidaan todeta, että standardispesifikaation tapauksessa (c_{it} = vakio) osuusparametrit $\hat{b}_i$ ovat - "jälleen" - melkein pä identtisiä keskimääräisten budjettiosuuksien kanssa. Standardispesifikaation ongelmana on jäännöstermien voimakas autokorreloituneisuus, joka taas kielii mallin puutteellisesta dynaamisesta spesifioinnista¹³⁾.

Taulukko 10. Lineaarisen menojärjestelmän estimointitulokset

Hyödykeryhmä	$\hat{c}_i$	$\hat{b}_i$	R^2	D-W
1	2.343 (.292)	.110 (.005)	.990	1.180
2	.855 (.136)	.043 (.004)	.948	1.509
3	.332 (.105)	.050 (.004)	.937	.486
4	4.160 (.302)	.116 (.004)	.995	1.145
5	3.413 (.210)	.068 (.004)	.996	.407
6	1.934 (.246)	.083 (.005)	.996	.356
7	18.617 (1.448)	.530 ()	..	..

	$\hat{a}_i$	$\hat{b}_i$		
1	.812 (.043)	.230 (.022)	.996	2.309
2	.617 (.106)	.155 (.020)	.960	2.478
3	.993 (.069)	.057 (.017)	.978	.896
4	.907 (.035)	.171 (.023)	.995	2.468
5	1.041 (.028)	.003 (.026)	.999	2.947
6	.974 (.030)	.057 (.021)	.999	2.820
7	.985 (.015)	.328 ()	..	..

Estimoinnit on suoritettu siten, että "muun kulutuksen" ryhmän yhtälö on jätetty pois.

Ns. habit formation spesifikaatio selviytyy tässä suhteessa hieman paremmin¹⁴⁾; toisaalta voidaan todeta, että parametrit $\hat{a}_i$ ovat (päinvastoin kuin hyödykkeiden 5-ryhmittäytymisen tapauksessa) yhtä poikkeusta lukuun ottamatta (asuntopalvelukset) alle ykkösen, mikä puolestaan merkitsee sitä, että malli on stabiili. Osuusparametreista $\hat{b}_i$ puhuttaessa on syytä kiinnittää huomiota siihen, että kestokulutustavarat tai niihin rinnastettavat tavarat omaavat varsin korkeat $\hat{b}_i$:n arvot: esimerkiksi todettakoon, että hyödykeryhmien 1-3 osuusparametrien summa on .442 kun vastaava (keskimääräisten) budjettiosuuksien summa on .126. Yksittäisistä hyödykeryhmistä lienee syytä kiinnittää huomiota asuntopalvelusten (ryhmä 5) yhtälöön: kuten edellä todettiin, parametri $\hat{a}_5 = 1.041$ toisaalta $\hat{b}_5 = .003$ ilman, että hypoteesia $\hat{b}_5 = 0$ voitaisiin (t-testin mukaan) hylätä. Kun vielä huomioidaan ao. yhtälön osalta jäännöstermin voimakas (negatiivinen) autokorreloituneisuus, voidaan perustellusti todeta, että kyseisen hyödykeryhmän kysyntäyhtälö olisi spesifioitava uudelleen.

Rotterdam-mallilla saadut selitysasteet ovat - kuten on hyvin tunnettua - suhteellisen alhaisia, toisaalta D-W testisuureiden arvot viittaavat siihen, että jäännöstermit eivät ole erityisen voimakkaasti autokorreloituneita. Kertoimia $\hat{s}_{ii}$ tarkasteltaessa ilmenee, että ne eivät ole (t-testin mukaan) tilastollisesti merkitseviä. Toisaalta on todettava, että ne ovat (asuntoinvestointeja lukuun ottamatta) negatiivisia. Kerroinestimaatit $\hat{r}_i$ ovat (asuntoinvestointeja kenties

