

Peisa, Paavo; Takala, Kari

Working Paper

Selviämmekö lamasta ehjin nahoin? Bruttokansantuotteen rakennemallien estimointituloksia

Bank of Finland Discussion Papers, No. 15/1992

Provided in Cooperation with:

Bank of Finland, Helsinki

Suggested Citation: Peisa, Paavo; Takala, Kari (1992) : Selviämmekö lamasta ehjin nahoin? Bruttokansantuotteen rakennemallien estimointituloksia, Bank of Finland Discussion Papers, No. 15/1992, ISBN 951-686-326-4, Bank of Finland, Helsinki, <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:fi:bof-201808021850>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/211644>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

SUOMEN PANKIN KESKUSTELUALOITTEITA 15/92

Paavo Peisa – Kari Takala

Kansantalouden osasto
25.5.1992

Selviämmekö lamasta ehjin nahoin?

Bruttokansantuotteen rakennemallien
estimointituloksia

ISBN 951-686-326-4
ISSN 0785-3572

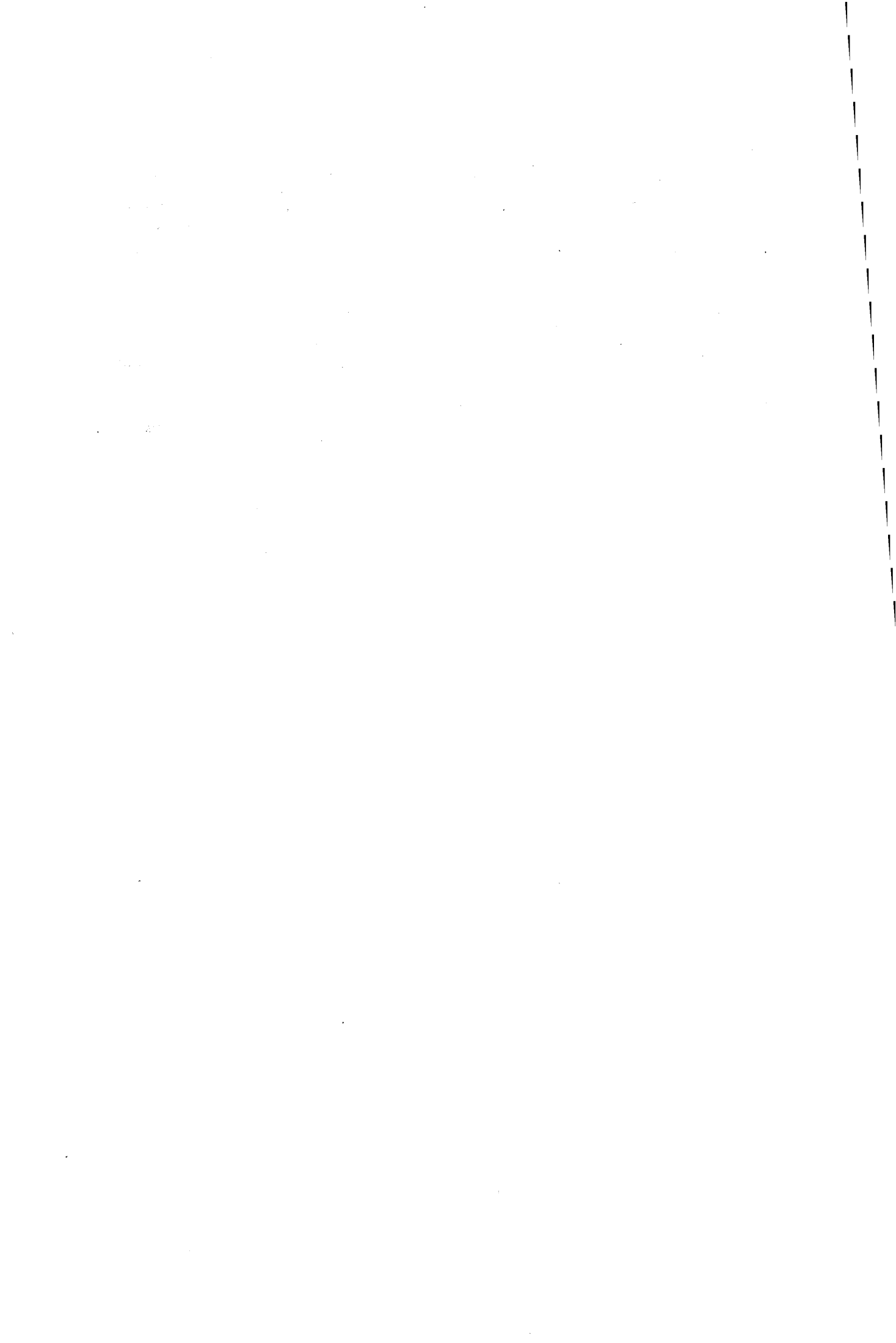
Suomen Pankin monistuskeskus
Helsinki 1992

Tiivistelmä*

Tässä tutkimuksessa selvitetään aikasarjatarkastelun avulla Suomen kokonaistuotannon häiriöiden voimakkuutta ja pysyvyyttä. Bruttokansantuotteen kehitystä vuosina 1860–1991 tarkastellaan rakennemalleilla, joissa aikasarja hajoitetaan trendiksi, suhdannekomponentiksi ja virhetermiksi. Tutkimuksessa keskitytään analysoimaan lähinnä trendin ominaisuuksia.

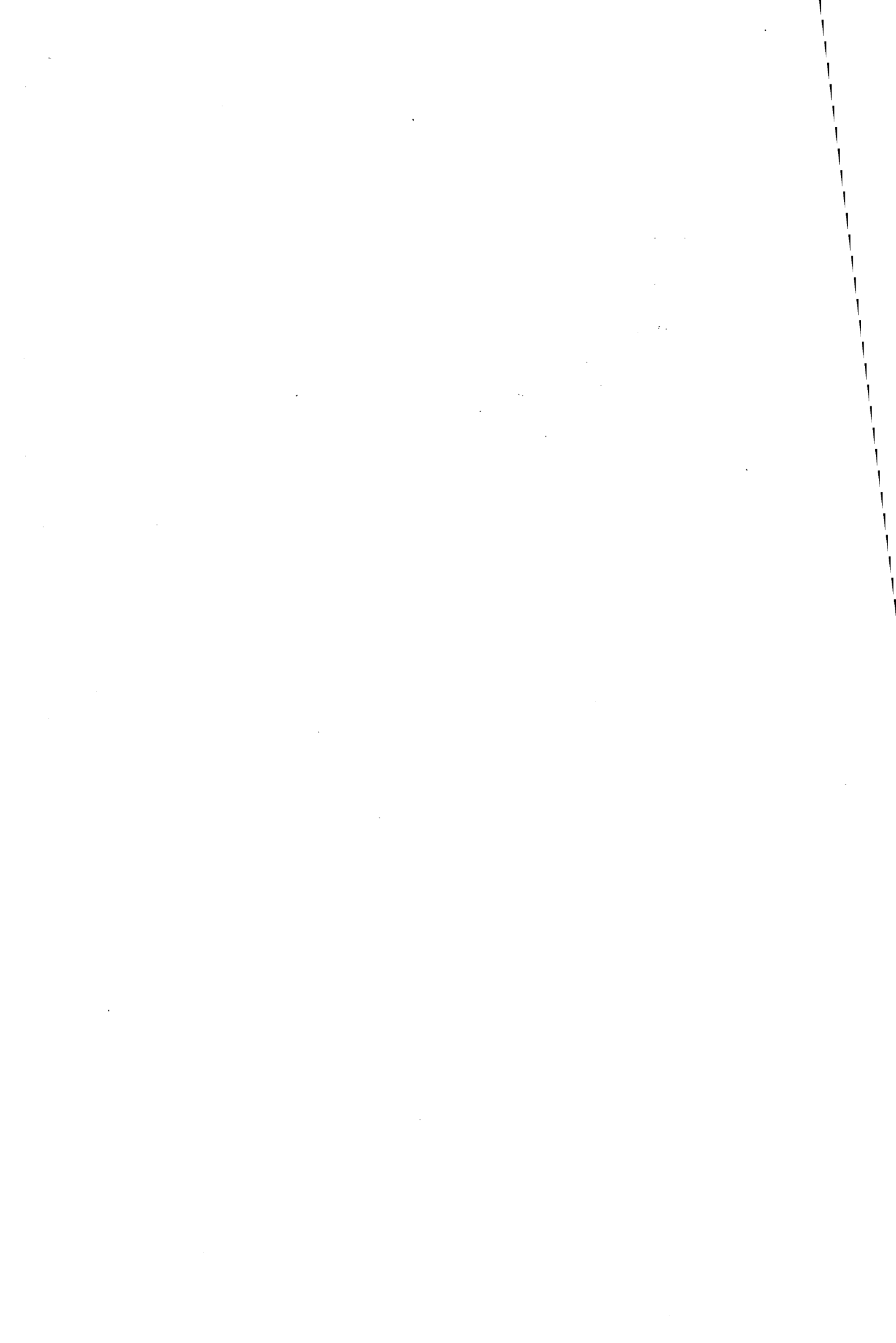
Tulosten mukaan kokonaistuotanto käyttäytyy keskipitkällä aikavälillä likimain kuten vakiovauhdilla kasvava satunnaiskulku. Häiriöiden vaikutukset tuotannon tasoon jäävät pysyviksi, mutta odotettu kasvuvauhti ei muutu. Pitkää aikaväliä koskevat tulokset jäävät tämän analyysin perusteella monilta osin avoimiksi. Jos odotettu kasvuvauhti mallitetaan satunnaiskuluksi, kokonaistuotannon voidaan olettaa tulevaisuudessa jatkavan kasvuaan keskimäärin noin 2 1/2 prosentin vuosivauhdilla, eli selvästi aikaisempaa hitaammin. Diagnostiikan perusteella ennustetta ei voida kuitenkaan pitää erityisen luotettavana. Toisaalta bruttokansantuotteen kehitystä saattaa pitkällä aikavälillä dominoida lähes deterministinen trendi, jota aika-ajoin toistuvat voimakkaat negatiiviset shokit kuten nälkävuodet, sodat ja muut kriisit ovat häirinneet. Jos kasvutrendi on deterministinen, tuotanto kasvaa tämänhetkisen kriisin päätyttyä keskimääräistä nopeammin ja talous palaa ajan myötä aikaisemmalle kasvu-uralleen, joskin palautuminen kestää tutkimuksen tulosten mukaan lähes 10 vuotta.

* Kiitämme Christian Starckia Suomen Pankin keskuspankkipolitiikan osastolta hyödyllisistä kommentista.



Sisällys

	Sivu
Tiivistelmä	3
1 Johdanto	7
2 Aikasarjojen rakennemallit	8
3 Mallitarkastelu	10
4 Estimointi ja diagnostiikka	13
5 Datan kuvaus ja estimointitulokset	14
7 Johtopäätökset	30
Liite	31
Lähteet	32



1 Johdanto

Suomen kansantalouden ongelmat ovat kärjistyneet nopeasti kriisiksi, jonka keskeiset ilmentymät ovat joukkotyöttömyys ja tuotannon lama. Muutokset ovat olleet rajuja. 1980-luvun suotuisan kasvujakson jälkeen bruttokansantuote on vähentynyt tuntuvasti, viime vuonna jopa voimakkaammin kuin 1920- ja 1930-lukujen taitteen pulavuosina. Yhtä suuri rauhanaikainen kokonaistuotannon pudotus löytyy taloushistoriastamme vasta sadan vuoden takaa 1860-luvun nälkävuosilta.

