

995.

**Yhteisintegroituvuudesta ja sen soveltamisesta
empiirisen esimerkin avulla Suomen talouteen**

Jari Westerholm

Tilastotieteen pro gradu-tutkielma
27. maaliskuuta 1998

**Jyväskylän yliopisto
tilastotieteen laitos**

Tiivistelmä

Jari Westerholm: *Yhteisintegroituvuudesta ja sen soveltamisesta empiirisen esi-
merkin avulla Suomen talouteen*

Tilastotieteen pro gradu-tutkielma, Jyväskylän yliopisto, 27. maaliskuuta 1998.
Sivuja 90, liitteitä 5.

Tässä tutkielmassa esitellään yhteisintegroituvuus-analyysin perusteet ja Johansenin suurimman uskottavuuden-metodi yhteisintegroituvuus-vektoreiden selvittämiseksi. Tutkielman aineistona on Suomen Pankin aineisto (BoF4) vuosilta 1961- 1992 ja analysoitavina muuttujina työttömyys, reaalipalkka, tuottavuus sekä työllisyys. Aineistolle suoritettiin aluksi SPSS/Trends-ohjelmalla ARIMA-mallintaminen, jonka avulla selvitettiin muuttujien aikasarja-ominaisuuksia. Varsinainen yhteisintegroituvuus-analyysi suoritettiin ekonometrisella PcFiml 8.0 ohjelmistolla. Tämän tutkimuksen perusteella aineistosta ei löytynyt ekonometrisesti perusteltuja yhteisintegroituvuus-vektoreita.

Avainsanoja: yhteisintegroituvuus, Johansenin SU-menetelmä, PcFiml 8.0

Sisällysluettelo:

1. Johdanto	2
2. Yhteisintegroituvuudesta	4
2.1. Teoreettinen malli	4
2.2. Vektori autoregressiivinen malli (VAR).....	5
3. Suurimman uskottavuuden (SU) estimoimista	10
4. Hypoteeseista ja niiden testaamisesta	15
5. Tutkimusaineisto ja sen ARIMA-malli sovellukset.....	20
5.1. ARIMA-mallintaminen alustavana analyysinä	20
5.1.1. Reaalipalkka (WR4).....	22
5.1.2. Tuottavuus (PROD_1)	23
5.1.3. Työllisyys (LH4_1)	25
5.1.4 Työttömyys (LUS).....	28
5.2. Yhteenvedo alustavasta ARIMA-analyysistä.....	30
6. Tutkimusaineiston yhteisintegroituvuus tarkastelut.....	32
6.1. Alustava PNS-analyysi PcFiml-ohjelmalla.....	33
6.2. Alustava dynaaminen analyysi	39
6.3. Rekursiivinen estimointi osana alustavaa analyysia	39
6.4. Yhteisintegroituvuus-relaatioiden määrittely	41
6.4. Hypoteesien muodostaminen ja testaus	44
6.5. Yhteisintegroituvuus-analyysin tulosten tulkinta.....	44
Lähdeluettelo.....	47
Liitteet	49

1. Johdanto

Tämän tutkimuksen aihe on lähtenyt liikkeelle Jacobson, Vredin ja Warne 'Common Trends and Hysteresis in Unemployment' tutkimuksesta vuodelta 1994. Tutkimuksessa käsiteltiin yleisen trendin ja lyhytaikaisten shokkien vaikutusta työttömyyteen käyttäen metodina yhteisintegroituvuus-analyysiä. Tutkimuksen kohdemaina olivat Ruotsi, Norja ja Tanska ja tutkimusaineisto oli kerätty noin reilun kahdenkymmenen vuoden ajalta, päättyen vuoteen 1990. Tutkimuksessa ei ollut mukana Suomi. Tämä herätti tämän tutkimuksen tekijän mielenkiinnon: Miksei Suomi Skandinavian ja erityisesti pohjoismaana ollut mukana tutkimuksessa? Koska vastaavat tutkittavat aikasarjat löytyisivät myöskin kotimaisesta aineistosta, päätettiin kokeilla yhteisintegroituvuus-analyysia Suomen aineistolla. Edellä mainitusta tutkimuksesta poiketen tämä tutkimus rajoittuisi ainoastaan yhteisintegroituvuus-vektoreiden olemassaolon määrittelyyn.

Tämä tutkimus tehdään pääasiassa tilastolliselta pohjalta ja se on suoritettu pääkohdittain seuraavasti. Luvussa 2 esitellään yhteisintegroituvuus-teoriaa siten, että käydään tiiviisti läpi vektori autoregressiivisen (VAR) mallin muodostaminen. Yhteisintegroituvuus-relaatioiden muodostaminen käydään läpi myös yksinkertaistetun esimerkin avulla. Luvussa 3 esitellään monimuuttujaisen yhteisintegroituvan systeemin yhteisintegroituvuus-relaatioiden ratkaisemiseksi ns. Johansen menetelmä, joka perustuu suurimman uskottavuuden estimointiin. Yhteisintegroituvuus-analyyseissä käytettävät yleisimmät hypoteesimallit esitellään luvussa 4 yksinkertaistettujen esimerkkien avulla. Luvussa 5 esitellään tutkimusaineisto ja sen ARIMA-mallisovellukset muuttujittain. ARIMA-analyysi on mukana, koska sen tuloksista saadaan tietoa kunkin mukana olevan muuttujan ominaisuuksista. Erityisesti oltiin kiinnostuneita 1. differenssin vaikutuksista muuttujien stationaa-

risuuteen sekä mahdollisten trendien ja kausimuuttujien esiintymisestä tutkittavassa datassa. Luku 6 sisältää tutkimusaineiston yhteisintegroituvuus-tarkastelut, jotka on suoritettu ekonometrisella tietokoneohjelmistolla PcFiml 8.0. Samassa luvussa on myös pyritty esittelemään PcFiml 8.0:n ominaisuuksia analysoida tutkimusaineistoa ja, mikäli aineisto sen mahdollistaa, mallintaa yhteisintegroituvuutta. Tämän tutkimuksen perusteella havaintoaineistolle ei pystytty määrittelemään tilastollisesti tai ekonometrisesti perusteltuja yhteisintegroituvuus-vektoreita.

2. Yhteisintegroituvuudesta

2.1. Teoreettinen malli

Yhteisintegroituvien muuttujien tutkimuksissa on tutkijalla Grangerin uudelleen esitys-teorian (*representation theory*) (Engle ja Granger 1987) perusteella mahdollisuus valita esitysmallinsa kolmesta isomorfisesta muodosta: vektori autoregressiivinen (VAR), virheenkorjaus (ECM) ja liukuva keskiarvo (MA). Näistä esitysmuodoista ehkä käytetyin on ollut ECM (error correction model). Sen etuna on ollut mahdollisuus eritellä pitkän- ja lyhyen aikavälin mallit. MA (moving average) esitystä on pidetty varsin luonnollisena lähtökohtana mikäli analysoitavien muuttujien kovarianssit ovat olleet stationaarisia ensimmäisen differenssoinnin jälkeen. Jacobson ym. (1994) olivat kuitenkin päätyneet käyttämään vektori autoregressiivista mallia (VAR), jossa on yhteisintegroituneet muuttujat. VAR-malliin perustuen he muodostivat ns. yleisen trendi mallin, jossa ei-stationaariset sarjat hajotetaan stationaariseen osaan ja stokastiseen trendi-osaan. Mallivalinnan perusteluna pidettiin mm. sitä, että muuttujat, joita tällaisissa tutkimuksissa yleensä oli pidetty eksogeenisina, olisikin pidettävä endogeenisina (työn tarjonta ja tuottavuus erityisesti).

2.2. Vektori autoregressiivinen malli (VAR)

Lähdetään liikkeelle p-ulotteisesta VAR-mallista (Johansen & Juselius 1990),

$$Y_t = \Pi_1 Y_{t-1} + \dots + \Pi_k Y_{t-k} + \mu + \psi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T \quad (2.1)$$

jossa Y_t on $p \times 1$ stokastisten muuttujien vektori, Y_{-k+1}, \dots, Y_0 ovat viiveitä, $\varepsilon_1, \dots, \varepsilon_T$ ovat i.i.d. $N_p(0, \Sigma)$. μ on vakioista muodostuva vektori ja D_t ovat keskistettyjä kausivaihtelu dummy-muuttujia, jotka summautuvat nollassi koko vuoden osalta. Neljännesvuosiaineiston ollessa kyseessä malli sisältää kolme dummy-muuttujaa ja yhden vakiotermin.

Vektori μ ja matriisit $(\psi, \Pi_1, \dots, \Pi_k, \Sigma)$ sisältävät VAR prosessin parametrit. Tästä seuraa, että p-ulotteisessa prosessissa on Tp havaintoa ja $p + 3p + kp^2 + p(p+1)/2$ parametria.

Koska taloustieteelliset aikasarjat ovat usein ei-stationaarisia prosesseja, VAR-mallit ovat yleensä esitetty ensimmäisenä differenssinä. Käytetään merkin-
tää $\Delta = 1-L$, jossa L on viive-operaattori. Malli (2.1) kirjoitetaan nyt uudelleen ensimmäisen differenssin VAR-mallina, lukuun ottamatta termiä ΠY_{t-k}

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k-1} + \Pi Y_{t-k} + \mu + \psi D_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, \dots, T, \quad (2.2)$$

jossa

$$\Gamma_i = -I + \Pi_1 + \dots + \Pi_i \quad (i = 1, \dots, k-1) \quad (2.3)$$

ja

$$\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k). \quad (2.4)$$

Huomio kiinnitetään nyt erityisesti kerroinmatriisiin Π ja siihen mahdollisesti sisältyvään pitkän aikavälin informaatioon tutkittavasta datasta. Matriisin Π astetta tutkimalla päädytään kolmeen eri tapaukseen (Johansen, 1991)

- (i) Aste (Π) = p , ts. matriisi on täysi, jolloin vektori prosessi Y_t olisi stationaarinen.
- (ii) Aste (Π) = 0 , ts. matriisi on nollamatriisi ja (2.2) malli olisi nyt perinteinen differensoitu vektori aikasarjamalli (VAR).
- (iii) $0 < \text{Aste}(\Pi) = r < p$, jolloin on olemassa $p \times r$ matriisit α ja β niin, että $\Pi = \alpha\beta'$.

β :n parametreja sanotaan yhteisintegroituvuus vektoreiksi, α_{\perp} :n parametreja voidaan tulkita yleisen trendin kertoimiksi. Yhteisintegroituvilla vektoreilla β on seuraava ominaisuus; $\beta'Y_t$ on stationaarinen, vaikka Y_t itse olisi ei-stationaarinen. Tällöin mallia (2.2) voitaisiin kutsua virheenkorjausmalliksi (ECM) (Engle ja Granger 1987).

Yhteisintegroituvuus hypoteesiksi, jolla testataan montako yhteisintegroituvuus vektoria tulee olla, valitaan

$$H_2(r): \Pi = \alpha\beta', \quad (2.5)$$

missä α ja β ovat $p \times r$ matriiseja.

Lisäksi voidaan tutkia μ :n, α :n ja β :n kertoimien välistä lineaarisuutta ja erityisesti vakiotermin μ sekä matriisin Π asteen välistä relaatiota. Jos Π on rajoitettu, niinkuin mallissa (2.4) ja $\mu \neq 0$, niin ei-stationarisella prosessilla Y_t on lineaarinen trendi ja kertoimet, jotka ovat μ :n funktioita ainoastaan $\alpha'_1 \mu$:n kautta. α_1 on $p \times (p - r)$ täysiasteinen matriisi siten, että $\alpha'_1 \alpha_1 = 0$. Lineaarisen trendin puuttumista testaava hypoteesi on tällöin $\mu = \alpha \beta_0$ tai $\alpha'_1 \mu = 0$. Hypoteesien testauksen kannalta on hyvin tärkeää tehdä päätös siitä onko ei-stationarisessa prosessissa lineaarinen trendi vai ei, sillä testisuureiden asympotoottiset jakaumat ja estimaattorit valitaan tämän päätöksen perusteella. Vakiotermin ja lineaarisen termin rajoitteista tarkemmin Johansen ja Juselius (1991).

Asioiden yksinkertaistamiseksi esitetään malli (2.2) seuraavilla oletuksilla: viiveeksi sovitaan $k = 2$, $\psi = 0$ ja aikasarjojen lukumääräksi $p = 2$, differoinnin jälkeen malli näyttää seuraavalta

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Pi Y_{t-2} + \mu + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \approx \text{NIID}_p(0, \Sigma) \quad (2.6)$$

ja kun se muutetaan matriisimuotoon saadaan

$$\begin{bmatrix} \Delta y_1 \\ \Delta y_2 \end{bmatrix}_t = [\Gamma_1] \begin{bmatrix} \Delta y_1 \\ \Delta y_2 \end{bmatrix}_{t-1} + [\Pi] \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix}_{t-2} + \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \end{bmatrix}_t. \quad (2.7)$$

Mikäli yhteisintegroituvuus relaatioita löytyy, näitä on joko yksi ($r = 1$) tai kaksi ($r = 2$). Tarkastellaan Π -matriisin ($\Pi = \alpha \beta'$) osalta ensiksi tilannetta, jossa relaatioita on vain yksi. Tällöin

$$\begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} [\beta_1 \quad \beta_2] \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{bmatrix} [\beta_1 y_1 + \beta_2 y_2]. \quad (2.8)$$

Mikäli on olemassa varma a priori tieto jonkun muuttujan kuulumisesta yhteisintegroituvuus relaatioon, voidaan tässä yhteydessä suorittaa standardisointi ko. muuttujan suhteen. Juselius (1991) suosittelee näin tehtäväksi, joskin tarpeetonta standardisointia tulisi luonnollisesti välttää. Tässä esimerkiksi standardoidaan y_1 :n suhteen, jolloin β kerrotaan $1/\beta_1$:lla ja α kerrotaan β_1 :llä. Tämän jälkeen yhteisintegroituvuus-vektori voidaan esittää pitkän aikavälin tasapainovirheenä, $y_1 - y_1^*$:

$$y_1 + \{(\beta_2 / \beta_1)y_2\}, \quad (2.9)$$

missä $y_1^* = -\{(\beta_2 / \beta_1)y_2\}$ on ns. pitkän aikavälin vakaan kehityksen relaatio (*long-run steady-state relation*). Vastaavasti, jos kyseessä on kaksi yhteisintegroituvuusrelaatiota saadaan

$$\begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{21} \\ \beta_{12} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11}y_1 + \beta_{21}y_2 \\ \beta_{12}y_1 + \beta_{22}y_2 \end{bmatrix}. \quad (2.10)$$

Jos nyt merkitään

$$\beta_{11}y_1 + \beta_{21}y_2 = ci_1$$

ja

$$\beta_{12}y_1 + \beta_{22}y_2 = ci_2,$$

niin saadaan

$$\begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} ci_1 \\ ci_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11}ci_1 + \alpha_{12}ci_2 \\ \alpha_{21}ci_1 + \alpha_{22}ci_2 \end{bmatrix}, \quad (2.11)$$

jossa on kaksi yhteisintegroituvuus-relaatiota. Lisäksi yhtälöistä (2.10) ja (2.11) päästään monipuolisten hypoteesien muodostamiseen.

3. Suurimman uskottavuuden (SU) estimoimista

Johansen (1995) ja Johansen & Juselius (1990) ovat esittäneet SU-menetelmään perustuvan tavan selvittää monimuuttujaisen yhteisintegroituvan mallin yhteisintegroituvuus-avaruuden dimensio. He ovat esittäneet julkaisussaan myös uskottavuussuhteeseen perustuvat testit, joilla empiirisesti voidaan selvittää yhteisintegroituvien vektoreiden lukumäärä (r).

Pitkän aikavälin yhteisintegroituvuus-relaatioiden tutkimiseen ei-stationaarisilla muuttujilla on pitkään käytetty Englen ja Grangerin (1987) esittämää kaksi vaiheista metodia. Tässä metodissa yhteisintegroituvan vektorin parametrit ensiksi estimoidaan PNS-regressiolla ja toisessa vaiheessa näin saatuja parametreja käytetään virhekorjausmuodossa (ECM). Kaksi vaiheisessa metodissa tutkitaan siis ainoastaan yhtä yhteisintegroituvuus-vektoria kerrallaan. Johansenin metodissa on mahdollista tutkia koko yhteisintegroituvuus-vektoriavaruutta samanaikaisesti ja perusteellisemmin. Lisäksi hypoteesien testaus ja identifiointi ovat Johansenin metodissa suoraviivaisempia.

Lähtökohtana on edellä esitetty rajoittamaton malli (2.2)

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \Pi Y_{t-k} + \mu + \psi D_t + \varepsilon_t.$$

Merkitään nyt

$$Z_{0t} = \Delta Y_t \tag{3.1}$$

$$Z_{1t} = [\Delta Y_{t-1} \quad \dots \quad \Delta Y_{t-k+1} \quad D_t \quad 1]' \tag{3.2}$$

$$Z_{kt} = Y_{t-k} . \tag{3.3}$$

Vastaavasti, kuin Z_{1t} , pakataan myös $\Gamma_1, \dots, \Gamma_{k-1}, \psi$ ja μ . Merkitään tätä Γ :lla.

$$\Gamma = [\Gamma_1 \quad \dots \quad \Gamma_{k-1} \quad \psi \quad \mu]. \quad (3.4)$$

Vektorin Z_{1t} dimensio on $p(k-1) + l + 1$ ja matriisin Γ dimensio on $p \times (p(k-1) + l + 1)$. Termi $p(k-1)$ ilmoittaa viivästettyjen differenssien lukumäärän, l keskistettyjen kausimuuttujien lukumäärän ja 1 on vakio. Näillä merkinnöillä malli (2.2) saadaan muotoon

$$Z_{0t} = \Gamma Z_{1t} + \Pi Z_{kt} + \varepsilon_t, \quad (t = 1, \dots, T). \quad (3.5)$$

Kerrotaan molemmat puolet Z'_{1t} :lla, saadaan

$$\sum_{t=1}^T Z_{0t} Z'_{1t} = \Gamma \sum_{t=1}^T Z_{1t} Z'_{1t} + \Pi \sum_{t=1}^T Z_{kt} Z'_{1t} \quad (3.6)$$

Merkitään momenttimatriisia

$$M_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T Z_{it} Z'_{jt}, \quad (i, j = 0, 1, k). \quad (3.7)$$

Yhtälö (2.7) voidaan kirjoittaa nyt muodossa

$$M_{01} = \Gamma M_{11} + \Pi M_{k1} \quad (3.8)$$

tai

$$\hat{\Gamma}(\Pi) = M_{01} M_{11}^{-1} - \Pi M_{k1} M_{11}^{-1}. \quad (3.9)$$

Tästä päästään jäännösten määrittelyyn

$$R_{0t} = Z_{0t} - M_{01}M_{11}^{-1}Z_{1t}, \quad (3.10)$$

$$R_{kt} = Z_{kt} - M_{k1}M_{11}^{-1}Z_{1t}, \quad (3.11)$$

jossa R_{0t} on jäännös-kovarianssimatriisi ΔY_t :n stationaarisesta regressiosta ja R_{kt} vastaavasti Y_t :n ei-stationaarisesta regressiosta.