Taulukko 11. Rotterdam-mallin estimointitulokset

Hyödyke- ryhmä	$\hat{s}_{i1}$	$\hat{s}_{i2}$	$\hat{s}_{i3}$	$\hat{s}_{i4}$	$\hat{s}_{i5}$	$\hat{s}_{i6}$	$\hat{s}_{i7}$	$\hat{r}_i$	R^2	D-W
1	.109 (.041)	.001 (.015)	-.020 (.010)	-.008 (.023)	.022 (.011)	-.039 (.032)	-.065 (.033)	.054 (.033)	.650	1.839
2	.001 (.015)	-.008 (.015)	.011 (.007)	-.021 (.013)	-.003 (.009)	.006 (.015)	.014 (.020)	.085 (.020)	.475	1.839
3	-.020 (.010)	.011 (.007)	-.015 (.007)	.037 (.008)	-.008 (.006)	-.003 (.010)	-.002 (.018)	.070 (.018)	.315	1.270
4	-.008 (.023)	-.021 (.013)	.037 (.008)	-.037 (.025)	-.006 (.010)	.040 (.025)	-.005 (.025)	.186 (.025)	.795	1.902
5	.022 (.011)	-.003 (.009)	-.008 (.006)	-.006 (.010)	-.000 (.011)	-.004 (.012)	-.001 (.019)	.036 (.019)	.017	.995
6	-.039 (.032)	.006 (.015)	-.003 (.010)	.040 (.026)	-.004 (.012)	-.037 (.053)	.073 (.032)	.108 (.032)	.474	1.770

Estimointi on suoritettu jättämällä muun kulutuksen yhtälö (7) pois ($r_7 = .461$),
symmetrisyyusrajoitus on voimassa.

lukuun ottamatta) odotusten mukaisia ja lisäksi selvästi tilastollisesti (t-testin mukaan) merkitseviä¹⁵⁾.

Yksittäisistä yhtälöistä on syytä jälleen kiinnittää huomiota asuntopalvelusten yhtälön 5 heikkoihin tilastollisiin ominaisuuksiin: mallin selitysaste on lähes olematon jäänöstermin ollessa vielä voimakkaasti autokorreloitunut.

Miten sitten vaikuttaa asuntoinvestointien sisällyttäminen kulutusmenoihin? Vastaus ilmenee - ainakin osittain - taulukosta 12, jossa on esitetty hyödykeryhmittäiset hinta- ja menojoustoparametrit siten, että asuntoinvestoinnit on sekä sisällytetty kulutusmenoihin että jätetty pois kulutusmenoista. Lineaarisen menojärjestelmän ja Rotterdam-mallin osalta erot parametriestimaattien arvoissa ovat varsin pieniä (esim. osuusparametrien b_i ja r_i erot vastaavat varsin pitkälle asuntoinvestointien keskimääräistä budjettiosuutta). Log.lineaaristen mallien osalta ilmenee suurempia eroja, erityisesti mallin (2) menojoustoestimaatit poikkeavat toisistaan melkoisesti¹⁶⁾. Kaiken kaikkiaan erot ovat kuitenkin suhteellisen vähäisiä eikä näiden vähäisten erojen perusteella voida tehdä mitään pidemmälle meneviä johtopäätöksiä.

Taulukko 12. Estimointitulosten vertailu

Hyödyke- ryhmä	$\hat{b}_{ii}(7)$	$\hat{b}_{ii}(6)$	$\hat{b}_{iy}(7)$	$\hat{b}_{iy}(6)$	malli
2	-1.315	-1.559	2.184	3.499	LL1
3	-.835	-.785	1.535	1.629	LL1
4	.064	.069	.957	.969	LL1
5	.071	.074	.964	.974	LL1
6	-1.153	-1.229	1.409	1.476	LL1
7	.161	-.127	.892	.916	LL1
2	-1.705	-1.221	3.066	2.498	LL2
3	-.165	-1.626	2.010	4.185	LL2
4	.174	-.548	1.251	1.579	LL2
5	-.159	-.029	.670	.423	LL2
6	-.239	-.414	.914	1.183	LL2
7	-.668	-.709	.690	.766	LL2
	$\hat{c}_i(7)$	$\hat{c}_i(6)$	$\hat{b}_i(7)$	$\hat{b}_i(6)$	
2	.855	.749	.043	.048	LMS
3	.332	.258	.050	.053	LMS
4	4.160	3.896	.116	.129	LMS
5	3.413	3.233	.068	.075	LMS
6	1.934	1.708	.083	.095	LMS
7	18.617	17.251	.530	.600	LMS
	$\hat{a}_i(7)$	$\hat{a}_i(6)$	$\hat{b}_i(7)$	$\hat{b}_i(6)$	
2	.617	.538	.155	.199	LMSH
3	.933	.931	.057	.059	LMSH
4	.907	.884	.171	.217	LMSH
5	1.041	1.036	.003	.009	LMSH
6	.974	.962	.057	.072	LMSH
7	.985	.971	.328	.444	LMSH
	$\hat{s}_{ii}(7)$	$\hat{s}_{ii}(6)$	$\hat{r}_i(7)$	$\hat{r}_i(6)$	
2	-.008	-.009	.085	.097	Rot.
3	-.015	-.020	.070	.065	Rot.
4	-.037	-.034	.186	.205	Rot.
5	-.000	-.002	.036	.057	Rot.
6	-.073	-.079	.108	.095	Rot.
7	-.013	-.050	.461	.481	Rot.

