

# Keskusteluaiheita Discussion papers

Petteri Hirvonen

KYSYNTÄ - TARJONTA -KEHIKON MUKAINEN  
SIIRTOFUNKTIOMALLI BRUTTOKANSAN-  
TUOTTEELLE

No 295

23.08.1989

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.





HIRVONEN, Petteri, KYSYNTÄ - TARJONTA -KEHIKON MUKAINEN SIIRTO-FUNKTIOMALLI BRUTTOKANSANTUOTTEELLE. Helsinki : ETLA, Elinkeinoelämän tutkimuslaitos, The Research Institute of Finnish Economy, 1989. 38 s. (Keskusteluaiheita, Discussion Papers, ISSN 0781-6847; no. 295).

**TIIVISTELMÄ:** Tutkimuskohteena on ollut bruttokansantuotteen (BKT) määräytyminen. Työssä tavoitteena on ollut saada aikaan lyhyen aikavälin ennustemalli BKT:n muutoksille.

Tutkimuksessa on lähdetty liikkeelle yksinkertaisilla tilastollisilla menetelmillä: pns -estimoinnilla ja mahdollisimman yksinkertaisella siirtofunktiomallilla. Perusajatuksena on ollut se, että jos jokin selittäjä vaikuttaa BKT:seen, vaikutus voidaan havaita käytetyn mallin avulla. Kun malli oli saatu riittävän hyväksi yksinkertaisilla menetelmillä, käyttöön otettiin tehokkaampia aikasarja-analyttisiä menetelmiä, kuten ARMA -spesifikaatio jäännöstermi-prosessille. Tämän jälkeen tarkasteluja jatkettiin käyttäen vuorotellen eri tilastollisia menetelmiä. Suurin työ on ollut sopivien selittäjien löytämisessä ja selittävien muuttujien konstruoinnissa.

Tilastollisissa tarkasteluissa saatujen hyvien tulosten johdosta on myös mallin taloustieteellistä perustaa pyritty analysoimaan. Käytetty siirtofunktiomalli on periaatteessa redusoitumuoto kokonaistalouden simultaanisesta systeemistä.

Tutkielmassa on testattu mm. parametrien stabiilisuutta ja mallin spesifikaatiota. Nämä tilastolliset testit antoivat myönteisen kuvan mallista.

Tutkimustuloksista käy ilmi, että talouteen sisältyy pitkiä vaikutusviipeitä, jotka ovat suhteellisen stabiileja ja suhdanteista riippumattomia. Lisäksi tuloksien perusteella vaikuttaa siltä, että pitkän aikavälin kysyntäodotukset (n. 2,5-10 vuoden päähän) ovat varsin trendinomaisia.

**ASIASANAT:** Kysyntä, tarjonta, suunnittelemattomat varastojen muutokset, kokonaisvaste.



## SISÄLLYS

### Lyhenneluettelo

1.	<u>Johdanto</u>	1
2.	<u>Teoreettinen kysyntä - tarjonta -kehikko</u>	3
3.	<u>Kysynnän ja tarjonnan mallittaminen</u>	9
3.1	Tuotantomahdollisuudet	9
3.2	Kysyntä ja empiirinen malli	11
3.3	Empiirisen mallin jäännöstermi-prosessien tulkinta	12
3.4	Empiirisen mallin logaritmiset kausidifferenssit	14
3.5	Siirtofunktio-mallin rakentaminen	15
3.5.1	Taustaa	15
3.5.2	Empiiriseen malliin valitut selittäjät ja siihen sisältyvät vaikutuskanavat	17
4.	<u>Empiirisen mallin estimointi- ja testitulokset</u>	22
4.1	Estimointitulokset ja yhteydet aiempiin tutkimuksiin	23
4.2	Testit	29
4.2.1	Stabiilisuus	29
4.2.2	Spesifikaatiovirhetesti	32
4.2.3	Jäännöstermin normaalisuus	33
4.3	Mallin ennusteet vuodelle 1988 ja 1989	34
5.	<u>Lopuksi</u>	36
5.1	Mikä on tilastollisen virheen suuruus?	36
5.2	Muita huomioita ja mahdollisia jatkotarkasteluja	37

### Lähteet

### Liitteet

1. Mallin muuttujat ja niiden konstruointi
2. Vakion,  $d^4b:n$  ja  $d^4x^w:n$  rekursiiviset pns-estimaatit
3.  $d^4p:n$  ja  $d^4z:n$  rekursiiviset pns-estimaatit
4.  $d^4rk:n$ ,  $d^4d^4m1:n$  ja  $d^4x^e:n$  rekursiiviset pns-estimaatit
5. Tasomallin estimointitulokset
6. Estimointitulokset yksittäisillä viipeillä
7. Tulokset 24 ensimmäisellä ja 24 viimeisellä havainnolla
8. Mallien (2.4) ja (2.5) yhteys
9. Reaalikoron välittömät vaikutukset

Lyhenneluettelo:

- BKT = bruttokansantuotteen volyyymi markkinahintaan.
- Y = tarjonta (BKT).
- D = kysyntä.
- V = suunnittelemattomat varastojen muutokset (jäännöstermi).
- Pns = pienimmän neliösumman (menetelmä).
- $\chi^2$  = "Khi toiseen" -jakauma
- ARMA = autoregressive moving-average (prosessi tai esitys).
- ARIMA = edellinen differenssoidulle muuttujalle.
- B = viiveoperaattori, ts.  $B^k x_t = x_{t-k}$ .
- KHI = kuluttajahintaindeksi.
- d4 = kausidifferenssi.
- d4y = maataloustoimialan osuudella vähennetty BKT:n logaritminen vuosimuutos.
- d4b = mallissa käytetty VM:n koko julkisen sektorin vaikutusindikaattori.
- d4x<sup>w</sup> = vientikysyntäindikaattorin logaritminen vuosimuutos.
- d4p = kilpailukykyindikaattorin logaritminen vuosimuutos.
- d4z = öljyn maailmanmarkkinahinnan logaritminen vuosimuutos.
- d4rk = reaalikoron logaritminen vuosimuutos.
- d1d4m1 = logaritmisen kausidifferenssin differenssi BKT:n volyyymiin suhteutetusta reaalisesta rahasta (rahan määrä/KHI/BKT).
- d4x<sup>e</sup> = itäviennin logaritminen vuosimuutos.

KYSYNTÄ - TARJONTA -KEHIKON MUKAINEN SIIRTOFUNKTIOMALLI  
BRUTTOKANSANTUOTTEELLE

1. Johdanto

Tutkimus liittyy ETLA:n lyhyen aikavälin ennusteita kehittävään tutkimustyöhön. Sen lähtökohtana oli tarve kehittää suhteellisen yksinkertainen indikaattori, jonka avulla voitaisiin ennustaa bruttokansantuotteen (BKT) muutoksia. Työn kuluessa saatujen hyvien tulosten johdosta on BKT:n määräytymistä analysoitu myös hiukan syvällisemmin. Aiemmin on ETLA:ssa tehty vastaavan tyyppisiä ennustemalleja mm. teollisuustuotannon volyymille (Teräsvirta, 1982).

Tutkimuksen tavoitteena (ja ideana) on mallittaa yhdellä tilastollisesti perustellulla siirtofunktiomallilla neljännesvuosittaisen BKT:n logaritmisia vuosimuutoksia. Samalla toivotaan päästävän suhteellisen tarkkoihin lyhyen aikavälin ennusteisiin. Ajatuksena on ottaa huomioon BKT:seen vaikuttavat tekijät, jotka eivät ole suorassa simultaanisessa yhteydessä siihen. Nämä tekijät muodostavat tietyissä mielessä redusoidun muodon kokonaistalouden simultaanisesta systeemistä. Huomion arvoista on se, että mitään eksplisiittistä oletusta tämän simultaanisen systeemin

muodosta ei tehdä; ainoastaan oletetaan, että systeemin rakenne pysyy riittävän stabiilina. Lopullista mallia voidaan pitää jonkinlaisena mittalaiteena, joka mittaa eri tekijöiden vaikutusta BKT:seen.

Työssä mallitetaan kotimaista tarjontaa (BKT) siihen kohdistuvan kysynnän avulla. Kysyntään (ja samalla tarjontaan) vaikuttavat tekijät voidaan jakaa pitkän aikavälin ja lyhyen aikavälin tekijöihin. Pitkän aikavälin tekijät ovat tarjontapuolen tekijöitä, jotka muodostuvat lähinnä pitkän aikavälin kysyntäodotuksista. Lyhyen aikavälin tekijät ovat erilaisia kysyntään vaikuttavia muuttujia. Myös lyhyellä aikavälillä muodostetaan odotuksia näistä muuttujista. Ajatuksena on, että mallissa lyhyen aikavälin odotukset sisältyvät kysyntään vaikuttavien muuttujien kertoimiin ja niissä esiintyvät virheet jäännöstermiin.

Esitys etenee seuraavasti: ensin jäsennellään tutkittava ilmiö pelkistetyksi kehikoksi (teoriaksi) siten, että sen voi tiivistää matemaattiseksi malliksi. Tämän jälkeen luvussa 3 muodostetaan teorian mukainen malli ja esitellään siihen valitut selittäjät. Luvussa 4 esitetään ja analysoidaan mallin estimointi-, testi- ja ennustetuloksia. Lopuksi luvussa 5 tarkastellaan empiiriseen malliin sisältyvää tilastollista virhettä ja esitetään huomautuksenomaisesti joitain estimointien implikoimia seikkoja sekä mahdollisia jatkotarkasteluita.



## 2. Teoreettinen kysyntä - tarjonta -kehikko

Luvussa kehitellään neljännesvuosittainen kysyntä - tarjonta -kehikko teoreettisesta näkökulmasta. Ensin määritellään kysyntä ja -tarjonta, joiden välistä suhdetta tarkastellaan. Yksinkertaisilla oletuksilla päästään siihen, että tarjonta seuraa kysyntää. Tämän jälkeen otetaan kehikkoon mukaan varastot, joiden ansiosta toteutunut kysyntä ja tarjonta voivat poiketa toisistaan. Lopuksi tekemällä joitain lisäoletuksia kehikossa toimivista yrityksistä ja sen taustalla olevasta mekanismista päädytään siihen, että kehikossa kysynnän ja tarjonnan välinen erotus kompensoidaan kokonaan seuraavalla neljänneksellä. Ne reaalityökalouden piirteet, joista ei tehdä oletuksia oletetaan sellaisiksi kuin ne ovat todellisuudessa <sup>1</sup>.

Seuraavassa peräkkäiset mallit eivät kuvaa samaa "taloutta", vaan malli kehittyy asteittain. Samoja suureita merkitään erilaisissa malleissa samoilla symboleilla, koska näiden suureiden määritelmät pysyvät samoina. Edellisestä seuraa kuitenkin, että yhdestä mallista ei välttämättä ole mahdollista päästä toiseen malliin pelkästään matemaattisen pyörittämisen avulla. Tämä "ongelma" selviää siten, että aiemmat mallit, joissa ei ole kaikkia komponentteja mukana ajatellaan puutteellisiksi.

Kysyntä (D) muodostuu kaikkien tiettyinä neljänneksenä tapahtuneiden ar-

---

1. Kuluttajien, yritysten ja julkisen vallan merkitystä sekä luvussa tehtävien oletuksien realistisuutta on yksityiskohtaisemmin käsitelty tekijän pro gradu -tutkielmassa (Hirvonen, 1989).

vonlisäykseen kohdistuvien hankintojen (kiinteähintaisena) arvona. Tarjonta ( $Y$ ) muodostuu kaikkien toimialojen arvonlisäyksen (kiinteähintaisena) summana. Tasapainossa

$$(2.1) \quad Y_t = D_t.$$

Oletuksena on, että tarjonta seuraa kysyntää, koska yrityksille on kokonaisuudessaan edullisempaa myydä mahdollisimman paljon. Ts. yritykset pyrkivät tyydyttämään kaiken kysynnän, jolloin (niiden) tarjonta seuraa kysyntää. Lisäksi oletetaan, että kysyntä pystytään tyydyttämään kaikissa normaalitilanteissa. Tämä perustuu ensinnäkin tarjonnan suhteelliseen joustavuuteen lyhyelläkin aikavälillä ja toiseksi varastoissa olevien väli- ja lopputuotteiden suureen määrään.<sup>2</sup>

Tähän mennessä määritelty talous on periaatteessa aina tasapainossa, sillä siinä kysyntä pystytään ja halutaan tyydyttää. Lisäksi taloudessa  $D$  määrää  $Y$ :n suuruuden. Mikä saa kysynnän ja tarjonnan poikkeamaan toisistaan? Yllä olevan perusteella yrityksille on edullista tyydyttää kaikki kysyntä. Niiden ei kuitenkaan kannata jokaisella neljänneksellä tuottaa aivan kysyntää vastaavaa määrää, sillä nopeista tuotannon muutoksista tulee niille ylimääräisiä kustannuksia. Tämän vuoksi yritykset ovat muodostaneet tuotantoprosessiin ja jakeluun väli- ja lopputuotteiden varastoja, joiden avulla voidaan suojaautua yllätyksellisiä

---

2. Yhtälön (2.1) muuttujat ovat kausipuhdistettuja. Kausipuhdistus on suoritettava, sillä kysynnän ja tarjonnan kausivaihtelut saattavat poiketa toisistaan.

kysynnän muutoksia vastaan. Käyttämällä varastoja yritykset voivat tyydyttää kysynnän ilman tuotantoprosessin nopeita vaihteluita. Lisätään nyt tämä "puskuritermi" (2.1):een, jolloin

$$(2.2) \quad Y_t = D_t + V_t.$$

Kysyntä - tarjonta -kehikossa, jossa tarjonta mitataan arvonlisäysten summana ja jossa on suuret määrät väli- ja lopputuotteita tuotantoprosessissa ja varastoissa, V:n negatiivisuus vastaa väli- ja lopputuotteiden määrän vähenemistä kokonaistalouden tasolla (mitattu arvonlisäys on pienempi kuin "todellinen") ja vastaavasti V:n positiivisuus niiden määrän lisääntymistä (mitattu arvonlisäys on suurempi kuin "todellinen").

Kaavassa (2.2) Y:hyn ja D:hen sisältyy se osa varastojen muutoksista, joka on yhteydessä tuotannon muutokseen eli ns. suunnitellut varastojen muutokset<sup>3</sup>. Erityyppisten varastojen muutosten erottamiseksi kutsutaan V:tä jatkossa suunnittelemattomaksi varastojen muutokseksi. Nimitys on perusteltu, koska ensinnäkin V muodostuu kysynnän ja tarjonnan erotuksena (=varastojen muutos) ja toiseksi koska tämä virhetermi johtuu suureksi osaksi yllätyksellisistä ("suunnittelemattomista") kysynnän muutoksista.

Kehitetään (2.2):ta edelleen ja oletetaan, että yritykset pyrkivät pitämään varastonsa jollain halutulla tasolla (suhteessa niiden tuotantoon)<sup>4</sup>.

---

3. Tuotannon *virran* muutoksista aina seuraa tuotantoprosessissa olevien varastojen (välituotteiden yms.) *määrän* muuttuminen. Tässä ei ajatella, että näitä varastojen muutoksia todella yrityksissä etukäteen suunniteltaisiin. Nimitys on valittu sen takia, että implisiittisesti ne sisältyvät tuotantosuunnitelmiin.

Tällöin ne pyrkivät kompensoimaan edellisten neljännesten suunnittelemattomat varastojen muutokset, jotta ne pääsisivät "takaisin" varastojensa halutulle tasolle. Lisätään tämä "kompensaatiotermi" (2.2):een, jolloin

$$(2.3) \quad Y_t = D_t + KM_t + V_t$$

jossa siis KM kuvaa edellisien neljänneksien jäännöstermien kompensatioita. Kompensaation nopeus riippuu toisaalta siitä, kuinka paljon kustannuksia yrityksille aiheutuu siitä, että varastot eivät ole normaalitasolla ja toisaalta siitä, kuinka kallista on tuottaa tai hankkia halutut tuotteet varastoon. Käyttämällä oletusta, että tuotanto on joustavaa ja että yritykset eivät pidä turhia varastoja, päästään neljänneksi-  
vuosiaineistossa seuraavanlaiseen kompensatioprosessiin:

$$(2.4) \quad Y_t = D_t - V_{t-1} + V_t = D_t + (1-B) V_t,$$

jossa B on viiveoperaattori ja  $KM_t$  on siis  $-V_{t-1}$ .

(2.4):ssa uskotaan, että yritykset pystyvät ja ovat halukkaita kompensoimaan suunnittelelemattomat varastojen muutokset jo seuraavalla neljänneksellä. Se, että yritykset pystyvät kompensoimaan varastojen muutokset, perustuu tuotannon joustavuuteen ja siihen, että V on keskimäärin

---

4. Tämä perustuu ensinnäkin fyysisiin olosuhteisiin: yrityksillä on tietyn suuruiset varastot, joissa ne ovat tottuneet pitämään tietyn määrän tavaraa. Toiseksi oletus perustuu siihen, että yritykset ovat valinneet varastojensa koon siten, että se on niiden kannalta edullisin, jolloin ne luonnollisesti pyrkivät pitämään varastonsa tällä optimaalisella tasolla.

varsin pieni suhteessa kokonaistuotantoon. Niiden halukkuus perustuu siihen, että odotettavissa olevat kustannukset varastojen pitämisestä ei-halutulla tasolla (mahdolliset tuotannon seisokit ja myynnin menetykset yms.) ovat selvästi suuremmat kuin suunnittelemattomien varastojen muutosten mahdollisimman nopean kompensoinnin aiheuttamat kustannukset. Kompensaatiohan suoritetaan joka tapauksessa, joten ainoa sen aiheuttama lisäkustannus syntyy tuotannon kiihdyttämisestä tai hidastamisesta taikka uusien välituotteiden hankintojen nopeuttamisesta. Lisäksi neljänneksi vuosiaineistossa "kompensaatioaika" on kolme kuukautta, jolloin viimeksi mainitut lisäkustannukset ovat varmasti selvästi pienempiä kuin (odotettavissa olevat) kustannukset varastojen pitämisestä ei-halutulla tasolla. Näin ollen parhaaseen tulokseen pyrkivät yritykset kompensoivat suunnittelemattomat varastojen muutokset jo seuraavalla neljänneksellä<sup>5</sup>. Kun summataan yli kaikkien yritysten päädytään makrotasolla (2.4):ään.