Pohdiskelut menneillään olevan laman pitkittymisestä ja lamasta irrottautumisesta ovat herättäneet mielenkiinnon kokonaistuotannon pitkän aikavälin kasvutrendin ominaisuuksiin. Tämän tutkimuksen virikkeenä ovat olleet seuraavat kysymykset:

1. Mahtuvatko viime vuosien bruttokansantuotteen muutokset suhdannevaihteluiden tavanomaisiin vaihteluväleihin? Miten suhdannevaihteluiden voimakkuutta pitäisi yleensä arvioida ja erityisesti, kuinka ankarana tämänhetkistä lamaa voidaan pitää?

2. Viittaavatko aikaisemmat kokemukset siihen, että kansantalous on menettänyt laman myötä osan tuotantopotentialistaan tai että talouden keskimääräinen kasvunopeus on alentunut pysyvästi? Kuinka suuri paino viimeisimmille havainnoille pitäisi yleensä antaa arvioitaessa pitkän aikavälin kasvunäkymiä?

Bruttokansantuotteen kehitystä tarkastellaan vuosina 1860–1991. Apuvälineenä käytetään yksinkertaisia **aikasarjojen rakennemalleja**, joissa logaritminen kokonaistuotanto esitetään epästationaarisen trendin ja stationaarisen satunnaisprosessin summana. Komponentteja ei voida havaita, joten ne on ennustettava tai vaihtoehtoisesti niiden ominaisuudet on estimoitava. Tässä työssä mielenkiinnon kohteena ovat erityisesti trendin ominaisuudet; lyhyemmän aikavälin dynamiikka jää mallitarkasteluissa vähäiselle huomiolle.

Raportin rakenne on seuraava. Käytetty lähestymistapa ja malliratkaisut esitellään luvuissa 2 ja 3, jonka jälkeen luvussa 4 käydään lyhyesti läpi kertoimien estimointiin liittyviä seikkoja. Näiden lukujen tarkoituksena on antaa lukijalle lyhyt johdatus rakennemallien käyttöön aikasarja-analyysissä. Empiiriset tulokset esitellään luvussa 5, jossa bruttokansantuotetta tarkastellaan pääsääntöisesti yhden muuttujan aikasarjana ilman selittäviä muuttujia. Empiiristen tarkastelujen keskeinen mielenkiinnon kohde on kokonaistuotannon kasvutrendin satunnaisuuden luonne. Mallikokeilujen avulla tutkitaan erityisesti vuoden 1991 shokin poikkeuksellisuutta ja vaikutusta pitkän tähtäyksen kasvuarvioihin. Luvussa tarkastellaan lyhyesti myös trendin ja suhdannevaihtelujen riippuvuutta ulkomaankaupasta liittämällä malliin selittäviksi muuttujiksi ulkomaankaupan vaihtosuhte ja tavara-
viennin volyyymi. Raportin päättää lyhyt johtopäätösten esittely luvussa 6.

2 Aikasarjojen rakennemallit

Bruttokansantuotteella kuten monilla muillakin taloudellisilla muuttujilla on trendi, joka tekee aikasarjasta epästationaarisen.¹ Ennustamisen kannalta on ratkaisevan tärkeää, onko trendi deterministinen vai stokastinen. Empiirisissä tarkasteluissa bruttokansantuotteen aikasarjan on useimmiten todettu olevan integroitunut astetta yksi, eli sen on todettu sisältävän ns. yksikköjuurikomponentin. Yksikköjuuren olemassaoloa ei ole kirjallisuudessa yleensä pidetty kovin kiistanalaisena.² 1980-luvulla keskusteltiin lähinnä siitä, riittääkö bruttokansantuotteen kuvaukseksi ns. puhdas satunnaiskulkumalli, jonka prosenttimuutokset ovat puhdasta kohinaa, vai logaritmiset voidaanko muutoksia ennustaa lyhyellä aikavälillä esim. ARMA-mallien avulla.

Viime vuosina muuttujien differensointi ja senjälkeinen stationaarisen osan mallitus ARIMA-mallien tapaan on saanut kilpailijoita kuten VAR-mallit ja ARFIMA-mallit (ks. esim. Sims, 1980, Perron, 1989, Diebold & Rudebusch, 1989, Sims, Stock & Watson, 1990). Yhtenä keinona mallittaa taloudellisia – mahdollisen yksikköjuuren omaavia – aikasarjoja on kehitelty aikasarjojen ns. **rakennemalleja** (Harvey, 1989). Aikasarjan trendiä ei rakennemalleissa häivytetä tarkastelusta differensoinnilla tms., vaan **trendi mallitetaan yhdessä aikasarjan stationaarisen osan kanssa**. Tällöin trendin deterministinen tai stokastinen luonne on helpompi selvittää.

Rakennemallit ovat satunnaiskulkumallien yleistyksiä, jotka tarjoavat ARMA-malleja joustavamman ympäristön sekä parametrien ajassa tapahtuvan vaihtelun huomioon ottamiseksi että prosessin luonteen identifioimiseksi. Differenssimalleina ARMA-malleilla ei ole pitkän aikavälin tasapainoratkaisuja. Rakenteellisissa aikasarjamalleissa vastaavaa puutetta ei ole, koska yksikköjuurikomponentit

¹ Harvey (1989, s. 284) määrittelee trendin siksi osaksi aikasarjaa, joka tuottaa selkeimmän käsityksen sarjan tulevasta pitkän aikavälin kehityksestä. Rakennemallien trendikomponentit täyttävät ko. määritelmän vaatimukset. Yleisessä kielenkäytössä trendillä tarkoitetaan aikasarjan kehityssuuntaa tai tendenssiä, jolloin trendi itse asiassa määritellään ennusteiden avulla.

Havaitsemattomina komponentteina trendin ja suhdanneosan välinen erottelu on mahdollista suorittaa monin tavoin. Mitään absoluuttista kriteeriä ei ole olemassa. Tulkinallisesti erottelu on kuitenkin välttämätöntä, sillä trendi muodostaa aikasarjan pysyvän osan kun taas suhdannekomponentti on stationaarinen ja sitä kautta tilapäinen.

² Perronin (1989) sekä Dieboldin ja Rudebuschin (1989) tulokset USA:sta muodostavat mielenkiintoisen poikkeuksen yksikköjuuritestauksissa, sillä ne toteavat useimpien makrotaloudellisten sarjojen olevan trendistationaarisia ts. stationaarisia lineaarisen trendin sovittamisen jälkeen, jonka perusteella myös makrotaloudelliset vaihtelut ovat tilapäisiä. Perronin tulokset viittaavat siihen, että erilaiset kriisit kuten sodat ja lamat tekevät jopa trendistationaarisesta sarjasta testien perusteella stokastisen trendin omaavan. Perronin esittää mielenkiintoisia tuloksia siitä, että vuoden 1929 pörssiromahdus ja sitä seurannut talouslama olisi johtanut pysyvään tuotannon menetyksiin, kun taas vuoden 1973 öljykriisi näyttää johtaneen pysyvään kasvuvauhdin hidastumiseen.

Laman tai kriisin syvyys nostaa estimoinneissa viivästetyn endogeenisen regressiokertoimen arvoa ja aiheuttaa sen keskittymistä ykkösen ympärille (Perron, 1989 s. 1369). Yksikköjuuritestit, joissa testataan stokastisen trendin olemassaoloa verrattuna deterministiseen trendiin voivat olla äärellisissä otoksissa hankalasti eroteltavissa sen vuoksi, että stokastisella trendillä voi olla voimakas keskiarvoa kohti palauttava komponentti. Tällöin prosessin MA-juuri on lähellä miinus ykköstä (Perron, 1989 s. 1388).

(tasot) mallitetaan samassa kehikossa. Myös ns. virheenkorjausmekanismit voidaan sisällyttää rakennemalleihin.³

Rakennemalleissa aikasarjalla ajatellaan olevan havaitsematon sisäinen rakenne, johon havaittu realisaatio pyritään jälkikäteen hajottamaan. Kuten regressiomalleissa ja muissakin ennustemalleissa havaittu aikasarja jaotellaan systemaattiseen ja säännöttömään osaan. Näistä systemaattinen osa on ennustettavissa. Periaatteessa aikasarjojen rakennemallit ovat yleistettyjä regressiomalleja, joissa sekä selittävät muuttujat että estimoitavat parametrit ovat ajassa muuttuvia.

Jos malli on puettavissa Kalmanin suotimen edellyttämään muotoon, eräät vahvat tilastolliset tulokset astuvat voimaan. Ennustaminen tapahtuu yhden askeleen ennusteiden kannalta optimaalisessa tila-avaruus -muodossa, jossa hyödynnetään tehokkaasti Kalmanin suotimen ominaisuuksia. Suotimen avulla saadaan mm. optimaaliset ennusteet sarjan tulevista havainnoista, kun informaatiojoukko nykyhetkeen on annettu sekä sivutuotteena optimaaliset estimaatit aikasarjan havaitsemattomille komponenteille.

Tilamuuttujien käyttö mahdollistaa trendi- ja suhdannekomponenttien tavallisia regressiomalleja joustavamman käsittelyn. Kalmanin suotimen tasointusalgorithmien avulla systeemin tila ja komponentit voidaan selvittää minä tahansa ajankohtana. Ennusteet tehdään ekstrapoloimalla otosperiodilta estimoituja systemaattisia komponentteja otosperiodin loppuhetkestä eteenpäin. Mallit antavat näin ollen tilastollisen perustelun eräille laajasti käytetyille ennustemenettelyille, joissa lähimenneisyyteen liittyville havainnoille annetaan pitkänkin aikavälin ennusteita laadittaessa muita havaintoja suurempi paino (ks. Harvey, 1984 ja 1989). Menneisyyden diskonttaaminen optimaalisissa ennusteissa riippuu häiriötermien varianssien suhteista. Erikoistapauksina saadaan tavanomainen lineaarinen regressiomalli sekä sellaiset yksinkertaiset ennustemallit kuten Holt-Winters ja Brownin eksponentiaalinen tasointus.

Seuraavassa tarkastelussa bruttokansantuotteen logaritminen vuosi-aikasarja pyritään hajottamaan trendiksi, suhdannekomponentiksi ja säännöttömäksi virhekomponentiksi:

Havaittu aikasarja = trendi + syklinen osa + säännötön vaihtelu.

Hyvän ennustekyvyn edellytys on, että malli selittää hyvin systemaattiset piirteet sarjan aikaisemmasta historiasta. Mallin sopivuus dataan tarkistetaan normaaliin tapaan, esimerkiksi tutkimalla residuaaleja diagnostisten testien avulla ja arvioimalla vaikuttavatko parametristimaatit järkevän kokoisilta. Mallin hyvyydelle asetettavat kriteerit ovat paljolti samat kuin tavanomaisissa regressiomalleissa, kuten vähäparametrisuus, yhteensopivuus havaintoaineiston kanssa, yhtäpitävyys tiedossa olevien tosiasioiden kanssa, rakenteellinen stabiilisuus, ennustekyky otosperiodin ulkopuolella jne.

³ Aikasarjojen rakennemalleilla ei ole mitään tekemistä ekonometriassa muualla käytettyjen rakennemallien kanssa. Tässä tutkimuksessa tarkastellut rakennemallit eivät näin ollen ole ekonometristen mallien rakennemuotoja tms. (Diebold, 1989). 1980-luvun alkupuolella A.C. Harvey nimitti aikasarjojen rakennemalleja vielä additiivisten mallien perheeksi.

3 Mallitarkastelu

Kokonaistuotannon logaritmoidun aikasarjan y_t dekomponointi trendiksi, stationaariseksi suhdannekomponentiksi ja säännöttömäksi kohinaksi voidaan esittää summalausekkeena

$$y_t = \mu_t + c_t + \varepsilon_t,$$

missä $\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$, eli ε_t :t ovat toisistaan riippumattomia, identtisesti jakautuneita normaalisia satunnaismuuttujia, joiden odotusarvo on nolla ja varianssi σ_ε^2 .

Tarkastelemme seuraavaksi trendin (μ) mallittamista edeten yksinkertaisimmasta ja rajoitetuimmasta muodosta monimutkaisempiin ja joustavampiin muotoihin. Spesifiointivaiheessa mallin valinta tapahtuu päinvastaisessa järjestyksessä.