Keskitetyksi uskottavuusfunktioksi saadaan

$$|\Lambda|^{-1/2T} \exp \left\{ -1/2 \sum_{t=1}^T (R_{0t} - \Pi R_{kt})' \Lambda^{-1} (R_{0t} - \Pi R_{kt}) \right\}. \quad (3.12)$$

Mallin (2.2) estimaatit voidaan esittää momenttimatriisien avulla seuraavasti

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{it} R_{jt}' = M_{ij} - M_{i1}M_{11}^{-1}M_{1j}, \quad (i,j = 0,k). \quad (3.13)$$

Kun mallin (2.2) parametrit estimoidaan pienimmän neliösumman menetelmällä (lyhyesti PNS), saadaan

$$\hat{\Pi} = S_{0k} S_{kk}^{-1} \quad (3.14)$$

ja

$$\hat{\Lambda} = S_{00} - S_{0k} S_{kk}^{-1} S_{k0}, \quad (3.15)$$

sekä

$$L_{\max}^{-2/T}(H_1) = |\hat{\Lambda}|. \quad (3.16)$$

Yhtälöstä (3.14) saatu $\hat{\Pi}$:n estimaatti sijoitetaan yhtälöön (3.9) ja tulokseksi saadaan $\hat{\Gamma}$:n estimaatti.

Keskitetty uskottavuusfunktio voidaan ilmaista myös seuraavasti (Juselius 1991)

$$R_{0t} = \alpha\beta'R_{kt} + \text{virhe.} \quad (3.17)$$

Kiinnitetylle β :lle yhtälöstä (3.17) saadaan α ratkaistua regressiolla

$$\hat{\alpha}(\beta) = S_{0k}\beta(\beta'S_{kk}\beta)^{-1} \quad (3.18)$$

ja β saadaan määriteltyä ratkaisemalla ominaisarvoyhtälö

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0}S_{00}^{-1}S_{0k}| = 0. \quad (3.19)$$

Ratkaisuina saadaan ominaisarvot $\hat{\lambda}_1 > \dots > \hat{\lambda}_p > 0$ ja ominaisarvovektorit

$\hat{V} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_p)$ normalisoituina niin, että $V'S_{kk}V = I$. β :n SU-estimaattoriksi tulee nyt

$$\hat{\beta} = (\hat{v}_1, \dots, \hat{v}_p) \quad (3.20)$$

ja

$$\hat{\alpha} = S_{0k}\hat{\beta} \quad (3.21)$$

ja suurimman uskottavuuden yhtälöksi

$$L_{\max}^{-2/T}(H_2) = |S_{00}| \prod_{i=1}^r (1 - \lambda_i). \quad (3.22)$$

Uskottavuusosamäärän testiksi hypoteesille $H_2(r)$ täydessä VAR-mallissa (2.2), H_1 , saadaan

$$-2 \ln Q(H_2(r) | H_1) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i), \quad (3.23)$$

jota kutsutaan trace-testiksi. Toisena vaihtoehtoisena testinä pidetään λ_{\max} -testiä, joka perustuu hypoteesin $H_2(r)$ vertaamiseen $H_2(r+1)$:een

$$-2 \ln Q(H_2(r) | H_2(r+1)) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}). \quad (3.24)$$

4. Hypoteeseista ja niiden testaamisesta

Useita erilaisia hypoteeseja voidaan muodostaa ja testata määritellyssä yhteisintegroituvuus-avaruudessa. Seuraavassa esitellään kolme hypoteesityyppiä (Johansen 1991):

- asettaen ainoastaan β -matriisille rajoitteita
- asettaen ainoastaan α -matriisille lineaarisia rajoitteita
- asettaen lineaarisia rajoitteita sekä β - että α -matriiseille samanaikaisesti.

Ensimmäisessä tapauksessa testataan yhteisintegroituvuus-relaatioita, toisessa heikkoa eksogeenisyyttä ja kolmannessa näiden yhdistelmiä.

β -vektoreiden kertoimia voidaan testata joko ainoastaan yhden vektorin osalta tai sitten useamman vektorin osalta samanaikaisesti. Matriisimerkinnöin tämä tarkoittaisi sitä, että liikkeelle lähdetäisiin hypoteesista (2.5) eli

$$H_2(r): \Pi = \alpha\beta'$$

Tässä β kirjoitetaan auki uuteen muotoon

$$\beta = \bar{H}\varphi, \quad (\text{tällöin } \Pi = \alpha\varphi\bar{H}') \quad (4.1)$$

missä \bar{H} on $(p \times \bar{s})$ rajoitteet sisältävä design-matriisi ja φ on $(\bar{s} \times r)$ estimoitava parametrimatriisi. Sama voitaisiin esittää myös avaruuksina seuraavasti

$$\text{sp}(\beta) \subset \text{sp}(\bar{H}) \quad (4.2)$$

Toisaalta voitaisiin kysyä onko ennalta määritelty vektori yhteisintegroituva tai vielä yleisemmin kuuluvatko annetut \underline{s} vektoria \underline{H} ($p \times \underline{s}$) yhteisintegroituvuus-avaruuteen. Tämä voidaan esittää seuraavasti

$$\beta = (\underline{H}, \underline{H}_\perp \psi) , \quad (4.3)$$

missä ψ on $(p - s) \times (r - s)$ ja estimoitavaksi jää $(r - s)$ vektoria. Tämä voitaisiin esittää myös avaruuksina

$$\text{sp}(\underline{H}) \subset \text{sp}(\beta) . \quad (4.4)$$

Vastaavasti β koskeva yleinen hypoteesin määrittely voitaisiin esittää seuraavasti

$$H_3: \text{sp}(\underline{H}) \subset \text{sp}(\beta) \subset \text{sp}(\overline{H}) \quad (4.5)$$

Käsite heikko eksogeenisuus tulee varsin usein vastaan yhteisintegroituvuus-analyyseissa, joten on syytä koittaa selvittää mitä tämä pitää sisällään: Engle, Hendry ja Richard (1983) osoittivat, että mieluummin kuin että tiettyä muuttujaa sanottaisiin yleisesti eksogeeniseksi olisi parempi sanoa muuttujaa eksogeeniseksi vain tietyn parametrin osalta, jos tiedetään ettei eksogeenisia muuttujia tuottava prosessi sisällä tietoa juuri tästä parametrusta. He esittelivät julkaisussaan kolme erilaista eksogeenisuuden muotoa, heikko, vahva ja super eksogeenisuus. Nämä eroavat toisistaan lähinnä sen suhteen, kuinka parametrin estimaattia käytetään. Kun kyseessä on päätelmien teko, käytetään käsitettä heikko eksogeenisuus. Vahvaa eksogeenisuutta käytetään, kun on kyseessä ehdollinen ennustaminen ja super eksogeenisuutta käytetään (talous)poliittisissa analyyseissa. Heikkoa eksogeenisuutta on tarkastellut mm. Ericsson (1992).

Tämän tutkimuksen merkintöjä noudattaen yhtälön heikkoa eksogeenisuutta testattaessa α -matriisissa ko. yhtälöä vastaavien rivien (parametrien estimaattien) tulisi olla nolli. Yhtälö ei siis sisältäisi informaatiota yhteisintegroituvuusvektoreista. Tällöin hypoteesissa (2.5) saadaan α uuteen muotoon

$$\alpha = \overline{A}v , \quad (4.6)$$

missä \bar{A} on ennalta määritelty $(p \times \bar{s})$ matriisi ja v $(\bar{s} \times (\bar{s} - r))$ estimoitava parametri. Vaihtoehtoinen esittämistapa on seuraava

$$\text{sp}(\alpha) \subset \text{sp}(\bar{A}). \quad (4.7)$$

Voidaan myös kysyä löytyisikö yksi tai useampi yhteisintegroituvuus-vektori vain tietyistä yhtälöistä. Tällöin α saadaan muotoon

$$\alpha = (\underline{A}, \underline{A}_\perp \tau), \quad (4.8)$$

missä \underline{A} on annettu vektorijoukko $(p \times \underline{m})$ ja τ on estimoitava parametri, jonka aste on $(p - \underline{m}) \times (r - \underline{m})$. Vaihtoehtoinen esittämistapa on

$$\text{sp}(\underline{A}) \subset \text{sp}(\alpha). \quad (4.9)$$

Yllä esitettyä voidaan kutsua myös yleisen trendin lineaariseksi rajoitteeksi. α :a koskeva yleinen hypoteesi saadaan nyt seuraavaan muotoon

$$H_4: \text{sp}(\underline{A}) \subset \text{sp}(\alpha) \subset \text{sp}(\bar{A}). \quad (4.10)$$

Kun sekä α - että β -matriisia rajoitetaan samanaikaisesti on meillä käsiteltävänä hypoteesi tyyppiä H_5 . Jos valittaisiin $\underline{A} = 0$ ja $\bar{A} = I$ tai $\underline{H} = 0$ tai $\bar{H} = I$, voitaisiin kaikkia hypoteeseja pitää H_5 :n erikoistapauksina.

Yllä esitetyt hypoteesit α :lle ja β :lle on tehty olettaen, että μ on ollut rajoittamaton eli että mallissa on trendi.

Hypoteesin muodostamisen havainnollistamiseksi esitellään seuraavassa muutama esimerkki käyttäen apuna luvun 2 lopussa ollutta yksinkertaistusta ja erityisesti kaavaa (2.10), jossa α - ja β -matriisit ovat selkeästi näkyvillä. Lisätään kuitenkin käytettävien aikasarjojen lukumäärä kolmeen ($p = 3$).

$$\begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{21} & \beta_{31} \\ \beta_{12} & \beta_{22} & \beta_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11}y_1 + \beta_{21}y_2 + \beta_{31}y_3 \\ \beta_{12}y_1 + \beta_{22}y_2 + \beta_{32}y_3 \end{bmatrix} \quad (4.11)$$

β -vektoreiden kertoimia testattaessa voitaisiin olettaa, että testattavana on tilanne, jossa esimerkiksi $\beta_{21} = -\beta_{11}$ ja $\beta_{22} = -\beta_{12}$, toisin sanoen em. relaatiot olisivat stationaarisia. Tällöin design-matriisiksi H saadaan

$$H = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}. \quad (4.12)$$

Jos testataan tietyn yhteisintegroituvuus-vektorin olemassaoloa yhteisintegroituvuus-avaruudessa, esim. että ensimmäinen vektori olisi $y_1 - y_2 - y_3$, saadaan H -matriisi muotoon

$$H = \begin{bmatrix} 1 \\ -1 \\ -1 \end{bmatrix}. \quad (4.13)$$

α -matriisin kohdalla voitaisiin testata ensimmäisen aikasarjan heikkoa eksogeneisyyttä molemmissa havaituissa yhteisintegroituvuus-vektoreissa, tällöin ko. sarjaa vastaava rivi kirjoitetaan vastaavaan design-matriisiin A nollina. Saadaan

$$A = \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \end{bmatrix}. \quad (4.14)$$

Jos tiedossa on a priori, että tietty aikasarja ei kuulu johonkin yhteisintegroituvuus-vektoriin, niin tätä sarjaa vastaava α -matriisin arvo asetetaan nolaksi. Mo-

lempia edellämainittuja matriiseja voidaan testata joko yhdessä tai erikseen. Erikseen testattaessa ei-testattava matriisi voidaan jättää rajoittamattomaksi.

5. Tutkimusaineisto ja sen ARIMA-malli sovellukset

Tutkittavina aikasarjoina käytetään Suomen Pankin neljännesvuosiaineistoa (BoF4) ajalta 1961:1-1992:4. Aikasarjoiksi analyysiin valitaan Jacobson ym. tutkimusta myötäillen työttömyys (LUS), reaali-palkka (WR4), tuottavuus (PROD) ja työllisyys (LH4). Tuottavuutta lukuunottamatta aikasarjojen arvot saadaan suoraan BoF4:sta ja tuottavuuskin saadaan datasta, jakamalla teollisuuden tuotannon arvo siihen käytetyllä työtuntimäärällä eli tässä tapauksessa työllisyydellä. Aikasarjojen pituudet ovat 128 havaintoa. Alkuperäisessä BoF4:n työllisyys-sarjassa (LH4) ollut kirjausvirhe (1975:1) korvattiin lineaarisella interpolaatiolla. Tätä korjattua sarjaa on merkitty LH4_1:llä. Tämä interpolaatio vaikutti tietysti myös tuottavuudessa olevaan poikkeamaan, jolloin uudeksi korjatuksi sarjaksi saadaan PROD_1.

5.1. ARIMA-mallintaminen alustavana analyysinä

Ennen varsinaista empiiristä analyysia tutkittavalle datalle suoritettiin aikasarjoittain ARIMA-mallintaminen (AutoRegressive Integrated Moving Average). Teorian ko. mallintamiseen ovat esittäneet Box ja Jenkins (1970). ARIMA-mallintamisessa on mahdollista yhdistää tutkittava muuttuja jopa kolmesta eri prosessista: autoregressiivisesta (AR); differensointiasteesta (I), jolla stationaarisuus saavutetaan; liukuvasta keskiarvosta (MA). Näiden lisäksi prosessista voidaan vielä eritellä kausi- ja ei-kausivaihteluosat. ARIMA-mallintamista käytetään laajalti aikasarjojen analysointiin.

ARIMA-mallin rakentamiseksi ei ole olemassa valmista tietokone-algoritmia, joka suoraan antaisi ratkaisuna oikean mallin. On kuitenkin olemassa mallin ra-

kentamisprosessi, jonka Box ja Jenkins (1970) ovat kuvailleet ja tämä mahdollistaa parhaan mahdollisen mallin luomisen analysoitavalle sarjalle. Prosessi koostuu kolmesta askeleesta: Identifiointi, estimointi ja diagnostiikka. Tämä toistetaan niin usein, että päädytään tyydyttävään lopputulokseen. Tässä tutkimuksessa mallintaminen tapahtui päälinjoiltaan seuraavasti:

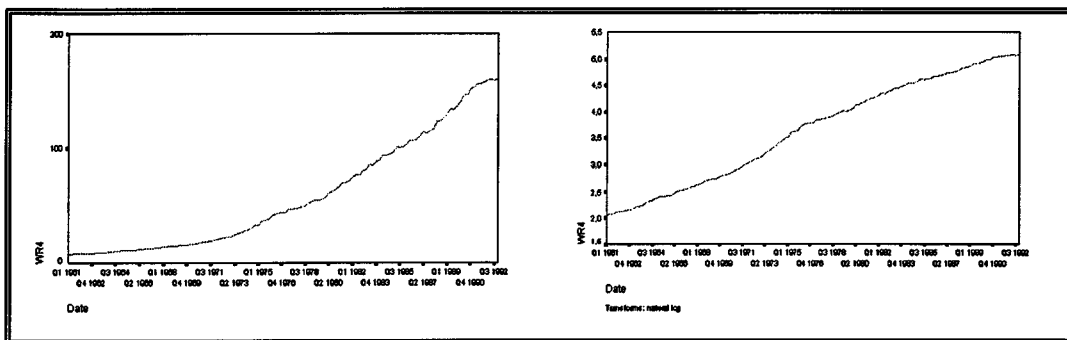
Identifiointi. Alkuperäiselle aikasarjoille tehtiin logaritmi-muunnos, jonka jälkeen suoritettiin graafinen tarkastelu mahdollisen trendin havaitsemiseksi. Aikasarjoille ja niiden differensseille suoritettiin autokorrelaatio- ja osittaisautokorrelaatiotarkastelut. Näistä tarkemmin kunkin aikasarjan kohdalla erikseen. Osoitautui, että kaikille aikasarjoille täytyi tehdä differensointi stationaarisuuden saavuttamiseksi.

Estimointi. ARIMA-mallit estimoitiin SU-menetelmällä, käyttäen Trends/ARIMA-ohjelmistoa, SPSS(1993).

Diagnostiikka. Estimoituja malleja vertailtiin toisiinsa seuraavilla tilastollisilla tunnusluvuilla: Kunkin mallin jäännöksistä estimoitiin autokorrelaatiofunktio (ACF) tarkistamaan, oliko jäännöksiin vielä jäänyt autokorreloituneisuutta. ACF:n arvojen yhteydessä käytettiin Box-Ljung Q-testisuureta ja sen p-arvoa (p). Tämä testisuure tunnetaan myös nimellä modifioitu Box-Pierce testisuure ja sillä testataan mallin jäännösten satunnaisuutta (valkoista kohinaa). Mallin jäännösten jäännösvarianssi (σ_a^2), jotka pyrittiin pitämään mahdollisimman pienenä ja lisäksi mallien sopivuutta dataan sekä mallien välistä paremmuutta vertailtiin Aikaiken informaatio kriteerin (AIC) ja Schwartzin Bayesilaisen kriteerin (SBIC) arvoilla.

5.1.1. Reaalipalkka (WR4)

Reaalipalkan kuvaajaksi oli otettu Suomen teollisuuden palkkataso siten, että vertailuvuodeksi oli valittu 1985 (1985=100). Suoritetusta logaritmuunnoksesta (kuvio 5.1) huolimatta datassa oli havaittavissa kasvava trendi. Autokorrelaatiofunktion tutkimisen jälkeen suoritettiin aikasarjan 1.differensointi (liite 1:a), jossa näkyy selvästi epästationaarisen kausikomponentin olemassaolo. Eikausikomponentti näyttää varsin stationaariselta 1. differensoinnin jälkeen.



Kuvio 5.1. Alkuperäinen WR4-aikasarja ja sen logaritmuunnos LWR4.

Tehdään edellisen differensoinnin lisäksi myös kausikomponentille 1. differensointi (liite 1:b). Stationaarisuuden saavuttamiseksi tämä näyttäisikin riittävän. ACF:n ja PAFC:n analysoinnin seurauksena päädytään estimoimaan mallia $ARIMA(0,1,0) \times (0,1,1)_4$, joka voidaan esittää myös seuraavasti

$$(1-B)(1-B^4)\ln(y_t) - \mu_w = (1-\Theta_1 B^4)a_t. \quad (5.1)$$

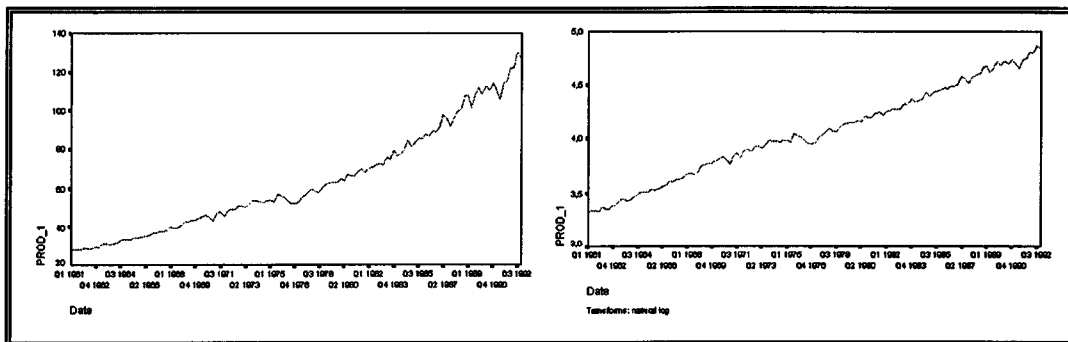
Taulukko 5.1. ARIMA(0,1,0) \times (0,1,1)₄-mallin estimoidut tulokset reaali-palkalle (LWR4).

parametri	estimaatti	keskivirhe	p-arvo
Θ_1	.6359	.0751	.0000
μ_w	-.0002	.0006	.7108
σ_a^2	.0003	.0159	

Kausivaihtelukomponentin MA1-parametrin arvoa (Θ_1) arvoa voidaan pitää tilastollisesti erittäin merkitsevänä. Koska vakion p-arvo on suuri, hypoteesia $H_0: \mu_w = 0$ ei hylätä. Jäännösten ACF ja PACF (liite 1:c) osoittavat, että malliin on jäänyt pientä häiriötä viiveellä 3, mutta kokonaisuutena estimoidun mallin jäännökset läpäisevät Box-Ljung (Q)-testin (taulukko L.1) ts. ovat valkoista kohinaa.