Jäännöksen MA(1)-prosessi ykköskertoimella on siis yllä kuvatun kysyntä - tarjonta -kehikon ominaisuus. Voidaan osoittaa (ks. liite 8), että (2.4):n ominaisuus suunnittelemattomien varastojen muutosten välittömästä kompensoimisesta seuraavalla periodilla vastaa (approksimatiivisesti) logaritmoidussa muodossa seuraavaa:

$$(2.5) \quad y_t = d_t + (1 - \theta_1 B) e_t,$$

---

5. Reaalitaloudessa on suuri joukko sellaisia yrityksiä, kuten esim. rahoituslaitokset ja useat palvelualan yritykset, joilla suunnittelemattomia varastojen muutoksia ei voi esiintyä. Nekin sopivat tähän analyysiin, sillä niiden suunnittelemattomat varastojen muutokset ovat nolla kaikilla periodeilla.

jossa  $y$  on  $\log(Y)$ ,  $d$  on  $\log(D)$ ,  $B$  on viiveoperaattori ja  $\theta_1$  on yksi. Kysyntä - tarjonta -kehikon MA(1)-prosessi siis säilyy myös logaritmisessa mallissa.

Mallien (2.4) ja (2.5) MA(1)-prosesseissa ainoa vaatimus on, että edellisen neljänneksen jäännöstermi kompensoidaan kertoimella yksi (kokonaan) seuraavalla neljänneksellä. Tällöin uusi innovaatiotermi saa muodostua vapaasti, joten kompensatio ei mitenkään rajoita innovaatiotermien,  $V$  ja  $e$ , korrelaatiota menneisyyden suhteen. Näin ollen niihin saattaa sisältyä autokorrelaatiota.

### 3. Kysynnän ja tarjonnan mallittaminen

Empiirisen mallin rakentaminen perustuu edellisessä luvussa esiteltyyn teoreettiseen kehikkoon. Kehikossa tarjonnan ajatellaan seuraavan kysyntää, joten jos kysyntä onnistutaan riittävän hyvin mallittamaan, saadaan myös malli koko kysyntä - tarjonta -kehikolle. Mallin rakentamisessa lähtökohtana on seuraava jaottelu: tiettyinä vuosineljänneksenä kansantalouden kysynnän (ja -tarjonnan) määräävät toisaalta tuotantomahdollisuudet (tarjontapuoli), toisaalta sen määrää kysyntätilanne (kysyntäpuoli).

#### 3.1 Tuotantomahdollisuudet

Tuotantomahdollisuuksia mallitetaan Cobb - Douglas -tyyppisellä tuotantofunktiolla:

$$\begin{aligned}(3.1) \quad Y'_t &= F(K', L', t) = C' \exp(\tau_0 t/4) (K'_{t-c_1})^{\delta_1} (L'_{t-c_2})^{\delta_2} \\ &= C' \exp(\tau_0 t/4) [K_{t-c_1} \exp(\tau'_1 t/4)]^{\delta_1} [L_{t-c_2} \exp(\tau'_2 t/4)]^{\delta_2} \\ &= C' \exp[(\tau_0 + \tau_1 + \tau_2) t/4] [K_{t-c_1}]^{\delta_1} [L_{t-c_2}]^{\delta_2},\end{aligned}$$

jossa tuotantomahdollisuudet ( $Y'$ ) määräytyvät pääoman ( $K$ ), potentiaalisen työvoiman ( $L$ =työlliset+työttömät) ja ajan ( $t$ ) funktiona. Tuotantofunktiossa  $F$   $c_1$  ja  $c_2$  kuvaavat vaikutusviivettä ja  $\tau_0$ ,  $\tau'_1$ ,  $\tau'_2$ ,  $\delta_1$  ja  $\delta_2$  ovat parametreja. (3.1):ssa pääoman ja työvoiman tuottavuuden sekä eksogeenisen teknologian oletetaan kehittyvän vakioista eksponentiaalista vauhtia. Aika  $t$  on jatkuva ja määräytyy siten, että ensimmäisen

neljänneksen keskellä se saa arvon 0, seuraavan neljänneksen keskellä arvon 1 jne.  $Y'$  on kausipuhdistettu.

Tuotantomahdollisuudet eivät kuvaa talouden maksimaalista tuotantoa, vaan pikemminkin normaalia tuotannon tasoa:  $F(K',L',t)$  on se tuotanto, jonka yritykset tuottaisivat periodilla  $t$  ehdolla, että niillä ei ole (arvauksia parempaa) tietoa tuotantosunnitelmia ja -päätöksiä tehtäessä periodin  $t$  kysyntätilanteesta.  $Y'$  on lähinnä matemaattinen väline, jonka avulla voidaan ottaa huomioon  $K:n$ ,  $L:n$  ja teknologian kehittymisen vaikutukset todelliseen tarjontaan. Sen ajatellaan kuvaavan taloutta riittävän tarkasti (ainoastaan) tässä suhteessa. Huomionarvoista on, että  $Y'$ :uun vaikuttavat tekijät ovat ennaltamäärättyjä, ts. ne ovat joko eksogeenisiä ( $L$  sekä teknologian kehittyminen) tai sitten riippuvia päätöksistä, jotka on tehty monta neljännestä ennen neljännestä  $t$  ( $K:n$  muuttamiseen tarvitaan normaalisti vähintään vuosi). (3.1):ssä on ajatuksena, että todellinen tarjonta voi poiketa huomattavastikin  $Y'$ :sta. Tämä perustuu siihen, että  $K:n$  ja  $L:n$  käyttöastetta voidaan muuttaa sekä ylös- että alaspäin suhteellisen joustavasti <sup>6</sup>.

---

6. Potentiaalisen työvoiman "käyttöastetta" voidaan muuttaa, koska (kun on työttömyyttä) yritykset voivat palkata tai irtisanoa työvoimaa taikka tarvittaessa teettää olemassa olevalla työvoimallaan pidempiä päiviä.  $K:n$  käyttöastetta voidaan muuttaa, koska yritykset eivät normaalitilanteessa toimi täydellä kapasiteetinkäyttöasteella.



### 3.2 Kysyntä ja empiirinen malli

Kausipuhdistetun kysynnän ajatellaan määräytyvän seuraavasti:

$$(3.2) \quad D_t = F(K', L', t) s_t \\ = C' \exp [(\tau_0 + \tau_1 + \tau_2) t/4] [K_{t-c_1}]^{\delta_1} [L_{t-c_2}]^{\delta_2} \prod_{p=1}^{P'} [X_{pt-m_p}]^{\beta_p},$$

jossa  $X_p$ :t ovat kysyntään  $m_p$ :n suuruisella viipeellä ja  $\beta_p$ :n suuruisella voimalla vaikuttavia tekijöitä.  $s$ :ää kutsutaan jatkossa suhdannetekijäksi. <sup>7</sup>

Jos oletetaan, että potentiaalinen työvoima kasvaa vakioisella eksponentiaalisella vauhdilla ja että pääoman kasvu on trendinomaista ja tietyt tarjontapuolen tekijät, kuten reaalikorko, saavat kasvun poikkeamaan tilapäisesti trendinomaiselta uralta voidaan (3.2) kirjoittaa seuraavaan muotoon:

$$(3.2') \quad D_t = C' \exp(\beta_0 t/4) \prod_{p=1}^{P'} [X_{pt-m_p}]^{\beta_p},$$

jossa  $P'$  on siis suurempi kuin (3.2):n  $P'$ .

Sijoittamalla logaritmoitu yhtälön (3.2') oikea puoli yhtälöön (2.5), päästään (kausipuhdistettuun) empiiriseen kysyntä - tarjonta -kehikkoon:

---

7. D:hen sisältyy se osa varastojen muutoksista, joka on yhteydessä tuotannon muutokseen (vrt. alaviite 3). Voidaankin osoittaa, että pelkästään D selittää varsin suuren osan neljännesvuosittaisista varastojen muutoksista kokonaistalouden tasolla.

$$(3.3) \quad y_t = C + \beta_0 t/4 + \sum_{p=1}^{P'} \beta_p \log(X_{pt-m_p}) + (1-\theta_1 B) e_t,$$

joka on lineaarinen regressiomalli, johon on lisätty MA(1)-prosessi jäännöksille . (3.3):n tyyppistä mallia kutsutaan myös siirto-funktiomalliksi, koska siinä käytetään selittäjinä (myös) viivästettyjä muuttujia. Mallin (3.3) jäännökseen saattaa sisältyä autokorrelaatiota, joka estimoinnin tehostamiseksi ja tulkinnallisista syistä kannattaa mallittaa. Korostettakoon vielä tässä yhteydessä, että tämän autokorrelaation olemassaolo ja sen mallittaminen ei mitenkään häiritse tai kumoa MA(1)-prosessin tulkintaa, koska tämä tulkinta sisältää sen mahdollisuuden, että jäännöksiin sisältyy autokorrelaatiota (vrt. yhtälön (2.5) jälkeinen analyysi).

### 3.3 Empiirisen mallin jäännöstermi-prosessien tulkinta

Tulkinnat perustuvat liitteessä 5 esitettyihin autokorrelaatioihin ja estimointi tuloksiin. Kokeilujen perusteella päädyttiin seuraavaan jäännöstermi-prosessiin:

- 
8. Selitettävän ja selittäjien kausipuhdistus, esim. liitteen 5 mallissa, suoritetaan multiplikatiivisten kausidummien avulla; logaritmissa kausidifferenssimallissa multiplikatiivinen kausivaihtelu häviää differenssoitaessa. Mallin ja sen parametrien stabiilisuusole-  
tusta sekä (3.3):n funktiomuodon "oikeellisuutta" on tarkasteltu te-  
kijän pro gradu -tutkielmassa (Hirvonen, 1989, s.9).

$$(3.4) \quad y_t = d_t + \left\{ \frac{(1 - \theta_1 B)}{[(1 - \phi_{11} B - \phi_{12} B^2 - \phi_{13} B^3)(1 - \phi_{24} B^4)]} \right\} e'_t$$
$$\Leftrightarrow \quad y_t = d_t + \{Q(B)/[S1(B)S2(B)]\} e'_t,$$

jossa  $d = \log(D)$ ,  $y = \log(Y)$  ja  $E(y-d) = 0$  sekä  $e'_t$  on normaalisti jakautunut (ajassa korreloimaton) jäännöstermi.  $S1(B)$ :n parametrit ovat negatiivisia ja  $S2(B)$ :n parametri on positiivinen. Lisäksi nämä parametrit ovat itseisarvoiltaan ykköstä pienempiä.

MA(1)-termin, ilman AR-termejä, tulkinta on seuraava: edellisen neljänneksen suunnittelemattomat varastojen muutokset kompensoidaan kokonaisuudessaan seuraavalla neljänneksellä. Käytännössä kompensointi tarkoittaa, että jos varastot ovat nousseet yli suunnitellun tason, ylimääräisistä varastoista hankkiudutaan eroon (viimeistään) seuraavalla neljänneksellä ja vastaavasti, jos varastot ovat olleet suunniteltua tasoa alempana, erotus tuotetaan tai hankitaan varastoihin (viimeistään) seuraavalla neljänneksellä. Varastojen muutosten kompensointi on jatkuvaa, ja siten suuri osa kompensaatista tapahtuu jo neljänneksen sisällä. Ykköskerroin edellyttää, että yritykset pystyvät kompensoimaan suunnittelemattomat varastojen muutokset (viimeistään) seuraavalla neljänneksellä.

AR(4)-termin,  $S2(B)$ , tulkinta on seuraava: suuri osa yrityksistä perustaa tuotantosuunnitelmansa edellisen vuoden vastaavaan ajankohtaan; tällöin kokonaistalouden tasolla syntyy positiivista korrelaatiota peräkkäisten vuosien vastaavien neljänneksien välille, jolloin on luonnollista, että myös jäännöksissä on positiivista korrelaatiota neljällä viipeellä. (Positiivinen autokorrelaatio neljännellä viipeellä ei johdu

esimerkiksi huonosti suoritetusta säännöllisen kausivaihtelun poistamisesta, sillä myös kun kausidummit ovat mukana tasomuodon mallissa, jäännöksiin sisältyy vastaava autokorrelaatiiorakenne).

S1(B):n tulkinta: kuvastaa yritysten reagoitua kysynnässä ja tarjonnassa tapahtuneisiin poikkeamiin. Kun tarjonta on edellisillä neljänneksillä ylittänyt kysynnän on yrityksillä taipumus vähentää tuotantoaan ja vastaavasti, kun tarjonta on alittanut kysynnän, yrityksillä on taipumus lisätä tuotantoaan. Liitteessä 5 on mukana ainoastaan AR(2)-termi, koska se tuli S1:n termeistä kaikkein merkitsevämmäksi. Myös AR(1):n ja AR(3):n kerroin oli tässä esitetyn tulkinnan mukainen.

#### 3.4 Empiirisen mallin logaritmiset kausidifferenssit

Jos (3.4):ssa  $\Phi_{24}$  on suurempi kuin puoli, on differensoidun mallin jäännöstermi,  $e'_t - e'_{t-4}$ , likimain ajassa korreloimaton. Liitteestä 5 nähdään, että näin on asian laita, joten differenssimallin jäännöstermiin ei tule differenssoinnin seurauksena mitään uutta, vaan sieltä päinvastoin poistuu tasomuodossa oleva AR(4)-prosessi.

Differenssoimalla (3.4) neljällä viiveellä saadaan:

$$(3.5) \quad y_t - y_{t-4} = d_t - d_{t-4} + \{Q(B)/[S1(B)S2(B)]\}e'_t - \{Q(B)/[S1(B)S2(B)]\}e'_{t-4}.$$

$$\Leftrightarrow \quad y_t - y_{t-4} = d_t - d_{t-4} + \{Q(B)/[S1(B)S2(B)]\}(e'_t - e'_{t-4}),$$

jossa  $(e'_t - e'_{t-4})$  on normaalisti jakautunut, koska tasomallin

jäännöstermi oletetaan normaalisti jakautuneeksi (Hirvonen, 1989, s. 17).

Merkitään  $d^4y_t = y_t - y_{t-4}$  ja  $d^4d_t = d_t - d_{t-4}$ . Jolloin malli voidaan

kirjoittaa seuraavaan muotoon:

$$(3.5') \quad d^4y_t = d^4d_t + \{Q(B)/[S1(B)S2(B)]\} (1-B^4)e'_t \\ \approx d^4d_t + [Q(B)/S1(B)] r_t,$$

$$\approx > \quad d^4y_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^{P'} \beta_p d^4x_{pt-m_p} + [Q(B)/S1(B)] r_t,$$

jossa  $r$  on likimain ajassa korreloimaton normaalisti jakautunut jäännöstermi ja pieni  $x$  logaritmoitu selittäjä. (3.5'):ssa jäännöstermi prosessi on varsin monimutkainen ja siinä mielessä epämääräinen, että osa termeistä supistuu osittain pois: toinen rivi perustuu siihen, että  $S2(B)$  ja  $(1-B^4)$  likimain supistavat toisensa. Kuitenkin myös differenssimallin jäännöstermi prosessiin sisältyy tietty selkeä säännöllisyys: jos kaikki AR-termit jätetään pois mallista, pitää  $\theta_1$ :n ykkösominaisuuden säilyä differenssoinnissa. Differenssimallin ykkösominaisuus (ilman AR-termejä) on siis välttämätön ehto sille, että tämä ominaisuus on myös tasomallissa. Se ei kuitenkaan ole riittävä ehto, joten liitteen 5 tasomallin estimointitulokset ovat tarpeen, kun halutaan osoittaa, että MA(1)-prosessi ykköskertoimella on voimassa myös tasomallissa.

### 3.5 Siirtofunktiomallin rakentaminen

#### 3.5.1 Taustaa

Yhtälö (3.5') on tavallinen kausidifferenssimuuttujien lineaarinen siirtofunktiomalli, jonka jäännöksille on spesifioitu jokin ARMA-prosessi.

Tällainen siirtofunktio malli voidaan rakentaa myös keskenään korreloivien selittäjien avulla. Sen muodostamisessa on tavoitteena ottaa kaikki relevantit selittäjät mukaan, jotta regressiokertoimien estimaatteja voitaisiin pitää harhattomina. Harhattomuus edellyttää lisäksi, että vaikutusta on vain selittäjistä selitettävään päin ts. että selittäjät ovat eksogeenisiä. Tällöin nimittäin selittäjät ovat riippumattomia jäännöstermi prosessista, ja siten kerroinestimaateissa ei ole simultaanisuusharhaa.<sup>9</sup>

Siirtofunktio mallin rakentamisessa ja viipeiden selvittämisessä kannattaa käyttää hyväksi asialoogista tietoa tutkittavasta ilmiöstä, aikaisempia tutkimuksia sekä selitettävän ja selittäjän välisiä ristikorrelaatioita<sup>10</sup>. Lisäksi karkeita arvioita viivejakauman muodosta voidaan saada tutkimalla selittäjän yksittäisen viipeen kerrointa ja sen tilastollista merkitsevyyttä tai usean viipeen kerrointa yhtäaikaan<sup>11</sup>. Jos tutkittavaan ilmiöön vaikuttaa useita tekijöitä suhteellisen pitkil-

---

9. Lineaarisen mallin yli- tai alispesifioinnin aiheuttamaa harhaa on käsitellyt mm. Seber (1977), s. 141. Siirtofunktio mallin rakentamisesta tarkemmin ks. esim. Box ja Jenkins (1970), s. 337-418.

10. Kun selitettävään aikasarjaan vaikuttaa useita tekijöitä, jotka voivat korreloida keskenään, ristikorrelaatioanalyysi saattaa antaa harhaan johtavaa tietoa. Tällöin ainoastaan jonkin selittäjän ollessa riippumaton muista selittäjistä voidaan ristikorrelaatioiden avulla tehdä suorja johtopäätöksiä vaikutusviiveen pituudesta ja vaikutuksen olemassa olosta.

11. Tekniikka perustuu siihen, että jos joku yksittäinen viive edustaa approksimatiivisesti oikeaa vaikutusviivettä, sen pns-kerroinestimaatti on myös likimain harhaton, kun muu osa mallia oletetaan "oikeaksi". Tällöin eri kokeiluissa on mahdollista saada ainakin kar-

lä viipeillä, viivejakaumat on sidottava tietyin lisäehdoin, vrt. esim. Almonin polynomi (Wonnacot ja Wonnacot, 1979), sillä kaikkien selittäjien kaikkiin viipeisiin liittyvien parametrien vapaa estimointi ei rajoitetulla havaintomäärällä onnistu.

