

SUOMEN PANKKI  
Tilasto-osasto  
Tutkimusosasto

TYÖPAPERI NO 6/1993

**KAUSIPUHDISTUKSESTA SUOMEN PANKIN**

**AIKASARJOILLE**

Jyri Marviala - Kari Takala

30.9.1993

## Tiivistelmä

Aikasarjojen kausipuhdistamisen tulokset riippuvat valitusta menetelmästä sekä puhdistuksen yhteydessä noudatettavista käytännön menettelytavoista. Selvityksen tarkoitus on arvioida Suomen Pankin tämänhetkistä kausipuhdistusmenettelyä, verrata nyt käytössä olevaa X-11 -menetelmää vaihtoehtoiseen STAMP-ohjelmaan ja antaa tämän pohjalta suosituksia menetelmän valinnasta ja tulevasta kausipuhdistuskäytännöstä. Empiirisen arvioinnin taustaksi pohditaan kausipuhdistamisen merkitystä, rajoituksia sekä kausipuhdistusmenetelmän valintaan liittyviä teoreettisia kysymyksiä.



# Sisällys

	Sivu
Tiivistelmä	3
1 Johdanto	7
2 Selvityksen rakenne ja johtopäätökset	8
3 Kausivaihtelu ja kausipuhdistaminen	10
3.1 Mitä kausivaihtelulla tarkoitetaan?	11
3.2 Kausipuhdistusmenetelmistä	12
3.3 Kausipuhdistuksen tarpeellisuus	13
3.4 Kausipuhdistamiseen liittyviä ongelmia	15
4 Hyvän kausipuhdistusmenetelmän ominaisuudet	17
4.1 Hyvän kausipuhdistuksen kriteerit	17
4.2 Empiirisille vertailuille valitut kriteerit	20
5 Kausipuhdistus käytännössä: X-11 ja STAMP	22
5.1 Estimaattien luotettavuus ja konvergointi kohti lopullista arviota	23
5.1.1 Menetelmät vertailussa	23
5.1.2 Jatkuvan päivityksen merkitys	25
5.2 Herkkyys poikkeaville havainnoille ja kalenterivaikutuksille	26
5.3 Tilinpitoidentiteettien ja aika-aggregoinnin asettamien rajoitusten huomioon ottaminen	26
5.4 Ennakointikyky ja joustavuus sarjan ennakoinnissa	27
6 Yhteenveto	29
7 Kuviot ja taulukot	32

8 Lähteet	55
Liitteet	56
Liite 1. Kausipuhdistusmenetelmät	56
Liite 2. Suomen Pankin kausipuhdistetut aikasarjat	59

# 1 Johdanto

Kausivaihtelulla tarkoitetaan aikasarjan komponenttia, joka toistuu säännöllisesti vuoden sisäisenä syklisenä vaihteluna. Kausivaihtelukomponenttia ei kuitenkaan voi sellaisenaan havainnoida, vaan se on arvioitava aikasarjasta jollakin menetelmällä. Yleisesti hyväksyttyä mallia kausivaihtelulle ei ole olemassa, mutta aikasarjojen kausipuhdistamiseksi on olemassa erilaisia empiirisiä lähestymistapoja, jotka ovat riippumattomia siitä, mikä itse asiassa on kausivaihtelun aiheuttava mekanismi. Suomen Pankissa on käytössä EKTA-ohjelmistoon sisältyvä X-11-kausipuhdistusmenetelmä (ns. Kukkosen versio X-11:sta). Viimeaikaista kehitystä puolestaan edustavat aikasarjojen rakennemallit ja niiden estimointiin kehitetty ohjelma STAMP (1988).