5.1.2. Tuottavuus (PROD_1)

Logaritmi-muunnoksesta huolimatta (kuvio 5.2) tuottavuudesta löytyy lineaarinen kasvava trendi. Suoritetaan 1. differensointi, jonka seurauksena ACF ja PACF (liite 2:a) näyttävät melko stationaarisilta, eikä kausivaihtelua ole näkyvissä.



Kuvio 5.2. Alkuperäinen (korjattu) PROD_1 aikasarja ja sen logaritimuunnos LPROD_1.

Estimoitavaksi malliksi valitaan ARIMA(1,1,1) eli

$$(1 - \phi_1 B)[(1 - B)\ln(y_t) - \mu_w] = (1 - \theta_1 B)a_t. \quad (5.2)$$

Taulukko 5.2. ARIMA(1,1,1)-mallin estimoinnin tulokset tuottavuudelle (LPROD_1).

parametri	estimaatti	keskivirhe	p-arvo
ϕ_1	.3316	.1558	.0353
θ_1	.7484	.1118	.0000
μ_w	.0120	.0009	.0000
σ_a^2	.0007	.0261	
AIC	-562.6915		
SBIC	-554.1590		

Estimoitujen parametrien kertoimia voidaan pitää ϕ_1 :n osalta tilastollisesti merkitseväenä ja θ_1 :n osalta tilastollisesti erittäin merkitseväenä. Vakiota testaava hypoteesi $H_0: \mu_w = 0$ hylätään. Jäännösten osalta ACF ja PACF (liite 2:b) osoittavat pientä häiriötä viiveiden 12 ja 14 kohdalla, mutta Box-Ljung Q-testi (taulukko L.2) näyttää jäännösten olevan vain satunnaisvaihtelua.

1. differenssin ACF:n ja PACF:n kuviot (liite 2:a) antavat perusteen myös ARIMA(2,1,0)-mallin estimoinnille, eli mallille

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2)[(1 - B)\ln(y_t) - \mu_w] = a_t. \quad (5.3)$$

Taulukko 5.3. ARIMA(2,1,0)-mallin estimoinnin tulokset tuottavuudelle (LPROD_1).

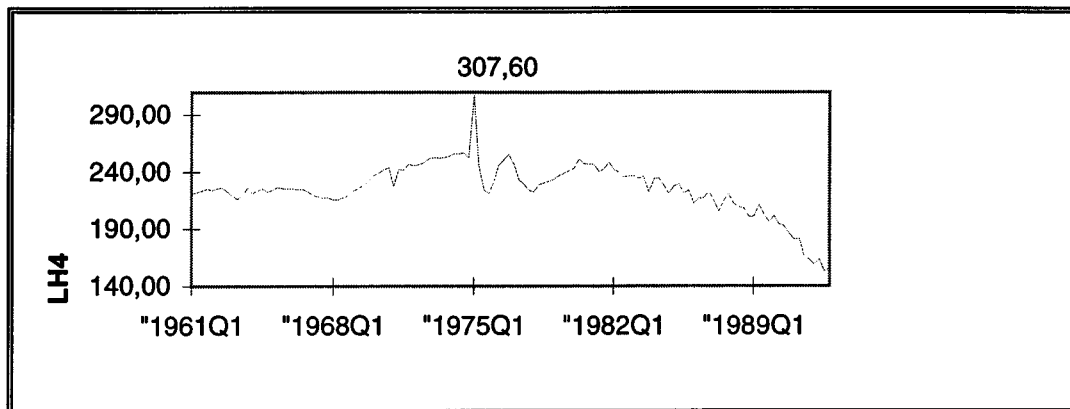
parametri	estimaatti	keskivirhe	p-arvo
ϕ_1	-.3526	.0865	.0001
ϕ_2	-.2744	.0876	.0022
μ_w	.0121	.0014	.0000
σ_a^2	.0007	.0263	
AIC	-560.2068		
SBIC	-551.6742		

Estimoidun vertailtavan mallin parametrejä (ϕ_1, ϕ_2, μ_w) voidaan pitää tilastollisesti erittäin merkitsevästi nolasta eroavina. Ratkaiseviksi tekijöiksi voidaan ottaa AIC- ja SBIC-kriteerit, jotka molemmat hieman puoltavat ARIMA(1,1,1)-mallia.

5.1.3. Työllisyys (LH4_1)

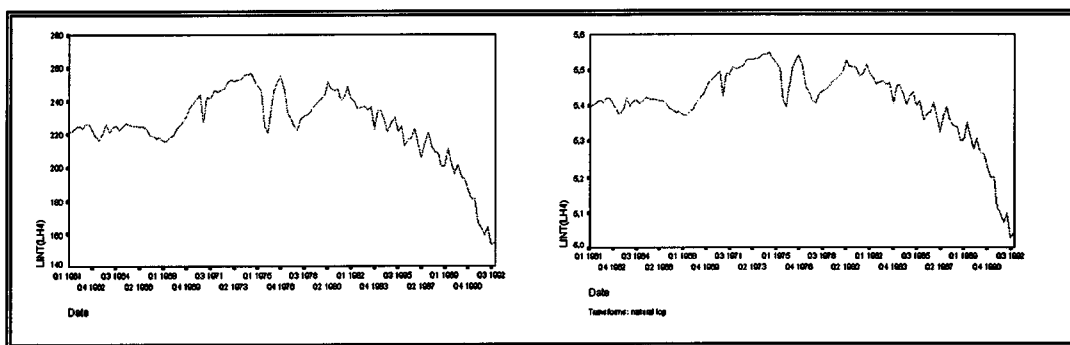
Työllisyys data muodostettiin Suomen teollisuudessa tehdyistä työtunneista (milj.). Alkuperäisessä aikasarjassa (kuvio 5.3) havaitaan huomattava poikkeama 1975 ensimmäisellä neljänneksellä (1975Q1). Poikkeaman perustetta selvitettyä kävi ilmi, että se olikin ainoastaan kirjaus (paino-)virhe. Virheellinen termi päätettiin pudottaa kokonaan pois tutkimusaineistosta ja puuttuva termi korvattiin SPSS Trends-ohjelmiston mahdollistamalla lineaarisella interpolaatiolla. Täs-

sä interpolaatiossa käytetään virheellisen arvon uudelleen määrittelyyn arvoa edeltävää ja arvoa seuraavaa havaintoarvoa.



Kuvio 5.3. Alkuperäinen LH4 aikasarja ja siinä ilmenevä virhe.

Aikasarjalle suoritettiin edellä mainittu korjaus ja logaritmi-muunnos (kuvio 5.4).



Kuvio 5.4. Korjattu (LH4_1)-aikasarja ja sen logaritmimuunnos LLH4_1.

1.differensoinnin jälkeen todetaan, että ACF:n ja PACF:n (liite 3:a) eri viiveiden arvot jäävät 95% luottamusvälin sisälle. Stationaarisuus saavutettaisiin heti mallilla ARIMA(0,1,0) eli

$$(1 - B)\ln(y_t) - \mu_w = a_t. \quad (5.4)$$

Taulukko 4.4. ARIMA(0,1,0)-mallin estimoinnin tulokset työllisyydelle (LLH4_1).

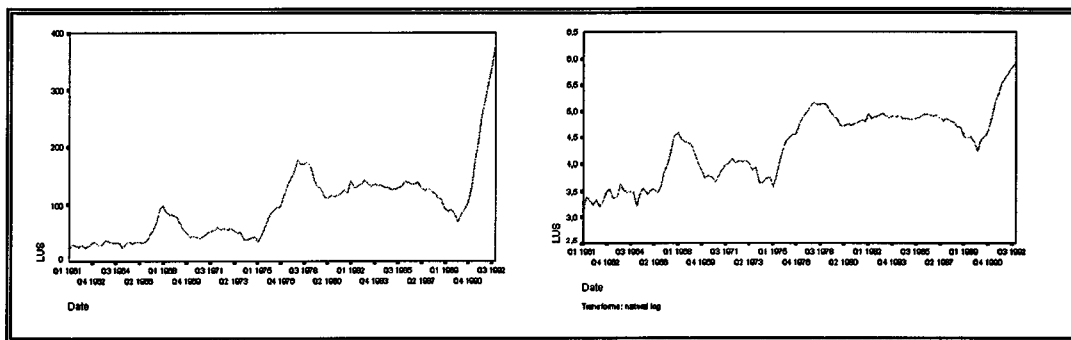
parametri	estimaatti	keskivirhe	p-arvo
μ_w	-.0028	.0023	.2323
σ_a^2	.0007	.0262	

Vakiota (μ_w) voidaan pitää nollana. Box-Ljung Q-testin (taulukko L.3) tulosten perusteella jäännökset näyttävät valkoiselta kohina-mallilta.

Tässä vaiheessa herää kysymys vaihtoehtoisesta tavasta ARIMA-mallintamiseen: Työllisyyteen luulisi sisältyvän selvää kausivaihtelua. Kun ja jos se saadaan luotettavasti määriteltyä, niin jäljelle pitäisi jäädä kausivaihtelusta puhdistettu data, josta sitten ei-kausivaihteluosa voitaisiin määritellä. Tätä metodia kokeiltiin, mutta tuloksista ei saatu luotettavia tälle muuttujalle; kausikomponentin identifiointi muodostui ongelmalliseksi. Kausikomponentin ongelma saattaaakin johtua datan alkuperästä, sillä tässähän oli kyse teollisuudessa tehdyistä työtunneista, eikä esimerkiksi työllistettyjen työntekijöiden lukumäärästä.

5.1.4 Työttömyys (LUS)

Työttömyyttä kuvaavaksi dataksi valittiin työttömien työnhakijoiden lukumäärä työvoimaministeriön ilmoituksen perusteella (1000 hlö:ä). Datan kuvasta (kuvio 5.5) voi jo olettaa, että ilman erikoistoimenpiteitä tätä aikasarjaa ei saada mallinnettua, eikä stationaariseksi. Logaritmi-muunnoksen (kuvio 5.5) avulla voitaisiin väittää, että muuttujassa on kasvava trendi.



Kuvio 5.5. Alkuperäinen LUS ja sen logaritmuunnos LLUS.

A priori tiedon (kausityöttömyys) ja 1. differenssin perusteella (liite 4:a) voidaan varautua kausivaihtelun olemassaoloon. Lähdetäänkin juuri siksi kausikomponentista liikkeelle ja suoritetaan 1.differensointi ainoastaan kausivaihteluosasta. Estimoidut ACF ja PACF (liite 4:b) näyttävät vaimenevan hitaasti kohti nollaa. Estimoitavan mallin valinta ei tule olemaan helppoa. Keskitytään edelleen kausikomponenttiin. Useiden kokeilujen jälkeen päädyttiin malliin $ARIMA(3,1,0)_4$. Jäännösten ACF ja PACF (liite 4:c) kuvioista voidaan päätellä, että jäljelle jäänyt vaihtelu saadaan todennäköisesti vaimennettua $ARIMA(1,0,1)$ -

mallilla. Kun nämä molemmat osat yhdistetään, estimoitavaksi malliksi saadaan tällöin $ARIMA(1,0,1) \times (3,1,0)_4$ eli

$$(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_1 B^4 - \Phi_2 B^8 - \Phi_3 B^{12})(1 - B^4) \ln(y_t) - \mu_w = (1 - \theta_1 B) a_t. \quad (5.5)$$

Taulukko 5.5. $ARIMA(1,0,1) \times (3,1,0)_4$ -mallin estimoinnin tulokset työttömyydelle (LLUS).

parametri	estimaatti	keskivirhe	p-arvo
ϕ_1	.8990	.0460	.0000
θ_1	-.3937	.0890	.0001
Φ_1	-.3819	.0839	.0000
Φ_2	-.5237	.0718	.0000
Φ_3	-.5573	.0787	.0000
μ_w	.0788	.0522	.1335
σ_a^2	.0118	.1086	
AIC	-185.0377		
SBIC	-168.1160		

Estimaattien ($\phi_1, \theta_1, \Phi_1, \Phi_2, \Phi_3$) arvot ovat tilastollisesti erittäin merkitseviä ja vakiota (μ_w) voidaan pitää nollana. Mallin jäännösten ACF:n ja PACF:n (liite 4:d) kuviot näyttävät varsin hyviltä, lukuunottamatta viiveellä 3 olevaa pientä piikkiä. Toisaalta ϕ_1 :n saama arvo viittasi ei-kausivaihtelu-osan differensoinnin tarpeellisuuteen. Estimoitiin seuraavaksi $ARIMA(0,1,1) \times (3,1,0)_4$ -malli eli

$$(1 - \Phi_1 B^4 - \Phi_2 B^8 - \Phi_3 B^{12})(1 - B)(1 - B^4) \ln(y_t) - \mu_w = (1 - \theta_1 B) a_t. \quad (5.6)$$

Parametrien vähenemisestä huolimatta tätä mallia ei kelpuutettu, sillä kaikki mallia tilastollisesti kuvaavat ja sen sopivuutta dataan kuvaavat tunnusluvut olivat

heikompia. Mallin jäännösten ACF:ta ja PACF:ta (liite 4:e) tarkasteltaessa viiveen 3 piikki säilyy edelleen. Box-Ljungin Q-testi hyväksyy kuitenkin molempien mallien jäännökset satunnaisiksi (taulukot L.4.1 ja L.4.2).

Taulukko 5.6. ARIMA(0,1,1)×(3,1,0)₄-mallin estimoinnin tulokset työttömyydelle (LLUS).

parametri	estimaatti	keskivirhe	p-arvo
θ_1	-.3274	.0869	.0003
Φ_1	-.4157	.0784	.0000
Φ_2	-.5421	.0692	.0000
Φ_3	-.5670	.0765	.0000
μ_w	.0019	.0055	.7288
σ_a^2	.0123	.1108	
AIC	-180.5850		
SBIC	-166.5241		

5.2. Yhteenveto alustavasta ARIMA-analyysistä

Tämän ARIMA-mallintamisen tavoitteena oli lähinnä yhteisintegroituvuuden vaatiman muuttujien 1.differenssin avulla saavutettavan stationaarisuuden toteutuminen. Stationaarisuus oletuksen täytyminen on aikasarjojen tilastollisen tutkimuksen kannalta erittäin tärkeää.

Estimoinnin tuloksena päädyttiin seuraaviin malleihin: Reaalipalkka (LWR4); ARIMA(0,1,0)×(0,1,1)₄, tuottavuus (LPROD_1); ARIMA(1,1,1), työllisyys (LLH4_1); ARIMA(0,1,0) ja työttömyys (LLUS); ARIMA (1,0,1)× (3,1,0)₄. Kaikissa malleissa käytettiin 1.differenssiä. Reaalipalkan, työllisyyden ja työttömyyden malleissa vakiota (μ_w) voitiin pitää nollana eli aikasarjoilla on näissä malleis-

sa stokastinen trendi. Tuottavuuden ARIMA-mallissa havaittiin vastaavasti deterministinen trendi. Kaikille muuttujille tehtiin myös logaritmuunnos, joka muuttaisi datan lineaarisemmaksi ja samalla vaimentaisi mahdollisen trendin vaikutusta. Logaritmuunnoksen käyttö ekonometristen aikasarjojen yhteydessä on varsin yleistä. Näin siksi, että useat taloutta kuvaavat aikasarjat ovat ajassa kasvavia ja lisäksi kasvu on usein eksponentiaalista. Tässä tutkimuksessa erityisesti reaaliipalkaan (WR4) ja tuottavuuteen (PROD) logaritmuunnos vaikutti positiivisesti ja työttömyydenkin (LUS) osalta tämän suuntaista vaikutusta oli havaittavissa. Työllisyysdataan (LH4_1) logaritmuunnoksen vaikutus oli kyseenalaista.

Ekonometristen sarjojen muunnoksista, esimerkiksi logaritmuunnoksesta ja niiden vaikutuksista ovat julkaisseet mm. Banarjee, Dolado, Galbraith & Hendry (1993).

6. Tutkimusaineiston yhteisintegroituvuus tarkastelut

Yhteisintegroituvuus tarkastelut suoritetaan Doornikin ja Hendryn (1994) julkaisemalla ekonometrisella PcFiml 8.0 (Personal computer Full information maximum likelihood) tietokoneohjelmistolla. PcFiml on suunniteltu monimuuttujaisen aikasarjan mallintamiseen erityisesti silloin kun ei ole etukäteen tiedossa analysoitavan systeemin täsmällistä ekonometrista muotoa. Versio 8.0 on Doornikin ja Hendryn (1994) mukaan tarkoitettu systeemeille, joissa on lineaariset muuttujat ja jotka samanaikaisesti voivat olla heikosti tai vahvasti eksogeenisiä, ennalta määriteltyjä ja viivästettyjä endogeenisiä muuttujia. Ohjelma sisältää useita erilaisia systeemin ja mallin estimointimetoodeja, joista tässä yhteydessä keskitytään pääasiassa yhteisintegroituvuus-tarkasteluun.

On kuitenkin syytä huomauttaa heti alkuun, että tällaisissa analyyseissa on yleensä kaksi tulkintatapaa: puhtaasti tilastotieteellinen ja, erityisesti taloudellisten aikasarjojen kohdalla, ekonometrinen tulkinta. Jälkimmäinen tarkoittanee lähinnä sitä, että puhtaasti tilastollisista hypoteeseista voidaan antaa hiukan periksi, jos vain löytyy ekonometrisesti järkevä tulkinta yhteisintegroituvuus-yhtälölle. Toisaalta datasta saattaa löytyä useitakin tilastollisesti hyväksyttäviä yhteisintegroituvuus-vektoreita, mutta niille ei pystytä löytämään järkevää ekonometrista tulkintaa a priori tietämyksen perusteella.