### 3.5.2 Empiiriseen malliin valitut selittäjät ja siihen sisältyvät vaikutuskanavat

Empiirisen mallin tulisi siis kattaa mahdollisimman suuri osa eri vaikutuksista, jotka kohdistuvat selitettävään. Tarjonnan määräytymisprosessi on kuitenkin niin monimutkainen, että kaikkia vaikutuksia ei pystytä ottamaan huomioon mallissa <sup>12</sup>. Tämä ei kuitenkaan välttämättä aiheuta suurta ongelmaa, sillä poisjätetyt vaikutukset, jotka ovat riippumattomia selittäjistä, eivät aiheuta malliin harhaa. Ongelmallisia tässä suhteessa ovat ne vaikutukset, jotka riippuvat jostain yksittäisestä tai useammasta selittäjästä.

Seuraavassa selostetaan niitä vaikutuksia, joita (3.5'):n tyyppinen malli pystyy ottamaan huomioon. Vaikkakin analyysin perusteella mallin kuvaama kansantalous näyttää erittäin yksinkertaistetulta, on perusteltua uskoa, että vakaisissa oloissa ja suhteellisen lyhyellä ajanjaksoilla eri

---

keita arvioita viivejakauman muodosta.

12. Kysyntä - tarjonta -kehikkoon ei sen määrittelyn vuoksi edes voi sisältyä kaikkia vaikutuksia, sillä minkään neljänneksen suunnittelemattomia varastojen muutoksia, ennakoitavirheitä, ei pyritäkään mallittamaan.

tekijät (esim. regressiokertoimet), jotka mallissa oletetaan vakioiksi voivat olla vakioita myös todellisuudessa. "Lopullisen" vastauksen oletuksien realistisuudelle antavat mallin estimointi-, testi- ja (aidot) ennustetulokset: jos (3.5'):n tyyppinen malli pystyy kuvaamaan kiinteillä parametreilla tarjonnan logaritmisia vuosimuutoksia nousu- ja lasku-kausilla uusilla että vanhoilla havainnoilla sekä ennusteperiodilla, voidaan rajoittavia oletuksia pitää realistisina. Esiteltävien selittäjien konstruointi on yksityiskohtaisesti esitetty liitteessä 1.

Mallin (3.5') vakio on itse asiassa vakioiden summa, joka koostuu pitkän aikavälin kysyntäodotuksista (kysyntätekijöiden vakioiset trendikasvut), eksogeenisestä teknologian kehittymisestä sekä työvoiman ja pääoman tuottavuuden kasvuista. Lisäksi mallin vakioon sisältyy tuotantofunktiossa esiintynyt potentiaalinen työvoima, koska sen kasvuvauhti oletettiin vakioksi. Riittävän lyhyillä ajanjaksoilla (n. 10 vuotta) kaikkien edellä mainittujen ajatellaan kasvavan likimain vakioista eksponentiaalista vauhtia, jolloin logaritmisessa differenssimallissa niistä muodostuu vakioiden summa. Differenssimallissa trendikasvut "siirtyvät" mallin vakioon, kun differenssoiduista selittäjistä vähennetään keskiarvot.

Yllä mainitut mallin vakiossa olevat pitkän aikavälin kysyntäodotukset kuvaavat tuotantokapasiteetin (K) trendikasvua. Tämä perustuu siihen, että K:ta kasvatetaan kysyntäodotusten mukaisesti, koska kysyntä pyritään tyydyttämään myös tulevaisuudessa (seuraus oletuksesta: tarjonta seuraa kysyntää). Kun pitkän aikavälin kysyntäodotukset ovat trendinomaisia, kasvaa tällöin myös tuotantokapasiteetti trendinomaisesti, jos muissa investointeihin vaikuttavissa tekijöissä ei tapahdu muutoksia.



Reaalikoron (RK) oletetaan vaikuttavan riittävää rahoitusasiantuntemusta omaavien yritysten investointeihin. Tällöin reaalikoron lasku (nousu) saa aikaan tilapäisen lisäyksen (laskun) näiden yritysten investoinneissa, joka puolestaan saa aikaan pysyvän lisäyksen (vähenemisen) tuotantokapasiteetissa. Ajatuksena on, että RK kuvaa siis yritysten omiin investointeihinsa käyttämän pääoman reaalikorkoa. Kun valuuttasäännöstelyä puretaan, pitää tässä muuttujassa ottaa huomioon myös ulkomaisen koron vaikutus. Kuitenkaan käytetyllä estimointiperiodilla ei ulkomainen korkotaso ole vielä ehtinyt vaikuttaa mallin reaalikorkomuuttujaan (vrt. alaviite 20).

Tähän mennessä kuvatut vaikutukset, lukuun ottamatta reaalikoron välittömiä vaikutuksia, kuuluvat tarjontapuolen tekijöihin. Ne kohdistuvat tuotantomahdollisuuksiin. Seuraavaksi tarkastellaan (3.5'):n suhdannekomponenttia, joka on eksplisiittisesti esillä yhtälössä (3.2). Tämä komponentti muodostuu kysyntätekijöiden trendipoikkeamista. Kysyntätekijät voidaan jaotella ulkoisiin tekijöihin, joihin kuuluvat länsivientikysyntä, kilpailukyky, öljyn hinta ja itävienti sekä sisäisiin tekijöihin, joita ovat reaalikorko, rahan määrä ja finanssipolitiikka.

Ulkoiset BKT:seen vaikuttavat tekijät ottavat huomioon viennin suorat ja kerrannaisvaikutukset tuotantoon. Länsivientiin vaikuttavia tekijöitä ovat länsivientikysyntä ( $X^w$ ), kilpailukyky (P) ja öljyn hinta (Z). Öljyn hinta selittää osittain vientikysynnän välittömiä vaikutuksia vientiin ja osittain kotimaista reaalista ostovoimaa (reaalikysyntää). Muuttuja P selittää kilpailukyvyssä tapahtuneiden muutosten vaikutusta vientiin ja viennin muutosten kerrannaisvaikutuksia BKT:seen. Li-

säksi muuttujaan P sisältyy kotimaisen ostovoiman jakautumiseen, ulkomaisten ja kotimaisten hyödykkeiden kesken, vaikuttavia tekijöitä: hintakilpailukyvyyn paraneminen on usein myös heijastuma siitä, että tuontihinnat ovat nousseet enemmän kuin vientihinnat, jolloin kotimainen ostovoima suuntautuu enemmän suhteellisesti halvempiin kotimaisiin hyödykkeisiin ja siten kilpailukyvyyn paraneminen voi vaikuttaa BKT:ta kasvattavasti myös tätä kautta, ja päinvastoin. Itäviennin vaikutuksia BKT:seen selittää muuttuja  $X^e$ , joka muodostuu itäviennin volyyymi-indeksistä.

On myös mahdollista, että Suomen kilpailukykytilanne vaikuttaa vientiyriyten investointihalukkuuteen. Tällöin muuttuja P mallittaa (muiden tehtäviensä ohella) kilpailukyvyyn muutosten aiheuttamia pysyviä muutoksia tuotantokapasiteetissa.

BKT:n volyyymilla jaetun reaalian rahan (rahan määrä/KHI) määrän (M1) muutosten oletetaan vaikuttavan kysyntään ja sitä kautta tarjontaan (BKT). Tällöin logaritmisessa kausidifferenssimallissa rahamuuttujan kausimuutoksen muutokset vaikuttavat BKT:n muutokseen. Muuttujaan sisältyy myös finanssipolitiikan rahamarkkinavaikutuksia. Näitä vaikutuksia ei ole sisällytetty valtionvarainministeriön (VM) budjetin vaikutuslaskelmiin (ks. seuraava kappale), joten ne eivät tule kahteen kertaan huomioiduiksi, kun mallissa on mukana sekä rahamuuttuja että VM:n indikaattori.

Finanssipolitiikan (B) huomioiminen mallissa perustuu VM:n Taloudellisen katsauksen mukaiseen julkisen talouden vaikutusindikaattoriin (Myhrman,

1978). Indikaattori ilmoittaa vuositasolla kuinka paljon finanssipoli-  
tiikka on lisännyt (vähentänyt) tuotannon prosentuaalista kasvua jonain  
vuonna. Indikaattori on muutettu neljännesvuosittaiseksi siten, että  
kullekin vuoden neljännekselle on annettu kyseisen vuoden vuositasolla  
mitattu arvo.<sup>13</sup>

---

13. Syksyllä 1989 tästä muuttujasta ja sen sopivuudesta malliin (3.5')  
ilmestyy keskustelualoite VM:n sarjassa.

#### 4. Empiirisen mallin estimointi- ja testitulokset

Edellisten lukujen jäsentelyn mukaisesti bruttokansantuotteen logaritmisia vuosimuutoksia mallitetaan seuraavasti:

$$(4.1) \quad d4y_t = \beta_0 + \sum_{p=1}^{P'} \beta_p d4x_{p^{t-m_p}} + n'_t$$

jossa  $m_p$  kuvaa vaikutusviivettä,  $\beta$ :t ovat estimoitavia parametreja ja  $n'$  on jäännöstermiprosessi, jonka oletetaan olevan riippumaton selittäjistä <sup>14</sup>.

Selittäjien lukumäärän rajoittamiseksi on kustakin selittäjästä muodostettu painotettu liukuva keskiarvo, jonka avulla selittäjien eri viipeiden vaikutus kysyntään voidaan ottaa huomioon. Tähän menetelmään liittyy ongelmia, mutta diagnostisilla testeillä (spesifikaatiovirhe- ja stabiilisuustestit) on mahdollista tarkistaa, että muuttujien konstruoinnissa ei ole tapahtunut olennaisia virheitä. Spesifikaatiovirhetestisuureella voidaan periaatteessa myös tarkistaa, että selittäjät ovat eksogeenisiä. Viipeet ja niiden painot ilmenevät liitteestä 1. Koska kaikissa viivepainojakaumissa painojen summa on yksi, vastaa esti-

---

14. Oletus perustuu siihen, että selittäjiksi on valittu ensinnäkin täysin eksogeenisiä viivästettyjä selittäjiä tai sitten tilastollisessa mielessä eksogeenisiä muuttujia. Eksogeenisuus tilastollisessa mielessä tarkoittaa sitä, että ei vallitse mitään suoraa simultaanista yhteyttä, jonka perusteella jokin selittäjä määräytyisi selitettävän tämän hetken tai viivästetyn arvon perusteella. Jos simultaanista yhteyttä ei ole olemassa, ei ole mitään syytä minkä perusteella jäännöstermiprosessin ja selittäjän välillä vallitsisi riippuvuus.

moitu regressiokerroin ns. kokonaisvastetta. Seuraavissa malleissa selittäjille on numeroiden sijasta annettu kappaleessa 3.5.2 lanseeratut nimet.

#### 4.1 Estimointitulokset ja yhteydet aiempiin tutkimuksiin

Estimointiajanjakso on 1978/1-1987/4 (40 havaintoa). Jotta lukija saisi paremman käsityksen mallista, esitetään estimointitulokset vaiheittain: ensin esitetään pns-estimoinnin tulokset, sitten tarkastellaan mallia, jossa on MA(1)-termi ja lopuksi tarkastellaan mallia, johon on spesioitu ARMA(2,1)-prosessi jäännöksille. Liitteestä 5 löytyy myös tasomallin estimointi tulokset. Asymptoottiset t-arvot ovat sulkeissa.

Taulukko 1. Pns-estimoinnin tulokset

$$(4.2) \quad d4y_t = .0343 + .436 d4b_{t-4.5} + .321 d4x^w_{t-2} - .166 d4p_{t-5.6} - .0512 d4z_{t-4.5} \\ - .402 d4rk_{t-7.5} + .230 d1d4m1_{t-4.3} + .0796 d4x^e_{t-0.4} + r_{1t}$$

(18.6) (2.0) (4.6) (5.7) (4.2) (6.7) (4.8) (4.6) (5.9)

JÄÄNNÖSNELIÖSUMMA	. . . . .	.00289
SELITYSASTE (R <sup>2</sup> )	. . . . .	.784
KESKIAJONTA	. . . . .	.00850

JÄÄNNÖKSEN ESTIMOIDUT AUTOKORRELAATIOT:

VIIVE	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
autokorr.	-.33	-.29	.17	-.00	.01	.06	-.02	-.12	-.03	.18	-.03	-.08
virhe	.16	.17	.19	.19	.19	.19	.19	.19	.19	.19	.20	.20
Q	4.8	8.5	9.8	9.8	9.8	10.0	10.0	10.7	10.8	12.6	12.7	13.1

Q on Box - Ljung -testisuure.

Taulukossa 1 merkintä d4 tarkoittaa differenssiä neljällä viipeellä (kausidifferenssi). Vastaavasti d1 tarkoittaa differenssiä yhdellä viipeellä. Pienellä kirjaimella merkityt muuttujat ovat alkuperäisten muut-

tujien logaritmeja. Alaindeksissä oleva luku kertoo keskimääräisen vaikutusviipeen vuosineljänneksissä ja  $r$  on virhetermi. Muuttujien viivepainojakaumat on esitetty liitteessä 1.

Aiemmissa tutkimuksissa mallitettaessa länsivientiä on vuosiaineistolla saatu muuttujalle  $X^w$  samansuuntaisia tuloksia, ts. vuosiaineistossa vientikysyntäindikaattorin vaikutus länsivientiin on ollut välitöntä eikä pidempiä vaikutusviiveitä ole havaittu (Vartia, 1974 ja Lassila, 1985). Myös muuttujalle  $P$  on saatu edellä mainituissa tutkimuksissa vaikutusviiveitä, jotka ovat yhdenmukaisia taulukossa 1 olevien vaikutusviiveiden kanssa. Neljännesvuosiaineistolla on havaittu myös välittömiä vaikutuksia kilpailukykyindikaattorista länsivientiin (Rahiala, 1986). Mallissa (4.2) kilpailukyvyn välittömien vaikutusten kerroin BKT:n suhteen ei tullut tilastollisesti merkitseväksi, joten välittömät vaikutukset jätettiin pois mallista <sup>15</sup>. Öljyn hinnan on havaittu vaikuttavan länsivientikysyntään noin vuoden viipeellä (Öller, 1985); tämä on myös  $Z$ :n vaikutusviive mallissa (4.2).

$M_1$ :n havaittu vaikutusviive on noin vuosi. Saman pituinen vaikutusviive on todettu myös, kun on tutkittu rahan määrän muutosten vaikutusta BKT:seen ajanjaksolla 1956/I-1972/IV (Kanniainen ja Suvanto, 1974,

---

15. Kilpailukyvyn viennin kautta tulevat välittömät vaikutukset BKT:seen saattavat eliminoida esim. sen takia, että kilpailukyvyn paraneminen (huononeminen) on usein yhteydessä kotimaisen ostovoiman väheneeseen (lisääntymiseen), koska vientihintoihin sisältyvät myös kotimaiset työvoimakustannukset, mm. palkat (vrt. Vartia ja Salmi, 1980).

s.14). Reaalikorkomuuttuja (RK) mallittaa pysyvää tuotantokapasiteetin muutosta (ks. kappaleen 3.5.2 tulkinta). Sen vaikutusviive, n. 1,5-2,5 vuotta, on sopusoinnussa tämän tulkinnan kanssa. Reaalikoron välitön vaikutus investointikysyntään ei tullut riittävän merkitseväksi, joten se jätettiin pois taulukon 1 mallista .

Taulukon 1 autokorrelaatioista voidaan päätellä, että jäännöstermissä on jonkinlaista viiverakennetta. Sen pns-estimaatit ovat kuitenkin harhatomia, vaikka jäännökseen sisältyisikin jokin viiverakenne.

Taulukko 2. MA(1)-termillisen mallin estimointitulokset

$$(4.3) \quad d4y_t = .0340 + .466 d4b_{t-4.5} + .350 d4x^w_{t-2} - .170 d4p_{t-5.6} - .0541 d4z_{t-4.5} \\ (125.0) (7.5) \quad (16.9) \quad (14.2) \quad (20.0) \\ -.436 d4rk_{t-7.5} + .253 d1d4m1_{t-4.3} + .0931 d4x^e_{t-0.4} + (1 - .993 B) r_{2t} \\ (14.1) \quad (9.5) \quad (19.1) \quad (11.7)$$

JÄÄNNÖSNELIÖSUMMA	. . . . .	.00136
SELITYSASTE (R <sup>2</sup> )	. . . . .	.898
KESKIAJONTA	. . . . .	.00584

JÄÄNNÖKSEN ESTIMOIDUT AUTOKORRELAATIOIOT:

VIIVE	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
autokorr.	-.11	-.45	-.05	.04	.12	.10	-.08	-.17	-.01	.20	-.01	-.11
virhe	.16	.16	.19	.19	.19	.19	.19	.19	.20	.20	.20	.20
Q	.5	9.7	9.8	9.9	10.5	11.0	11.4	12.9	12.9	15.1	15.1	15.8

Verrattaessa taulukoiden 1 ja 2 selitysosuuksia huomataan, että MA(1)-termin lisääminen malliin nostaa selitysosuuden 0.78:sta 0.90:een; mal-

16. Tämä johtuu osittain siitä, että mallissa rahamuuttuja selittää osan reaalikoron välittömistä vaikutuksista, koska rahamäärä alkaa vaikuttaa inflaatioon noin vuoden viipeellä (Kanniainen ja Tornberg, 1982). Ks. myös liite 9, jossa tutkitaan reaalikoron välittömiä vaikutuksia, kun rahamuuttuja ei ole mallissa mukana.

liin sisältyy siis varsin selvä MA(1)-prosessi. Lukujen 2 ja 3 mukaisesti sen voidaan ajatella vastaavan reaalimaailman suunnittelemattomien varastojen muutosten kompensoimista seuraavalla neljänneksellä. Myös kertoimen arvo on oikea. Yllä olevan mallin jäännöstermi ei näytä aivan valkoiselta kohinalta, joten jäännökseen ilmeisesti sisältyy vielä jotain säännöllistä. Seuraavassa estimoinnissa on tämä prosessi pyritty kokonaan mallittamaan.