Deterministiset trendit

Lineaarinen deterministinen trendi voidaan esittää muodossa

$$\mu_t = \alpha + \beta t,$$

jossa α ja β ovat vakioita ja t ajankohtaa ilmaiseva muuttuja, kun α ja β tunnetaan, trendi on deterministinen siinä mielessä että uudet havainnot eivät vaikuta lainkaan ennusteisiin. Deterministisen trendin tapauksessa tuotantoon kohdistuu pelkästään tilapäisiä häiriöitä, joiden vaikutukset poistuvat ajan kuluessa. Jos talous joutuu lamaan, aikaisempi trendi tavoitetaan uudelleen seuraavan nousukauden aikana tai myöhemmin.⁴

Vaihtoehtoinen, näennäisesti hieman monimutkaisempi esitys lineaariselle deterministiselle trendille on

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1}$$

$$\beta_t = \beta_{t-1},$$

jossa $\mu_0 = \alpha$ ja $\beta_0 = \beta$. Ensimmäisen yhtälön mukaan trendi kasvaa vuonna t kiinteän määrän β_{t-1} . Toisen yhtälön mukaan lisäys on aina yhtä suuri kuin edellisenä vuonna.

Seuraavassa tarkasteltavat trendimallit ovat tämän differenssiyhtälöparin yksinkertaisia stokastisia yleistyksiä.⁵

⁴ Käytännössä deterministisen trendin parametreja α ja β ei tunneta tarkasti, ja siten deterministisenkin trendin ennusteet ovat epävarmoja.

⁵ Lineaarisen trendin deterministiset yleistykset saadaan differenssiyhtälöparia monimutkaistamalla. Yksinkertaisia esimerkkejä ovat t :n polynomit, jaksolliset deterministiset funktiot (kausidummyt ja trigonometriset funktiot) ja yksittäisten havaintojen dummyt.

Stokastiset trendit

Vakaa stokastinen trendi (globaalinen trendi) määritellään stokastisen ja deterministisen differenssiyhtälön avulla seuraavasti:

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t$$

$$\beta_t = \beta_{t-1},$$

missä $\beta_0 = \beta$ ja $\eta_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\eta^2)$.

Tässä mallissa trendi on satunnaiskulku, jonka odotettu muutos β on t:stä riippumaton vakio. Mallin mukaan bruttokansantuote voidaan tulkita samalla tavalla jakautuneiden, toisistaan riippumattomien shokkien kumuloituvaksi summaksi. Tässä mielessä tuotannon taso on satunnaismuuttuja.

Taloudellisen kasvun kuvauksena satunnaiskulkumallin on usein tulkittu kuvaavan tuotannon ja kysynnän välisen sopeutumisen dynaamista tehokkuutta, jolloin poikkeamat markkinatasapainosta ovat ennustamattomia virheitä. Tähän on usein liitetty myös se ajatus, että virhepoikkeamat ovat suuruudeltaan marginaalisia, vaikkei satunnaiskulkumalli sellaisenaan ota kantaa virhevarianssin suuruuteen.

Satunnaiskulkumallin parametri β ilmaisee tuotannon odotetun kasvunopeuden. Trendi on globaalinen siinä mielessä, että β pysyy jatkuvasti muuttumattomana. Ennusteita laadittaessa trendin lähtökohdaksi otetaan viimeinen havainto, jota ekstrapoloidaan lineaarisesti. Odotusarvon lisäksi trendiennusteen varianssi kasvaa lineaarisesti ennustehorisontin pituuden funktiona. Varianssiparametri σ_η^2 ilmaisee tuotannon tasoon kohdistuvien häiriöiden voimakkuuden ja ennusteen varianssin kasvuvauhdin.

Kasvuvauhdiltaan **epävakaa stokastinen trendi (lokaalinen trendi)** saadaan edellisen yleistykseenä

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t,$$

missä $\eta_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\eta^2)$, $\zeta_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\zeta^2)$. Odotettu muutosvauhti (prosessin kulmakerroin) on mallitettu satunnaiskulkuksi ja siten se muuttuu ajan kuluessa. Normaalisti jakautuneen satunnaiskulun jatkuvuuden perusteella odotettua kasvuvauhtia voidaan kuitenkin lyhyen aikavälin ("lokaalisissa") analyyseissä tarkastella vakiona. Odotetun kasvuvauhdin epävakan ilmeisee varianssitermi σ_ζ^2 .

Tässä täsmennyksessä trendiin liittyy sekä tason (μ) että trendikasvuvauhtiin (β) kohdistuvia shokkeja. Lokaalinen trendi on lineaarisen deterministisen trendin $\mu_t = \alpha + \beta t$ yleistys. Tämä nähdään asettamalla $\sigma_\eta^2 = \sigma_\zeta^2 = 0$ stokastisen trendin mallissa. Jos yhtälöistä vain jälkimmäinen pitää paikkansa, päädytään vakaan stokastisen trendin eli globaalisen trendin tapaukseen. Tällöin μ_t noudattaa satunnaiskulkua ja hetkellä T laaditun ennusteen odotusarvo $E[\mu_{T+\tau} | \mu_1, \dots, \mu_T] = \mu_T + \beta\tau$, kaikille $\tau > 0$. Vastaavasti jos sekä $\sigma_\eta^2 = 0$ että $\sigma_\zeta^2 = 0$, trendi on deterministinen ja $\mu_t = \alpha + \beta t$, jolloin trendiennusteeksi saadaan $E[\mu_{T+\tau} | \mu_1, \dots, \mu_T] = \alpha + \beta(T+\tau)$.

Syklinen komponentti

Yksinkertaisimmin syklinen komponentti voidaan muodostaa säännöllisten sini- ja kosinifunktioiden sekoituksena, jossa parametrien avulla säädellään vaihtelun voimakkuutta (amplitudia), periodia ja vaihetta

$$c_t = \gamma \cos \lambda_c t + \delta \sin \lambda_c t,$$

missä amplitudi on $(\gamma^2 + \delta^2)^{1/2}$, vaihe $\tan^{-1}(\delta/\gamma)$ ja periodi $2\pi/\lambda_c$.

Rakennemallien perheessä parametrit γ ja δ muuttuvat satunnaisesti. Hyvin joustava muotoilu stokastiselle sykliselle komponentille saadaan autoregressiosta (Harvey, 1989 s. 38–40),

$$\begin{pmatrix} c_t \\ c_t^* \end{pmatrix} = \rho \begin{pmatrix} \cos \lambda_c & \sin \lambda_c \\ -\sin \lambda_c & \cos \lambda_c \end{pmatrix} \begin{pmatrix} c_{t-1} \\ c_{t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \kappa_t \\ \kappa_t^* \end{pmatrix},$$

jossa $c_t^* = \delta$, $c_t = \gamma$, ρ on AR(1) -prosessin vaimennuskerroin ($0 \leq \rho \leq 1$), ja $\kappa_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\kappa^2)$. Vaimennuskertoimen ollessa aidosti ykköstä pienempi sykli on stationaarinen.

Kaikkien virhetermien oletetaan olevan toisistaan riippumattomia, normaalisti jakautuneita satunnaismuuttujia. Sarjan menneiden havaintojen diskonttaus optimaalisia ennusteita laadittaessa riippuu näiden häiriöiden voimakkuuseroista.

4 Estimointi ja diagnostiikka

Estimoinnit on suoritettu STAMP (Structural Time Series Analyzer and Modelling Package)-ohjelmistolla. Ohjelmisto on valikkopohjaisena nopea ja suhteellisen helppokäyttöinen. Ohjelmassa estimoidaan mallin stokastisten prosessien arvot eli **tilat** eri ajankohtina sekä mallin eri parametrit. Tilamuuttujien variansseja kutsutaan ohjelmassa **hyperparametreiksi**. Estimoinnit aloitetaan oletusarvoisesti joustavimmalla mahdollisella stokastisen tason ja kulmakertoimen sekä trigonometristen termien spesifikaatiolla. Ohjelmisto asettaa tarpeettomat parametrit nolliksi tai vakioiksi ja redusoi mallia estimoinnin kuluessa, jos se on identifioinnin ja estimoinnin kannalta välttämätöntä. Identifioitujen parametrien perusteella mallia voidaan edelleen pelkistää tai kokeilla vaihtoehtoisia mallittamistapoja. Valikkopolkujen kautta tämä on suhteellisen nopeaa.

Mallin oikean spesifioinnin ratkaisee regressiomalleista tutulla tavalla se, onko havaitun aikasarja jaottelu systemaattiseen ja säännöttömään osaan onnistunut. Tämän arvioimiseksi on tarkasteltava mallin virhetermejä diagnostisten testien avulla. Diagnostisissa testeissä tarkastellaan mm. virhetermien residuaalien sarjakorreloituneisuutta, normalisuutta ja heteroskedastisuutta. Jos malli läpäisee diagnostiset testit se voidaan hyväksyä tai sitä voidaan yksinkertaistaa edelleen asettamalla lisärajoituksia (Harvey, 1989 s. 82). Testit läpäissyttä mallia voidaan käyttää ennustamiseen tai hypoteesien testaamiseen. Diagnostisista testeistä ja algoritmeista on esitetty lyhyt yhteenveto liitteessä.

Malliestimoinnit on mahdollista suorittaa kolmen vaihtoehtoisen algoritmin avulla, joista saadut tulokset poikkeavat useimmiten vain vähän toisistaan. Näistä estimointi scoring-menetelmällä on nopein, taajuus- ja aika-alueen estimoinnit ovat hitaampia, mutta usein luotettavampia. Estimointimenetelmät eivät aina ole vaihtoehtoisia, sillä esim. taajuusalueen estimoinnissa eräiden hyperparametrien standardipoikkeamat eivät saa olla negatiivisia, mitä estimointimenettely ei aina varmista.

5 Datan kuvaus ja estimointitulokset

Bruttokansantuotteen volyymin muutosten kannalta on samantekevää tarkastellaan-ko markkina- vai tuotantokustannushintaista kansantuotetta (kuvio 1). Seuraavassa tarkastelut on suoritettu markkinahintaisen bruttokansantuotteen avulla.

Markkinahintaisen bruttokansantuotteen kasvu on vuosina 1860–1991 ollut yleensä melko tasaista, mutta sotien, 1930-luvun laman ja muiden taantumakausien aiheuttamat poikkeamat erottuvat selvästi (kuviot 2 ja 3). Kokonaistuotannon voimakas supistuminen vuonna 1991 on myös selvä poikkeus toisen maailman-sodan jälkeisestä yleisestä kehityssuunnasta. Erikoinen piirre muutosten aikasarjas-sa ovat likimain säännöllisiin kymmenvuotisjaksoihin ajoittuneet korkeasuhdanne-huiput vuosina 1948–49, 1959–60, 1969, 1979 ja 1989.

Estimoinnit aloitettiin epävakaa stokastisen trendin spesifikaatiolla, joka estimoitiin sekä periodilta 1860–1991 että periodilta 1921–91 (taulukot 1 ja 2). Tasoon kohdistuvien häiriöiden varianssiestimaatti poikkesi tilastollisesti selvästi merkitsevästi nollassa. Sen sijaan odotetun kasvuvauhdin vaihtelut olivat niukasti ei-merkitseviä 5 prosentin merkitsevyystasolla. Säännöttömän vaihtelun ohjelma asetti nollassa. Empiirisen todistusaineiston perusteella on siten mahdollista hyväksyä oletus odotetun kasvuvauhdin vakioisuudesta ja mallittaa bruttokan-santuote vakaaksi stokastiseksi trendiksi.