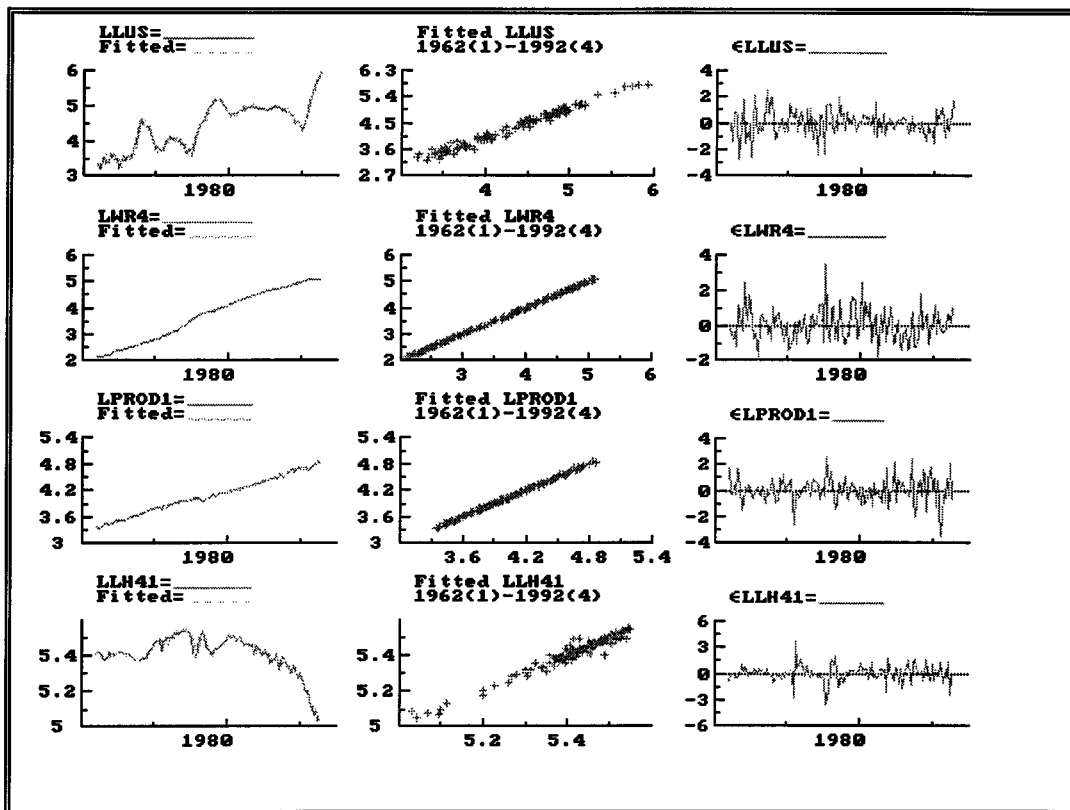
Lisäksi tämän tutkimuksen osalta on tähdennettävä, että kokenut yhteisintegroituvuus-analyysien tekijä ei käytettävissä olevalle aineistolle suorittaisi lainkaan yhteisintegroituvuus-tarkasteluja. Näin siksi, koska jo ARIMA-analyysi paljasti kaikille muuttujille yhteisen viiveen määrittelyn ongelmalliseksi. Myös ARIMA-analyysissä estimoitujen trendien erot vihjaavat mahdollisiin ongelmiin yhteisintegraatio-analyysissä. Tämän tutkimuksen tekijää kiinnostaa kuitenkin

myös se, millä tavalla PcFiml-ohjelmisto voisi päätyä samaan tulokseen yhteisintegroituvuudesta kuin mitä ARIMA-analyysin perusteella voitaisiin olettaa.

6.1. Alustava PNS-analyysi PcFiml-ohjelmalla

Suoritetun ARIMA-analyysin perusteella todettiin alkuperäisten aikasarjojen olevan ei-stationaarisia $I(1)$ ja sovitettavan mallin mahdollisesti sisältävän lineaarisen trendin. ARIMA-analyyseissä käytettiin kausitekomuuttujia kahdella aikasarjalla (LWR4 ja LLUS). Koska lisäksi data oli neljännesvuosiaineistoa lähettään liikkeelle viivestä neljä ($k=4$).

Aluksi käydään läpi tutkimusaineiston alustava analyysi. Esimerkkiluonteisesti piirretään kunkin aikasarjan PNS-estimoinnin tulokset siten, että saadaan näkyviin alkuperäiset ja sovitetut arvot, em. muuttujien arvot pareittain ajan suhteen eli ristiinkuvaus (*cross-plot*) ja skaalatut jäännökset sekä jäännösten korrelogrammit, histogrammit ja standardisoidut kumulatiiviset jakaumat $N(0,1)$ vertailujakaumineen.

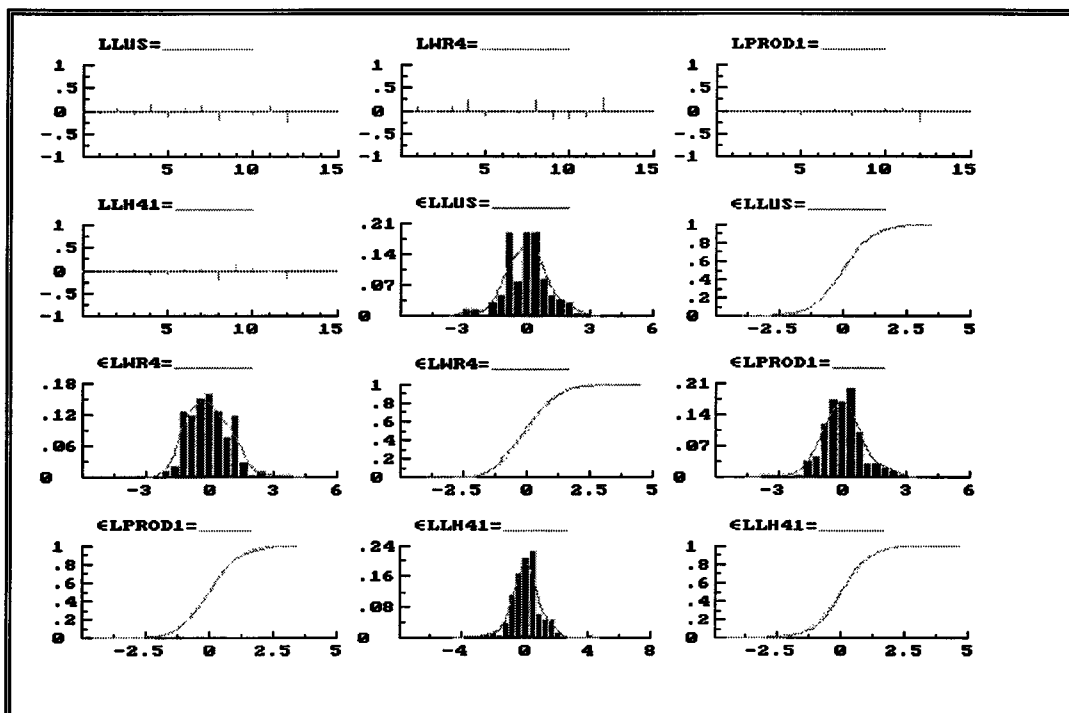


Kuvio 6.1. PNS-estimoinnin ($k = 4$, ei kausivaihtelukomponentteja) tulokset: alkuperäiset ja sovitetut (log)sarjat, em. sarjojen ristiinkuvaukset ja skaalatut jäännökset.

Kuvasta 6.1. voidaan nähdä kylläkin estimoinnin tarkka sopivuus, mutta se johtuu tässä yhteydessä pikemminkin aikasarjojen integroituvuudesta ja ei-stationaarisuudesta, kuin systeemin estimoinnin tarkkuudesta (Doornik & Hendry 1994). Jäännöstarkastelu kuvioista 6.1. ja 6.2. näyttäisi vahvistavan oikean viiveen valinnan, sillä jäännökset vaikuttavat homoskedastisilta ja korrelogrammeissa ei ole suuria piikkejä. Tarkempi tarkastelu taulukosta L.5.1. kuitenkin osoittaa, että LLUS:n jäännösten keskihajonta yltää 9.8 %:iin ja tähän olisi suhtauduttava varauksella. Muunnos keskihajonta-arvoista suoraan prosenteiksi on Doornikin ja

Hendryn (1994) mukaan mahdollista, koska käytössä on logaritmi-mallit. Lisäksi LPROD_1:n ja LLH4_1:n välinen suurehko (negatiivinen) jäännöskorrelaatio antaa selkeän viitteen siitä, että PNS-estimoinnilla tuottavuuden ja työllisyyden välille jäi vielä selvittämätöntä vuorovaikutusta eli informaatiota. Tämän informaation selvittäminen vaatii lisää mallintamista ja tässä tutkimuksessa apua haetaan yhteisintegroituvuudesta.

Jäännösten normalisuusoletukset sarjoittain joudutaan PNS-estimoinnin yhteydessä hylkäämään. Hylkäysperusteet ovat melko selkeästi nähtävissä jäännösgraafeista kuvassa 6.2. histogrammien ja tiheysjakaumien vinouksina ja huipukkuuksina.



Kuvio 6.2. PNS-estimoinnin ($k = 4$, ei kausivaihtelukomponentteja)

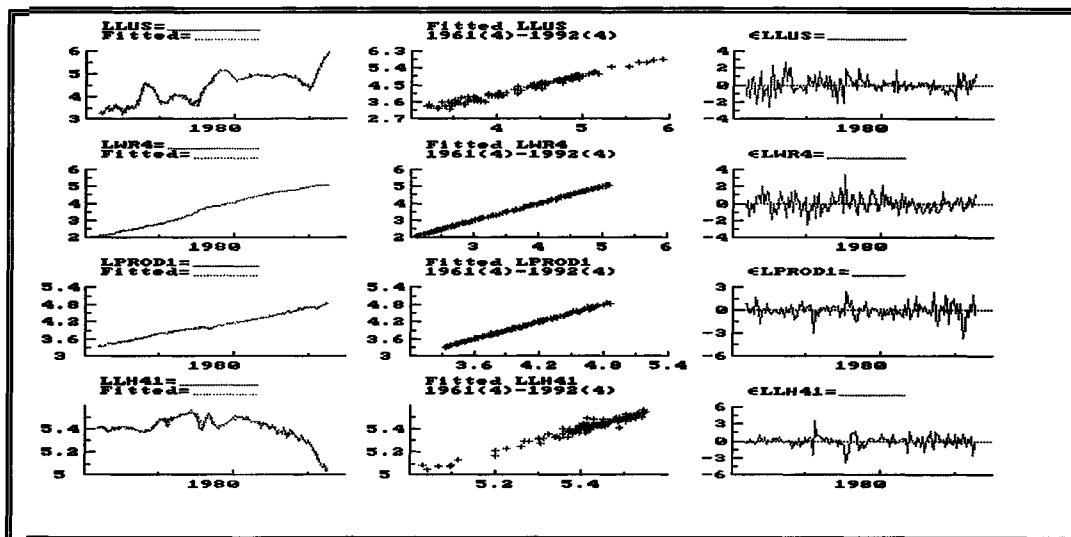
jäännösten korrelogrammit, tiheysjakaumat ja histogrammit sekä kumulatiiviset jakaumat.

PcFiml mahdollistaa myös koko valitun systeemin (vektori-avaruuden) diagnostisen tarkastelun ja nämä tulokset (taulukko L.5.2.) vahvistavat jäännösten normaalisuus oletuksen hylkäämisen ja vektori-avaruuden olevan autokorreloituneen Portmanteau testin perusteella. Tämä tarkastelu tehtiin siis olettaen, että viive ($k=4$) on neljä ja systeemissä ei ole kausimuuttujia. Taulukosta L.5.1. nähdään lisäksi, että reaali-palkalla (LWR4), tuottavuudella (LPROD_1), tehdyillä työtunneilla (LLH4_1) vakiota voidaan pitää erittäin merkitsevänä ja työttömyyden (LLUS) suhteen vakio on likimain merkitsevä. Tämä antaa aiheen kokeilla vastaavaa alustavaa analyysia ottaen systeemiin mukaan kausitekumuuttujat. Vastaavasti vektori-avaruuden autokorreloituneisuus (taulukko L.5.2.) antaa aiheen kokeilla jotain muuta viivettä. On syytä kuitenkin tässä vaiheessa muistuttaa, että yhteisintegroituvuus-analyysi vaatii kaikille mukana oleville muuttujille saman viiveen.

Koska ARIMA-analyysissä todettiin kahden muuttujan, reaali-palkka (LWR4) ja työttömyys (LLUS), sisältävän kausikomponentin ja loppujen kahden, tuottavuus (LPROD_1) ja tehdyt työtunnit (LLH4_1), taas ei havaittu sisältävän kausikomponenttia, voitiin jo etukäteen olettaa viiveen määrittely ongelmalliseksi.

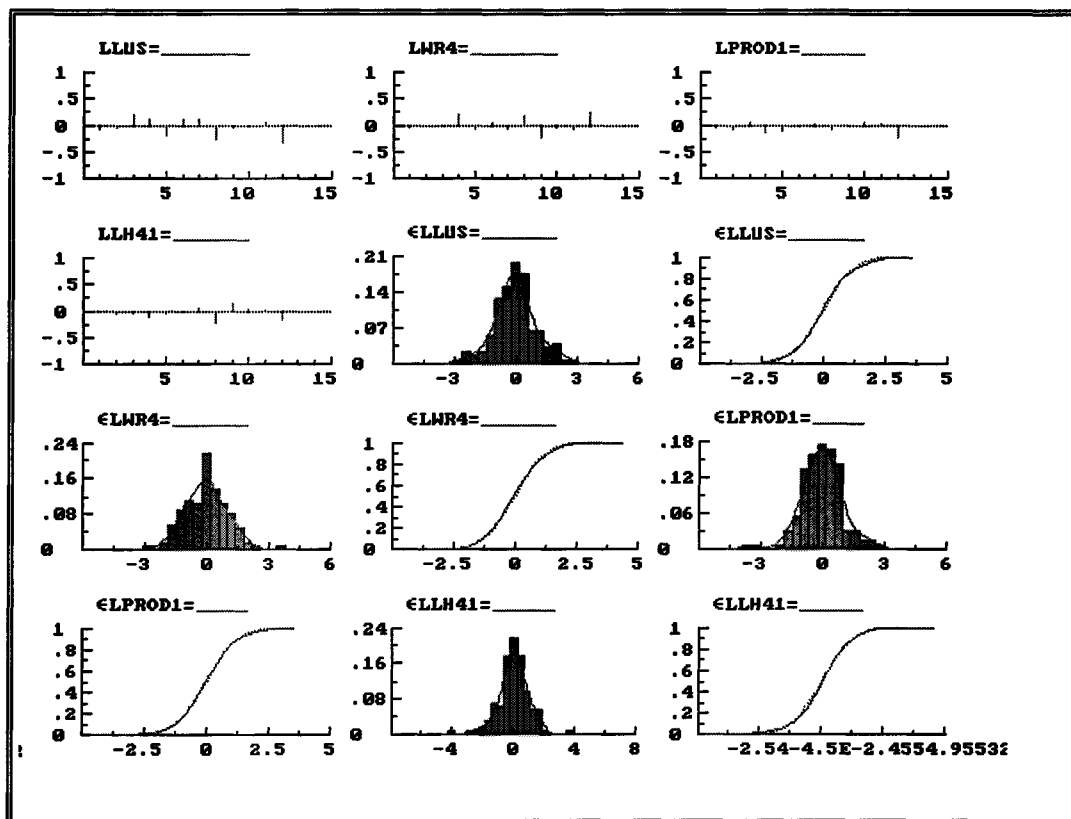
Viiveen määrittelyssä lähdettiin uudelleen liikkeelle ottaen tällä kertaa mukaan kausikomponentit. PcFiml antaa mahdollisuuden valita joko tavalliset tai keskitetyt kausitekumuuttujat, mutta tässä tapauksessa molemmat antavat samat tulokset. Päädyimme kuitenkin tavallisiin kausitekumuuttujiin. Taulukosta L.5.3. havaitaan, että tilastollisesti merkitsevien PNS-estimaattien määrä on laskenut 15:stä 13:een. Jäljelle jääneiden regressoreiden F-testi puolestaan näyttäisi, että ainoastaan viiveellä 1 olevat regressorit olisivat tilastollisesti erittäin merkitseviä. Huomion arvoista on myös, että trendikin on tässä vaiheessa tilastollisesti erittäin merkitsevä. Koska tilastollisessa mallintamisessa eräänä kriteerinä on vähäparametrisuus, pyritään sitä noudattamaan myös tässä yhteydessä. PcFiml-ohjelmassa

merkityksettömien regressoreiden poistaminen ja mallin regressoreiden vähentämisen tilastollisen merkityksen testaus F-testillä on tehty erittäin yksinkertaiseksi. Jäljelle jääneiden regressoreiden F-testi taulukosta edellä mainitun lisäksi havaitaan, että viiveellä 4 minkään muuttujan suhteen ei saavuteta tilastollista merkitsevyyttä, joten uudeksi viiveeksi tämän perusteella voitaisiin kokeilla kolmea. Taulukossa L.5.4. nähdään, että PNS-estimoinnin yhteydessä tilastollisesti merkitsevien estimaattien määrä kasvaa 16:een ja lukuunottamatta muuttujia viiveellä 2 kaikkia jäljelle jääneitä regressoreita voidaan pitää vähintäänkin merkitsevinä (LPROD_1_3 ~ 5%). Jäännösten keskihajonnat muuttujittain eivät juurikaan ole muuttuneet ja näin voidaan olettaa, että poistetut muuttujat olivat merkityksettömiä sovitettavan mallin kannalta. Asialle saadaan vielä varmistus suorittamalla tilastollinen testaus. Testitulos taulukossa L.5.5. ja vastaavat PNS-graafit kuviossa 6.3.



Kuvio 6.3. PNS-estimoinnin ($k = 3$ ja kausivaihtelukomponentit) tulokset: alkuperäiset ja sovitetut (log)sarjat, sovitetut ristiinkuvaukset ja skaalatut jäännökset.

Kuviossa 6.4 on nähtävillä uudet PNS-estimoinnin jäännösgraafit. Näissä korrelogrammeissa huomio kiinnitetään viiveeseen 8, jolla LLUS:lla, LWR4:llä ja LLH4_1:lla on havaittavissa oleva piikki. Histogrammit ja tiheysjakaumat eivät enää ole niin vinoja kuin aikaisemmin, mutta kylläkin huipukkaita.



Kuvio 6.4. PNS-estimoinnin ($k = 3$ ja kausivaihtelukomponentit) jäännösten korrelogrammit, tiheysjakaumat ja histogrammit sekä kumulatiiviset jakaumat.