Taulukko 3. Jäännöksillä ARMA(2,1)-prosessi; estimointitulokset

$$(4.4) \quad d4y_t = .0342 + .500 d4b_{t-4.5} + .376 d4x^w_{t-2} - .163 d4p_{t-5.6} - .0551 d4z_{t-4.5} \\ - .466 d4rk_{t-7.5} + .268 d1d4m1_{t-4.3} + .0990 d4x^e_{t-0.4} \\ + [(1 - .996 B) / (1 + .414 B^2)] r_{3t}$$

(166.7) (12.1) (27.0) (20.1) (25.3) (20.8) (12.4) (30.7) (11.5) (3.4)

JÄÄNNÖSNELIÖSUMMA	. . . . .	.00107
SELITYSASTE (R <sup>2</sup> )	. . . . .	.920
KESKIHAJONTA	. . . . .	.00517

JÄÄNNÖKSEN ESTIMOIDUT AUTOKORRELAATIOT:

VIIVE	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
autokorr.	-.26	-.21	-.08	-.10	.12	.14	-.04	-.03	-.08	.09	-.03	-.03
virhe	.16	.17	.18	.18	.18	.18	.19	.19	.19	.19	.19	.19
Q	3.0	4.9	5.2	5.7	6.4	7.3	7.4	7.4	7.8	8.2	8.3	8.4

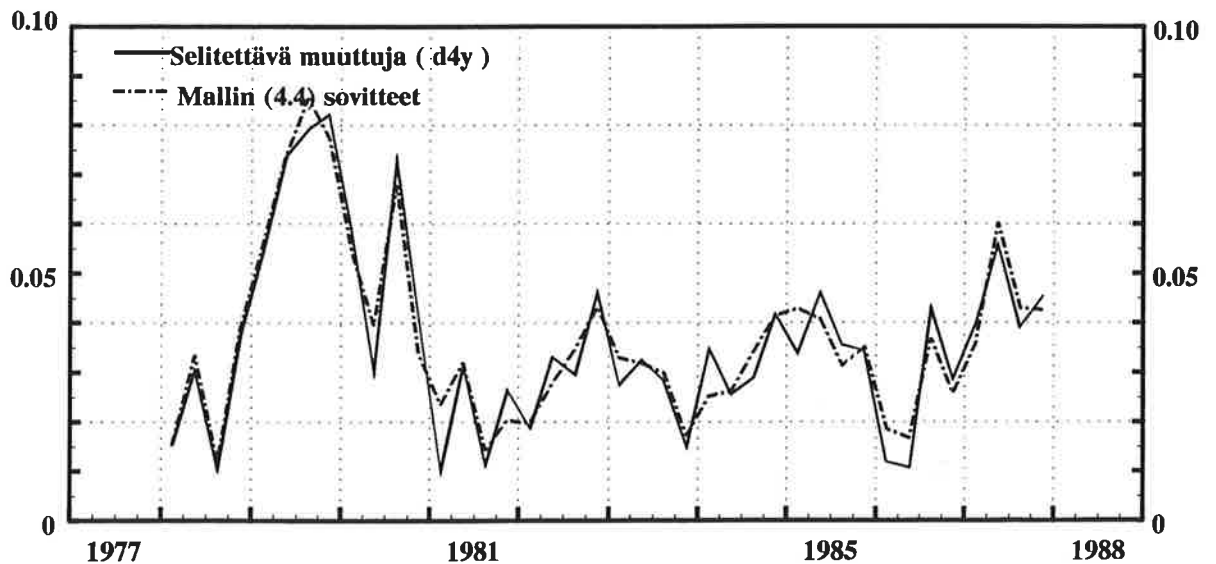
PARAMETRIESTIMAATTIEN KORRELAATIOMATRIISI:

	vakio	d4b	d4x <sup>w</sup>	d4p	d4z	d4rk	d1d4m1	d4x <sup>e</sup>	MA(1)	AR(2)
vakio	1.00									
d4b	.57	1.00								
d4x <sup>w</sup>	.15	.24	1.00							
d4p	.05	.74	.14	1.00						
d4z	-.67	-.25	.04	.22	1.00					
d4rk	-.69	-.13	-.54	.39	.59	1.00				
d1d4m1	-.47	-.09	.23	.30	.25	.24	1.00			
d4x <sup>e</sup>	.33	.44	.50	.32	-.60	-.44	.28	1.00		
MA(1)	.01	.05	-.02	.07	-.00	.01	.05	.04	1.00	
AR(2)	.02	-.12	-.31	-.21	-.04	.10	-.26	-.27	.05	1.00



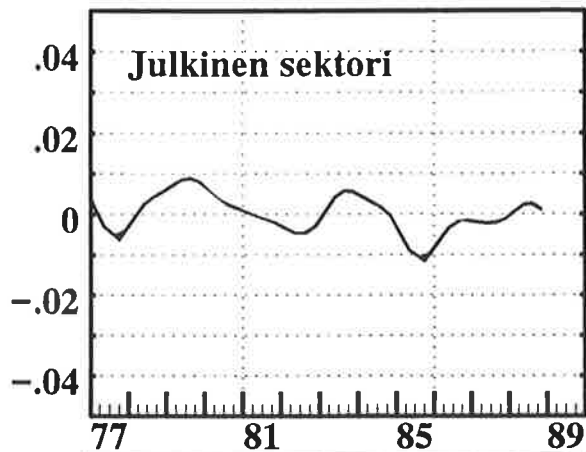
Mallin (4.4) selitysosuus on .92. Näin suureen arvoon voidaan olla tyytyväisiä, kun otetaan huomioon, että mallitettavana on differenssimuuttuja. Lisäksi, jos MA(1)-termi vastaa reaali maailman varastojen muutosten kompensointia, voidaan ajatella, että malli selittää itseasiassa suuren osan myös jäännöstermistä. Jäännöstermin "kohinaoletus" jää Box - Ljung-testisuureen valossa voimaan, sillä Q:n arvo 9 viiveellä on 7.8 ja sen asymptoottisen jakauman,  $X^2(9-(1+1))$ , kriittinen arvo esimerkiksi 10 %:n merkitsevyystasolla on 12.02.

Kuvio 1. Mallin (4.4) sovitteet ja selitettävä muuttuja

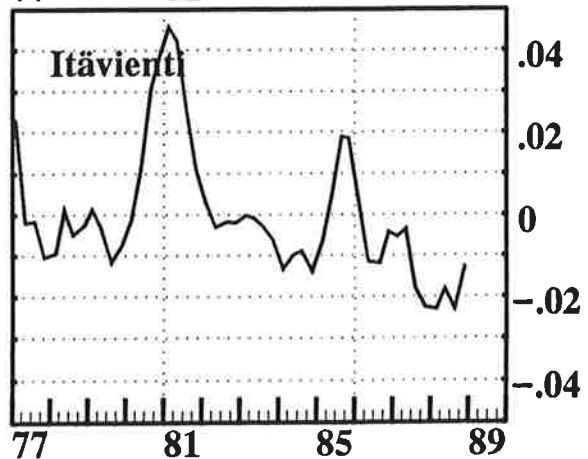
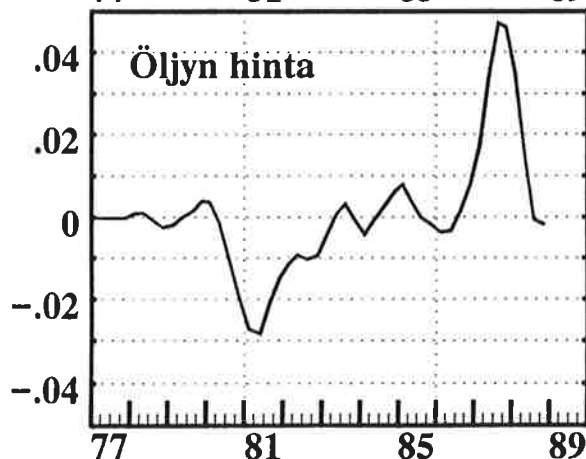
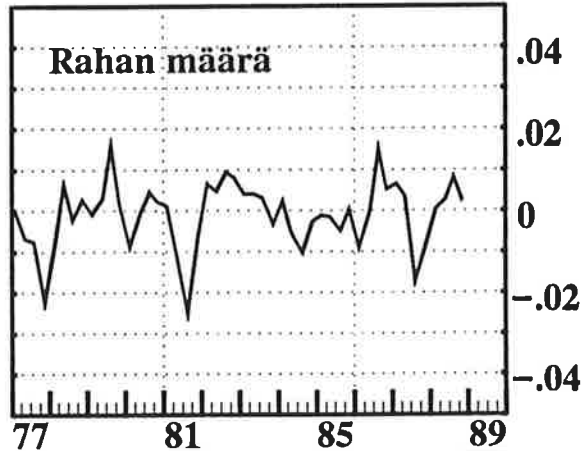
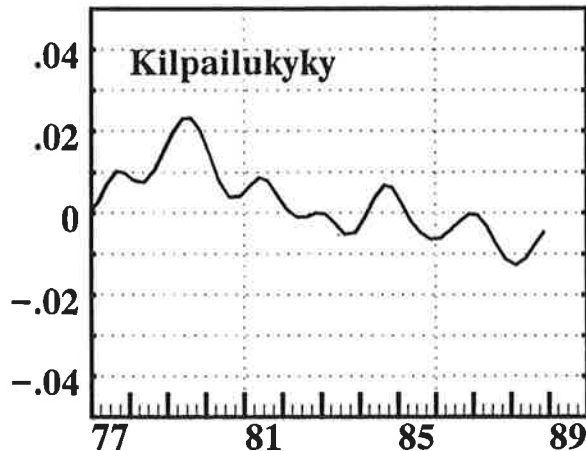
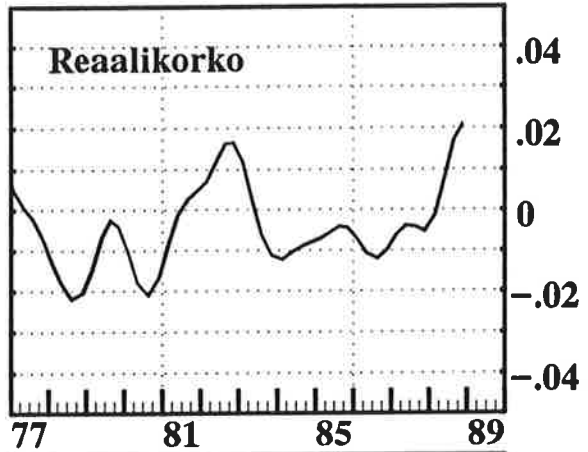
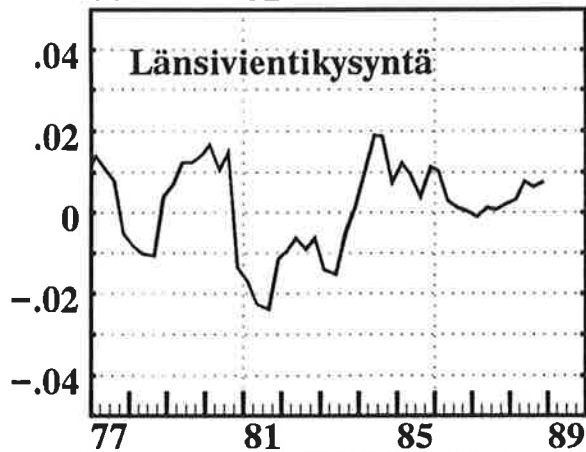


Seuraavan sivun kuvioissa on eritelty selittäjien vaikutus BKT:seen. Kuvioden aikasarjat kuvaavat mallin (4.4) regressiokertoimella kerrottuja selittäjiä.

Kuvio 2. Selittäjien vaikutus BKT:n kasvuun



Edellisen sivun sovitteeseen, ilman jäännöstermiprosesseja, päästään, kun summataan tämän sivun aikasarjat ja lisätään mallin (4.4) vakio.



## 4.2 Testit

Kappaleessa 4.1 on jo testattu jäännösten ajallista riippumattomuutta ja kertoimien merkitsevyyttä. Lisäksi selitysosuuden avulla on voitu tarkastella sitä kuinka hyvin malli kuvaa tarkasteltavana olevaa prosessia. Kaikki nämä tarkastelut antavat varsin myönteisen kuvan mallista.

### 4.2.1 Stabiilisuus

Siirtofunktiomallille on tärkeää parametrien stabiilisuus ajassa, sillä jos parametrit eivät ole riittävän stabiileja, mallia ei voida menestyksellisesti käyttää ennustamiseen. Parametrien stabiilisuus on myös oletuksena mallin taustalla.

Liitteissä 2, 3 ja 4 on esitetty graafisesti kaikkien parametrien rekursiiviset pns-estimaatit. Näiden kuvioiden perusteella voidaan parametreja, pois luettuna  $d1d4m1:n$  kerroin, pitää stabiileina.  $MA(1):n$  kerroin  $\theta_1$  on myös stabiili, sillä käytännössä millä tahansa periodilla sen kerroinestimaatin arvoksi tulee sadasosan tarkkuudella yksi. Rekursiiviset estimaatit eivät välttämättä anna kovin perusteltua tietoa parametrien stabiilisuudesta, sillä niihin aina sisältyy menneet havainnot, jolloin havaintomäärän kasvaessa mikä tahansa estimaatti stabiloituu johonkin arvoon. Seuraavassa on testattu parametrien stabiilisuutta testillä, joka mahdollistaa niiden "liukuvan testaamisen" taulukon 3 mallissa.

Testisuure perustuu osamäärätestiin, jossa verrataan sidotun ja vapaan

mallin likelihoodfunktion maksimin arvoja toisiinsa (ks. esim. Harvey 1981 s.159-164). Sidotussa mallissa muuttujan kerroin on sama koko estimointiperiodilla (nollahypoteesi). Vapaassa mallissa se voi saada kaksi arvoa<sup>17</sup>. Osamäärätesti on tässä periaatteessa sama kuin alaviitteessä 17 mainitun testimuuttujan kertoimen nollostapoikkeavuuden testaaminen. Kyseisen kertoimen t-arvon neliön ja osamäärätestisuureen asymptoottinen jakauma on myös sama: ne noudattavat asymptoottisesti  $X^2$ -jakaumaa yhdellä vapauasteella. Taulukossa 4 onkin esitetty vain testimuuttujan kertoimen t-arvo, koska molemmat testisuureet johtavat samaan johtopäätökseen.

Taulukon 4 ensimmäisestä sarakkeesta käy ilmi ajanjakso, jolla dummymuuttuja on saanut arvon nolla (siteten esim. taulukon toisella rivillä testattavalla parametriestimaattilla on voinut olla neljänä ensimmäisenä vuonna (16 havaintoa) muusta estimointiperiodista poikkeava kerroin). Taulukon ensimmäiseltä riviltä nähdään testattava muuttuja ja sen soluissa on siis ilmoitettuna (poikkeavan) kertoimen t-arvo ts. se kuinka merkitsevä poikkeama on tilastollisesti.

---

17. Teknisesti tämä voidaan toteuttaa siteten, että lisätään nollahypoteesin mukaiseen malliin testimuuttuja, joka on dummy (saa arvoja 0 tai 1) kertaa testattava selittäjä. Tällöin niillä neljänneksillä, joilla dummy saa arvon yksi, voi testattavan selittäjän kerroin poiketa muun estimointiperiodin kertoimesta.

Taulukko 4.

Vuodet	d4b	d4x <sup>w</sup>	d4p	d4z	d4rk	d1d4m1	d4x <sup>e</sup>
1978-1981	1.02	.74	1.13	.18	1.28	2.00	.40
1978-1982	1.45	1.55	1.13	.05	.85	1.79	.41
1978-1983	1.05	.49	1.15	.07	.69	.94	.40

Taulukon 4 testausasetelma on nollahypoteesin, stabiilisuuden, kannalta epäedullinen, sillä siinä suorastaan etsitään poikkeavuuksia. Lisäksi testisuureen varianssi on todennäköisesti jonkin verran asymptoottisen jakauman varianssia suurempi (asymptoottinen jakauma on  $N(0,1)$ ), jolloin taulukon testisuureet tulevat helpommin kriittisiksi. Näistä seikoista huolimatta nollahypoteesi voidaan hylätä ainoastaan d1d4m1:n tapauksessa. Tämä näkyi jo rekursiivisissa estimaateissa.

Muuttujan d1d4m1 muodostava data on osittain saatu eri lähteistä ajanjaksoilla 1978-1980 ja 1981-1988<sup>18</sup>. Näiden kahden lähteen ero on varsin pieni, mutta on mahdollista, että taulukon 4 kriittinen arvo johtuu tästä tilastolähteen muutoksesta: ajallisesti kriittinen testisuureen arvo syntyy juuri vuoden (joka on d1d4m1:n vaikutusviive) jälkeen tilastolähteen muutoksen ja lisäksi testattaessa yhtenäisellä rahan

18. Käteistalletukset ovat samasta lähteestä, mutta liikkeessä oleva raha miinus käteisvaraluotot on saatu alkuperiodin osalta IFS:n (International Financial Statistic) tilastosta muuttujasta "Currency Outside of Banks" ja loppuperiodin osalta ETLA:n tietokannasta.

määrän aikasarjalla (ks. kuvio 6, liite 1), muuttujan  $d1d4m1$  kerroinestimaatissa ei enää ole tilastollisesti merkitseviä poikkeamia. Esimerkiksi testisuure, joka sai arvon 2.00 taulukossa 4, sai nyt arvon 1.06.

Kaiken kaikkiaan voidaan päätellä, että parametrit ovat stabiileja (stabiilisuushypoteesi jää voimaan). On selvää, että erittäin pitkillä ajanjaksoilla esim. viiveiden pituuksissa tapahtuu muutoksia. Nämä testaukset kuitenkin osoittavat, että muutokset ovat pieniä esim. kymmenen vuoden ajanjaksoilla. (Ks. myös liite 7.)

#### 4.2.2 Spesifikaatiovirhetesti

Testattava hypoteesi on, että malli on spesifioitu oikein. Testi hälyttää, mm. jos selittävät muuttujat jättävät olennaisia vaikutuksia huomiotta tai ovat riippuvaisia jäännöstermeistä (ts. eivät ole eksogeenisia) <sup>19</sup>.