(7) viittaa ryhmitykseen, jossa on mukana asuntoinvestoinnit.

4. JOHTOPÄÄTÖKSIÄ

Edellä suoritettut kokeet eri menojärjestelmillä ovat osoittaneet, että asuntoinvestointien sisällyttäminen kulutusmenoihin ei olennaisesti vaikuta muiden hyödykeryhmien kysyntäyhtälöiden parametreihin. Mitään varsinaista eroa tässä suhteessa ei ilmene käytettäessä hyödykkeiden 5- tai 7-ryhmitystä.

Edellä mainittu "tulos" ei suinkaan merkitse sitä, että asuntoinvestoinnit pitäisi todella sisällyttää kulutusmenoihin, joihin (nykyisen käytännön mukaisesti) jo sisällytetään asuntopalvelukset (vuokrat). Lähes kaikissa niissä empiirisissä kokeissa, joita tässä yhteydessä on suoritettu, asuntoinvestointien ja asuntopalvelusten yhtälöt selviytyivät varsin heikosti joustoestimaattien ollessa väärän merkkisiä, selityksasteiden alhaisia ja/tai jäännöstermien ollessa voimakkaasti autokorreloituneita. Ilmeistä onkin, että jatkossa (ainakin) asuntosektorin kysyntämalli on uudelleenspesifioitava.

Tutkimuksen positiivisena antina voidaan pitää eräitä "uusia" joustoestimaatteja; yhteenveto niistä on esitetty taulukossa 13. Menemättä yksityiskohtiin voidaan mainita seuraavat tulokset: asuntoinvestointien menojoustot ovat jonkin verran yli ykkösen, autojen ja muiden kestokulutustavaroiden menojoustot ovat selvästi yli ykkösen (autoilla jopa luokkaa 3.0), asuntopalvelusten (vuokrat) menojoustot ovat (kaikki) alle ykkösen ja lyhytikäisten tavaroiden ja palvelusten meno-

Taulukko 13. Hyödykeryhmittäiset hinta- ja menojustot

		Hyödykeryhmä, 5-ryhmitys					Hyödykeryhmä 7-ryhmitys						
malli		I	II	III	IV	V	1	2	3	4	5	6	7
meno- jous- tot	LL-1	1.636	.977	.811	1.067	1.139	1.139	2.184	1.535	.957	.964	1.409	.892
	LL-2	1.538	1.025	.795	1.002	1.114	1.748	3.067	2.011	1.252	.670	.914	.690
	LMS	1.737	1.051	.834	1.005	1.097	1.160	1.478	1.992	1.032	.978	1.077	.895
	LMSH	2.901	1.268	.489	.596	2.545	2.426	5.326	2.271	1.521	.043	.739	.554
	Rot.	2.317	1.608	.802	.621	1.002	.572	2.918	2.797	1.653	.517	1.367	.779
hinta- jous- tot	LL-1	-1.306	.198	.089	.080	.054	.056	-1.315	-.835	.064	.071	-1.153	.161
	LL-2	-1.250	-.644	-.304	-.254	.886	.609	-1.182	-2.006	-.678	-.076	-.000	-.668
	LMS	-.614	-.465	-.558	-.528	-.350	-.476	-.510	-.869	-.490	-.470	-.546	-.723
	LMSH	-.131	-.169	-.203	-.197	-.028	-.290	-.347	-.092	-.251	-.003	-.003	-.541
	Rot.	-.224	-.135	.125	-.118	.641	1.046	-.289	-.606	-.327	-.006	-.948	-.024

Laskelmat perustuvat vuoden 1976 (todellisiin) budjettiosuuksiin.

joustot ovat suuruusluokkaa .5 - 1.0. Hintajoustojen arvojen osalta on vaikea esittää mitään vastaavaa systematiikkaa; tässä yhteydessä riittänee, kun todetaan, että kyseiset joustoestimaatit ovat muutamaa poikkeusta lukuunottamatta negatiivisia, valtaosan sijoittuessa välille (-.1, -.5). Erityisesti asuntoinvestointien ja asuntopalvelusten osalta voidaan todeta, että hintajoustot ovat joko positiivisia tai sitten hyvin lähellä nollaa.