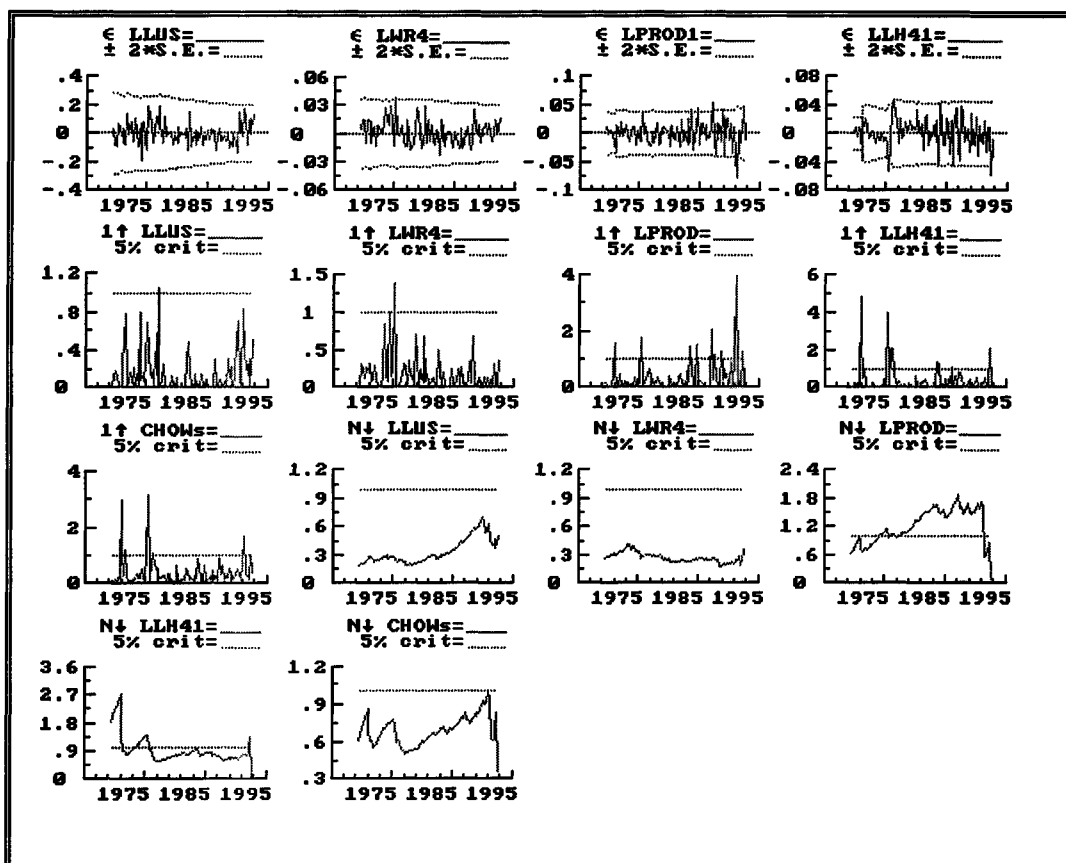
6.2. Alustava dynaaminen analyysi

Ennen varsinaista yhteisintegroituvuus-analyysiä suoritettiin vielä systeemin dynaaminen analyysi. Tulostuksessa (taulukko L.5.6.) voidaan kiinnittää huomiota erityisesti muutamaankin seikkaan: Ominaisarvoista yksi on muita huomattavasti pienempi, jolloin pitkän aikavälin matriisin aste tulee jäämään pienemmäksi kuin 4 ja tämä tukee samanaikaisesti olettamusta datan ei-stationaarisuudesta. Lisäksi seurausmatriisista (*companion matrix*) on nähtävissä, että yksikään juuri ei ole arvoltaan suurempi kuin yksi ja näin ollen systeemi ei ole räjähtävä. Samasta matriisista on myös nähtävissä, että lähellä ykköstä olevia ominaisarvoja on ainakin kolme. Neljänneksi suurimman ominaisarvon (0.7121) kohdalla on jo kyseenalaista onko se lähellä ykköstä. Toivottavaa olisi ollut, että arvoltaan lähellä ykköstä olevia ominaisarvoja olisi ollut neljä kappaletta, joka on myös pitkän aikavälin matriisin dimensio ja täten olisi vahvistanut näkemystä datan I(1) olemuksesta (Doornik & Hendry 1994). Huomion arvoista on lisäksi pitkän aikavälin trendin saamat arvot, jotka kaikilla muuttujilla ovat lähellä nollaa.

6.3. Rekursiivinen estimointi osana alustavaa analyysia

PcFiml käyttää rekursiivista estimointia (recursive least square, lyhyesti RLS) parametrien kestävyuden graafiseen tutkimiseen. Parametrien estimoidut tulokset eivät metodin vaihdosta muutu, mutta graafiseen analysointiin saadaan uusia työvälineitä, joista tässä yhteydessä otetaan käyttöön jäännösten vertaaminen luottamusväliin (1-step Residuals $\pm 2 \times S.E.$) ja Chow-testit (1-step Chow ja

$N \downarrow$ Chow). Chow-testien hylkäysrajaksi asetetaan 5%, koska kullakin sarjalla on havaintoja alle 200 (Doornik & Hendry 1994).



Kuvio 6.5. Rekursiivisen RLS-estimoinnin tulokset: jäännökset ja niiden luottamusvälit sekä Chow-testit kullekin sarjalle ja koko systeemille.

Kuviosta 6.5. nähdään, että jäännökset pysyvät varsin hyvin luottamusvälin sisällä. Tästä huolimatta Chow-testit, erityisesti tuottavuuden (LPROD_1) ja tehtyjen työtuntien (LLH4_1) kohdalla, viittaavat selvästi jonkinlaiseen häiriöön, 1-step Chow-testi myös systeemin osalta. $N \downarrow$ break point F-testi ($N \downarrow$ Chow) puolestaan

ei näyttäisi hylkäävän parametrien kestävyyttä systeemin osalta, mutta kylläkin jälleen kerran tuottavuuden ja tehtyjen työtuntien osalta. Tulokset eivät ole kovinkaan yllättäviä, sillä aikaisemminhan luvussa 6.1. totesimme, että esimerkiksi yhteisen viiveen määrittäminen tulee olemaan ongelmallista. Koska break point F-testi ei kuitenkaan suoraan hylkää systeemin osalta parametrien kestävyyttä, päätettiin jatkaa analyysia viiveellä kolme.

6.4. Yhteisintegroituvuus-relaatioiden määrittely

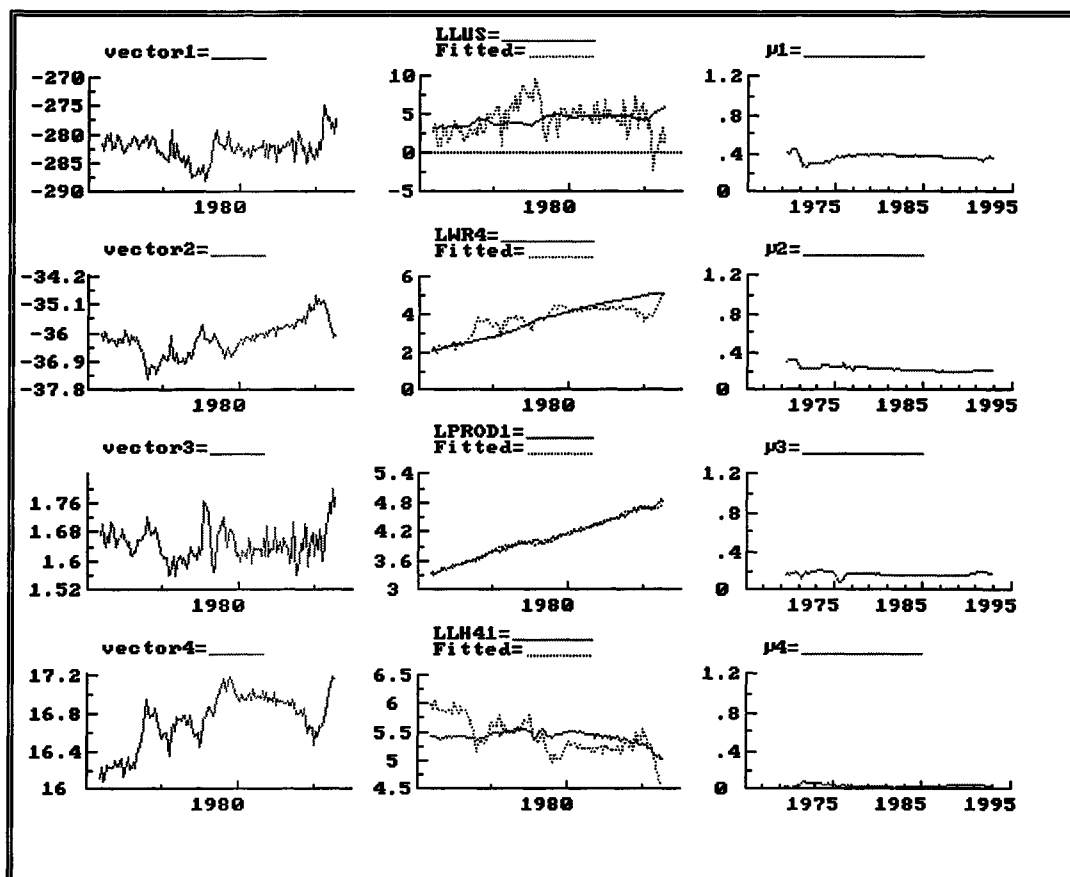
Ennen siirtymistä analysoimaan estimoituja yhteisintegroituvuus-vektoreita, on syytä pikaisesti esitellä muutama yleisen tason taloustieteellinen riippuvuussuhde: Meillä Suomessahan vallitsee työvoiman kysynnän suhteen epätäydellinen kilpailu. Tällöin esimerkiksi kysyntämuutosten välittyminen työn kysyntään ei ole niin suoraviivaista kuin täydellisen kilpailun vallitessa. Kiander (1998) esittää työn kysynnän ja reaali-palkan välille lyhyellä aikavälillä negatiivista vuorovaikutusta. Työn kysynnän ja työllisyyden, tässä tapauksessa tehtyjen työtuntien, voidaan olettaa vaikuttavan toisiinsa positiivisesti. Tällöin Kianderin (1998) perusteella työllisyyden vaikutus reaali-palkkaan olisi negatiivinen. Vastaavasti työn kysynnän vaikutus työttömyyteen olisi negatiivinen ja tällöin työttömyyden vaikutus reaali-palkkaan olisi positiivinen. Reaali-palkan ja tuottavuuden välistä riippuvuutta pidetään yleisesti positiivisena. Työllisyyden ja työttömyyden välisen riippuvuuden voidaan luonnollisesti olettaa olevan negatiivista, joskin tässä tutkimuksessa käytetty työllisyyden mittayksikkö saattaa muuttaa tätä riippuvuussuhdetta.

Taulukko 6.1. Tutkimuksessa mukana olevien muuttujien yleiset taloudelliset riippuvuussuhteet

	Työttömyys (LLUS)	Reaalipalkka (LWR4)	Tuottavuus (LPROD_1)
Reaalipalkka (LWR4)	+		
Tuottavuus (LPROD_1)	(+ ?)	+	
Työllisyys (LLH4_1)	- (?)	-	(- ?)

PcFiml:ssä yhteisintegroituvuus-analyysi aloitetaan vaihtamalla estimointimenetelmä PNS:sta rekursiiviseen (RLS) metodiin. Varsinainen yhteisintegroituvuus-tulostus (taulukko L.5.7.) ehdottaa datasta mahdollisesti löytyvän korkeintaan 3 yhteisintegroituvuus-vektoria. Tämän perusteella tutkittavaksi yhteisintegroituvuus-avaruudeksi muodostuu kolmen ensimmäisen rivin muodostamat estimoidut yhteisintegroituvuus-vektorit. Standardisoiduista β' ominaisarvovektoreiden matrisista nähdään heti, että reaalipalkka- ja tuottavuusyhtälöiden merkit ovat väärät (toista yhteisintegroituvuus-vektoria lukuunottamatta), sillä reaalipalkan (LWR4) ja tuottavuuden (LPROD_1) oletettiin vaikuttavan toisiinsa positiivisesti.

Yhteisintegroituvuus graafeista (kuvio 6.6.) nähdään, että ensimmäistä yhteisintegroituvuus-vektoria lukuun ottamatta loput kolme vaikuttavat varsin stationaarisilta (kolmas ehkä stationaarisimmalta). Sovitetut ja todelliset arvot ovat kolmannella vektorilla hyvin lähellä toisiaan ja toisella sekä neljännelläkin melko lähekkäin. Ominaisarvot näyttävät olevan suhteellisen vakaita kaikilla. Kolmella ensimmäisellä arvot ovat selvästi nolla suuremmat.



Kuvio 6.6. Yhteisintegroituvuus graafit: $\hat{\beta}'x_t$ -linearikombinaatiot, pitkän aikavälin todelliset ja sovitetut arvot sekä rekursiivisesti lasketut ominaisarvot.

6.4. Hypoteesien muodostaminen ja testaus

Kuten jo aikaisemmassa kappaleessa todettiin standardisoitujen β' -ominaisarvo-vektoreiden matriisista (taulukko L.5.7.) voidaan välittömästi todeta reaali-palkka- ja tuottavuuskertoimien väärät etumerkit, toista vektoria lukuun ottamatta. Näin siksi, koska ekonometriset mallit olettavat esimerkiksi stationaarisen palkkajaon yhteydessä reaali-palkan ja tuottavuuden (joustojen) olevan yhtäsuuria. Hypoteesiksi muotoiltuna testattavaksi vektoriksi tulee tällöin $(0 \ 1 \ -1 \ 0)$. Testauksen tulos taulukosta L.5.8. vahvistaa aikaisempaa käsitystämme ja stationaarisen palkkajaon hypoteesi hylätään. Vastaavasti voidaan muodostaa yleisen työkysyntärelaation hypoteesit käyttäen apuna Jacobsen ym. (1994, s.13) muodostamia hypoteeseja: Yleinen hypoteesi olisi ko. tutkimuksen mukaan $(0 \ 1 \ a \ b)$ ja tässä a ja b ovat vapaasti määrittyviä parametreja. Hypoteesin testauksen tulostus taulukossa L.5.9. osoittaa tämänkin hypoteesin tulevan hylätyksi. Lisäksi yleiselle työn kysyntärelaatiolle annettiin tiettyjä lisärajoitteita, kuten esimerkiksi reaali-palkan ja tuottavuuden yhtäsuuri jousto, jolloin hypoteesiksi tulee $(0 \ 1 \ -1 \ b)$, työttömyys ja työllisyys asetetaan nolliksi $(0 \ 1 \ a \ 0)$ ts. tuotantojousto = 1. Taulukoista L.5.10. ja L.5.11. voidaan havaita, että lisärajoitteista huolimatta nämäkin hypoteesit tulevat hylätyiksi.

6.5. Yhteisintegroituvuus-analyysin tulosten tulkinta

Jacobsenin ym. (1994) tutkimuksessa Tanskan, Norjan ja Ruotsin suhteen löytyi perusteita sille, että tuottavuuden, työllisyyden, työttömyyden ja reaali-palkan välillä olisi yksi yhteisintegroituvuus-relaatio. Heidän mukaan em. muuttujia näytti kuitenkin ohjaavan seuraavat kolme yleistä trendiä, jotka heidän tutkimuksen pe-

rusteella heijattivat teknologiasta, työn tarjonnasta ja palkkaneuvotteluista löytyviä stokastisia trendejä. Jacobsenin ym. mukaan tämä yhteisintegroituvuus-relaatio olisi pitänyt olla teoreettiselta perusteelta työn kysyntä-relaatio, mutta idea sai ainoastaan heikkoa tukea ja sitäkin lähinnä empiiristen testien puolelta.

Tässä tutkimuksessa Suomen osalta löytyi mahdollisesti jopa kolme yhteisintegroituvuus-relaatiota, mutta tällöin meidän tulisi joustaa jäännösten normaalisuus oletuksesta. Tästä huolimatta kaikki Jacobsenin ym. (1994) määrittelemät hypoteesit tulivat hylätyiksi. Toisin sanoen emme voineet tehdä aineistolle ekonometrista tulkintaa yhteisintegroituvuuden perusteella. Tämä tulos ei ole kovinkaan yllättävä, sillä tässä tutkimuksessa oli tehty varsin rajuja yleistyksiä verrattaessa Jacobsenin ym. (1994) tutkimukseen. Esimerkiksi he olivat ottaneet käyttöön neljä ei-havaittua komponenttia, joiden vaikutukset käytettyihin muuttujiin pysyttiin teoreettisesti määrittelemään ja jotka sopivat paremmin heidän ongelmansa ratkaisuun. Nämä neljä komponenttia olivat satunnaismuuttujat työn tarjonta ja teknologia, stationaarinen työn kysyntä shokki sekä palkkaneuvotteluista aiheutuva shokki.

Mielenkiintoa herätti tässä tutkimuksessa trendin merkitys. Dynaaminen analyysihän antoi trendille varsin pieniä arvoja ja tämän perusteella saattaisi olla paikallaan jättää trendi pois yhteisintegroituvuus-analyysistä.

Entä α -matriisin diagonaalien merkitys? Usein oletetaan kaikkien α -matriisin diagonaalilla olevien kertoimien olevan negatiivisia. Tämä johtuu siitä, että α -matriisin arvoilla pyrittiin korjaamaan pitkän aikavälin mallia oikeaan suuntaan (Johansen 1995). Tässä tapauksessa ainoastaan reaali-palkan (2.vektorissa) ja tuottavuuden (3.vektorissa) α -matriisin diagonaali-alkiot ovat negatiivisia. Muut diagonaali-alkiot ovat positiivisia, mutta arvoltaan lähellä nollaa joka puolestaan viittäisi heikkoon eksogeenisyyteen.

Entäpä logaritmuunnoksen vaikutus yhteisintegroituvuuteen? Banarjee ym. (1993) esittävät, että jos tutkittavien muuttujien tasojen välillä on yhteisintegroituvuutta, niin on mahdollista, että vastaavien muuttujien logaritmuunnosten välillä saattaa olla lineaarista riippuvuutta. Vastaavasti käänteisen ilmiön ei välttämättä aina tarvitse olla tosi.

Tämän tutkimuksen perusteella voitaisiin todeta sekä yhteisintegroituvuusrelaatioiden muodostamisen että niiden ekonometristen tulkinnan kannalta ko. aikaväliltä tarvittaisiin lisää informaatiota. Toisaalta tämän tutkimuksen tulos saattaa olla eräs syy siihen miksi Suomi ei ollut mukana Jacobsenin ym. (1994) tutkimuksessa.

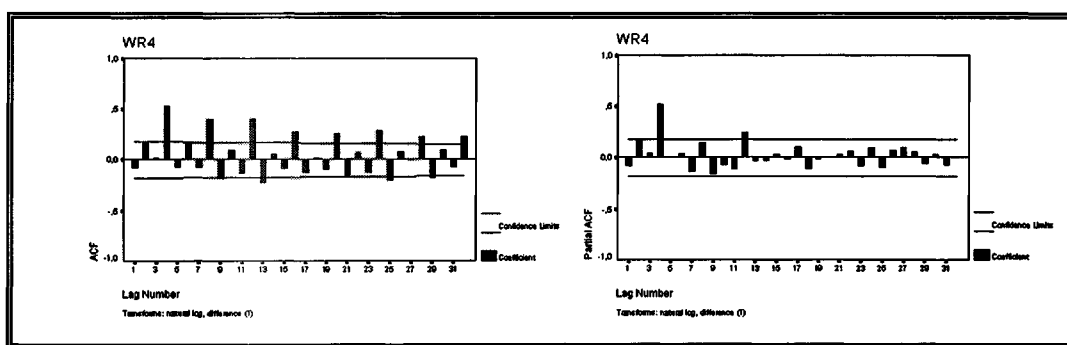
Lähdeluettelo

- Banarjee , A., Dolado , J., Galbraith , J.W., ja Hendry , D.F. (1993) :
*Cointegration, Error-Correction, and the Econometric Analysis
of Non-Stationary Data.* Oxford University Press.
- Box , G. E. P. ja Jenkins , G. M. (1970) : *Time Series Analysis
Forecasting and Control.* San Francisco: Holden-Day.
- Doornik , J.A., Hendry , D.F. (1994) : *PcFiml 8.0.* International
Thomson Publishing.
- Engle , R. F. ja Granger , C. W. J. (1987) : *Co-integration and Error
Correction: Representation, Estimation and Testing.*
Econometrica, Vol.55, s.76-251
- Engle , R. F., Hendry , D. F., ja Richard , J.-F. (1983) : *Exogeneity.*
Econometrica, Vol.51, s.277-304
- Ericsson , N. R. (1992) : *Cointegration, Exogeneity and Policy Analysis.*
Special Issue, Journal of Policy Modeling, 14, 3 ja 4
- Jacobson , T., Vredin , A. ja Warne , A. (1994) : *Common Trends and
Hysteresis in Unemployment.* Research report 1994:11.
Department of Statistics,Uppsala Universitet.
- Johansen , S. (1995) : *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector
Autoregressive Models.* Oxford University Press.
- Johansen , S. ja Juselius , K. (1990) : *Maximum Likelihood Estimation
and Inference on Cointegration - With Applications to the
Demand for Money.* Oxford Bulletin of Economics and
Statistics, Vol. 52, No.2, s.169-210

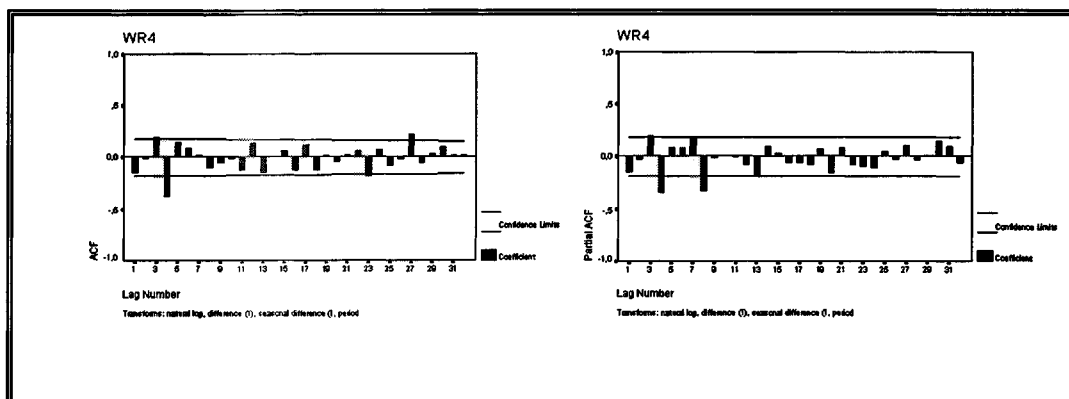
- Johansen , S. ja Juselius , K. (1991) : *Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK*. Journal of Econometrics, 53, s.211-244.
- Juselius , K. (1991) : *Manual to Cointegration Analysis of Time Series. Cats in Rats*. Institute of Economics, University of Copenhagen.
- Kiander , J. (1998) : *Työvoiman kysyntä ja yritysten hinnanasetanta. Suomalainen työttömyys*. Toimittanut M. Pohjola. Helsinki: Tilastotieto Oy.
- Lindgren , B.W. (1976) : *Statistical Theory*. Third Edition. London: Collier MacMillan International Publishers.
- SPSS (1993) : *SPSS for Windows: Trends, Release 6.0*. SPSS Inc.