Jos vakaan stokastisen trendin mallin hyväksytään, odotettu kasvuvauhti on pysynyt yli sata vuotta muuttumattomana noin 3 prosenttina vuodessa. Mallin mukaan kasvun odotusarvo on aina sama joten esimerkiksi sotien jälkeinen hieman keskimääräistä nopeampi kasvujakso tulkitaan puhtaasti satunnaisilmiöksi. Vakaan stokastisen trendin tapauksessa suhdannevaihteluiden voimakkuutta eri ajankohtina voidaan arvioida vertaamalla suoraan bruttokansantuotteen kasvuvauhdin muu-toksia. Näin arvioiden 1980-luvun lopun korkeasuhdanne ei ollut poikkeuksellinen. Sen sijaan vuoden 1991 häiriö oli hyvin voimakas.

Tulokset eivät toisaalta sulje pois trendin mahdollista epävakautta, kun tarkas-tellaan vuoteen 1991 ulottuvaa estimointiperiodia. Jos epävakaa trendikasvun malli hyväksytään, odotettu kasvuvauhti on nyt selvästi alhaisempi kuin tarkastelu-jaksolla keskimäärin. Estimointitulosten mukaan trendikasvuvauhdin estimaatti putosi vuoden 1990 3.4 prosentista 2.4 prosenttiin vuonna 1991. Pitkän aikavälin kasvunäkymien heikentyminen näkyy vielä selvemmin, jos lokaalisen trendin malli estimoidaan vuosille 1921–91. Tältä jaksolta lasketun arvion mukaan kasvu on nyt pysähtynyt kokonaan (taulukko 2). Lyhyellä periodilla estimoitu malli tuottaa pessimistisemmän ennusteuran kuin koko jaksolta estimoitu malli, koska viimeinen havainto saa ennustetta laskettaessa suuremman painon. Lokaalisen trendin mallin sovitteet ja residuaalit on esitetty kuvioissa 4 ja 5.

Epävakaa stokastisen trendin malli estimoitiin myös ilman vuotta 1991. Tarkastelu osoitti, että vuosi 1991 on poikkeava havainto 5 prosentin merkitse-vyystasolla.

Havainto	Todellinen	Sovite	Virhe	Residuaalin t-arvo	RMSE
1991	6.9129	7.0087	-.0959	-2.0740	.0462

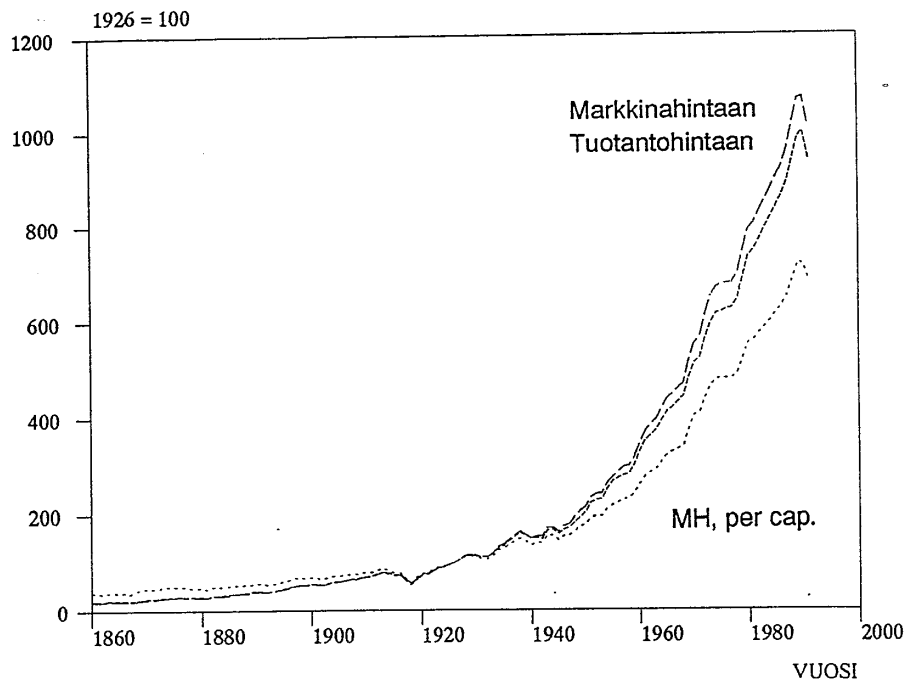
Vuoden 1991 mukaanottaminen tai poisjättäminen trendiä estimoitaessa muuttaa ekstrapoloitua ennusteuraa dramaattisesti (kuvio 6). Aikasarjan deterministisen trendin regression parametrien stabiilisuutta testaava Chow-testi hälyttää myös vuoden 1991 havainnon poikkeuksellisuudesta (kuvio 7), vaikka se onkin yleensä satunnaiskulkumallia jäykempi täsmennys. Sama nähdään rekursiivisen estimoinnin innovaatioiden kuvioesityksestä (kuvio 8).

Vaikka lokaalisen trendin mallin selitysaste on tasomuodossa erittäin korkea, täsmennys ei ole tyydyttävä. Itse asiassa malli saattaa olla vakiokasvuvauhdilla varustettua satunnaiskulkumallia (vakaan stokastisen kasvun mallia) heikompi. Mallin differensseistä lasketut selitysasteet ovat negatiivisia eikä residuaalien diagnostiikka näyttäisi muutenkaan olevan kohdallaan. Epävakaan stokastisen trendin malliennusteille ei tästä syystä voida antaa kovin suurta painoa.⁶

⁶ Nelsonin ja Plosserin (1982) sekä Harvey'n (1985) tulosten mukaan myös Yhdysvalloissa ja Isossa-Britanniassa bruttokansantuoteen ja muiden reaalisten muuttujien kehitystä kuvaa paremmin vakaa kuin epävakaata stokastinen kasvu.

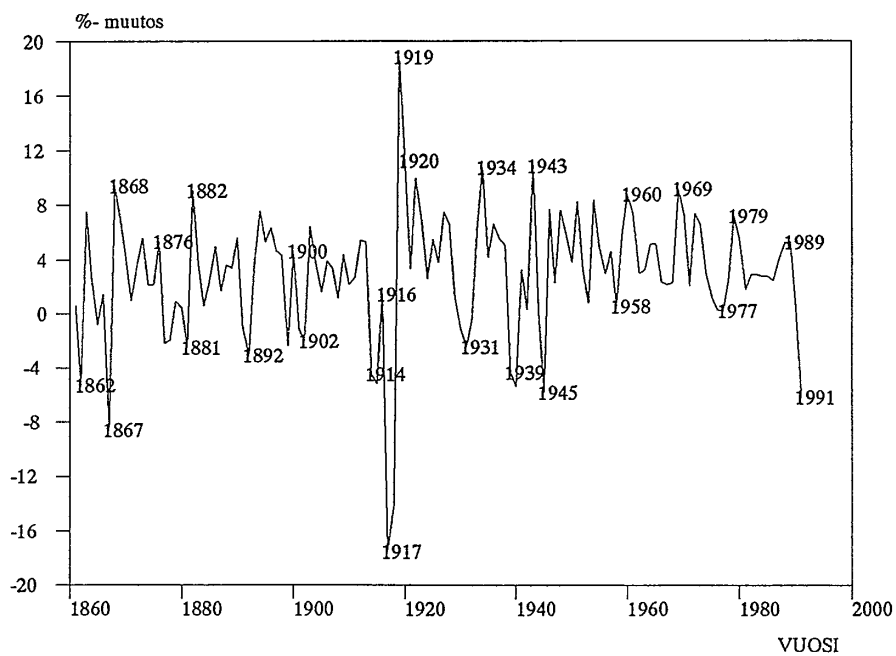
Kuvio 1.

Bruttokansantuotteen volyymi, 1860–1991



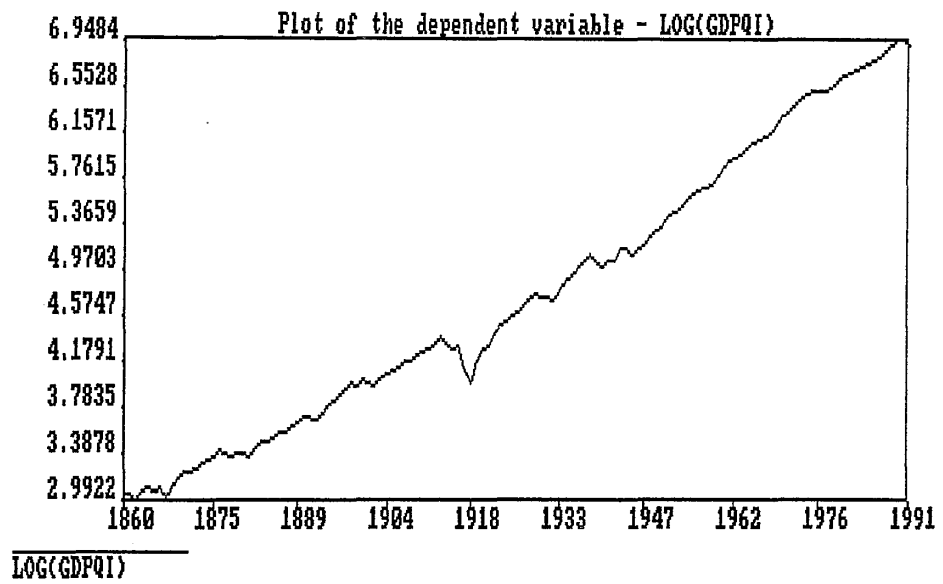
Kuvio 2.

Bruttokansantuotteen volyymivuosi muutos, 1861–1991



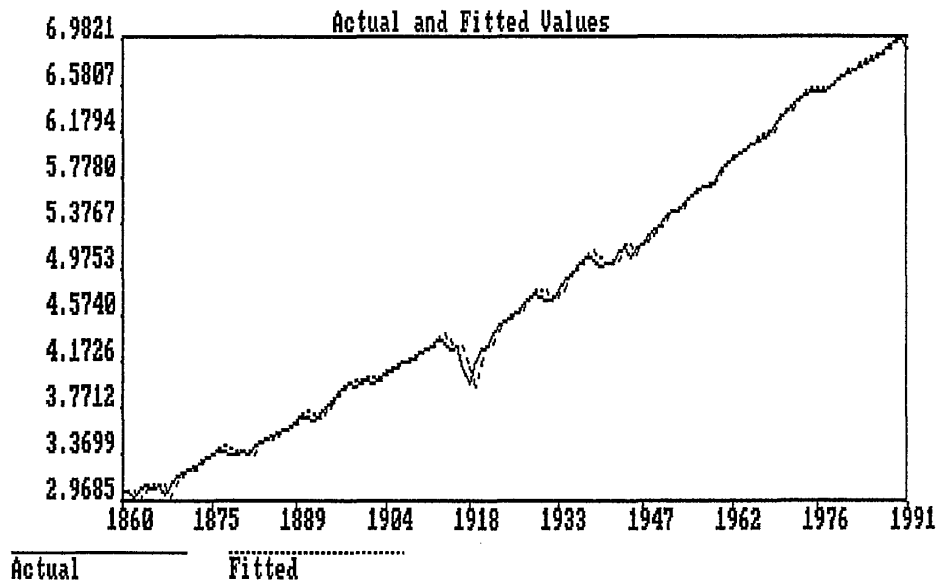
Kuvio 3.