Testisuure perustuu ristikorrelaatioihin. Ensin spesifoidaan selittäjille ARIMA-malli, jonka jäännöstermi vaikuttaa kohinalta. Tämän jälkeen lasketaan mallin jäännöstermin ja selittäjän jäännöstermin väliset ristikorrelaatiot. Testisuureen arvo saadaan ristikorrelaatioiden neliöiden painotettuna summana (Box ja Jenkins, 1970, s. 395). Jos muuttuja on väärin spesifioitu, tämä näkyy testisuureen hälyttävän suurena arvona.

---

19. Jokin selittäjä on riippuvainen jäännöstermeistä, jos esim. selittäjän ja selitettävän välillä on simultaaninen yhteys.

Testisuure on laskettu kaikkien selittäjien, paitsi  $d4rk:n$ , osalta periodin 1978/3-1986/4 perusteella ( $d4rk:n$  tapauksessa on käytetty periodia 1978/3-1986/2). Mallin jäännöstermi on saatu mallista (4.4). Ristikorrelaatiot on laskettu yhdeksällä viipeellä kumpaankin suuntaan, koska suurin viive mallissa on 9. Tällöin asymptoottinen referenssijakauma on  $X^2(9+9+1-2)=X^2(17)$ . Kriittinen raja 25 %:n merkitsevyystasolla on 20.49.

Taulukko 10. *Spesifikaatiovirhetestisuureen arvot*

Testisuure	Muuttuja	Kriittinen raja 25 %:n merk. tasolla
$S = 13.8$	Julkisen talouden kysyntävaikutus	$X^2_{.25}(17)=20.49$
$S^B = 9.6$	Vientikysyntä	
$S^C = 16.6$	Kilpailukyky	
$S^D = 14.5$	Öljyn hinta	
$S^E = 14.0$	Reaalikorko	
$S^F = 12.1$	Rahan määrä	
$S^G = 17.1$	Itävienti	
$S^H$		

Yllä esitettyjen testisuureiden valossa mallissa ei näytä olevan spesifikaatiovirhettä.

#### 4.2.3 Jäännöstermin normalisuus

Jäännöksen likimainen normalisuus voidaan johtaa teoreettisesti (Hirvonen, 1989, s.17). Myös taulukon 6 normalisuustestin tulokset tukevat jäännösten normalisuusoletusta: suluissa oleva P-arvo ilmoittaa sen todennäköisyyden, millä testisuure voi saada yhtäsuuren tai vieläkin kriittisemmän arvon nollahypoteesin (normalisuuden) vallitessa. Jäännökset on saatu taulukon 3 mallista.

Taulukko 6. *Normaalisuustestin tulokset*

-----  
Testisuure:

SHAPIRO-WILK  $W = .98$  ( $P = 0.60$ )  
-----

4.3 Mallin ennusteet vuodelle 1988 ja 1989

Laskettaessa mallin ennusteita vuodelle 1988, on reaalikorko muuttuja ( $d4rk$ ) jouduttu melko karkeasti arvioimaan, koska ulkomaisen koron vaikutusta ei tarkkaan tiedetä<sup>20</sup>. Muut selittäjät ovat havaittuja arvoja.

Vuoden 1989 ennusteissa on oletettu, että itävienti putoaa vuodesta 1988 15 % ja että läntisten vientimaiden teollisuustuotantojen volyyymi-indeksit kasvavat vuoden 1989 alkupuoliskolla samaa noin 3 %:n vuosivauhtia kuin vuonna 1988. Lisäksi aavistuksen verran jouduttiin ennakoimaan muuttujaa  $d4p$  ja myös muuttujan  $d4b$  arvo (vuodelle 1988) oli vielä ennakkotieto. Näissäkin ennusteissa lisävirhettä tuo ulkomaisten lainojen osittaisen vapauttamisen aiheuttama epävarmuus reaalikorkomuuttujassa.

---

20. Elokuussa 1986 Suomen Pankki vapautti valuuttasäännöstelystä yritysten yli viiden vuoden lainat omiin investointeihin. Ennusteissa tämä päätös alkaa vaikuttaa vasta reilun puolentoista vuoden viipeellä. Ulkomaisen koron vaikutuksen selvittäminen ei ilmeisesti ole niin vaikeaa kuin miltä se ensimmäisen harkinnan jälkeen saattaa tuntua, sillä on ilmeistä, että mallin reaalikorkomuuttuja itseasiassa muodostuu yritysten omiin investointeihin käyttämän pääoman (minimi) korosta.

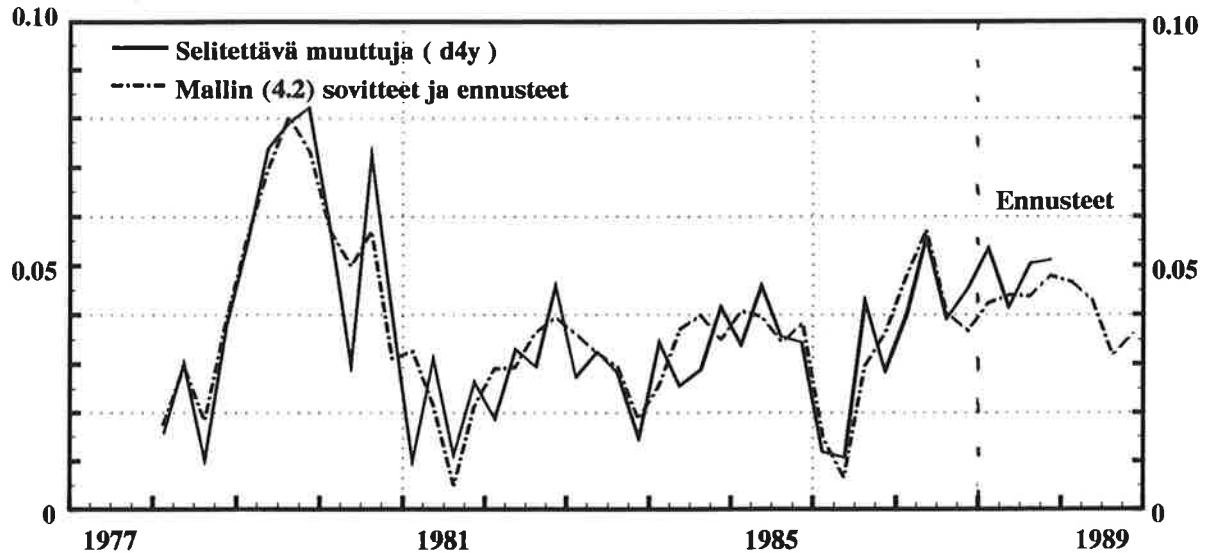


Taulukko 7. BKT:n vuosikasvun ennusteet vuosille 1988 ja 1989

Aika	Ennuste	Toteutunut	Ennusteiden vuosikeskiarvo	Toteutunut vuosikeskiarvo
1988/1	4.2	5.7	1988 4.5	5.2
1988/2	4.4	4.4		
1988/3	4.4	5.0		
1988/4	4.8	5.5		
1989/1	4.7	**	1989 3.9	**
1989/2	4.3	**		
1989/3	3.2	**		
1989/4	3.6	**		

Taulukosta 7 nähdään, että mallin (4.2) vuodelle 1988 tuottamista ennusteista kolme neljästä on toteutuneiden alapuolella. Kuitenkin ainoastaan ensimmäisen neljänneksen ennuste poikkeaa merkittävästi toteutuneesta, kun ennusteiden likimaisena keskiarvona pidetään estimointiperiodin keskihajontaa, 0.85, taulukosta 1. Ennusteiden keskiarvo, vaikkakin se on melko selvästi toteutuneen alapuolella, onnistui ennustamaan vuoden 1988 noususuhdanteen, sillä se on suurempi kuin mikään sovitteiden vuosikeskiarvo vuoden 1980 jälkeen. Toteutuneet arvot eivät ole lopullisia.

Kuvio 3. Mallin (4.2) ennusteet vuodelle 1988 ja 1989



## 5. Lopuksi

### 5.1 Mikä on tilastollisen virheen suuruus?

Malliin sisältyy aina tilastollista virhettä (mittausvirhettä ja spesifikaatiovirhettä). Karkea arvio tämän tutkimuksen mallin tilastollisen virheen suuruudesta voidaan saada aikaan pohtimalla kysymystä: voiko säännöllinen MA(1)-prosessi ykköskertoimella johtua tilastollisesta virheestä?

Kysymykseen voidaan ainakin mittausvirheiden osalta vastata: ei voi, sillä ei ole mitään syytä miksi mittausvirheet käyttäytyisivät näin säännöllisesti. Mallin spesifikaatiovirheiden osalta ongelma on monimutkaisempi, sillä saattaisi olla mahdollista, että havaittu MA(1)-prosessi johtuu jollain tavalla mallin matemaattisesta formuloinnista (esim. differenssoinnista tai siitä että selittäjät ovat painotettuja keskiarvoja). Liitteestä 5 nähdään, että myös tasoissa  $\theta_1$  saa riittävässä tarkkuudella arvon yksi ja liitteestä 6, että sama ominaisuus on myös differenssimallilla, jossa on vain yksittäisiä viipeitä. Näin ollen voidaan todeta, että MA(1)-kertoimen ykkösominaisuus ei johdu ainakaan mistään aivan triviaalista formuloinnissa tapahtuneesta virheestä tms.

Tämä ominaisuus ei myöskään muodostu helposti malliin, sillä MA(1)-termin kertoimeksi ei tule enää lähellekään yksi, jos jättää minkä tahansa selittäjän pois taulukon 2 mallista. Tälle ilmiölle luonnollinen tulkinta olisi se, että tilastollisen virheen osuus jäännöstermistä tulee

liian suureksi, kun jokin olennainen selittäjä tiputetaan pois kysyntä - tarjonta -kehikosta. Tällöin malli ei enää riittävän tarkasti viritä tätä kehikkoa.

Yllä olevan perusteella on erittäin aiheellista uskoa, että havaittu yksösominaisuus ei johdu tilastollisesta virheestä. Kun muutetaan tämä usko oletukseksi, päädytään siihen, että jäännöstermin "säännöllisen osan" on oltava selvästi suurempi kuin "tilastovirheosan", muutenhan MA(1):n kerroin ei voisi tulla likimain ykköseksi. Siis tilastollisen virheen täytyy olla pieni jopa suhteessa estimoituihin jäännöksiin.

## 5.2 Muita huomioita ja mahdollisia jatkotarkasteluja

Seuraavat huomiot ovat joko estimointitulosten implikoimia tai muuten konsistentteja niiden kanssa:

- 1) Talouteen sisältyy pitkiä vaikutusviiveitä, jotka ovat stabiileja ja suhdanteista riippumattomia.
- 2) Odotukset kysynnän suhteen ovat varsin konservatiivisia ja perustuvat lähinnä havaittuun tietoon. Myös inflaatio-odotukset malleissa on konstruoitu siten, että taloudenpitäjät keskimäärin odottavat tämän hetken inflaation jatkuvan samanlaisena myös (lähi)tulevaisuudessa.
- 3) Hinnat ovat jäykkiä, ja siten niillä ei ole vaikutusta lyhyellä aikavälillä. Tämä perustuu epäsuorasti estimointituloksiin, sillä malleissa ei tarvita lainkaan hintatasoa selittäjäksi. Jos hinnat reagoivat hitaasti kysynnän ja tarjonnan erotuksiin, on luonnollista, että hintojen

muutos vaikuttaa sekä kysyntään että tarjontaan (likimain) yhtäpaljon, jolloin kysyntä - tarjonta -kehikossa hintataso supistuu pois.

4) Kokonaistaloutta voidaan käsitellä yritysten ennakointivirheiden summana (Hirvonen, 1989, s. 16-17).

Tutkimuksessa saadut tilastolliset tulokset ovat vakuuttavia ja niille voidaan myös antaa selkeitä teoreettisia tulkintoja. Paras testi mallille voidaan kuitenkin tehdä vasta tulevaisuudessa: jos malli toimii yhtä hyvin myös aidoilla ennusteilla kuin estimointiperiodilla, voidaan sitä pitää jo erittäin perusteltuna väitteenä reaali maailmasta. Tutkimuksen teoreettisia väittämiä voidaan luonnollisesti testata myös muiden maiden aineistolla. Tällaisessa testauksessa kaikkein paras kohde olisi Suomen kaltainen pieni avoin talous, sillä malliin tulevat selittäjät olisivat tällöin suurinpiirtein samat.

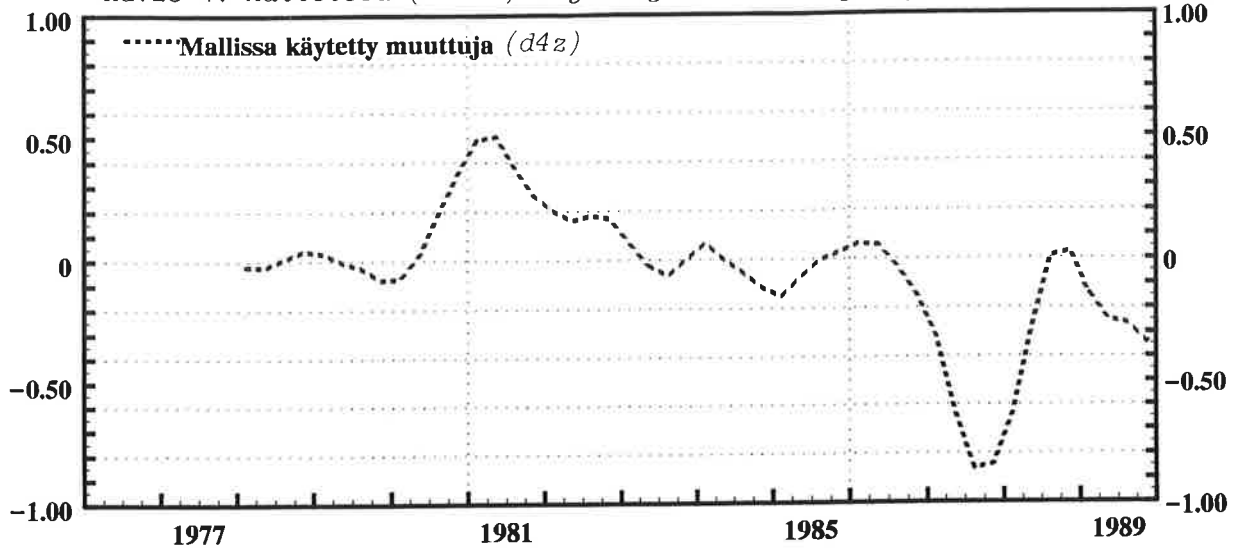
## Lähteet

- Box G. ja Jenkins G. (1970): Time Series Analysis, s.173-248 ja 337-418, Holden-Day, San Francisco.
- Harvey A. (1981): Econometric Analysis of Time Series, s. 159-164, Phillip Allan, Oxford.
- Hirvonen P. (1989): Kysyntä - tarjonta -kehikon mukainen siirtofunktio-malli bruttokansantuotteelle, Pro gradu -tutkielma, HY:n valtiotieteellinen tdk, huhtikuu 1989.
- Kanniainen V. ja Suvanto A (1974): Koe rahataloudellisten ja eräiden tulo- ja hintamuuttujien välisten viivästys relatioiden selvittämiseksi Suomen kansantaloudessa, HY:n kansantal. tiet. laitoksen kesk. al. nro 11.
- Kanniainen V. ja Tornberg P. (1982): Inflation in an Open Economy: Tests with Finnish Data 1960/I-1979/IV, HY:n kansantal. tiet. laitoksen kesk. al. nro 163.
- Lassila J. (1985): ETLA:n mallin käyttäytymisyhtälöt: huomioita ker-toimien stabiilisuudesta, ETLA:n kesk. al. nro 189.
- Myhrman R. (1978): Finanssipoliittisten vaikutusten mittaaminen, Taloustieteellisen seuran vuosikirja 1978, s.235-244.
- Rahiala M. (1986): Identification and Preliminary Estimation in Linear Transfer Function Models, Scandinavian Journal of Statistics 13:1986, s.239-255.
- Seber G. (1977): Linear Regression Analysis, s. 141, John Wiley & Sons, New York.
- Teräsvirta T. (1982): Teollisuustuotannon volyymin lyhyen ajan ennusta-minen osoitinmuuttujien avulla, ETLA: sarja C 23.
- Vartia P. (1974): An Econometric Model for Analyzing and Forecasting Short-Term Fluctuations in the Finnish Economy, ETLA: serie A 2.
- Vartia P. ja Salmi K. (1982): A Note on the Short-Term Determinants of Finnish Export, ETLA:n kesk. al. nro 71.
- Wonnacot R. ja Wonnacot T. (1979): Econometrics, sec. ed., s. 224-229, Wiley International Edition, USA.
- Öller L-E (1985): Macroeconomic Forecasting with a Vector Arima Model, International Journal of Forecasting 1(1985), s. 143-150.

$$(A.5) \quad d4z_{t-4.5} = .50 d4z_{t-4}^a + .50 d4z_{t-5}^a.$$

(A.5):ssä  $d4z_{t-4}^a = \log[PO_t / PO_{t-4}]$ , jossa  
PO on raakaöljyn hintaindeksi (ks. HWWA- indeksi, ETLA: serie B 52)  
markoiksi muutettuna ja deflatoituna elinkustannusindeksillä.

Kuvio 4. Malleissa (4.2-4) käytetty viivästetty öljynhintamuuttuja ( $d4z$ ).