Liitteet

Liite 1. Reaalipalkan (WR4) ARIMA-mallintaminen

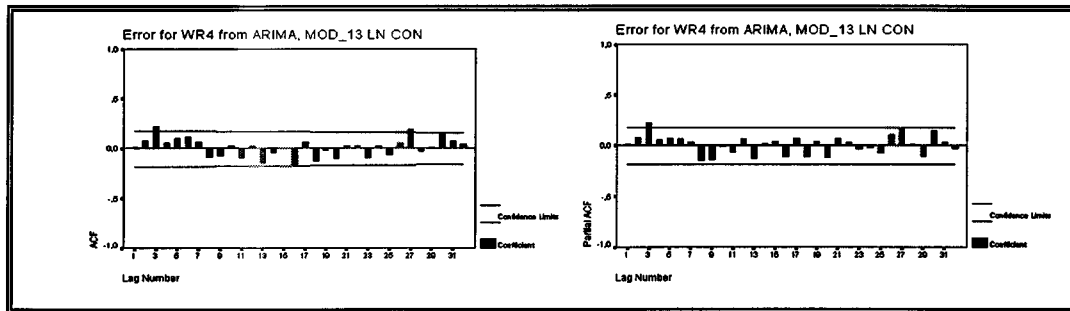


a) 1.differensoinnin jälkeiset ACF ja PACF



b) ACF ja PACF, kun on suoritettu 1.differensointi sekä kausi- että normaalikomponentille

Liite 1: jatkuu

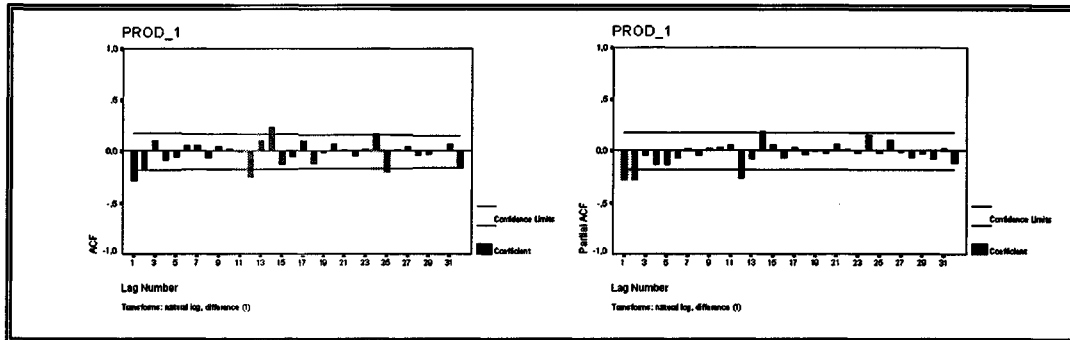


c) Jäännösten ACF ja PACF mallista $ARIMA(0,1,0) \times (0,1,1)_4$.

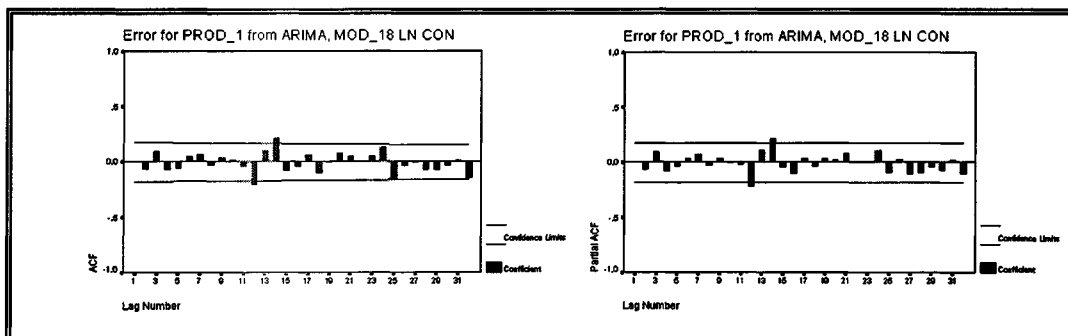
Taulukko L.1. $ARIMA(0,1,0) \times (0,1,1)$ -mallin jäännösten autokorrelaatio, keskivirheet, Box-Ljung Q-testisuure ja sitä vastaava p-arvo.

Viive	Auto-korrelaatio	Keskivirhe	Box-Ljung Q-testisuure	p-arvo
1	.012	.089	0.019	.892
2	.077	.089	0.781	.677
3	.220	.088	6.984	.072
4	.059	.088	7.439	.114
5	.102	.088	8.796	.117
6	.114	.087	10.501	.105
7	.061	.087	11.002	.139
8	-.078	.086	11.825	.159
9	-.066	.086	12.411	.191
10	.024	.086	12.491	.254
11	-.086	.085	13.517	.261
12	.030	.085	13.640	.324
13	-.135	.085	16.205	.238
14	-.039	.084	16.423	.288
15	.002	.084	16.424	.354
16	-.152	.083	19.765	.231

Liite 2: Tuottavuuden (PROD_1) ARIMA-mallintaminen



a) ACF ja PACF 1.differoinnin jälkeen

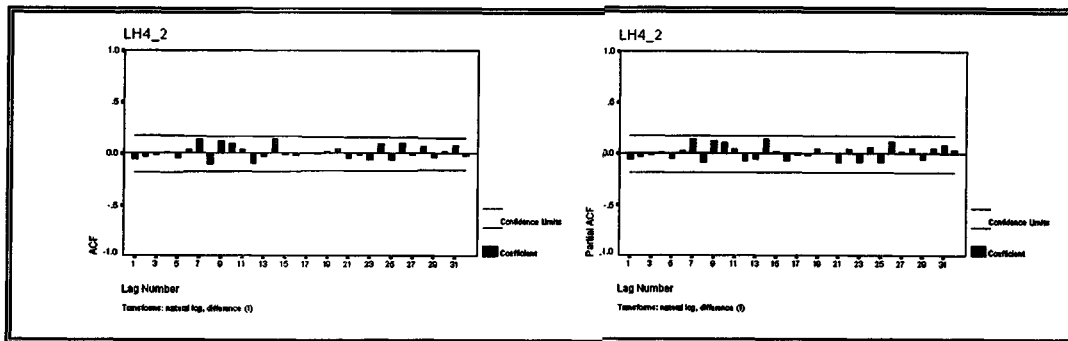


b) ARIMA(1,1,1)-mallin jäännösten ACF ja PACF.

Taulukko L.2. Mallin ARIMA(1,1,1) jäännösten autokorrelaatio,
keskivirheet, Box-Ljung Q-testisuure ja sitä vastaava p-arvo

Viive	Auto- korrelaatio	Keskivirhe	Box-Ljung Q-testisuure	p-arvo
1	.007	.088	0.007	.934
2	-.058	.087	0.447	.800
3	.095	.087	1.644	.649
4	-.065	.087	2.213	.697
5	-.048	.086	2.517	.774
6	.046	.086	2.805	.833
7	.061	.086	3.311	.855
8	-.029	.085	3.423	.905
9	.035	.085	3.592	.936
10	.008	.085	3.600	.964
11	-.042	.084	3.853	.974
12	-.202	.084	9.676	.644
13	.098	.083	11.064	.605
14	.216	.083	17.859	.213
15	-.070	.083	18.575	.234
16	-.041	.082	18.818	.278

Liite 3: Työllisyyden (LH4_1) ARIMA-mallintaminen

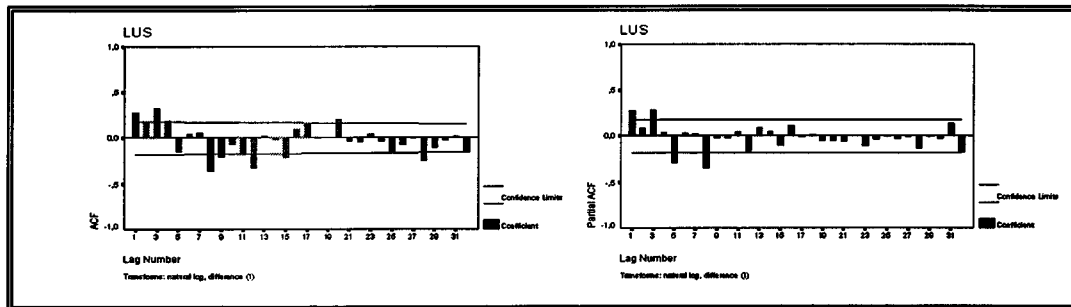


a) ACF ja PACF 1.differensoinnin jälkeen

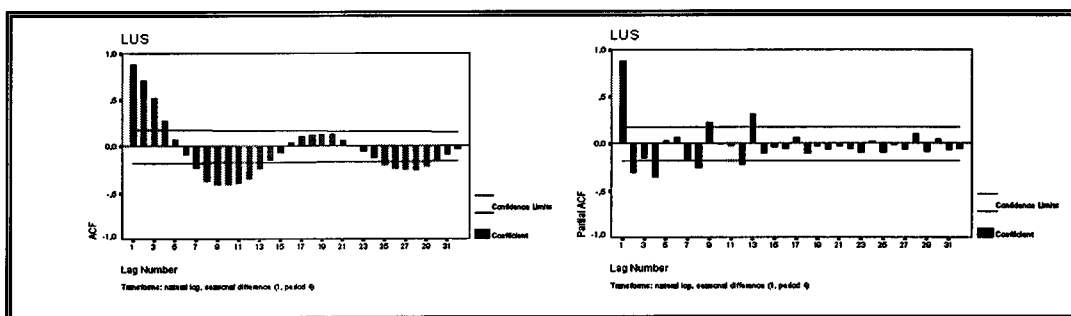
Taulukko L.3. Mallin ARIMA(0,1,0) jäännösten autokorrelaatio, keskivirheet, Box-Ljung Q-testisuure ja sitä vastaava p-arvo.

Viive	Auto-korrelaatio	Keskivirhe	Box-Ljung Q-testisuure	p-arvo
1	-.051	.088	.343	.558
2	-.025	.087	.427	.808
3	-.008	.087	.436	.933
4	.015	.087	.465	.977
5	-.048	.086	.779	.978
6	.037	.086	.960	.987
7	.139	.086	3.593	.825
8	-.100	.085	4.959	.762
9	.122	.085	7.012	.636
10	.096	.085	8.307	.599
11	.035	.084	8.478	.670
12	-.091	.084	9.662	.646
13	-.027	.083	9.765	.713
14	.144	.083	12.759	.546
15	-.010	.083	12.773	.620
16	-.019	.082	12.829	.685

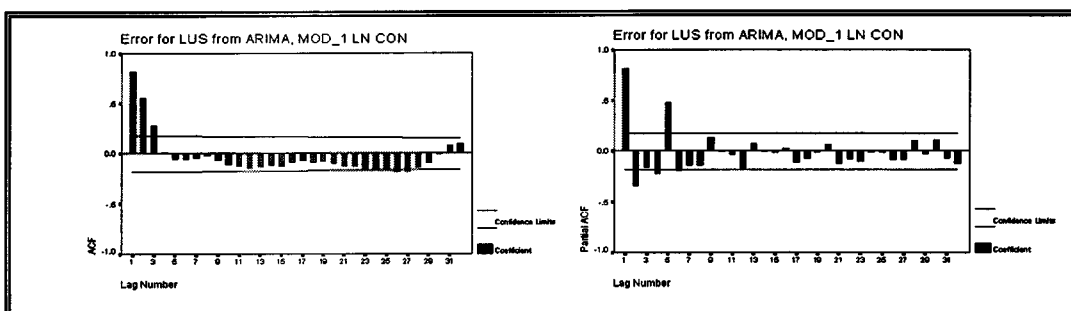
Liite 4: Työttömyys (LUS)-aikasarjan ARIMA-mallintaminen



a) ACF ja PACF 1.differensoinnin jälkeen

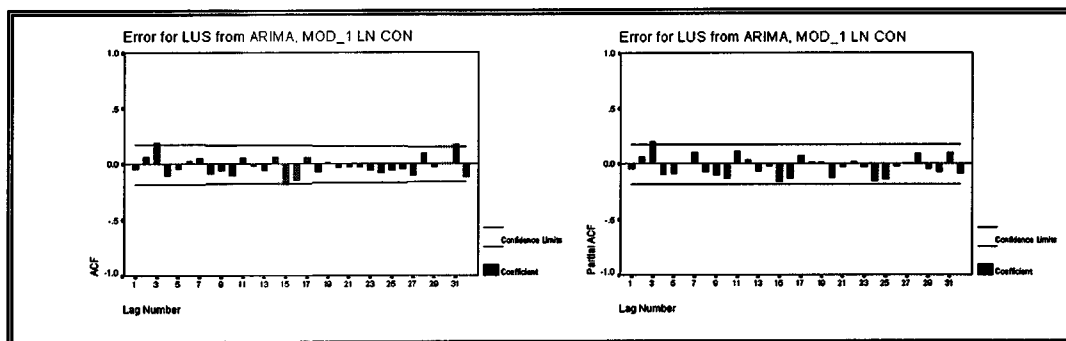


b) ACF ja PACF kun on suoritettu 1.differensointi vain kausivaihtelukomponentille

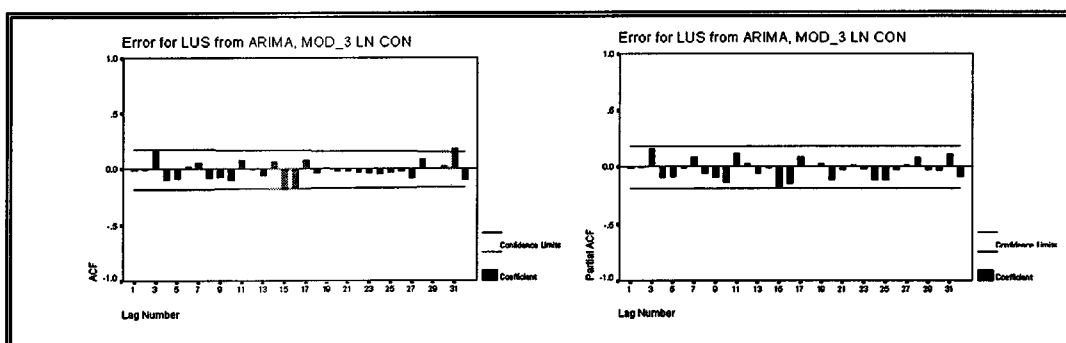


c) ARIMA(3,1,0)₄-mallin jäännösten ACF ja PACF.

Liite 4: jatkuu



d) ARIMA(1,0,1)×(3,1,0)₄-mallin jäännösten ACF ja PACF.



e) ARIMA(0,1,1)×(3,1,0)₄-mallin jäännösten ACF ja PACF.

Taulukko L.4.1. Mallin ARIMA(1,0,1) \times (3,1,0)₄ jäännösten autokorrelaatio, keskivirheet, Box-Ljung Q-testisuure ja vastaava p-arvo

Viive	Auto-korrelaatio	Keskivirhe	Box-Ljung Q-testisuure	p-arvo
1	-.038	.089	.185	.667
2	.068	.088	.768	.681
3	.194	.088	5.626	.131
4	-.097	.088	6.852	.144
5	-.039	.087	7.056	.216
6	.029	.087	7.170	.305
7	.051	.087	7.518	.337
8	-.077	.086	8.313	.404
9	-.050	.086	8.656	.470
10	-.096	.085	9.908	.449
11	.055	.085	10.319	.502
12	-.018	.085	10.362	.584
13	-.047	.084	10.679	.638
14	.064	.084	11.263	.665
15	-.175	.084	15.655	.405
16	-.136	.083	18.349	.304

Taulukko L.4.2. Mallin ARIMA(0,1,1) \times (3,1,0)₄ jäännösten autokorrelaatio, keskivirheet, Box-Ljung Q-testisuure ja vastaava p-arvo.

Viive	Auto-korrelaatio	Keskivirhe	Box-Ljung Q-testisuure	p-arvo
1	-.014	.089	.023	.878
2	-.004	.089	.026	.987
3	.163	.088	3.434	.329
4	-.089	.088	4.463	.347
5	-.078	.088	5.260	.385
6	.015	.087	5.290	.507
7	.053	.087	5.662	.580
8	-.068	.086	6.282	.616
9	-.065	.086	6.845	.653
10	-.092	.086	8.000	.629
11	.076	.085	8.796	.641
12	-.006	.085	8.801	.720
13	-.052	.085	9.175	.760
14	.065	.084	9.772	.779
15	-.178	.084	14.300	.503
16	-.166	.083	18.241	.310

Liite 5. PcFiml-ohjelman tulostus

Taulukko L.5.1. Alustavan analyysin PNS-estimoinnin tulokset muuttujittain
käytettäessä rajoittamatonta redusoitua muotoa ($k=4$, ei
kausimuuttujia).