BKT:n volyymi logaritmeissa, vuoden 1926 hinnoilla



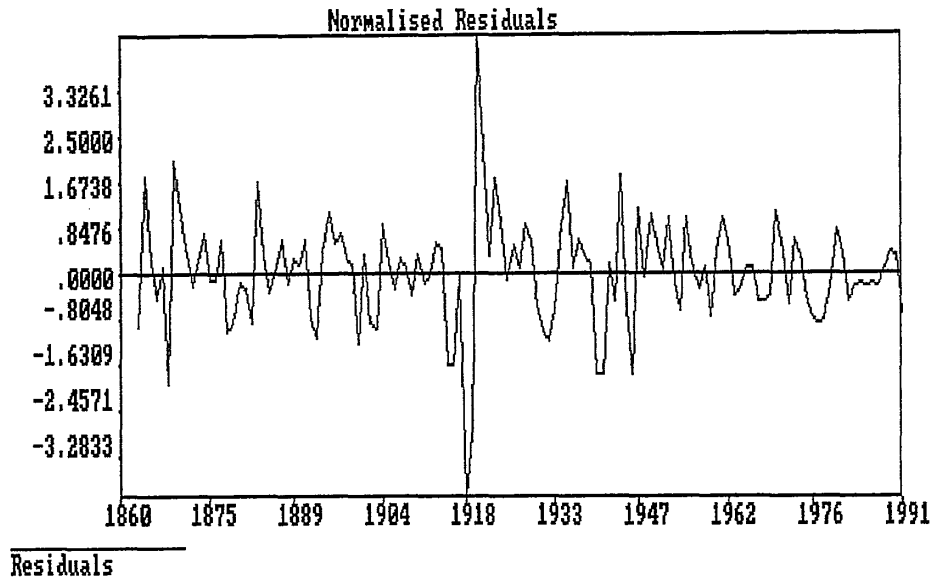
Kuvio 4.

BKT:n logaritminen volyymi ja estimoidun lokaalisen trendin perusmallin sovite



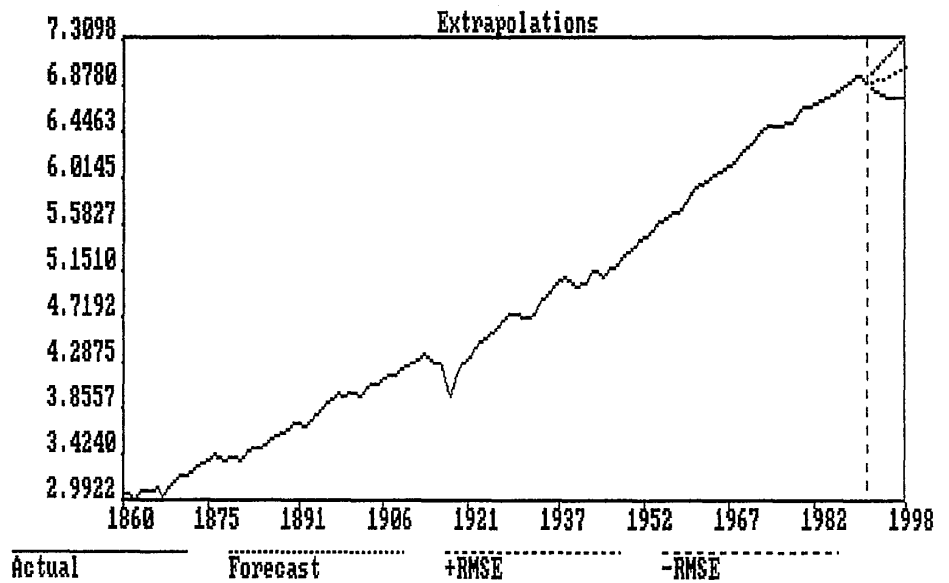
Kuvio 5.

BKT:n lokaalisen trendin aikasarjamallin residuaalit



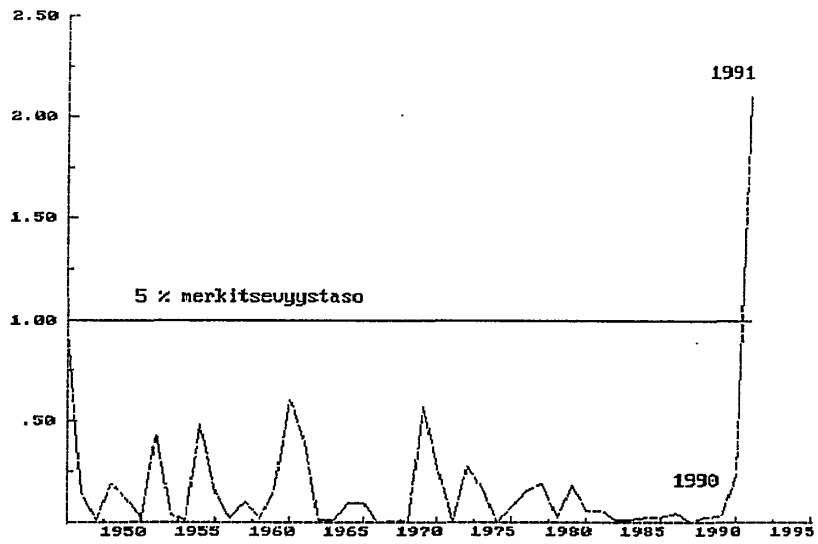
Kuvio 6.

BKT:n volyymin lokaalisen trendin perusmallin ennusteet 95 %:n luottamusväleinen vuosille 1992–98



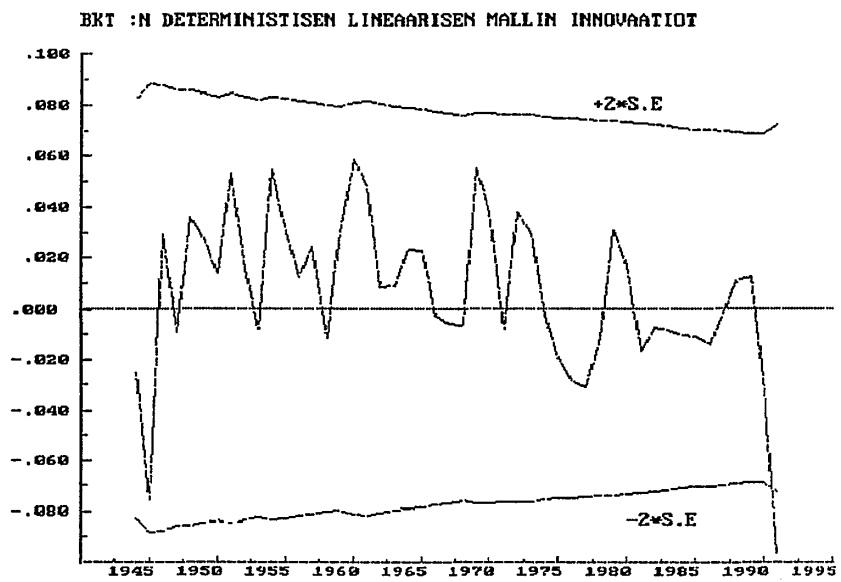
Kuvio 7.

BKT:n lineaarisen trendin mallin yhden askeleen Chow-testi



Kuvio 8.

BKT:n lineaarisen mallin innovaatiot rekursiivisesta OLS-estimoinnista



Bruttokansantuotteen aikasarja näyttää sisältävän enemmän tai vähemmän säännöllistä suhdannevaihtelua, jonka vuoksi perusmalliin lisättiin additiivinen sykli. Tämä paransi mallin selitysvoimaa tuntuvasti, varsinkin 1900-luvun ensimmäisen puoliskon osalta. Toisen maailmansodan jälkeen syklin selitysvoima heikkenee ratkaisevasti ja muuttumattomalla odotetulla vauhdilla kasvava satunnaiskulku kuvaa sarjan käyttäytymistä lähes yhtä hyvin kuin syklinen malli.⁷

Bruttokansantuotteen logaritmistien muutosten korrelogrammissa vain 1. otos-autokorrelaatio $r(1) = .19 > .175$ on tilastollisesti merkitsevä, mikä sopii yhteen 5–6 vuoden suhdannesyklin kanssa. Syklisyyttä löytyy korrelogrammista lisäksi 13–16 vuoden sekä yksittäisenä huippuna 20 vuoden periodeilla.

Taulukossa 3 on esitetty syklin sisältävän mallin estimointitulokset. Differensseistä laskettu selitysaste on 2 prosenttiyksikköä parempi kuin satunnaiskulkumallissa. Autoregressiivinen vaimennuskerroin on korkeahko (0.83). Syklin frekvenssi on yllättävän alhainen (0.32), mikä viittaa lähes 20 vuoden periodisuuteen. Estimoidussa mallissa trendi on likimain deterministinen. Erityisesti ei-pysyvien häiriöiden varianssi poikkeaa merkitsevästi nolasta. Mallisovite ja sykli nähdään kuvioista 9–10. Ennusteen mukaan tuotannon taso palautuu lähivuosina hitaasti aikaisemmalle kasvu-uralleen.

Harvey (1985) toteaa USA:n toista maailmansotaa edeltävälle aineistolle sopivan paremmin syklisen kuin additiivisen trendin. Toisen maailmansodan jälkeen erot eivät enää olleet suuria. Suomen aineistolle estimoitu syklinen trendi tuottaa 20 vuoden periodisuuden sijaan 12.7 vuoden syklin, mutta estimoitu vaimennuskerroin ei ollut stationaarinen.

Historiallisen aikasarja-aineiston analyysin päätteeksi kokeilimme ulkomaankaupan vaihtosuhteen ja tavaraviennin vaikutusta bruttokansantuotteen kasvuuraan. Granger-kausalisuustestien mukaan syy-seuraus-suhde on kulkenut yksisuuntaisesti ulkomaankauppamuuttujista kotimaiseen bruttokansantuotteeseen ilman merkittäviä takaisinkytkentöjä. Vaikutukset ovat myös nopeita, joten vaiku-

⁷ Suhdannevaihtelujen alkuperästä on esitetty useita teorioita aina auringonpilkuista tuottavuuden ja teknologian vaihteluihin (ks. esim. Starck, 1991). Vallitsevat käsitykset jakautuvat tarjontashokkeja (raaka-ainehinnat, tuottavuus, työvoiman saatavuus) korostaviin reaalisiin suhdanneteorioihin ja kysyntäshokkeja korostaviin uuskeynesiläisiin teorioihin. Toinen merkittävä jaottelu koskee nimellisiä ja reaalisia häiriöitä.

Kysyntä- ja tarjontatekijöiden sekoituessa häiriöiden alkuperää on useimmiten mahdotonta identifioida (Shapiro, 1987). Tuoreimmat tarkastelut eivät tue käsitystä pysyvien tuottavuusshokkien dominoivuudesta. Esimerkiksi Kingin, Plosserin, Stockin ja Watsonin (1991) mukaan USA:ssa alle puolet tuotannon, kulutuksen ja investointien vaihtelusta on peräisin tuottavuusshokeista.

Diebold ja Rudebusch (1989) toteavat osittaisen integroituneisuuden ARFIMA-mallien tuottavat parempia pitkän aikavälin tuloksia USA:n BKT:lle kuin yksikköjuuriperusteiset mallitukset. He löyivät evidenssiä shokkien pysyvyydestä, mutta toteavat reaalisten makromuuttujien shokkien olevan vähemmän pysyviä kuin mitä aiemmat tutkimukset ovat antaneet ymmärtää. USA:n bruttokansantuotteen kohdalla Perron (1989, s. 1365) toteaa havaitun yksikköjuuren olevan seurausta vuoden 1929 laman poikkeavasta havainnosta. Suomen BKT-sarjalle estimoitu vastaava Dickey-Fuller -testi osoitti, että viivästetyn BKT:n regressiokerroin (0.95) poikkeama ykkösestä saa t-arvon 1.84, joten kovin vahvaa evidenssiä BKT:n trendistationaarisuudesta ei tällä tavalla saavuteta.

tuksesta merkittävin osa näkyi jo vuoden sisällä. Tästä syystä rakennemallissa käytettiin pelkästään selittävien muuttujien viivästämiä arvoja.⁸

Tulokset antavat tukea näkemykselle kasvun vientijohteisuudesta (taulukko 4). Mallin sovitte ja komponentit on esitetty kuvioissa 11–14. Molemmat ulkomaankauppamuuttajat vaikuttavat bruttokansantuotteeseen merkitsevästi. Selittäjien kertoimet ovat likimain samat kuin prosenttimuutoksista lasketut tavalliset pienimmän neliösumman kerroinestimaatit. Tulosten mukaan vaihtosuhteen yhden prosentin suureneminen lisää bruttokansantuotetta 0.15 prosenttia ja tavaraviennin määrän vastaavansuuruinen lisäys 0.10 prosenttia. Mallin selitysasteen parannus tavanomaiseen satunnaiskulutusmennykseen verrattuna on 49 prosenttia. Ennustamisen kannalta parannus on tietenkin huomattavasti vähäisempi, koska vientiä ja vaihtosuhdetta ei pystytä etukäteen ennustamaan luotettavasti.