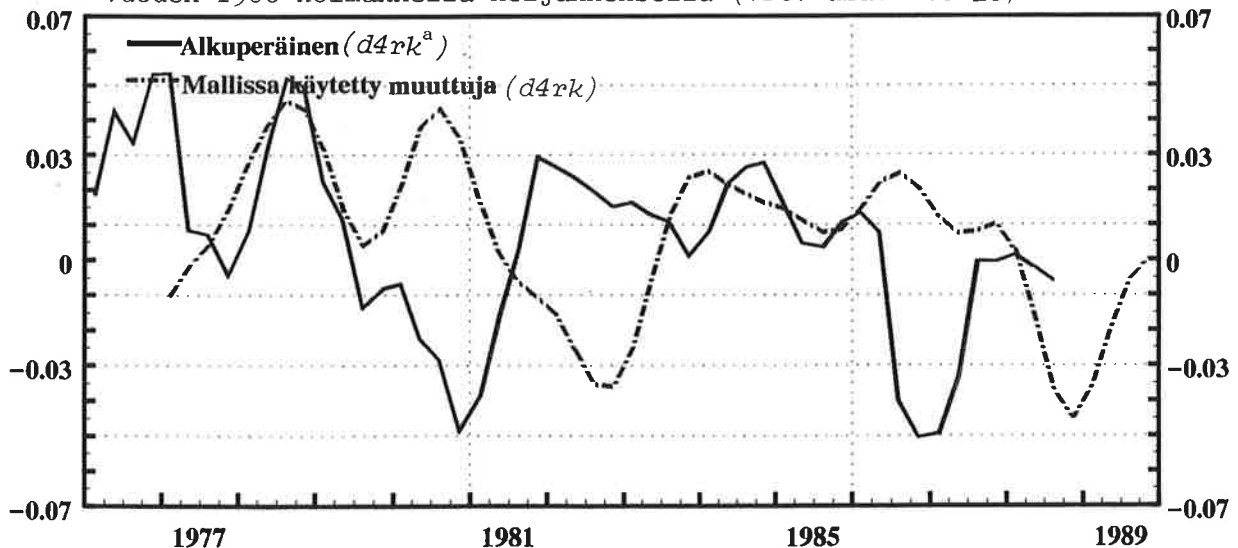
Reaalikorko:

$$(A.6) \quad d4rk_{t-7.5} = [.6 d4rk_{t-6}^a + 1.2 d4rk_{t-7}^a + 1.2 d4rk_{t-8}^a + .6 d4rk_{t-9}^a] / 3.6, \text{ jossa}$$

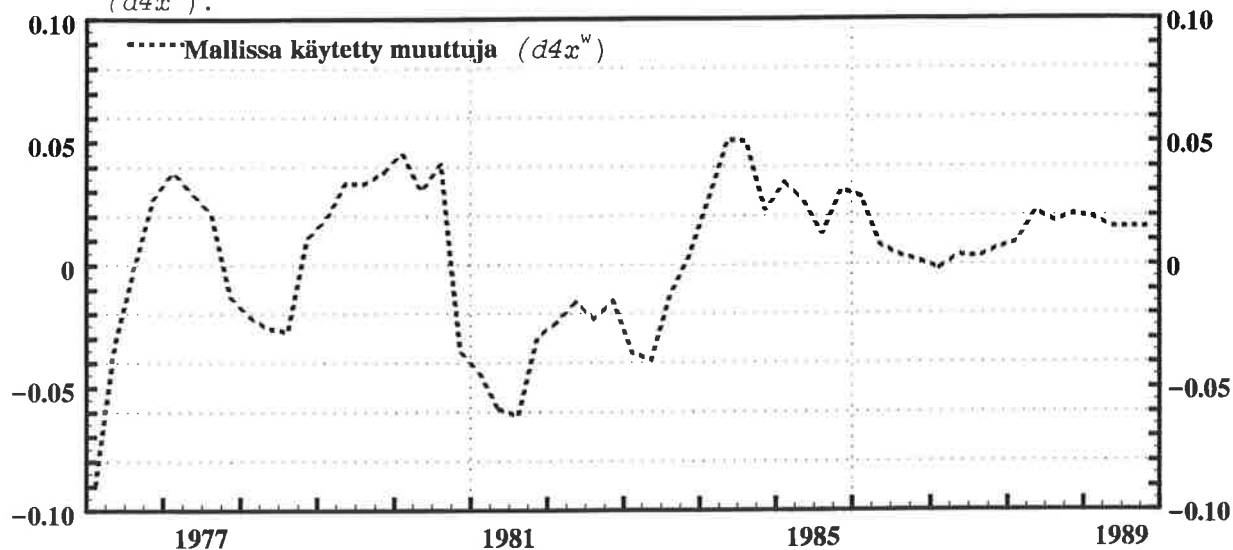
$$d4rk_t^a = \log\{[1 + (NK_t - P'_t)] / [1 + (NK_{t-4} - P'_{t-4})]\}.$$

(A.6):ssä NK= keskimääräinen antolainauskorko ja P'= hintatason  
muutos (molemmat prosenttia vuodessa).

Kuvio 5. Alkuperäinen reaalikorkomuuttuja ( $d4rk^a$ ) ja malleissa (4.2-4) käytetty tasoitettu ja viivästetty muuttuja ( $d4rk$ ). Kuviossa valuuttasäätelyn vapautuminen näkyy siinä, että  $d4rk^a$  laski n. 4 % vuoden 1986 kolmannella neljänneksellä (vrt. alaviite 20).



Kuvio 2. Malleissa (4.2-4) käytetty viivästetty vientikysyntämuuttuja ( $d4x^w$ ).



Kilpailukykyindikaattori:

$$(A.4) \quad d4p_{t-5.6} = .15 \, d4p_{t-4}^a + .325 \, d4p_{t-5}^a + .325 \, d4p_{t-6}^a + .15 \, d4p_{t-7}^a + .05 \, d4p_{t-8}^a$$

(A.4):ssa  $d4p_t^a = \log[PV_t/PV_{t-4}] - d4pk_t$ , jossa

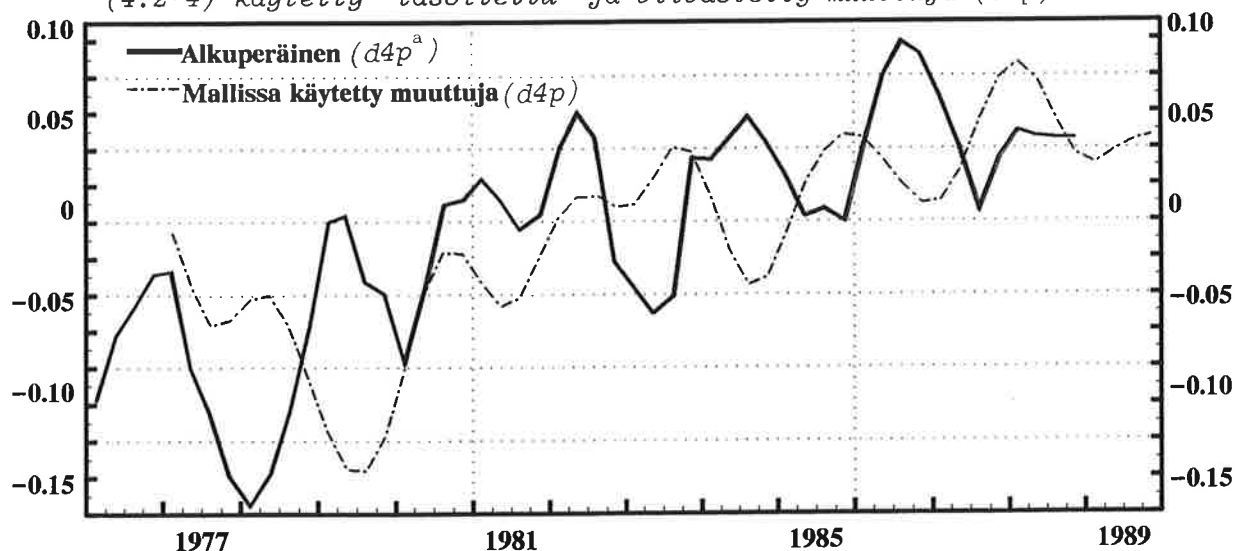
PV on Suomen ulkomaanvaluuttainen vientihintaindeksi ja

$$d4pk_t =$$

$$\begin{aligned} & WAUS \log(PAUT_t/PAUT_{t-4}) + WNOR \log(PNOR_t/PNOR_{t-4}) + WSWE \log(PSWE_t/PSWE_{t-4}) + \\ & WNTH \log(PNTH_t/PNTH_{t-4}) + WBEL \log(PBEL_t/PBEL_{t-4}) + WUSA \log(PUSA_t/PUSA_{t-4}) + \\ & WJAP \log(PJAP_t/PJAP_{t-4}) + WGER \log(PDEU_t/PDEU_{t-4}) + WFRA \log(PFRA_t/PFRA_{t-4}) + \\ & WUKM \log(PGBR_t/PGBR_{t-4}) + WITL \log(PITA_t/PITA_{t-4}) + WDEN \log(PDNK_t/PDNK_{t-4}), \end{aligned}$$

jossa esim. PGBR on Iso-Britannian tuonninyksikköarvoindeksi ja WUKM on Iso-Britannian viennin arvo-osuus edellisenä vuonna.

Kuvio 3. Alkuperäinen kilpailukykyindikaattori ( $d4p^a$ ) ja malleissa (4.2-4) käytetty tasoitettu ja viivästetty muuttuja ( $d4p$ ).



Mallin muuttujatSelitettävä muuttuja:

$$(A.1) \quad d4y_t = \log[Y_{mt}] - \log[Y_{mt-4}].$$

(A.1):ssä  $Y = Y - Q11QN$ , jossa  $Y$  = bruttokansantuotteen volyyymi ja  $Q11QN$  = kansantalouden tilinpidon mukainen maataloustoimialan arvonlisäys. Muuttuja  $d4y$  on esitetty kuvioissa 1 ja 2 (s. 27 ja 35).

Selittäjien konstruointi:

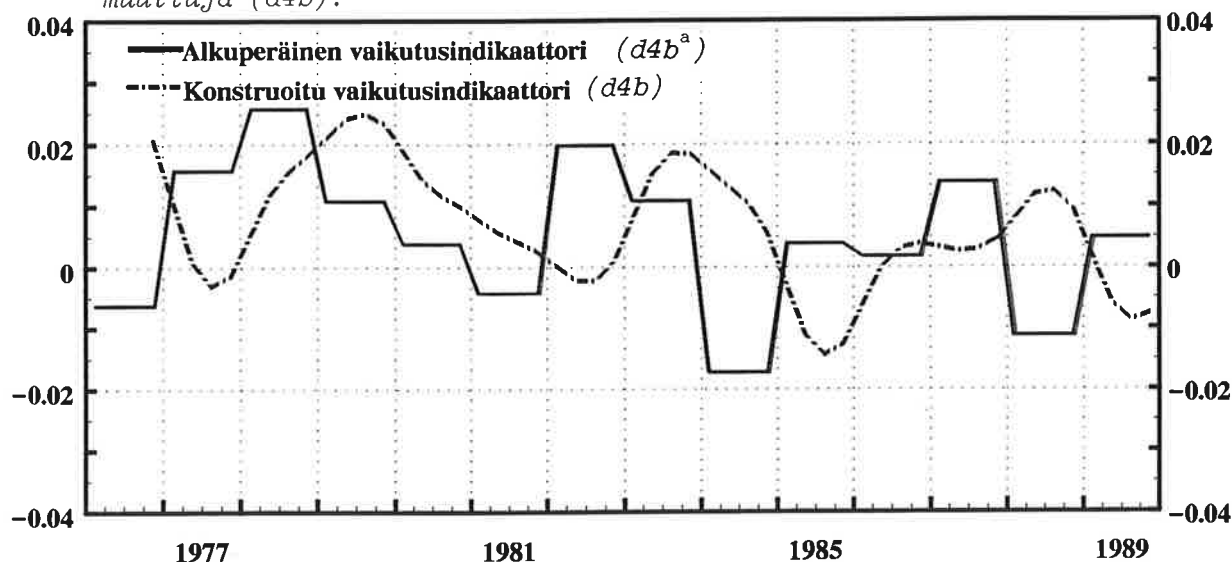
Selittäjien viivepainojakaumat on muodostettu käyttämällä luvussa 3.5 esiteltyjä tekniikoita.

Julkisen talouden kysyntävaikutus:

$$(A.2) \quad d4b_{t-4.5} = .05 d4b_{t-2}^a + .15 d4b_{t-3}^a + .30 d4b_{t-4}^a + .30 d4b_{t-5}^a \\ + .15 d4b_{t-6}^a + .05 d4b_{t-7}^a,$$

jossa  $d4b^a$  on VM:n koko julkisen sektorin vaikutusindikaattori (ks. VM:n taloudellinen katsaus).

Kuvio 1. Alkuperäinen neljännesvuosittaiseksi muutettu indikaattori ( $d4b^a$ ) ja malleissa (4.2-4) käytetty tasoitettu ja viivästetty muuttuja ( $d4b$ ).

Vientikysyntäindikaattori:

$$(A.3) \quad d4x_{t-2}^w = d4x_{t-2}^{wa}, \text{ jossa}$$

$$d4x_t^{wa} =$$

$$\begin{aligned} & WAUS \log(IAUT_t / IAUT_{t-4}) + WNOR \log(INOR_t / INOR_{t-4}) + WSWE \log(ISWE_t / ISWE_{t-4}) + \\ & WNTH \log(INTH_t / INTH_{t-4}) + WBEL \log(IBEL_t / IBEL_{t-4}) + WUSA \log(IUSA_t / IUSA_{t-4}) + \\ & WJAP \log(IJAP_t / IJAP_{t-4}) + WGER \log(IDEU_t / IDEU_{t-4}) + WFRA \log(IFRA_t / IFRA_{t-4}) + \\ & WUKM \log(IGBR_t / IGBR_{t-4}) + WITL \log(IITA_t / IITA_{t-4}) + WDEN \log(IDNK_t / IDNK_{t-4}), \end{aligned}$$

jossa esim. WAUS on Itävallan viennin arvo-osuus edellisellä vuonna ja  $\log(IAUT)$  on luonnollinen logaritmi Itävallan teollisuustuotannon volyyymi-indeksistä.



Rahan määrä:

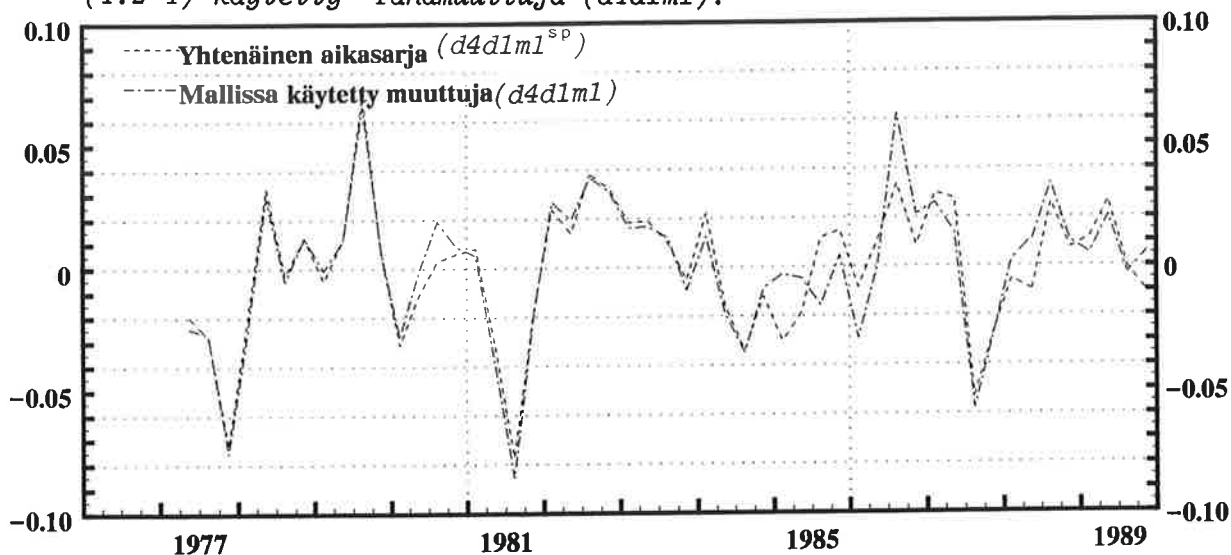
$$(A.7) \text{d1d4m1}_{t-4.3} = [.20 \text{d1d4m1}_{t-4}^a + .10 \text{d1d4m1}_{t-5}^a]/.30, \text{ jossa}$$

$$\begin{aligned} \text{d1d4m1}_{t-4}^a &= \log(\text{SM1}_t/\text{SM1}_{t-1}) - \log(\text{SM1}_{t-4}/\text{SM1}_{t-4-1}) \\ &= \log(\text{SM1}_t/\text{SM1}_{t-4}) - \log(\text{SM1}_{t-1}/\text{SM1}_{t-4-1}). \end{aligned}$$

(A.7):ssa SM1= M1/Y, jossa M1= [KTAL+LRA-KVL]/KHI.

Edellisessä KTAL on käteistalletukset, LRA on liikkeessä oleva raha, KVL on käteisvaraluotot ja KHI on kuluttajahintaindeksin keskimääräinen pisteluku neljänneksellä t.

Kuvio 6. Yhtenäinen Suomen Pankin aikasarja ( $d4d1m1^{sp}$ ) ja malleissa (4.2-4) käytetty rahamuuttuja ( $d4d1m1$ ).