JALKANOOTIT:

- 1) Deaton (1974) ja Sullström (1980) edustavat tämän tyyppisiä analyyseja.
- 2) Suomessa, samoin kuin useimmissa muissakin maissa, asunnoilla on (verrattuna muihin kestokulutustavaroihin) erityinen asema. Kulutusmenot (samoin kuin vastaavasti kotitalouksien käytettävissä olevat tulot) sisältävät bruttonvuokrat, vesimaksut sekä pienehköt korjaus- ja kunnossapitokustannukset. Erikseen ovat sitten asuntojen omistussektorin (brutto)investoinnit. Vastaavaa laskentamenettelyä ei ole sovellettu muihin kestokulutustavaroihin. Vaihtoehtoinen menettely olisi erottaa asunnot omaksi kestokulutustavararyhmäkseen ja määrittää sille oma (asuntokannan) kysyntäyhtälö. Esim. Simmons (1978) perustuu tällaiseen aggregointimenettelyyn.
- 3) Kaikki jatkossa esitettävät laskelmat on tehty SURVO 76 ohjelmistolla (ks. Mustonen & Mellin (1980)).
- 4) Kuten tunnettua, näihin malleihin liittyy tiettyjä ongelmia kysyntäteorian perusoletusten kannalta (ks. esim. Brown ja Deaton (1972) ja Barten (1977)), me emme tässä yhteydessä puutu niihin. Oma lukunsa on tietenkin se, että estimoitavien parametrien lukumäärä eräissä malleissa (esim. Rotterdam-mallissa) on suuri (suhteessa havaintojen määrään) tehden varsinaisen estimoinnin hankalaksi.
- 5) Kysymys on tässä yhteydessä ns. lyhyen tähtäimen joustoista. Pitkän tähtäimen joustojen laskemisesta ks. Pollack (1976).
- 6) Mallit (1) ja (2) on estimoitu erikseen myös käyttämällä Hildreth-Lu proseduuria ensimmäisen asteen autokorrelaation eliminointiin. Saadut tulokset eivät kvalitatiivisesti poikenneet jatkossa esitettävistä, niinpä emme tässä yhteydessä raportoi niitä.
- 7) Estimoinnit on suoritettu myös jättämällä jokin muu ryhmä pois; saadut parametriestimaatit ovat hyvin pitkälle samoja kuin taulukossa 5.
- 8) Log.lineaarinen malli 1 on estimoitu myös siten, että (lineaarinen) trendi on lisätty selittäväksi muuttujaksi. Tällöin hintajoustot muuttuvat kaikki "oikean" merkkisiksi; toisaalta menojoustojen arvoissa tapahtui suuria muutoksia verrattuna alkuperäiseen mallispesifikaatioon. Koska trendin sisällyttäminen malliin on paljolti ad hoc- tyyppinen toimenpide ja koska seurauksena tästä toimenpiteestä on erittäin hankala multikollineaarisuusongelma, emme ole katsoneet tarpeelliseksi tukeutua/raportoida ao. estimointituloksiin/tuloksia.