Vaikka bruttokansantuotteen vaihtelut voidaan selittää ulkomaankauppamuuttujilla yleensä melko hyvin, vuoden 1991 tuotannon voimakasta supistumista viennin ja vaihtosuhteen muutokset eivät pysty selittämään. Residuaali saa arvon, jonka todennäköisyys on mallitarkastelun mukaan pienempi kuin yksi sadasta. Havainnon poikkeuksellisuutta korostaa se, että todennäköisyyttä arvioitaessa sota-aikoja ei ole suljettu tarkastelun ulkopuolelle.

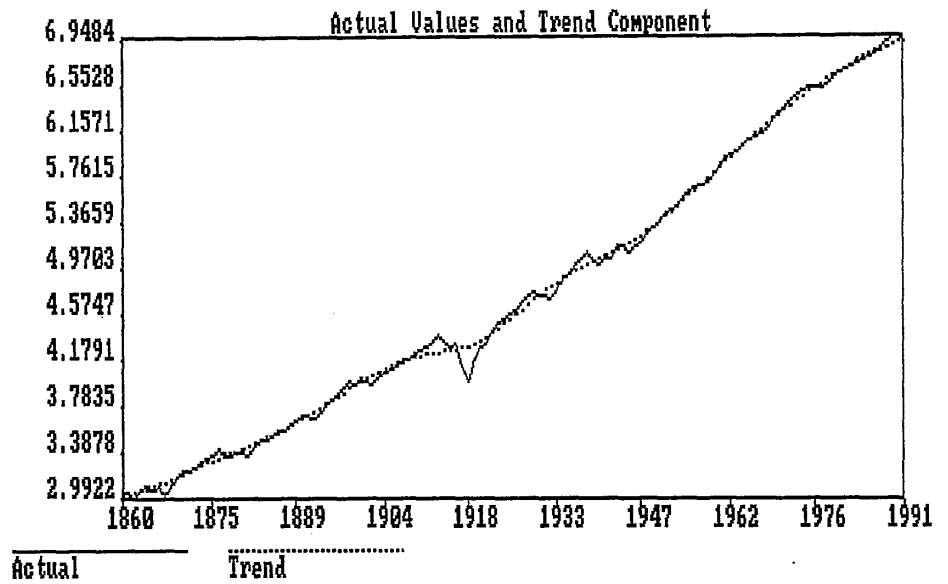
Myös Bergman, Gerlach ja Jonung (1992) ovat löytäneet Pohjoismaiden historiallisista aikasarjoista suhdannevaihteluiden vientijohteisuutta painottavaa todistusaineistoa. Varsinkin Suomen, Ruotsin ja Norjan suhdannevaihtelut ovat keskenään voimakkaasti riippuvia ja heijastelevat Saksan kasvuvaihteluja. Tutkimuksessa ei löydetty merkittävää eroa vuosien 1873–1913 ja 1948–88 suhdannevaihteluissa. Starckin (1990) tulosten mukaan periodilla 1960–88 kotimaisen teollisuustuotannon stokastinen osa on aiheutunut pääasiassa tarjontapuolen shokeista, jotka yhdessä hyödykemarkkinashokkien kanssa vastaavat valtaosasta tuotannon pitkän aikavälin vaihteluista.

Lopuksi tarkastelimme yhden muuttujan kehikossa bruttokansantuotteen kausipuhdistamatonta neljännesvuosiaikasarjaa 1970/1–1991/3. Tulokset eivät laadullisesti poikenneet trendien osalta edellä esitetyistä, mutta mielenkiintoisesti kausivaihtelukomponentti osoitti kausivaihtelun voimakkuuden kasvaneen 1980-luvulla selvästi (kuvio 15).

⁸ Starckin (1990) estimoinnit kotimaisen teollisuustuotannon neljännesvuosisarjalla 1960–88 osoittivat ulkomaisten tuotannon suhdannevaihtelujen välittyvän nopeasti kotimaiseen tuotantoon. 1980-luvulla reilu kolmannes vaihteluista seurasi suoraan ulkomaisista häiriöistä. Satunnaiskuluosan osuus teollisuuden tuotannon vaihteluista on Starckin mukaan noin 50 prosenttia.

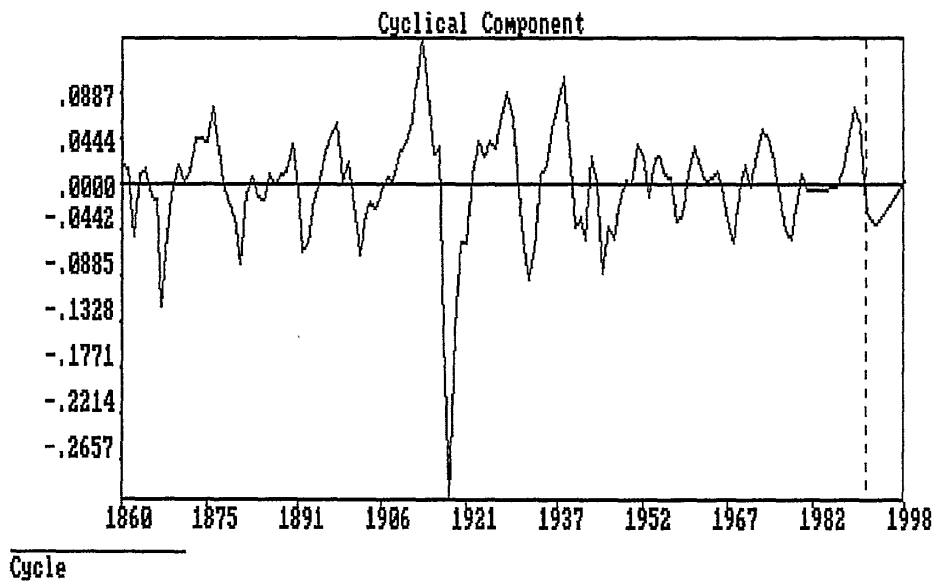
Kuvio 9.

BKT:n volyymi ja sen estimoitu stokastinen trendikomponentti additiivisen syklin mallista



Kuvio 10.

BKT:n volyymin mallista estimoitu additiivinen sykli ja sen ennuste vuosille 1992–1998



Taulukko 1.

**Bruttokansantuotteen logaritmin rakenteellisen
lokaalisen trendin perusmallin estimointi,
Scoring-estimointi 1860–1991, 132 havaintoa**

Selitettävä muuttuja: LOG(GDPQI), 1860–1991

Hyperparametrit

Estimaatti	Parametri	Standardivirhe	t-arvo
.0020504	σ^2 (Taso)	.0002692	7.6177
.0000238	σ^2 (Trendi)	.0000182	1.3046
.0000000	σ^2 (Säänn.)	1.0000000	0.0000

Tilamuuttujat¹⁰

Estimaatti	Tila	RMSE	t-arvo
6.9129	Taso	.0000	-
.0242	Trendi	.0154	1.5716

Mallin suorituskyky

Log-likelihood	329.4234
Ennustevirheen varianssi	.0023
Neliösumma	.3029

Selitysasteet (tasoista ja differensseistä)

R^2	.9984
R_D^2	-.0554

Residuaalien diagnostiikka

Residuaalien vinous	-.0838
Residuaalien huipukkuus	6.7115

Normaalisuus testi

Vinous $\chi^2(1)$.1522
Huipukkuus $\chi^2(1)$	74.6150 ***
Normaalisuus $\chi^2(2)$	74.7672 ***

Neliösumma (standardoidut residuaalit)	130.0003
Neliösumma keskiarvo suhteen	129.9159
Standardoitujen residuaalien keskiarvo	.0255
Heteroskedastisuustesti F(43,43)	.5431
Portmanteau Q-testisuure ($\sim \chi^2(6)$)	15.5100 *

Ennusteet periodille 1992–98, perusvuosi 1926 = 100

Havainto	Sovite	RMSE
1992	6.9370	.0478
1993	6.9612	.0712
1994	6.9853	.0916
1995	7.0095	.1110
1996	7.0336	.1299
1997	7.0578	.1487
1998	7.0819	.1676

- * tilastollisesti merkitsevä 5 % merkitsevyystasolla
 ** tilastollisesti merkitsevä 1 % merkitsevyystasolla
 *** tilastollisesti merkitsevä 0.1 % merkitsevyystasolla

¹⁰ Tilamuuttujat esitetty estimointiperiodin loppuhetkellä.

Taulukko 2.

**Bruttokansantuotteen logaritmin rakenteellisen
lokaalisen trendin perusmallin estimointi,
Scoring-estimointi 1921–91, 71 havaintoa**

Selitettävä muuttuja: LOG(GDPQI), 1921–91

Hyperparametrit

Estimaatti	Parametri	Standardivirhe	t-arvo
.0010422	$\sigma^2(\text{Taso})$.0002254	4.6231
.0001695	$\sigma^2(\text{Trendi})$.0000962	1.7616
.0000000	$\sigma^2(\text{Säänn.})$	1.0000000	0.0000

Tilamuuttujat

Estimaatti	Tila	RMSE	t-arvo
6.9129	Taso	.0000	–
–.0001854	Trendi	.0227	–.0082

Mallin suorituskyky

Log-likelihood	188.2669
Ennustevirheen varianssi	.0016
Neliösumma	.1080

Selitysasteet (tasoista ja differensseistä)

R^2	.9976
R_D^2	–.1421

Residuaalien diagnostiikka

Residuaalien vinous	.1300
Residuaalien huipukkuus	3.3202

Normaalisuudesta

Vinous $\chi^2(1)$.1943
Huipukkuus $\chi^2(1)$.2948
Normaalisuus $\chi^2(2)$.4890

Neliösumma (standardoidut residuaalit)	68.9974
Neliösumma keskiarvo suhteen	68.3719
Standardoitujen residuaalien keskiarvo	–.0952
Heteroskedastisuudesta F(23,23)	.4331
Portmanteau Q-testisuure ($\sim \chi^2(6)$)	12.6300 *

Ennusteet periodille 1992–98

Havainto	Sovite	RMSE
1992	6.9127	.0394
1993	6.9125	.0656
1994	6.9123	.0927
1995	6.9121	.1215
1996	6.9119	.1521
1997	6.9117	.1846
1998	6.9116	.2189

Taulukko 3.

Bruttokansantuotteen logaritmin additiivisen syklin sisältämän mallin estimointi, Aika-alueen estimointi 1860–1991, 132 havaintoa

Selitettävä muuttuja: LOG(GDPQI)

Hyperparametrit

Estimaatti	Parametri	Standardivirhe	t-arvo
.0000001	σ^2 (Taso)	.0008625	.0001
.0000056	σ^2 (Trendi)	.0000	-
.0015167	σ^2 (Sykli)	.0007697	1.9704
.8373	Vaimennuskerroin	.0417	20.0832
.3182	Frekvenssi	.1010	3.1505
19.7457	Periodi		

Tilamuuttujat

Estimaatti	Tila	RMSE	t-arvo
6.9809	Taso	.0505	138.1841
.0289	Trendi	.0074382	3.8914
-.0680	Sykli	.0505	-1.3461
-.0485	Sykli	.0611	-.7934

Mallin suorituskyky

Log-likelihood	333.5001
Ennustevirheen varianssi	.0021
Neliösumma	.2855

Selitysasteet (tasoista ja differensseistä)

R^2	.9985
R_D^2	.0186

Residuaalien diagnostiikka

Residuaalien huipukkuus	6.8651
-------------------------	--------

Normaalisuustesti

Vinous $\chi^2(1)$	7.9162 *
Huipukkuus $\chi^2(1)$	80.9194 ***
Normaalisuus $\chi^2(2)$	88.8357 ***

Neliösumma (standardoidut residuaalit)	130.0020
Neliösumma keskiarvo suhteen	129.6674
Standardoitujen residuaalien keskiarvo	.0507
Heteroskedastisuustesti F(43,43)	.6519
Portmanteau Q-testisuure ($\sim \chi^2(6)$)	9.1330

Ennusteet periodille 1992–98

Havainto	Sovite	RMSE
1992	6.9430	.0461
1993	6.9802	.0683
1994	7.0214	.0855
1995	7.0641	.0992
1996	7.1062	.1102
1997	7.1466	.1191
1998	7.1844	.1267

Taulukko 4.