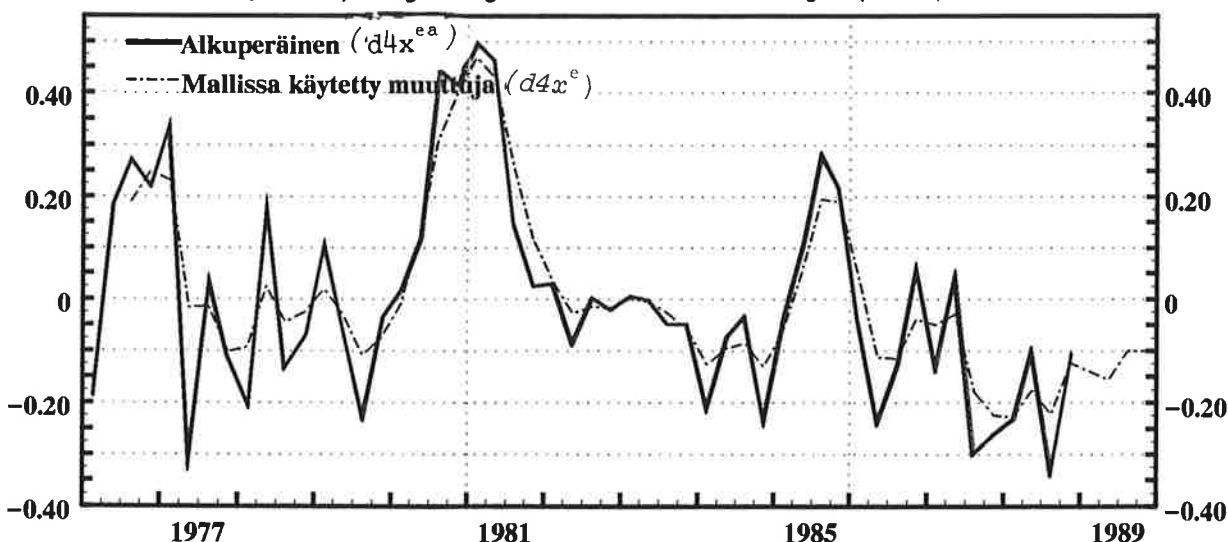
Itävienni:

$$(A.8) \text{d4x}_{t-0.4}^e = x_t^e - x_{t-4}^e, \text{ jossa}$$

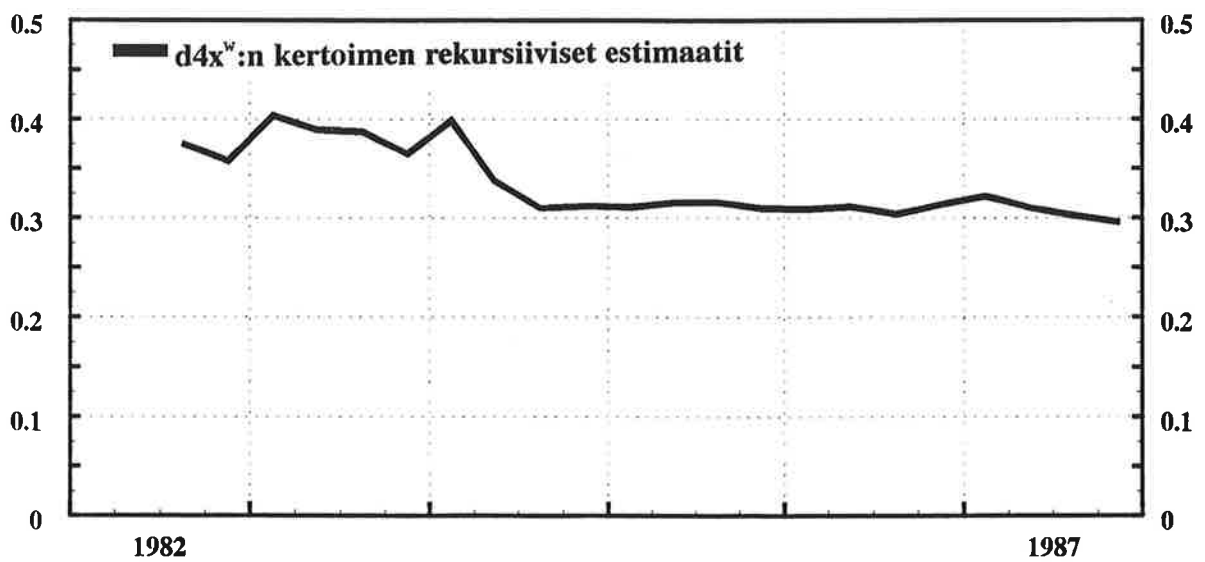
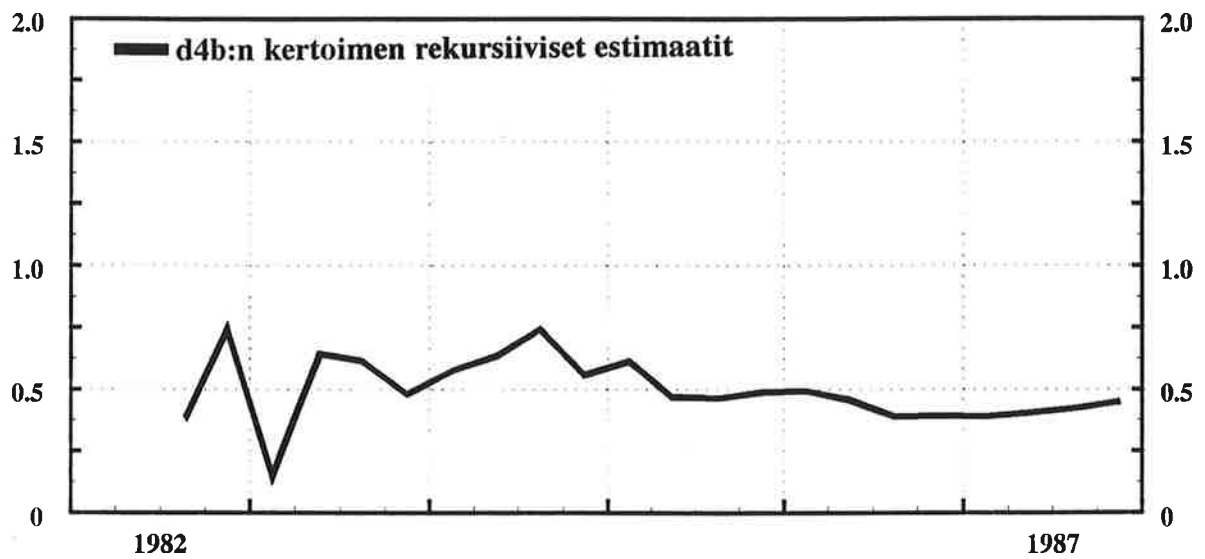
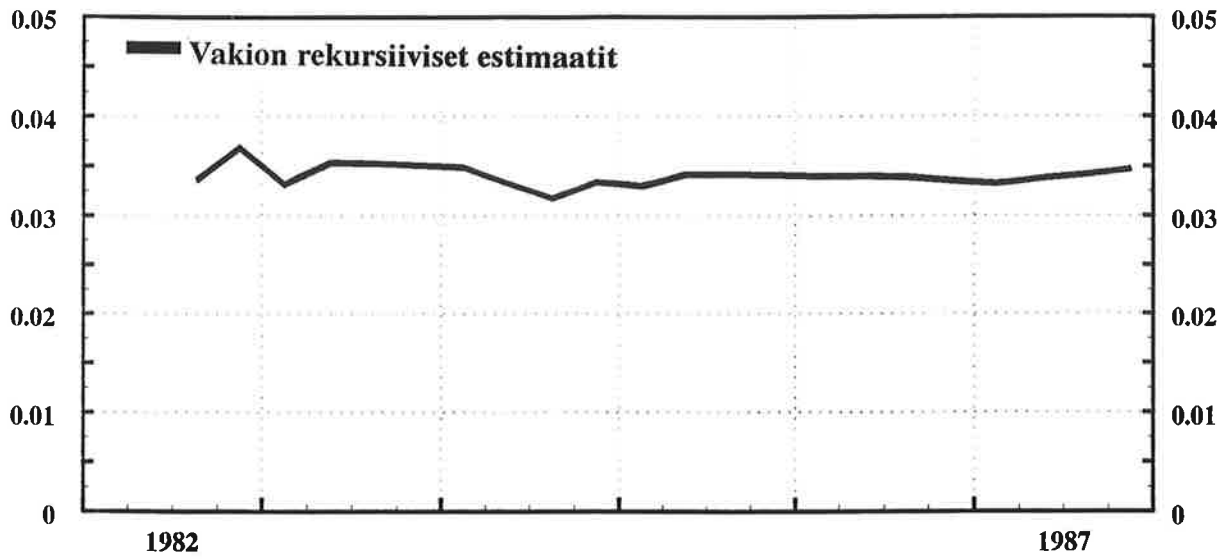
$$\begin{aligned} x_t^e &= .125 \log[\text{XETQ}_{t-2}] + .25 \log[\text{XETQ}_{t-1}] \\ &\quad + .50 \log[\text{XETQ}_t] + .125 \log[\text{XETQ}_{t+1}]. \end{aligned}$$

(A.8):ssa XETQ on itäviennin volyyymi-indeksi.

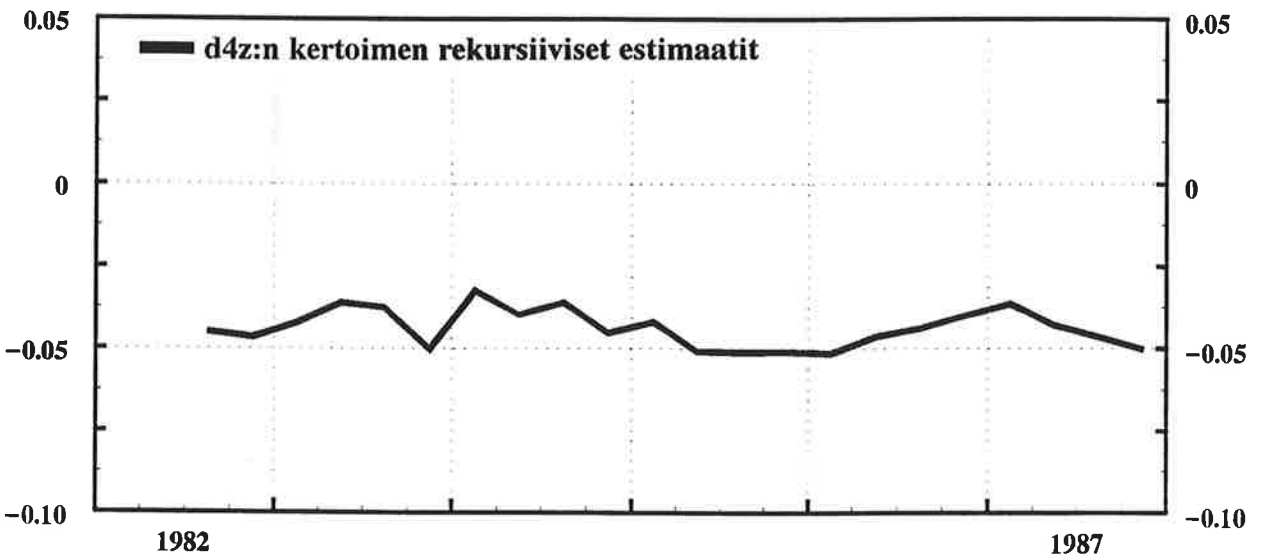
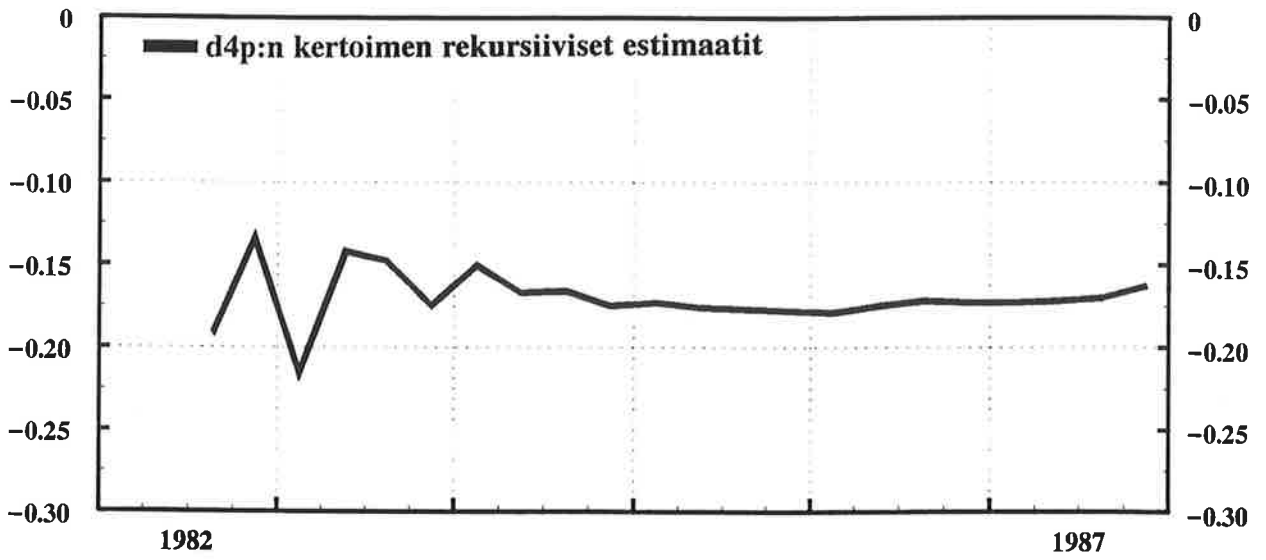
Kuvio 7. Tasoittamaton itäviennin volyyymi-indeksin vuosimuutos ja malleissa (4.2-4) käytetty tasoitettu muuttuja ( $d4x^e$ ).

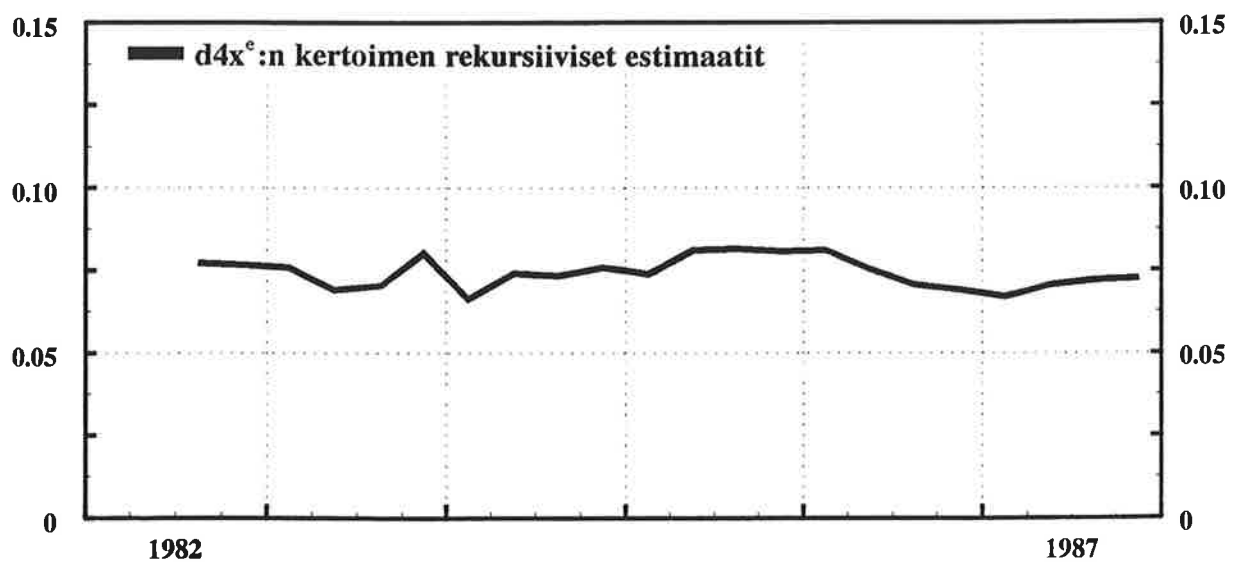
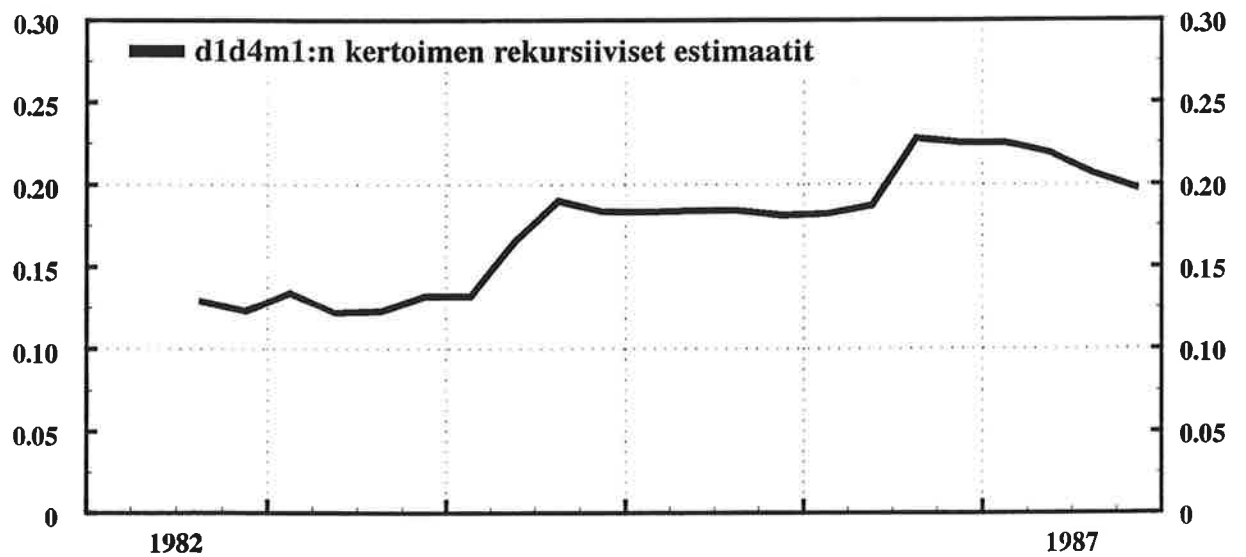
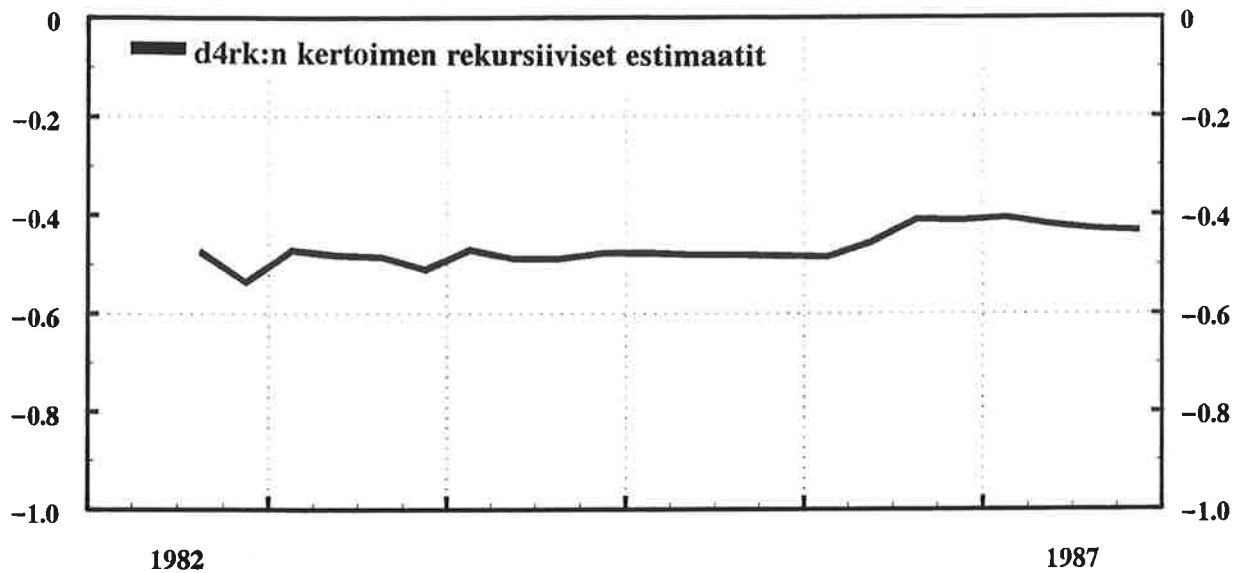


Differenssoiduista selittäjistä on vielä vähennetty oma keskiarvo, ts. selittäjät ovat keskistettyjä. Tunnetusti vakion lisääminen tai vähentäminen ei muuta regressiokertoimen arvoa, joten regressiokertoimet voidaan tulkita myös keskistämättömien aikasarjojen kokonaisvasteiksi.