- 9) Olemme testanneet autokorrelaatiota kunkin mallin residuaalien osalta (erikseen) tavanomaisella D-W- testillä. Tämä testi on kuitenkin heikko muissa kuin lineaarisissa malleissa (ks. esim. Theil (1971), s. 200).
- 10) On huomattava, että Sullströmin tulokset perustuvat vuosien 1948-1977 aineistoon, meidän vastaavasti vuosien 1950-1976 aineistoon.
- 11) Olemme estimoineet mallin (2) myös valikoivalla regressioanalyysillä. Saadut mallit pitivät kaikissa tapauksissa sisällään vakiotermin ja kokonaismenot sekä yhden tai useamman hintatermin. Kuitenkin vain 3 tapauksessa hyödykeryhmän oma hinta(indeksi) sisältyi selittävien muuttujien joukkoon.
- 12) Mallin (2) osalta suoritimme myös homogeenisuusoletuksen testauksen. 7 hyödykeryhmän osalta laskettu F-testisuureen arvo oli tällöin $.6139 < 2.09 = F_{.05, 7, 119}$ joten homogeenisuusoletukseen liittyvää nollahypoteesia ei voida hylätä.
- 13) Lineaarisen menojärjestelmän osalta olemme laskeneet myös Box-Pierce- testisuureen 10 periodin osalta. Tämän tilastosuureen avulla voidaan (nolla)hypoteesi, että jäännöstermit ovat valkoista kohinaa, hylätä 6/4/4 hyödykeryhmän osalta 10%/5%/1% merkitsevyystasolla.
- 14) Box-Pierce- testisuureen mukaan hypoteesi jäännöstermien satunnaisuudesta voidaan hylätä 3/3/2 hyödykeryhmän osalta 10%/5%/1% merkitsevyystasolla.
- 15) Olemme estimoineet Rotterdam-mallin myös ilman symmetrisyysrajoitusta. Alla olevassa asetelmassa esitämme parametrien $\hat{s}_{ii}$ ja $\hat{r}_i$ arvot symmetrisyysrajoituksella (so. $\hat{s}_{ii}^{AC}$ ja $\hat{r}_i^{AC}$) ja ilman sitä.

i	$\hat{s}_{ii}$	$\hat{s}_{ii}^{AC}$	$\hat{r}_i$	$\hat{r}_i^{AC}$
1	.1035	.1086	.0739	.0542
2	-.0169	-.0084	.1209	.0849
3	-.0164	-.0152	.0428	.0702
4	-.0661	-.0367	.1537	.1858
5	-.0025	-.0004	.0795	.0360
6	-.0269	-.0731	.0624	.1077
7	-.0130	-.0032	.4668	.4609

Erot ovat todella huomattavia; selvästikin Rotterdam-mallin parametrien lukumäärä on niin suuri, että erilaiset a priori rajoitukset vaikuttavat ratkaisevasti yksittäisiin parametriestimatteihin.

- 16) Tässä yhteydessä voi todeta, että mallin (2) asuntoinvestointien hintoihin liittyvistä ristijoustoista, so. parametreista b_{11} , vain yksi (asuntopalvelukset) on tilastollisesti merkitsevä. Toisaalta Rotterdam-mallin osalta parametreista $\hat{s}_{11}$ taaskin vain yksi on tilastollisesti merkitsevä: kysymys on jälleen asuntopalvelusten yhtälöstä, nyt vain $\hat{s}_{51}$:n etumerkki on päinvastainen kuin b_{51} :n taulukossa 9!

Lähdtekirjallisuus:

- Barten, A. (1977) The Systems of Consumer Demand Functions Approach: A Review, *Econometrica*, 45/1, 23-51.
- Brown, A. & Deaton, A. (1972) Surveys in Applied Economics: Models of Consumer Behavior. *Economic Journal*, 82, 1145-1236.
- Deaton, A. (1974) The Analysis of Consumer Demand in the United Kingdom 1900-1970, *Econometrica*, 42, 341-167.
- Mustonen, S. & Mellin, I. (1980) *SURVO 76 Program Descriptions*, Helsingin yliopisto, Tilastotieteen laitos.
- Pollack, R. (1976) Habit Formation and Long-Run Utility Functions, *Journal of Economic Theory*, 13, 272-197.
- Simmons, P. (1978) *Models for the Analysis of Consumer Demand in the Post-War U.K.*, Ph.D. thesis, Southampton University.
- Sullström, R. (1980) Täydellisten kysyntäfunktiojärjestelmien vertaileva tutkimus Suomen aineistolla, Helsingin yliopiston Kansantaloustieteen laitoksen *Tutkimuksia*, No. 40.
- Theil, H. (1971) *Principles of Econometrics*, Wiley.
- Väisänen, A. (1980) *Yksityisten kulutusmenojen rakenne ja kehitys Suomessa vuosina 1970-1982*, ETLA, sarja B. No. 23.