Bruttokansantuotteen logaritmisien volyymin malli, jossa ulkomaankaupan vaihtosuhte (TOT) ja tavaraviennin volyyymi (RXGV) ovat eksogeenisina selittäjinä, Scoring-estimointi 1865–1991, 127 havaintoa

Selitettävä muuttuja: LOG(GDPQI)

Hyperparametrit

Estimaatti	Parametri	Standardivirhe	t-arvo
.0009558	$\sigma^2(\text{Taso})$.0001322	7.7740
.0000260	$\sigma^2(\text{Trendi})$.0000166	1.5713

Tilamuuttujat

Estimaatti	Tila	RMSE	t-arvo
5.2694	Taso	.1583	33.2809
.0157	Trendi	.0131	1.2028
.1502	LOG(TOT)	.0312	4.8179
.1030	LOG(RXGV)	.0115	8.9202

Mallin suorituskyky

Log-likelihood	350.2825
Ennustevirheen varianssi	.0011
Selitysasteet (tasoista ja differensseistä)	
R^2	.9992
R_D^2	.4867

Residuaalien diagnostiikka

Residuaalien vinous	-.2436
Residuaalien huipukkuus	3.7678

Normaalisuustesti

Vinous $\chi^2(1)$	1.2362
Huipukkuus $\chi^2(1)$	3.0706
Normaalisuus $\chi^2(2)$	4.3067

Neliösumma (standardoidut residuaalit)	123.0946
Neliösumma keskiarvo suhteen	123.0639
Standardoitujen residuaalien keskiarvo	.0157
Heteroskedastisuustesti F(41,41)	.4548
Portmanteau Q-testisuure ($\sim \chi^2(6)$)	9.2570

Ennuste vuodelle 1991, kun estimointi periodilla 1860–1990, ja eksogeenisista käytetty vuoden 1991 ennakkoarvioita;

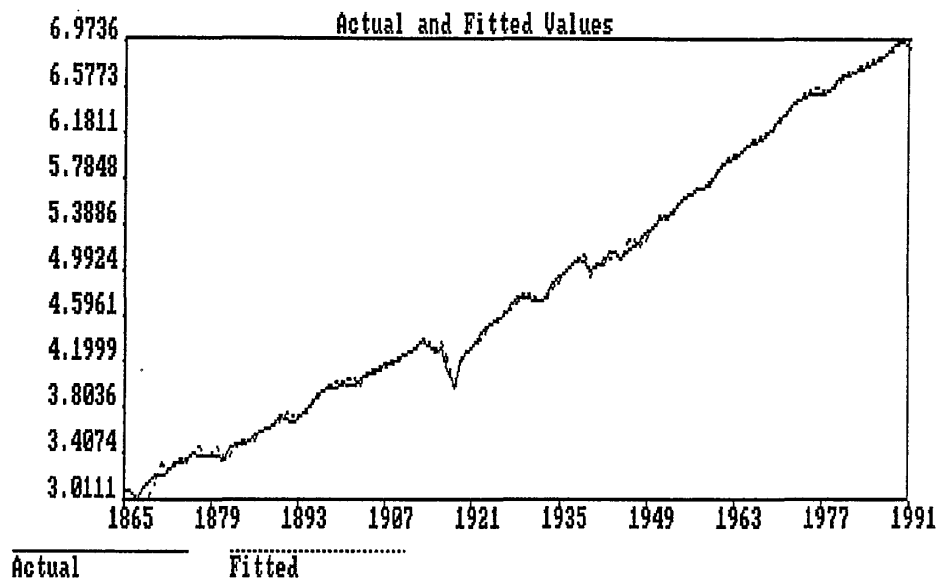
Havainto	Todell.	Sovite	Virhe	Resid.	RMSE	CUSUM
1991	6.9129	6.9968	-.0839	-2.6350	.0319	-2.6350

Lopullinen MSE	.0010145
Virheneliösumma	.0070437

Chow-testi $\sim F(1,122)$ 6.9379 **

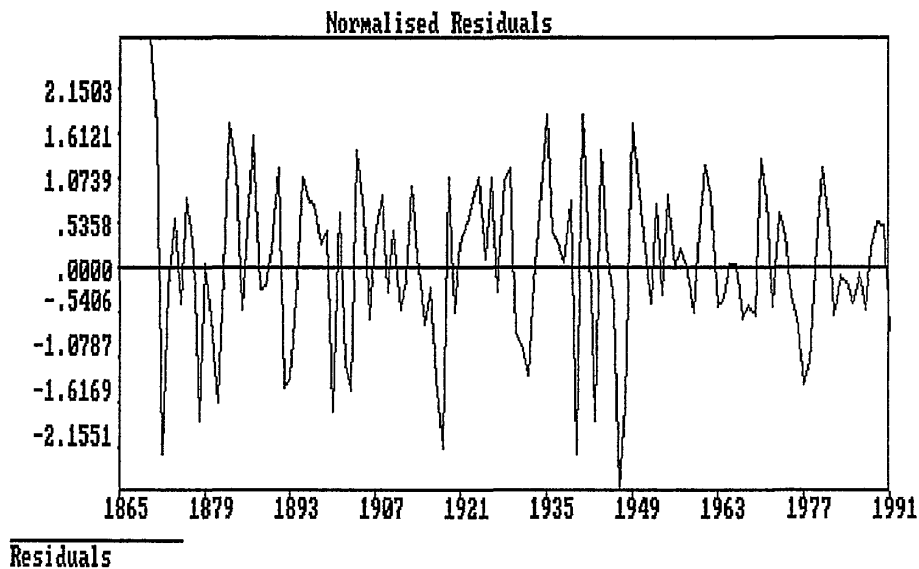
Kuvio 11.

**Viennin ja vaihtosuhteen sisältävän mallin sovite
ja todelliset havainnot, 1865–1990**



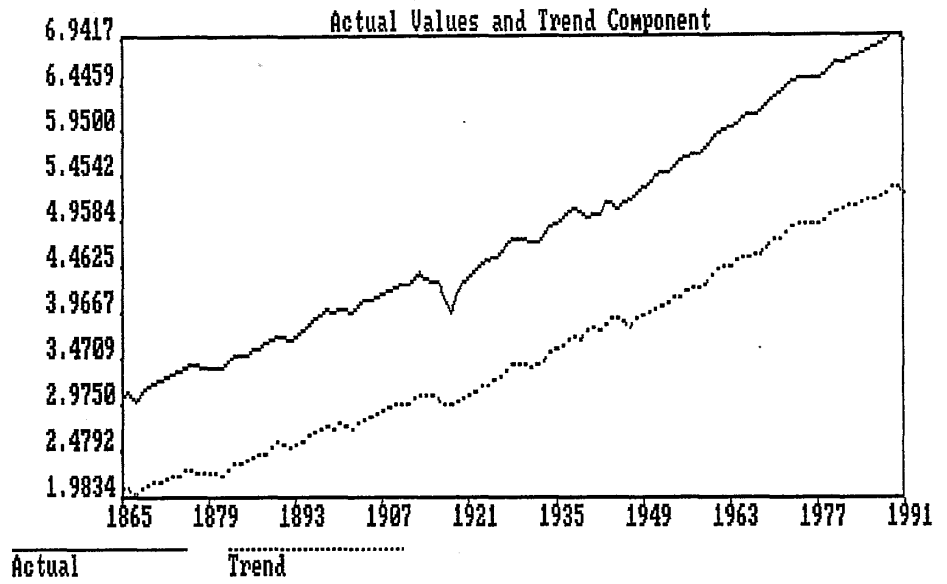
Kuvio 12.

Viennin ja vaihtosuhteen sisältävän mallin residuaalit



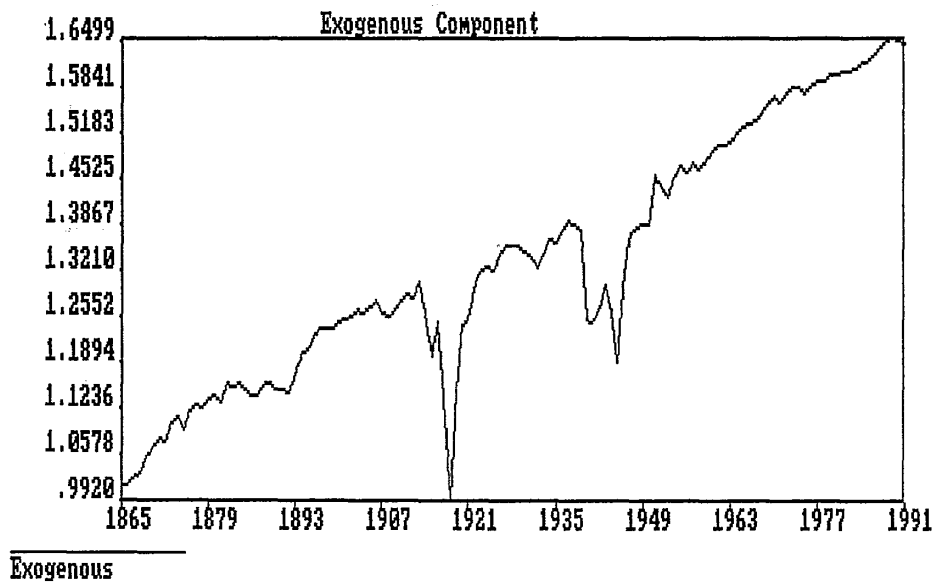
Kuvio 13.

**Viennin ja vaihtosuhteen sisältävän mallin trendi
ja todelliset havainnot**



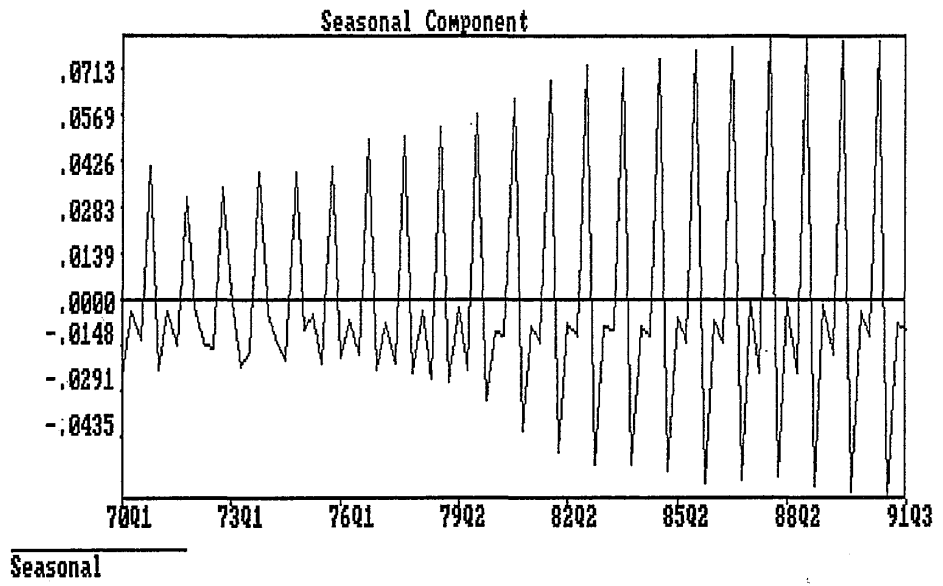
Kuvio 14.