LIITE 3.





Tasomallin estimointitulokset (vrt. mallit (3.3) ja (3.4)).

Huom:

- selitettävä,  $\log(Y_t)$ , on kausipuhdistettu
- differenssimalleissa  $p_{t-5}$  ja  $p_{t-8}$  on yhdistetty
- selittäjät ovat kausipuhdistettuja logaritmisia trendipoikkeamia
- estimointiperiodi 1978/1-1987/4 (viimeisessä estimoinnissa 1978/3-1987/4)
- muuttuja  $t$  on aika, ja siten sen kerroin kuvaa BKT:n trendikasvua.

Malli:

$$\log(Y_t) = C + \beta_0 t + \beta_1 b_{t-4.5} + \beta_2 x_{t-2}^w + \beta_3 p_{t-5} + \beta_4 p_{t-8} + \beta_5 z_{t-4.5} + \beta_6 rk_{t-7.5} + \beta_7 d1m1_{t-4.3} + \beta_8 x_{t-0.4}^e + (1-\theta_1 B) e_{1t}$$

PARAMETRI	ESTIMAATTI	T-ARVO	JÄÄNNÖSIEN KESKIHAJONTA=.959E-02
C	10.999	1086.1	
$\beta_0$	.033	24.9	AUTOKORRELAATIOT:
$\beta_1$	.690	2.3	VIIVE 1 2 3 4 5 6
$\beta_2$	.268	2.6	AUTOK. -.06 -.46 -.28 .46 -.10 -.09
$\beta_3$	-.059	1.1	VIRHE .16 .16 .19 .20 .22 .22
$\beta_4$	-.127	2.3	Q .1 9.4 12.8 22.6 23.1 23.5
$\beta_5$	-.049	5.8	
$\beta_6$	-.389	2.0	Jäännöstermispesifikaatio:
$\beta_7$	.146	2.4	$(1-\theta_1 B) e_{1t}$
$\beta_8$	.069	2.5	
$\theta_1$	.997	11.5	

PARAMETRI	ESTIMAATTI	T-ARVO	JÄÄNNÖSIEN KESKIHAJONTA=.505E-02
C	10.999	1123.1	
$\beta_0$	.033	78.7	AUTOKORRELAATIOT:
$\beta_1$	.541	5.4	VIIVE 1 2 3 4 5 6
$\beta_2$	.262	6.7	AUTOK. -.06 -.28 .02 -.17 -.13 .19
$\beta_3$	-.131	5.5	VIRHE .16 .16 .17 .17 .18 .18
$\beta_4$	-.071	2.9	Q .2 3.7 3.7 5.1 5.9 7.7
$\beta_5$	-.050	16.6	
$\beta_6$	-.354	5.2	Jäännöstermispesifikaatio:
$\beta_7$	.182	6.9	
$\beta_8$	.069	8.0	$[(1-\theta_1 B)/(1-\Phi_{24} B^4)] e_{2t}$
$\theta_1$	1.000	11.6	
$\Phi_{24}$	.611	9.3	

PARAMETRI	ESTIMAATTI	T-ARVO	JÄÄNNÖSIEN KESKIHAJONTA=.481E-02
C	11.019	517.1	
$\beta_0$	.032	26.6	AUTOKORRELAATIOT:
$\beta_1$	.558	6.0	VIIVE 1 2 3 4 5 6
$\beta_2$	.302	6.8	AUTOK. -.12 -.15 -.06 -.24 -.08 .21
$\beta_3$	-.116	4.6	ST.E. .16 .16 .17 .17 .18 .18
$\beta_4$	-.046	1.6	Q .6 1.6 1.8 4.3 4.6 6.6
$\beta_5$	-.050	16.5	
$\beta_6$	-.407	5.5	Jäännöstermispesifikaatio:
$\beta_7$	.182	6.7	
$\beta_8$	.075	7.8	$[(1-\theta_1 B)/(1-\Phi_{12} B^2)(1-\Phi_{24} B^4)] e_{3t}$
$\theta_1$	.993	11.3	
$\Phi_{24}$	.653	7.7	
$\Phi_{12}$	-.263	1.6	

Yksittäiset viipeet selittäjinä

Liitteessä käytetyt selittäjät ovat yksittäisiä viipeitä. (Niistä on muodostettu taulukoiden 1, 2 ja 3 varsinaiset selittäjät tekemällä erilaisia painotettuja keskiarvoja, ks. liite 1.)

$$\begin{aligned} \text{Malli: } d4y_t = & \beta'_0 + \beta'_1 d4b_{t-4}^a + \beta'_2 d4x_{t-2}^{wa} + \beta'_3 d4p_{t-5}^a + \beta'_4 d4p_{t-8}^a \\ & + \beta'_5 d4z_{t-4}^a + \beta'_6 d4rk_{t-6}^a + \beta'_7 d4rk_{t-9}^a + \beta'_8 d1d4m1_{t-4}^a \\ & + \beta'_9 d4x_t^{ea} + (1-\theta_1 B) r_t. \end{aligned}$$

PARAMETRI	ESTIMAATTI	T-ARVO										
$\beta'_0$	.0313	56.49										
$\beta'_1$	.4221	4.25										
$\beta'_2$	.3687	12.29										
$\beta'_3$	-.1208	3.82										
$\beta'_4$	-.0845	4.50										
$\beta'_5$	-.0507	12.68										
$\beta'_6$	-.2806	5.86										
$\beta'_7$	-.2540	4.45										
$\beta'_8$	.1359	4.56										
$\beta'_9$	.0789	9.42										
$\theta_1$	.9969	12.11										
JÄÄNNÖSNELIÖSUMMA . . . . .		.00214										
JÄÄNNÖKSIEN KESKIHAJONTA . . .		.00730										
AUTOKORRELAATIOT:												
VIIVE	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
AUTOKORR.	.06	-.30	-.22	-.07	.15	.06	-.09	-.08	-.05	.08	.07	-.07
VIRHE	.16	.16	.17	.18	.18	.18	.18	.19	.19	.19	.19	.19
Q	.2	4.2	6.5	6.8	7.9	8.0	8.4	8.8	8.9	9.2	9.6	9.8

Yllä  $d4x_t^{ea}$  on itäviennin volyyymi-indeksin logaritminen muutos edellisen vuoden vastaavasta neljänneksestä (ks. kuvio 7, liite 1).

Ensimmäiset ja viimeiset 24 havaintoa

Liitteessä on esitetty taulukon 3 mallin estimaatit 24 ensimmäiselle ja 24 viimeiselle havainnolle. Estimointiperiodeissa on ainoastaan 8 yhteistä havaintoa.

$$\begin{aligned} \text{Malli: } d4y_t = & \beta_0 + \beta_1 d4b_{t-4.5} + \beta_2 d4x_{t-2}^w + \beta_3 d4p_{t-5.6} \\ & + \beta_4 d4z_{t-4.5} + \beta_5 d4rk_{t-7.5} + \beta_6 d1d4m1_{t-4.3} + \beta_7 d4x_{t-0.4}^e \\ & + [(1-\theta_1 B)/(1-\Phi_{12} B^2)]r_t. \end{aligned}$$

Ensimmäiset 24 havaintoa:

PARAMETRI	ESTIMAATTI	T-ARVO
$\beta_0$	.0350	21.04
$\beta^0$	.5550	2.77
$\beta^1$	.3957	8.47
$\beta^2$	-.1589	5.06
$\beta^3$	-.0542	2.09
$\beta^4$	-.4946	9.16
$\beta^5$	.1961	4.52
$\beta^6$	.0946	4.58
$\theta^7$	.9969	7.30
$\Phi_{12}^1$	-.3382	2.21
JÄÄNNÖSNELIÖSUMMA . . . . .		.00051
JÄÄNNÖKSIEN KESKIHAJONTA . . . . .		.00461

Viimeiset 24 havaintoa (ERI LÄHTÖARVOT!):

PARAMETRI	ESTIMAATTI	T-ARVO
$\beta_0$	.0330	46.29
$\beta^0$	.3573	3.18
$\beta^1$	.3510	4.18
$\beta^2$	-.1191	2.75
$\beta^3$	-.0475	10.64
$\beta^4$	-.4318	5.32
$\beta^5$	.2457	4.33
$\beta^6$	.0677	3.53
$\theta^7$	1.0064	7.35
$\Phi_{12}^1$	-.3485	1.62
JÄÄNNÖSNELIÖSUMMA . . . . .		.00052
JÄÄNNÖKSIEN KESKIHAJONTA . . . . .		.00464

Mallien (2.4) ja (2.5) yhteys

Osoituksessa käytetään hyväksi mm. seuraavia tietoja:

(i)  $(D_t/Y_{t-1})-1$  on suuruusluokkaa 0.01.

(ii)  $V_t/D_t$ :n itseisarvo on suuruusluokkaa pienempi kuin 0.01.

Yhtäsuuruusmerkkien päälle sulkeisiin on laitettu seikka, jonka nojalla yhteys vallitsee, jos kyseinen yhteys ei ole aivan ilmeinen. Log tarkoittaa luonnollista logaritmia, ts.  $\log(x)=y \Leftrightarrow x=\exp(y)$ .

Oletetaan, että on kaksi tapaa "mallittaa"  $Y_t$ :tä:

$$1) \quad Y_t = D'_t + V_t \text{ ja}$$

$$2) \quad Y_t = D'_t E_t, \text{ joissa jäännöstermeille pätee } E(V_t) = 0 \text{ ja } E(E_t) = 1.$$

Kun 1 ja 2 ovat yhtäaikaan voimassa,  $V_t = D'_t (E_t - 1)$ .

Tällöin myös pätee:

Väite 1: Jos  $Y_t = D'_t + V_t = (D_t - V_{t-1}) + V_t$ ,

niin approksimatiivisesti

$$Y_t = D_t (E_{t-1})^{-1} E_t$$

$$\Leftrightarrow \log(Y_t) = \log(D_t) + (1-\theta_1 B) e_t,$$

$$\text{jossa } \theta_1 = 1 \text{ ja } e_t = \log(E_t).$$

Tod. 1:  $Y_t = D'_t + V_t \quad (\text{mallit 1 ja 2}) \quad (\text{väite 1 alkuosa})$   
 $= D'_t E_t = (D_t - V_{t-1}) E_t$

(koska  $(E_{t-1})^{-1} + (V_{t-1}/Y_{t-1}) = 1$ )

$$= \{D_t (E_{t-1})^{-1} + D_t (V_{t-1}/Y_{t-1}) - V_{t-1}\} E_t$$

$$= \{D_t (E_{t-1})^{-1} + [(D_t/Y_{t-1}) - 1] V_{t-1}\} E_t$$

$$= D_t (E_{t-1})^{-1} E_t + [(D_t/Y_{t-1}) - 1] V_{t-1} E_t$$

(tiedot (i) ja (ii))

$$\approx D_t (E_{t-1})^{-1} E_t$$

$$\Leftrightarrow \log(Y_t) \approx \log(D_t) + (1-\theta_1 B) e_t \quad \blacksquare$$

-----

Väite 2: Jos  $Y_t = D'_t E_t = \{D_t (E_{t-1})^{-1}\} E_t$ ,

niin approksimatiivisesti

$$Y_t = (D_t - V_{t-1}) + V_t = D_t + (1-B) V_t.$$

(mallit 1 ja 2)

Tod. 2:  $Y_t = D'_t E_t = D'_t + V_t$

(väite 2 alkuosa)

$$= \{D_t (E_{t-1})^{-1}\} + V_t$$



Liite 8.  
(jatkoa)

$$\begin{aligned} & \text{(malli 2)} \\ & = [D_t (D'_{t-1}/Y_{t-1})] + V_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \text{(malli 1)} \\ & = \{D_t (Y_{t-1} - V_{t-1})/Y_{t-1}\} + V_t \\ & = \{D_t - (D_t/Y_{t-1}) V_{t-1}\} + V_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \text{(tieto (i))} \\ & \approx (D_t - V_{t-1}) + V_t = D_t + (1-B) V_t \quad \square \end{aligned}$$

Kun väitteet 1 ja 2 pitävät paikkansa, vastaavat yhtälöt (2.4) ja (2.5) (ks. s. 6 ja 7) approksimatiivisesti toisiaan.



ELINKEINOELÄMÄN TUTKIMUSLAITOS (ETLA)  
The Research Institute of the Finnish Economy  
Lönnrotinkatu 4 B, SF-00120 HELSINKI Puh./Tel. (90) 601 322  
Telefax (90) 601 753

KESKUSTELUAIHEITA - DISCUSSION PAPERS ISSN 0781-6847

- No 265 TIMO SAALASTI, Hintakilpailukyky ja markkinaosuudet Suomen tehdasteollisuudessa. 01.08.1988. 75 s.
- No 266 PEKKA ILMAKUNNAS, Yritysaineiston käyttömahdollisuuksista tutkimuksessa. 18.08.1988. 40 s.
- No 267 JUSSI RAUMOLIN, Restructuring and Internationalization of the Forest, Mining and Related Engineering Industries in Finland. 19.08.1988. 86 pp.
- No 268 KANNIAINEN VESA, Erfarenheter om styrning av investeringar i Finland. 26.08.1988. 17 s.
- No 269 JUSSI RAUMOLIN, Problems Related to the Transfer of Technology in the Mining Sector with Special Reference to Finland. 30.08.1988. 32 pp.
- No 270 JUSSI KARKO, Factor Productivity and Technical Change in the Finnish Iron Foundry Industry, 1978-1985. 26.09.1988. 77 pp.
- No 271 ERKKI KOSKELA, Timber Supply Incentives and Optimal Forest Taxation. 30.09.1988. 32 pp.
- No 272 MIKAEL INGBERG, A Note on Cost of Capital Formulas. 07.10.1988. 29 pp.
- No 273 JUSSI KARKO, Tuottavuuskehitys Suomen rautavalmisteollisuudessa 1978-1985. 10.10.1988. 38 s.
- No 274 HILKKA TAIMIO, Taloudellinen kasvu ja kotitaloustuotanto - Katsaus kirjallisuuteen. 01.11.1988. 54 s.
- No 275 MIKAEL INGBERG, Kapitalinkomstbeskattnings neutralitet i Finland. 11.11.1988. 32 s.
- No 276 MIKAEL INGBERG, Näkökohtia metsäverotuksesta. 11.11.1988. 34 s.
- No 277 MARKKU KOTILAINEN - TAPIO PEURA, Finland's Exchange Rate Regime and European Integration. 15.12.1988. 37 pp.
- No 278 GEORGE F. RAY, The Finnish Economy in the Long Cycles. 20.12.1988. 104 pp.
- No 279 PENTTI VARTIA - HENRI J. VARTIAINEN, Finnish Experiences in a Dual Trade Regime. 20.12.1988. 18 pp.
- No 280 CHRISTIAN EDGREN, Tulorakenteen hyväksikäytöstä veronalaisen tulon kasvua arvioitaessa. 22.12.1988. 32 s.

- No 281 PEKKA ILMAKUNNAS - HANNU TÖRMÄ, Structural Change of Factor Substitution in Finnish Manufacturing. 09.01.1989. 22 pp.
- No 282 MARKKU RAHIALA - TIMO TERÄSVIRTA, Labour Hoarding Over the Business Cycle: Testing the Quadratic Adjustment Cost Hypothesis. 18.01.1989. 22 pp.
- No 283 ILKKA SUSILUOTO, Helsingin seudun aluetalous panos-tuotostutkimuksen valossa. 08.02.1989. 27 s.
- No 284 JAMEL BOUCELHAM - TIMO TERÄSVIRTA, How to Use Preliminary Values in Forecasting the Monthly Index of Industrial Production? 08.03.1989. 14 pp.
- No 285 OLLE KRANTZ, Svensk ekonomisk förändring i ett långtidsperspektiv. 28.02.1989. 29 p.
- No 286 TOR ERIKSSON - ANTTI SUVANTO - PENTTI VARTIA, Wage Setting in Finland. 20.03.1989. 77 p.
- No 287 PEKKA ILMAKUNNAS, Tests of the Efficiency of Some Finnish Macroeconomic Forecasts: An Analysis of Forecast Revisions. 30.03.1989. 19 p.
- No 288 PAAVO OKKO, Tuotantomuodon muutos ja sen merkitys yritys- ja aluerakenteelle. 08.05.1989. 14 s.
- No 289 ESKO TORSTI, The Forecasting System in ETLA. 10.05.1989. 36 p.
- No 290 ESKO TORSTI, MAT-ohjelmointitulkkin käyttö ja rakenne. 11.05.1989. 67 s.
- No 291 GUJA BACCHILEGA - ROBERTO GOLINELLI, Medium Term Prospects for the European Economies. 17.05.1989. 27 p.
- No 292 KARI ALHO, Deregulation of Financial Markets: A General Equilibrium Analysis of Finland. 31.05.1989. 43 p.
- No 293 PAAVO OKKO - EERO KASANEN, A Model of Banking Competition. 15.06.1989. 20 p.
- No 294 HILKKA TAIMIO, Naisten kotityö ja taloudellinen kasvu Suomessa vuosina 1860-1985. 28.06.1989. 38 s.
- No 295 PETTERI HIRVONEN, Kysyntä - tarjonta -kehikon mukainen siirtofunktiomalli bruttokansantuotteelle. 23.08.1989. 38 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/23.08.1989