Rajoittamattoman redusoidun yhtälön PNS-estimaatit muuttujalle LLUS

Muuttuja	Arvo	Keskivirhe	t-arvo	p-arvo
LLUS_1	1.0369	0.097832	10.599	0.0000**
LLUS_2	-0.078420	0.13895	-0.564	0.5737
LLUS_3	0.20520	0.13328	1.540	0.1266
LLUS_4	-0.25083	0.091586	-2.739	0.0072**
LWR4_1	-0.015386	0.55406	-0.028	0.9779
LWR4_2	0.91560	0.65923	1.389	0.1678
LWR4_3	-0.79594	0.65998	-1.206	0.2305
LWR4_4	-0.28995	0.58625	-0.495	0.6219
LPROD_1_1	-1.5412	0.48752	-3.161	0.0020**
LPROD_1_2	0.0074327	0.51065	0.015	0.9884
LPROD_1_3	0.62962	0.51207	1.230	0.2216
LPROD_1_4	-0.022800	0.49471	-0.046	0.9633
LLH4_1_1	-0.63235	0.47122	-1.342	0.1825
LLH4_1_2	-0.58649	0.58112	-1.009	0.3152
LLH4_1_3	0.50120	0.60090	0.834	0.4061
LLH4_1_4	0.61486	0.51687	1.190	0.2369
Trendi	0.016613	0.012495	1.330	0.1865
Vakio	4.2711	2.3828	1.792	0.0759 (~*)

$\sigma = 0.0978101$ Jäännösten neliösumma = 1.014083357

Taulukko L.5.1. jatkuu

Rajoittamattoman redusoidun yhtälön PNS-estimaatit muuttujalle LWR4

Muuttuja	Arvo	Keskivirhe	t-arvo	p-arvo
LLUS_1	-0.010918	0.016259	-0.671	0.5034
LLUS_2	0.028314	0.023093	1.226	0.2229
LLUS_3	-0.011019	0.022151	-0.497	0.6199
LLUS_4	-0.010102	0.015221	-0.664	0.5083
LWR4_1	0.60562	0.092083	6.577	0.0000**
LWR4_2	0.21333	0.10956	1.947	0.0542
LWR4_3	-0.041871	0.10969	-0.382	0.7034
LWR4_4	0.23176	0.097432	2.379	0.0192*
LPROD_1_1	-0.012567	0.081024	-0.155	0.8770
LPROD_1_2	0.11824	0.084869	1.393	0.1665
LPROD_1_3	0.0053273	0.085105	0.063	0.9502
LPROD_1_4	0.13828	0.082219	1.682	0.0956
LLH4_1_1	0.0021299	0.078315	0.027	0.9784
LLH4_1_2	0.039165	0.096580	0.406	0.6859
LLH4_1_3	-0.061092	0.099867	-0.612	0.5420
LLH4_1_4	0.19551	0.085903	2.276	0.0249*
Trendi	-0.0030062	0.0020767	-1.448	0.1507
Vakio	-1.7330	0.39602	-4.376	0.0000**

 $\sigma = 0.0162557$ Jäännösten neliösumma = 0.0280103811

Taulukko L.5.1. jatkuu

Rajoittamattoman redusoidun yhtälön PNS-estimaatit muuttujalle LPROD_1

Muuttuja	Arvo	Keskivirhe	t-arvo	p-arvo
LLUS_1	0.0055104	0.022527	0.245	0.8072
LLUS_2	-0.036484	0.031995	-1.140	0.2567
LLUS_3	0.017120	0.030691	0.558	0.5781
LLUS_4	0.024137	0.021089	1.145	0.2550
LWR4_1	0.12311	0.12758	0.965	0.3368
LWR4_2	0.070876	0.15180	0.467	0.6415
LWR4_3	-0.29573	0.15197	-1.946	0.0543
LWR4_4	-0.20340	0.13499	-1.507	0.1349
LPROD_1_1	0.24662	0.11226	2.197	0.0302*
LPROD_1_2	-0.096244	0.11759	-0.818	0.4149
LPROD_1_3	0.21105	0.11791	1.790	0.0763
LPROD_1_4	-0.17699	0.11392	-1.554	0.1232
LLH4_1_1	-0.10735	0.10851	-0.989	0.3248
LLH4_1_2	-0.12045	0.13381	-0.900	0.3701
LLH4_1_3	0.30327	0.13837	2.192	0.0306*
LLH4_1_4	-0.061157	0.11902	-0.514	0.6084
Trendi	0.017378	0.0028773	6.040	0.0000**
Vakio	3.1434	0.54868	5.729	0.0000**

$$\sigma = 0.0225225 \quad \text{Jäännösten neliösumma} = 0.05376972008$$

Taulukko L.5.1. jatkuu

Rajoittamattoman redusoidun yhtälön PNS-estimaatit muuttujalle LLH4_1

Muuttuja	Arvo	Keskivirhe	t-arvo	p-arvo
LLUS_1	-0.025722	0.023165	-1.110	0.2693
LLUS_2	0.032848	0.032901	0.998	0.3204
LLUS_3	0.017224	0.031559	0.546	0.5864
LLUS_4	0.0032514	0.021686	0.150	0.8811
LWR4_1	0.0035666	0.13119	0.027	0.9784
LWR4_2	-0.039387	0.15610	-0.252	0.8013
LWR4_3	0.030742	0.15627	0.197	0.8444
LWR4_4	0.20374	0.13881	1.468	0.1451
LPROD_1_1	0.36465	0.11544	3.159	0.0021**
LPROD_1_2	0.12698	0.12092	1.050	0.2961
LPROD_1_3	-0.035450	0.12125	-0.292	0.7706
LPROD_1_4	0.20251	0.11714	1.729	0.0868
LLH4_1_1	0.80831	0.11158	7.244	0.0000**
LLH4_1_2	0.071490	0.13760	0.520	0.6045
LLH4_1_3	-0.042112	0.14228	-0.296	0.7678
LLH4_1_4	0.13889	0.12239	1.135	0.2590
Trendi	-0.013479	0.0029587	-4.556	0.0000**
Vakio	-2.4863	0.56422	-4.407	0.0000**

 $\sigma = 0.02316$ Jäännösten neliösumma = 0.05685706613

Taulukko L.5.1. jatkuu

Jäännösten korrelaatiomatriisi

	LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1
LUS	1.000			
LWR4	-0.1060	1.000		
LPROD_1	-0.1966	0.04300	1.000	
LLH4_1	-0.1469	-0.03870	-0.4480	1.000

Jäännösten keskipoikkeama

LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1
0.09781	0.01626	0.02252	0.02316

Logaritmissen uskottavuusfunktion arvo = 1797.0679

$\log|\Omega| = -28.985$ $|\Omega| = 2.5822e-013$ $T = 124$

$\log|Y'Y/T| = -12.6121$

$R^2(\text{LR}) = 1$ $R^2(\text{LM}) = 0.943806$

Rajoittamattomien regressoreiden F-testi, $F(68, 406) = 381.75$ [0.0000] **

Rajoittamattomat muuttujat: Vakio

Malliin kuuluvien regressoreiden F-testit, $F(4, 103)$

LLUS_1	29.5566	[0.0000] **	LLUS_2	0.863635	[0.4885]
LLUS_3	1.25334	[0.2933]	LLUS_4	2.14533	[0.0805]
LWR4_1	10.9876	[0.0000] **	LWR4_2	1.72285	[0.1506]
LWR4_3	1.99474	[0.1008]	LWR4_4	2.24454	[0.0693]
LPROD_1_1	7.03729	[0.0000] **	LPROD_1_2	0.824593	[0.5124]
LPROD_1_3	1.68272	[0.1597]	LPROD_1_4	1.68167	[0.1599]
LLH4_1_1	14.3753	[0.0000] **	LLH4_1_2	0.586492	[0.6731]
LLH4_1_3	1.96210	[0.1058]	LLH4_1_4	2.32426	[0.0614]
Trendi	11.5335	[0.0000] **			

Taulukko L.5.1. jatkuu

Todellisten ja sovitettujen arvojen korrelaatiot muuttujittain

LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1
0.9897	0.9999	0.9987	0.9788

Taulukko L.5.2. Alustavassa analyysissä valitun vektori-avaruuden (LLUS, LWR4, LPROD_1, LLH4_1, k=4, ei-kausivaihtelukomponentteja) diagnostisen tarkastelun tulostus.

- Portmanteau-testisuuren arvo vektorille, kun käytössä on 12 viivettä ja 124 havaintoa: $171.4 * (c_{.95} \approx 155)^i$

- Vektorin autokorrelaatiovirheen testaus viiveeltä 1 viiveelle 5
 $\chi^2(80) = 97.112 [0.0936]$ ja $F\text{-testi}(80, 329) = 1.0317 [0.4156]$

- Vektorin normaalisuustesti jäännöksille
 Havainnot aikaväliltä: 1962 (1) - 1992 (4)

Vinous	-0.9713	2.878	-2.264	-1.208
Liika huipukkuus	2.000	-0.06467	3.240	7.066

- Vektorin normaalisuustesti $\chi^2(8) = 80.246 [0.0000]**$

- Vektorin heteroskedastisuustesti käyttäen neliöitä
 $\chi^2(340) = 382.44 [0.0560]$ ja $F\text{-testi}(340, 624) = 0.934 [0.7593]$

ⁱ Kriittisen arvon laskemiseen käytetty kaavaa $\chi_p^2 = \frac{1}{2}(z_p + \sqrt{2k-1})^2$ (Lindgren 1976)

Taulukko L.5.3. Alustavan analyysin PNS-estimoinnin tulokset muuttujittain käytettäessä rajoittamatonta redusoitua muotoa ($k=4$ ja mukana kausimuuttujat).

Havainnot aikaväliltä: 1962 (1) - 1992 (4)

Rajoittamattoman redusoidun yhtälön PNS-estimaatit muuttujalle LLUS

Muuttuja	Arvo	Keskivirhe	t-arvo	p-arvo
LLUS_1	1.0395	0.098997	10.501	0.0000**
LLUS_2	-0.070337	0.14080	-0.500	0.6184
LLUS_3	0.19643	0.13469	1.458	0.1478
LLUS_4	-0.25487	0.092390	-2.759	0.0069**
LWR4_1	0.050690	0.64858	0.078	0.9379
LWR4_2	0.56377	0.82401	0.684	0.4954
LWR4_3	-0.71800	0.80629	-0.891	0.3753
LWR4_4	-0.051718	0.67011	-0.077	0.9386
LPROD_1_1	-1.5072	0.49350	-3.054	0.0029**
LPROD_1_2	0.031327	0.52299	0.060	0.9524
LPROD_1_3	0.67731	0.51980	1.303	0.1955
LPROD_1_4	-0.020458	0.50173	-0.041	0.9676
LLH4_1_1	-0.61825	0.48908	-1.264	0.2090
LLH4_1_2	-0.63526	0.62128	-1.023	0.3089
LLH4_1_3	0.58514	0.63975	0.915	0.3625
LLH4_1_4	0.60004	0.54050	1.110	0.2695
Trendi	0.014598	0.012719	1.148	0.2537
Vakio	3.7085	2.4750	1.498	0.1371
Kausim.	-0.021790	0.032339	-0.674	0.5020
Kausim._1	-0.034671	0.028854	-1.202	0.2323
Kausim._2	-0.015405	0.032014	-0.481	0.6314

$$\sigma = 0.0984953 \quad \text{Jäännösten neliösumma} = 0.9992354772$$

Taulukko L.5.3. jatkuu

Rajoittamattoman redusoidun yhtälön PNS-estimaatit muuttujalle LWR4

Muuttuja	Arvo	Keskivirhe	t-arvo	p-arvo
LLUS_1	-0.0098045	0.014845	-0.660	0.5104
LLUS_2	0.019616	0.021114	0.929	0.3550
LLUS_3	-0.0028800	0.020197	-0.143	0.8869
LLUS_4	-0.0099876	0.013855	-0.721	0.4726
LWR4_1	0.73551	0.097260	7.562	0.0000**
LWR4_2	0.16729	0.12357	1.354	0.1788
LWR4_3	0.026996	0.12091	0.223	0.8238
LWR4_4	0.062254	0.10049	0.620	0.5370
LPROD_1_1	-0.010263	0.074005	-0.139	0.8900
LPROD_1_2	0.059413	0.078427	0.758	0.4504
LPROD_1_3	0.0030698	0.077948	0.039	0.9687
LPROD_1_4	0.11817	0.075239	1.571	0.1193
LLH4_1_1	0.056029	0.073342	0.764	0.4466
LLH4_1_2	-0.044114	0.093166	-0.474	0.6369
LLH4_1_3	-0.015365	0.095937	-0.160	0.8731
LLH4_1_4	0.14624	0.081053	1.804	0.0741
Trendi	-0.0016623	0.0019073	-0.872	0.3855
Vakio	-1.2768	0.37115	-3.440	0.0008**
Kausim.	0.00059746	0.0048496	0.123	0.9022
Kausim._1	0.013123	0.0043269	3.033	0.0031**
Kausim._2	-0.0081976	0.0048008	-1.708	0.0907

 $\sigma = 0.0147702$ Jäännösten neliösumma = 0.02247038071

Taulukko L.5.3. jatkuu

Rajoittamattoman redusoidun yhtälön PNS-estimaatit muuttujalle LPROD_1

Muuttuja	Arvo	Keskivirhe	t-arvo	p-arvo
LLUS_1	0.0048324	0.022953	0.211	0.8337
LLUS_2	-0.035914	0.032645	-1.100	0.2738
LLUS_3	0.017050	0.031228	0.546	0.5862
LLUS_4	0.024502	0.021421	1.144	0.2554
LWR4_1	0.12217	0.15038	0.812	0.4184
LWR4_2	0.093138	0.19105	0.488	0.6269
LWR4_3	-0.32668	0.18694	-1.747	0.0835
LWR4_4	-0.19485	0.15537	-1.254	0.2126
LPROD_1_1	0.24340	0.11442	2.127	0.0358*
LPROD_1_2	-0.094745	0.12126	-0.781	0.4364
LPROD_1_3	0.20658	0.12052	1.714	0.0895
LPROD_1_4	-0.17350	0.11633	-1.491	0.1389
LLH4_1_1	-0.11122	0.11340	-0.981	0.3290
LLH4_1_2	-0.11327	0.14405	-0.786	0.4335
LLH4_1_3	0.29079	0.14833	1.960	0.0526
LLH4_1_4	-0.052738	0.12532	-0.421	0.6748
Trendi	0.017435	0.0029489	5.912	0.0000**
Vakio	3.1566	0.57385	5.501	0.0000**
Kausim.	0.0022556	0.0074981	0.301	0.7642
Kausim._1	0.0008104	0.0066899	0.121	0.9038
Kausim._2	0.0006810	0.0074227	0.092	0.9271

$$\sigma = 0.0228367 \quad \text{Jäännösten neliösumma} = 0.05371623565$$

Taulukko L.5.3. jatkuu

Rajoittamattoman redusoidun yhtälön PNS-estimaatit muuttujalle LLH4_1

Muuttuja	Arvo	Keskivirhe	t-arvo	p-arvo
LLUS_1	-0.023210	0.023243	-0.999	0.3203
LLUS_2	0.026839	0.033056	0.812	0.4187
LLUS_3	0.021710	0.031622	0.687	0.4939
LLUS_4	0.0020504	0.021691	0.095	0.9249
LWR4_1	0.10036	0.15228	0.659	0.5113
LWR4_2	-0.16109	0.19346	-0.833	0.4070
LWR4_3	0.15219	0.18930	0.804	0.4233
LWR4_4	0.10209	0.15733	0.649	0.5179
LPROD_1_1	0.37724	0.11587	3.256	0.0015**
LPROD_1_2	0.087530	0.12279	0.713	0.4775
LPROD_1_3	-0.021527	0.12204	-0.176	0.8603
LPROD_1_4	0.18197	0.11780	1.545	0.1255
LLH4_1_1	0.85423	0.11483	7.439	0.0000**
LLH4_1_2	-0.0053647	0.14586	-0.037	0.9707
LLH4_1_3	0.025342	0.15020	0.169	0.8664
LLH4_1_4	0.086284	0.12690	0.680	0.4981
Trendi	-0.012954	0.0029861	-4.338	0.0000**
Vakio	-2.2800	0.58109	-3.924	0.0002**
Kausim.	-0.0071041	0.0075927	-0.936	0.3516
Kausim._1	0.0027250	0.0067743	0.402	0.6883
Kausim._2	-0.0088245	0.0075164	-1.174	0.2431

$\sigma = 0.0231249$ Jäännösten neliösumma = 0.05508035105

Taulukko L.5.3. jatkuu

Jäännösten korrelaatiomatriisi

	LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1
LLUS	1.000			
LWR4	-0.07524	1.000		
LPROD_1	-0.1962	0.04496	1.000	
LLH4_1	-0.1435	-0.1192	-0.4536	1.000

Jäännösten keskiarvot

LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1
0.09850	0.01477	0.02284	0.02312

Logaritmisen uskottavuusfunktion arvo = 1814.6322

$\log|\Omega| = -29.2683$ $|\Omega| = 1.94516e-013$ $T = 124$

$\log|Y'Y/T| = -12.6227$

$R^2(\text{LR}) = 1$, $R^2(\text{LM}) = 0.944674$

Rajoittamattomien regressoreiden F-testi, $F(68, 394) = 397.79$ [0.0000] **

Rajoittamattomat muuttujat: Vakio, Kausim., Kausim._1, Kausim._2

Malliin kuuluvien regressoreiden F-testit, $F(4, 100)$

LLUS_1	28.9794	[0.0000] **	LLUS_2	0.654360	[0.6252]
LLUS_3	1.26309	[0.2896]	LLUS_4	2.16205	[0.0787]
LWR4_1	15.3556	[0.0000] **	LWR4_2	0.703521	[0.5914]
LWR4_3	1.15959	[0.3333]	LWR4_4	0.514504	[0.7252]
LPROD_1_1	7.08084	[0.0000] **	LPROD_1_2	0.362410	[0.8348]
LPROD_1_3	1.73197	[0.1489]	LPROD_1_4	1.52282	[0.2013]
LLH4_1_1	16.0324	[0.0000] **	LLH4_1_2	0.748005	[0.5616]
LLH4_1_3	1.97889	[0.1035]	LLH4_1_4	1.49256	[0.2101]
Trendi	10.5534	[0.0000] **			

Taulukko L.5.3. jatkuu

Todellisten ja sovitettujen arvojen korrelaatiot muuttujittain

LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1
0.9898	0.9999	0.9987	0.9795

Taulukko L.5.4. Alustavan analyysin PNS-estimoinnin tulokset muuttujittain käytettäessä rajoittamatonta redusoitua muotoa (k=3 ja mukana kausimuuttujat).