**Viennin ja vaihtosuhteen sisältävän mallin eksogeeninen
selityskomponentti**



Kuvio 15.

BKT:n logaritmisin volyymin neljännesvuosisarjasta
estimoitu kausivaihtelu, 1970/1–1991/3



7 Johtopäätökset

Bruttokansantuotteen pitkän aikasarjan analyysi ei anna kovin paljon tukea niille näkemyksille, joiden mukaan talouden odotettu kasvu on hidastunut pysyvästi. Tulosten mukaan keskipitkällä aikavälillä kokonaistuotannon kasvua kuvaa kohtuullisen hyvin tavanomainen satunnaiskulkumalli, jossa laman vaikutukset tuotantomääriin jäävät keskimääräisesti ottaen pysyviksi, mutta odotettu kasvuvauhti ei muutu. Pitkän aikavälin kasvunäkymät jäävät tämänkertaisen tarkastelun perusteella melko epäselviksi. Todistusaineisto odotetun kasvuvauhdin vakioisuudesta ei ole vuoden 1991 havainnon takia täysin vakuuttava. Jos mallissa sallitaan odotetun kasvun satunnaiset vaihtelut, keskimääräinen kasvu olisi tästä eteenpäin noin 2 1/2 prosenttia vuodessa, eli selvästi vähemmän kuin vuosina 1860–1991 keskimäärin. Diagnostisten testien perusteella tämän ennusteen luotettavuus saattaa kuitenkin olla kyseenalainen. Jos mallia täydennetään suhdannekomponentilla, trendistä tulee lähes deterministinen. Tällöin malliennusteen mukaan tuotanto palaa entiselle kasvu-uralleen. Laman vaikutukset tuotantomääriin jäävät tilapäisiksi, mutta kahden viime vuoden aikana menetetyn tuotannon korvaaminen kestää lähes 10 vuotta.

Talouden elpyminen riippuu ratkaisevasti vientikysynnän ja vaihtosuhteen paranemisesta. Mallitarkasteluissa ei ole otettu huomioon uusia, mahdollisesti ennakoimattomia riskejä. Kansainvälisen suhdannetaantumien pitkittyminen hidastaisi väistämättä kokonaistuotannon kasvua vienti- ja erityisesti vaihtosuhtekehityksen jäädessä heikoiksi samalla kun kansantalouden korkea velkaantuminen rajoittaa merkittävästi kotimarkkinoiden kasvua. Kuitenkin kansantalouden aiempi hyvä sopeutumiskyky suurtenkin häiriöiden jälkeen viittaa siihen, että vaikeudet eivät ole ylipääsemättömiä. Vaikka emme pääsekään lamasta kuin koira verjästä, selviämme todennäköisesti ehjin nahoin.

Rakennemallien diagnostiikasta

STAMP-ohjelmiston tuottama diagnostiikka residuaalien valkoisen kohinan ominaisuuksista poikkeaa jonkin verran tavanomaisten regressio-ohjelmistojen tuottamasta informaatiosta (ks. Harvey, 1989). Residuaalien osalta testataan periaatteessa samoja residuaalien autokorrelaattomuuden, homoskedastisuuden, ehdollisen ortogonaalisuuden ja normaalisuuden oletuksia kuin regressiomalleissa.

Diagnostiikka perustuu Kalmanin suotimesta saatuihin innovaatioihin. Kalmanin suotimen residuaalit ovat ns. standardoituja innovaatioita. Residuaalien **sarjakkorreloituneisuutta** voidaan tutkia joko yksittäisten otosautokorrelaatioiden tilastollisen merkitsevyyden perusteella tai ryhmänä otosautokorrelaatiofunktioista lasketun Box-Ljung Portmanteau -testisuureen (Q) avulla.

$$Q = T(T+2) \sum_{t=1}^p (T-t)^{-1} r^2(t) \sim \chi^2(p-n),$$

jossa T on aikasarjan pituus vähennettynä käytettyjen differensointien lukumäärällä, p on autokorrelaatioiden lukumäärä, r viittaa otosautokorrelaatiokertoimeen ja n mallin parametrien estimoinnissa menetettyihin vapausasteisiin. Portmanteau-testisuureen kriittinen arvo paljastaa joko väärin spesifioidusta dynamiikasta tai dynaamisesti tärkeiden poisjätettyjen olemassaolosta. STAMP laskee residuaalien eli yhden askeleen ennustevirheiden 3. ja 4. momenttien perusteella residuaalikauman vinous- ja huipukkuusmitat sekä näiden avulla mallin spesifikaation oikeellisuutta testaavan Bowman-Shenton testisuureen **normaalisuudelle**. Poikkeamat normaalisuudesta johtuvat useimmiten poikkeuksellisista havainnoista mutta ei-normaalisuus voi olla myös seurausta mallin yliparametroinnista.

Mallin suorituskykyä voidaan tarkastella selitysasteiden ja muiden mallinvalintakriteerien sekä otosperiodin jälkeisten ennusteiden osuvuutta perusteella. **Selitysaste** voidaan laskea sekä tasoista että differensseistä.

Differensseistä laskettu selitysaste on seuraavaa muotoa (Harvey, 1989 s. 268)

$$R_D^2 = 1 - \text{SSE} / \sum_{t=2}^T (\Delta y_t - \overline{\Delta y})^2,$$

jossa SSE viittaa residuaalien neliösummaan, kuvaa mallin selitysvoimaa tasoista laskettua selitysastetta paremmin silloin, kun malli sisältää trendin. Residuaalien virhevarianssin vakioisuutta voidaan tarkastella **heteroskedastisuustestin** (H) avulla, joka voidaan laskea seuraavasti

$$H(h) = \sum_{t=T-h+1}^T v_t^2 / \sum_{t=d+1}^{d+1+h} v_t^2 \sim F(h, h),$$

jossa v on residuaali, d on differenssien lukumäärä ja h suhdetta T-d/3 lähinnäoleva kokonaisluku (Harvey, 1989 s. 259). Estimoimamme mallit eivät kuitenkaan kärsineet heteroskedastisuudesta, mikä kävi ilmi kun emme erikseen rajoittaneet variansseja vakioiksi.

Lähteet

- Bergman M., Gerlach S. & Jonung L. (1992): **External Influences in Nordic Business Cycles, 1870–1988**, *Open Economies Review* 3, 1–22.
- Campbell J.Y. & Mankiw N.G. (1987): **Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations**, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 77, No. 2, 111–117.
- Diebold F.X. (1989): **Structural Time Series Analysis and Modelling Package: A review**, *Journal of Applied Econometrics*, vol. 4, 195–204.
- Diebold F.X. & Rudebusch G.D. (1989): **Long Memory and Persistence in Aggregate Output**, *Journal of Monetary Economics*, 24, 189–209.
- Harvey A.C. (1984): **A Unified View of Statistical Forecasting Procedures**, *Journal of Forecasting*, vol. 3, 245–275.
- Harvey A.C. (1985): **Trends and Cycles in Macroeconomic Series**, *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 3, No. 3, 216–227.
- Harvey A.C. (1989): **Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter**, Cambridge University Press.
- Harvey A.C. & Peters S. (1990): **Estimation Procedures for Structural Time Series Models**, *Journal of Forecasting*, vol. 9, 89–108.
- Harvey A.C. & Stock J.H. (1988): **Continuous Time Autoregressive Models with Common Stochastic Trends**, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 365–384.
- King R.G., Plosser C.I., Stock J.H. & Watson M. (1991): **Stochastic Trends and Economic Fluctuations**, *The American Economic Review*, 81, No. 4, 819–840.
- Mellander E., Vredin A. & Warne A. (1990): **Stochastic Trends and Economic Fluctuations in Small Open Economies: The cases of Finland and Sweden**, FIFO Working Paper No. 82.
- Nelson C.R. & Plosser C.I. (1982): **Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series, Some evidence and implications**, *Journal of Monetary Economics*, 10, 139–62.
- Perron P. (1989): **The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis**, *Econometrica*, 57, No. 6, 1361–1401.
- Shapiro M.D. (1987): **Are Cyclical Fluctuations in Productivity Due More to Supply Shocks or Demand Shocks**, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 77, 118–124.
- Sims C.A. (1980): **Macroeconomics and Reality**, *Econometrica*, 48, 1–48.
- Sims C.A., Stock J.H. & Watson M.W. (1990): **Inference in Linear Time Series Models with some Unit Roots**, *Econometrica*, 58, 113–144.
- Starck C. (1990): **Foreign and Domestic Shocks and Fluctuations in the Finnish Economy 1960–1988**, Suomen Pankki B:44.
- Starck C. (1991): **Konjunkturfluktuationer – hur och hur väl förklarar vi dem?** *Ekonomiska Samfundets Tidskrift*, no. 3, 135–142.

SUOMEN PANKIN KESKUSTELUALOITTEITA

ISSN 0785-3572

- 1/92 Jaakko Autio **Valuuttakurssit Suomessa 1864–1991. Katsaus ja tilastosarjat.** 1992. 36 + 245 s. ISBN 951-686-309-4. (TU)
- 2/92 Juha Tarkka – Johnny Åkerholm **Fiscal Federalism and European Monetary Integration.** 1992. 29 s. ISBN 951-686-310-8. (KP)
- 3/92 Päivikki Lehto-Sinisalo **The History of Exchange Control in Finland.** 1992. 92 s. ISBN 951-686-311-6. (TI)
- 4/92 Erkki Koskela – Matti Virén **Inflation, Capital Markets and Household Saving in Nordic Countries.** 1992. 21 s. ISBN 951-686-312-4. (TU)
- 5/92 Arto Kovanen **International Capital Flows in Finland 1975–1990: The Role of Expectations.** 1992. 18 s. ISBN 951-686-313-2. (KT)
- 6/92 Ilmo Pyyhtiä **Investointien kohdentuminen Suomessa.** 1992. 54 s. ISBN 951-686-314-0. (KT)
- 7/92 Margus Hanson **Eesti Pank ja Viron rahajärjestelmä 1920- ja 1930-luvulla.** 1992. 58 s. ISBN 951-686-315-9. (TU)
- 8/92 Markku Malkamäki **Estimating Conditional Betas and the Price of Risk for a Thin Stock Market.** 1992. 36 s. ISBN 951-686-317-5. (TU)
- 9/92 Markku Malkamäki **Conditional Betas and the Price of Risk in a Thin Asset Market: A Sensitivity Analysis.** 1992. 39 s. ISBN 951-686-318-3. (TU)
- 10/92 Christian Starck **Keskuspankkien riippumattomuus – kansainvälinen vertailu.** 1992. 43 s. ISBN 951-686-319-1. (KP)
- 11/92 Juha Tarkka **Tax on Interest and the Pricing of Personal Demand Deposits.** 1992. 21 s. ISBN 951-686-320-5. (KP)
- 12/92 Terhi Kivilahti – Jyri Svanborg – Merja Tekoniemi **Itä-Euroopan maiden valuuttojen vaihdettavuudesta.** 1992. 45 s. ISBN 951-686-322-1. (IT)
- 13/92 Heikki Koskenkylä **Norjan pankkikriisi ja vertailua Suomen pankkeihin.** 1992. 37 s. ISBN 951-686-323-X. (TU)
- 14/92 Tom Kokkola **An International Bibliography of Payment Instruments and Systems Literature for the Years 1985–1991.** 1992. 94 s. ISBN 951-686-325-6. (RM)
- 15/92 Paavo Peisa – Kari Takala **Selviämmekö lamasta ehjin nahoin? Bruttokansantuotteen rakennemallien estimointituloksia.** 1992. 32 s. ISBN 951-686-326-4. (KT)