Havainnot aikaväliltä: 1962 (1) - 1992 (4)

Rajoittamattoman redusoidun yhtälön PNS-estimaatit muuttujalle LLUS

Muuttuja	Arvo	Keskivirhe	t-arvo	p-arvo
LLUS_1	1.0985	0.093990	11.687	0.0000**
LLUS_2	-0.079194	0.14123	-0.561	0.5761
LLUS_3	-0.077179	0.093644	-0.824	0.4117
LWR4_1	0.50354	0.65416	0.770	0.4431
LWR4_2	0.22236	0.83197	0.267	0.7898
LWR4_3	-0.72869	0.67285	-1.083	0.2812
LPROD_1_1	-1.6016	0.45312	-3.535	0.0006**
LPROD_1_2	0.25817	0.53426	0.483	0.6299
LPROD_1_3	0.78191	0.50038	1.563	0.1211
LLH4_1_1	-0.68382	0.48429	-1.412	0.1608
LLH4_1_2	-0.85537	0.63763	-1.341	0.1826
LLH4_1_3	1.2285	0.49978	2.458	0.0156*
Trendi	0.0069699	0.011230	0.621	0.5361
Vakio	3.7945	2.1352	1.777	0.0784
Kausim.	-0.030476	0.032189	-0.947	0.3459
Kausim._1	-0.035763	0.028422	-1.258	0.2110
Kausim._2	-0.022753	0.032733	-0.695	0.4885

$\sigma = 0.102161$ Jäännösten neliösumma = 1.116744666

Taulukko L.5.4. jatkuu

Rajoittamattoman redusoidun yhtälön PNS-estimaatit muuttujalle LWR4

Muuttuja	Arvo	Keskivirhe	t-arvo	p-arvo
LLUS_1	-0.0010450	0.013666	-0.076	0.9392
LLUS_2	0.015295	0.020535	0.745	0.4580
LLUS_3	-0.018448	0.013616	-1.355	0.1783
LWR4_1	0.78274	0.095116	8.229	0.0000**
LWR4_2	0.14765	0.12097	1.221	0.2249
LWR4_3	0.062805	0.097833	0.642	0.5223
LPROD_1_1	0.011529	0.065883	0.175	0.8614
LPROD_1_2	0.068442	0.077682	0.881	0.3803
LPROD_1_3	0.055447	0.072756	0.762	0.4477
LLH4_1_1	0.078186	0.070416	1.110	0.2693
LLH4_1_2	-0.060550	0.092712	-0.653	0.5151
LLH4_1_3	0.10415	0.072669	1.433	0.1547
Trendi	-0.0012704	0.0016329	-0.778	0.4383
Vakio	-1.0511	0.31046	-3.386	0.0010**
Kausim.	-0.0015928	0.0046803	-0.340	0.7343
Kausim._1	0.013699	0.0041325	3.315	0.0013**
Kausim._2	-0.0094210	0.0047594	-1.979	0.0503

$\sigma = 0.0148543$ Jäännösten neliösumma = 0.02360951459

Taulukko L.5.4. jatkuu

Rajoittamattoman redusoidun yhtälön PNS-estimaatit muuttujalle LPROD_1

Muuttuja	Arvo	Keskivirhe	t-arvo	p-arvo
LLUS_1	0.0050238	0.021112	0.238	0.8124
LLUS_2	-0.042879	0.031723	-1.352	0.1793
LLUS_3	0.048731	0.021034	2.317	0.0224*
LWR4_1	0.084853	0.14694	0.577	0.5648
LWR4_2	0.052632	0.18687	0.282	0.7788
LWR4_3	-0.40807	0.15113	-2.700	0.0081**
LPROD_1_1	0.27845	0.10178	2.736	0.0073**
LPROD_1_2	-0.097415	0.12000	-0.812	0.4187
LPROD_1_3	0.14365	0.11239	1.278	0.2040
LLH4_1_1	-0.10196	0.10878	-0.937	0.3507
LLH4_1_2	-0.10956	0.14322	-0.765	0.4460
LLH4_1_3	0.24389	0.11226	2.173	0.0320*
Trendi	0.014845	0.0025225	5.885	0.0000**
Vakio	2.5266	0.47961	5.268	0.0000**
Kausim.	0.0035611	0.0072303	0.493	0.6234
Kausim._1	-0.0017106	0.0063840	-0.268	0.7893
Kausim._2	0.00056727	0.0073524	0.077	0.9386

 $\sigma = 0.0229472$ Jäännösten neliösumma = 0.05634344178

Taulukko L.5.4. jatkuu

Rajoittamattoman redusoidun yhtälön PNS-estimaatit muuttujalle LLH4_1

Muuttuja	Arvo	Keskivirhe	t-arvo	p-arvo
LLUS_1	-0.020184	0.021144	-0.955	0.3419
LLUS_2	0.027068	0.031772	0.852	0.3961
LLUS_3	0.016403	0.021066	0.779	0.4379
LWR4_1	0.11490	0.14716	0.781	0.4367
LWR4_2	-0.13413	0.18716	-0.717	0.4752
LWR4_3	0.18692	0.15137	1.235	0.2196
LPROD_1_1	0.39393	0.10193	3.865	0.0002**
LPROD_1_2	0.080869	0.12019	0.673	0.5025
LPROD_1_3	0.043204	0.11257	0.384	0.7019
LLH4_1_1	0.87402	0.10895	8.022	0.0000**
LLH4_1_2	0.0019592	0.14344	0.014	0.9891
LLH4_1_3	0.083871	0.11243	0.746	0.4573
Trendi	-0.010960	0.0025263	-4.338	0.0000**
Vakio	-1.8702	0.48034	-3.893	0.0002**
Kausim.	-0.0083272	0.0072413	-1.150	0.2527
Kausim._1	0.0038805	0.0063937	0.607	0.5452
Kausim._2	-0.0090628	0.0073636	-1.231	0.2211

 $\sigma = 0.0229822$ Jäännösten neliösumma = 0.05651533855

Taulukko L.5.4. jatkuu

Jäännösten korrelaatiomatriisi

	LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1
LLUS	1.000			
LWR4	-0.02345	1.000		
LPROD_1	-0.2063	0.009719	1.000	
LLH4_1	-0.1386	-0.09292	-0.4649	1.000

Jäännösten keskipoikkeama

LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1
0.1022	0.01485	0.02295	0.02298

Logaritmissen uskottavuusfunktion arvo = 1800.6107

$\log|\Omega| = -29.0421$ $|\Omega| = 2.43878e-013$ $T = 124$

$\log|Y'Y/T| = -12.6227$

$R^2(LR) = 1$, $R^2(LM) = 0.941515$

Rajoittamattomien regressoreiden F-testi, $F(52, 404) = 532.37$ [0.0000] **

Rajoittamattomat muuttujat: Vakio, Kausim., Kausim._1, Kausim._2

Malliin kuuluvien regressoreiden F-testit, $F(4, 104)$

LLUS_1	36.3986	[0.0000] **	LLUS_2	0.758231	[0.5548]
LLUS_3	2.71284	[0.0339] *	LWR4_1	18.2125	[0.0000] **
LWR4_2	0.462867	[0.7628]	LWR4_3	2.59545	[0.0406] *
LPROD_1_1	10.6641	[0.0000] **	LPROD_1_2	0.451269	[0.7713]
LPROD_1_3	2.15644	[0.0791]	LLH4_1_1	19.1713	[0.0000] **
LLH4_1_2	1.02703	[0.3970]	LLH4_1_3	6.12047	[0.0002] **
Trendi	9.93321	[0.0000] **			

Taulukko L.5.4. jatkuu

Todellisten ja sovitettujen arvojen korrelaatiot muuttujittain

LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1
0.9886	0.9999	0.9987	0.9789

Taulukko L.5.5. Merkityksettömien regressoreiden poistamisen testaus $(k = 4 \rightarrow k = 3)$

Malli	T	p		Log.uskottavuus	Schwarz	Hannan-Quinn
2	124	68	OLS	1800.6107	-26.40	-27.32
1	124	84	OLS	1814.6322	-26.00	-27.14

- Mallin redusoinnin testaus:

Malli 1 --> Malli 2: $F(16, 306) = 1.4701 [0.1091]$ **Taulukko L.5.6.** Systeemin ($k = 3$ ja kausimuuttujat mukana) dynaaminen tarkastelu.

1. Viiveen kertoimet

	Trendi
LLUS	-0.009265
LWR4	-0.001687
LPROD_1	0.005178
LLH4_1	-0.004018

Pitkän aikavälin matriisi $P_0 = \pi (1)-I$

	LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1
LLUS	-0.05789	-0.002790	-0.5616	-0.3107
LWR4	-0.004198	-0.006804	0.1354	0.1218
LPROD_1	0.01088	-0.2706	-0.6753	0.03237
LLH4_1	0.02329	0.1677	0.5180	-0.04015

Taulukko L.5.6. jatkuu

Pitkän aikavälin kovarianssit

	LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1
LLUS	11.12			
LWR4	7.291	4.989		
LPROD_1	-2.592	-1.774	0.6314	
LLH4_1	3.531	2.408	-0.8568	1.176

Pitkän aikavälin kertoimet

	Trendi
LLUS	-0.001922
LWR4	0.01211
LPROD_1	0.01674
LLH4_1	-0.007570

Staattiset pitkän aikavälin kertoimet

	Trendi
LLUS	-0.001922
LWR4	0.01211
LPROD_1	0.01674
LLH4_1	-0.007570

Staattiset pitkän aikavälin kertoimien keskivirheet

	Trendi
LLUS	0.05107
LWR4	0.03421
LPROD_1	0.01217
LLH4_1	0.01661

Taulukko L.5.6. jatkuu $\pi(1)$ -I ominaisarvot

Reaali	Kompleksi	Moduuli
-0.04397	0.1305	0.1377
-0.04397	-0.1305	0.1377
-0.009879	0.0000	0.009879
-0.6823	0.0000	0.6823

Seurausmatriisin (*companion matrix*) ominaisarvot

Reaali	Kompleksi	Moduuli
0.9868	0.0000	0.9868
0.9337	0.1063	0.9397
0.9337	-0.1063	0.9397
-0.1788	0.5903	0.6168
-0.1788	-0.5903	0.6168
0.7121	0.0000	0.7121
-0.4687	0.0000	0.4687
-0.02204	0.3902	0.3908
-0.02204	-0.3902	0.3908
-0.1665	0.0000	0.1665
0.2522	0.2038	0.3243
0.2522	-0.2038	0.3243

Taulukko L.5.7. Yhteisintegroituvuus-analyysin tulostus

Huom! Estimointi suoritettu rekursiivisellä pienimmän neliösumman menetelmällä. Havainnot aikaväliltä: 1962 (1) - 1992 (4)

Ominaisarvo μ_i	Log.uskottavuus	Aste
	1744.51	0
0.363246	1772.50	1
0.200537	1786.38	2
0.17461	1798.27	3
0.036989	1800.61	4
-6.62516e-016	---	

Yhteisintegroituvuus-asteen testaus

$H_0: aste = p$	$-T \log(1-\mu)$	käyttäen T-nm	95%	$-T \sum \lg(1-\mu)$	käyttäen T-nm	95%
$p = 0$	55.97**	50.55**	31.5	112.2**	101.3**	63.0
$p \leq 1$	27.75*	25.07	25.5	56.22**	50.78**	42.4
$p \leq 2$	23.8**	21.49*	19.0	28.47*	25.71*	25.3
$p \leq 3$	4.674	4.221	12.3	4.674	4.221	12.3

Standardisoidut β' ominaisarvovektorit

LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1	Trendi
1.000	-18.15	-57.81	-8.036	1.128
-1.119	1.000	-5.914	-2.790	0.06361
0.03894	0.5524	1.000	-0.5279	-0.02735
0.6293	0.3249	2.979	1.000	-0.04501

Taulukko L.5.7. jatkuuStandardisoidut α arvot

LLUS	0.006966	0.03050	0.2048	-0.06151
LWR4	-0.004222	-0.006288	-0.1381	-0.002593
LPROD_1	0.009460	-0.005777	-0.1700	0.002504
LLH4_1	-0.003539	-0.01618	0.2163	0.0004731

Pitkän aikavälin matriisi $Po = \alpha\beta'$, aste 4

	LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1	Trendi
LLUS	-0.05789	-0.002790	-0.5616	-0.3107	0.006970
LWR4	-0.004198	-0.006804	0.1354	0.1218	-0.001270
LPROD_1	0.01088	-0.2706	-0.6753	0.03237	0.01484
LLH4_1	0.02329	0.1677	0.5180	-0.04015	-0.01096

Analyysissä käytettyjen viiveiden lukumäärä: 3

Rajoittamattomat muuttujat: Vakio, Kausim., Kausim._1, Kausim._2

Rajoitetut muuttujat: Trendi

Pitkän aikavälin matriisi $Po = \alpha\beta'$, aste 3

	LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1	Trendi
LLUS	-0.01918	0.01719	-0.3784	-0.2492	0.004202
LWR4	-0.002566	-0.005962	0.1431	0.1244	-0.001387
LPROD_1	0.009300	-0.2714	-0.6828	0.02986	0.01496
LLH4_1	0.02299	0.1675	0.5166	-0.04062	-0.01094

Taulukko L.5.7. jatkuu β :n redusoitu muoto

	LLH4_1	Trendi
LLUS	3.178	0.02214
LWR4	2.047	0.02760
LPROD_1	-0.7267	0.01124

Taulukko L.5.8. Stationaarisen palkkajaon hypoteesin testaus, kun reaali-palkan ja tuottavuuden joustot yhtäsuuria (α rajoittamaton).

Rajoitettu yhteisintegroituvuus-analyysi: 1961 (4) - 1992 (4)

H matriisiin sisältäen β :n tunnetut sarakkeet $\beta=[H:\phi]$, $C_{\infty}=\phi$

LLUS	0.0000
LWR4	1.000
LPROD_1	-1.000
LLH4_1	0.0000
Trendi	0.0000

Standardisoidut $\beta'=[H:\phi]$ ominaisarvovektorit

LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1	Trendi
0.0000	1.000	-1.000	0.0000	0.0000
0.07050	1.000	-6.786	-0.6460	0.08567
0.02590	0.4644	1.000	-0.5540	-0.02605

Standardisoidut α kertoimet

LLUS	-0.2449	0.1079	0.2182
LWR4	0.1127	-0.05463	-0.1488
LPROD_1	-0.3031	0.1214	-0.1772
LLH4_1	0.1180	-0.04702	0.1812

Rajoitettu pitkän aikavälin matriisi $P_0 = \alpha\beta'$, aste 3

	LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1	Trendi
LLUS	0.01326	-0.03575	-0.2690	-0.1906	0.003558
LWR4	-0.007705	-0.01100	0.1092	0.1177	-0.0008037
LPROD_1	0.003967	-0.2640	-0.6976	0.01974	0.01501
LLH4_1	0.001377	0.1551	0.3822	-0.06998	-0.008748

Taulukko L.5.8. jatkuu β 'n redusoitu muoto

	LLH4_1	Trendi
LLUS	16.40	0.09992
LWR4	0.08818	0.01602
LPROD_1	0.08818	0.01602

- Uskottavuussuhteen testi, (aste = 3): $\chi^2(2) = 15.844 [0.0004] **$

Taulukko L.5.9. Yleisen työnkysyntärelaation testaus

Yleinen yhteisintegroituvuus-testi: 1961 (4) - 1992 (4)

 β'

LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1	Trendi
0.0000	1.000	-52.84	-16.58	1.081
0.0000	1.000	-4.422	-4.166	0.04552
0.0000	1.000	1.162	-0.6798	-0.02915

 α

LLUS	-0.002410	0.09479	-0.1069
LWR4	0.001078	-0.03885	0.03087
LPROD_1	0.005565	0.01847	-0.2911
LLH4_1	-0.003704	-0.002046	0.1582

Standardisoidut β' ominaisarvovektorit

LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1	Trendi
0.0000	1.000	-52.84	-16.58	1.081
0.0000	1.000	-4.422	-4.166	0.04552
0.0000	0.8609	1.000	-0.5852	-0.02509

Standardisoidut α kertoimet

LLUS	-0.002410	0.09479	-0.1242
LWR4	0.001078	-0.03885	0.03585
LPROD_1	0.005565	0.01847	-0.3381
LLH4_1	-0.003704	-0.002046	0.1838

Taulukko L.5.9. jatkuuRajoitettu pitkän aikavälin matriisi $P_0 = \alpha\beta'$, aste 3

	LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1	Trendi
LLUS	0.0000	-0.01453	-0.4160	-0.2823	0.004825
LWR4	0.0000	-0.006906	0.1507	0.1230	-0.001502
LPROD_	0.0000	-0.2670	-0.7138	0.02867	0.01534
LLH4_1	0.0000	0.1525	0.3886	-0.03764	-0.008711

Logaritmisen uskottavuusfunktion arvo = 1805.17

Rajoittamaton log.uskottavuus = 1813.76

Uskottavuussuhteen testi, (aste = 3): $\chi^2(\approx 3) = 17.177$ [0.0006] **

Taulukko L.5.10. Yleisen työnkysyntärelaation testaus, kun mukaan liitetään lisäksi ehto reaali-palkan ja tuottavuuden yhtäsuuresta joustosta.

Yleinen yhteisintegroituvuus-testi: 1961 (4) - 1992 (4)

β'

LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1	Trendi
0.0000	1.000	-1.000	-8.836	1.177
0.0000	1.000	-1.000	-2.792	0.06345
0.0000	1.000	-1.000	-0.5224	-0.02719

α

LLUS	-0.01210	0.1657	-0.08593
LWR4	0.004265	-0.06243	0.01025
LPROD_1	-0.001176	0.01577	-0.009961
LLH4_1	-0.0001549	0.001411	0.006011

Standardisoidut β' ominaisarvovektorit

LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1	Trendi
0.0000	1.000	-1.000	-8.836	1.177
0.0000	1.000	-1.000	-2.792	0.06345
0.0000	-1.000	1.000	0.5224	0.02719

Standardisoidut α kertoimet

LLUS	-0.01210	0.1657	0.08593
LWR4	0.004265	-0.06243	-0.01025
LPROD_1	-0.001176	0.01577	0.009961
LLH4_1	-0.0001549	0.001411	-0.006011

Taulukko L.5.10. jatkuuRajoitettu pitkän aikavälin matriisi $Po = \alpha\beta'$, aste 3

	LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1	Trendi
LLUS	0.0000	0.06766	-0.06766	-0.3108	-0.001391
LWR4	0.0000	-0.04792	0.04792	0.1312	0.0007817
LPROD_1	0.0000	0.004628	-0.004628	-0.02842	-0.0001132
LLH4_1	0.0000	0.007268	-0.007268	-0.005712	-0.0002562

Logaritmisen uskottavuusfunktion arvo = 1782.02

Rajoittamaton log.uskottavuus = 1813.76

Uskottavuussuhteen testi, (aste = 3): $\chi^2(\approx 6) = 63.481 [0.0000] **$

Taulukko L.5.11. Yleisen työnkysyntärelaation testaus, kun asetetaan
lisäehdoksi, että tuotantojousto = 1 (ts. työttömyys =
työllisyys = 0).

Yleinen yhteisintegroituvuus-testi: 1961 (4) - 1992 (4)

β'

LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1	Trendi
0.0000	1.000	-60.74	0.0000	1.177
0.0000	1.000	-5.904	0.0000	0.06345
0.0000	1.000	1.000	0.0000	-0.02719

α

LLUS	0.004399	-0.003372	-0.2058
LWR4	-0.001275	-0.007506	0.06915
LPROD_1	0.005017	0.02163	-0.2757
LLH4_1	-0.003141	-0.006322	0.1440

Standardisoidut β' ominaisarvovektorit

LLUS	LWR4	LPROD_1	LLH4_1	Trendi
0.0000	1.000	-60.74	0.0000	1.177
0.0000	1.000	-5.904	0.0000	0.06345
0.0000	1.000	1.000	0.0000	-0.02719

Standardisoidut α kertoimet

LLUS	0.004399	-0.003372	-0.2058
LWR4	-0.001275	-0.007506	0.06915
LPROD_1	0.005017	0.02163	-0.2757
LLH4_1	-0.003141	-0.006322	0.1440

Taulukko L.5.11. jatkuuRajoitettu pitkän aikavälin matriisi $Po = \alpha\beta'$, aste 3

	LLUS	LWR4	LPROD_	LLH4_1	Trendi
LLUS	0.0000	-0.2048	-0.4531	0.0000	0.01056
LWR4	0.0000	0.06037	0.1909	0.0000	-0.003857
LPROD_	0.0000	-0.2490	-0.7080	0.0000	0.01477
LLH4_1	0.0000	0.1346	0.3722	0.0000	-0.008015

Logaritmisen uskottavuusfunktion arvo = 1791.57

Rajoittamaton log.uskottavuus = 1813.76

Uskottavuussuhteen testi, (aste = 3): χ^2 (≈ 6) = 44.393 [0.0000] **