Tässä selvityksessä tarkastellaan empiirisesti X-11 -menetelmän käyttäytymistä ja verrataan tuloksia STAMPilla saatuihin. Selvityksessä pohditaan myös kausipuhdistamisen perusteita, tarpeellisuutta ja Suomen Pankissa vallitsevia käytäntöjä. Tarkoituksena on antaa ensin taustainformaatiota kausipuhdistuksen merkityksestä, rajoituksista sekä kausipuhdistusmenetelmän valintaan liittyvistä kysymyksistä. Tämän pohjalta vertailemme empiirisessä osassa muutamille keskeisille Suomen Pankin aikasarjoille tehtyä kausipuhdistusta mainituilla kahdella vaihtoehdoisella menetelmällä.

## 2 Selvityksen rakenne ja johtopäätökset

### AVAINTULOKSET JA SUOSITUKSET

- Mallittava STAMP on parempi, mutta ei ratkaisevasti parempi kuin X-11
- poikkeavat havainnot (lakot ym.) on aina otettava erikseen huomioon
- sarja pitää puhdistaa aina uusia havaintoja päivitettäessä, jotta viimeisen kausipuhdistetun havainnon heilunta minimoituu
- aikasarjojen yleisestä rutiinipuhdistuksesta voisi luopua ja puhdistaa vain ne, joissa esim. sarjan saava kansainvälinen järjestö edellyttää puhdistusta
- neljännesvuositilinpidoon identiteetit täyttävää puhdistusmenettelyä (X-11) jatketaan BOFia varten
- käyttäjien itse mikroilla tekemiin puhdistuksiin suositellaan STAMPia. Lisäksi suositellaan sarjan alkuperäisten havaintojen esittämistä aina sen trendin, kausivaihtelusta puhdistetun ja säännöttömän komponentin yhteydessä
- kausipuhdistusmenetelmän valinta riippuu käytännössä aikasarjatietokannan ATK-teknisestä kehityksestä. Mikropohjaisessa systeemissä STAMP voisi tulla perusratkaisuksi.

Aluksi, luvussa 3 selvitämme kausipuhdistuksen metodologiaa ja siinä yhteydessä suoritettavia valintoja. Kausipuhdistusta ei tarkastelujen perusteella periaatteessa pitäisi tehdä irrallisena sarjan muusta mallittamisesta. Aikasarjojen ns. rakennemallien estimointiin kehitetty STAMP on teoreettisilta ominaisuuksiltaan houkutteleva vaihtoehto ja se tuottaa aikasarjan dekomponoinnin ohessa runsaasti muuta informaatiota. Se mahdollistaa monenlaisia oletuksia mallimuodosta, sallii kausivaihtelukomponentin joustavan muuttumisen ajassa ja erottelee sarjasta yhdellä kertaa myös säännöttömän komponentin, josta usein saatetaan olla kiinnostuneita. Pääasiassa liukuvia keskiarvoja hyödyntävä X-11 sen sijaan estimoii stabiilimman kausivaihtelukomponentin suoraviivaisesti kausitasoittamalla aikasarjan, eikä sen kausipuhdistusalgorithmi ole teoreettisesti yhtä perusteltu. Sen valintaa

puoltavat kuitenkin käytännön näkökohdat, sillä suurten sarjamäärien säännöllisessä kausipuhdistamisessa on selvästi helpompi tukeutua keskuskonepohjaisen X-11:n testattuihin rutiineihin, kuin sorvata jokainen kausipuhdistus erikseen toistaiseksi vain mikro-ohjelmana saatavalla STAMPilla.

Luvussa 4 esitetään mahdollisia "hyvän" kausipuhdistuksen ominaisuuksia ja rajataan ne kriteerit, joiden pohjalta kahta vaihtoehtoista menetelmää - X-11:a ja STAMPia - loppuosan empiirisessä vertailussa arvioidaan. Luvun 5 vertailu perustuu omien kausipuhdistuskokeilujemme lisäksi suurelta osin Englannin keskuspankin kausipuhdistustyöryhmän (Seasonal Adjustment Working Party) raporttiin (Bank of England, 1992). Omat havaintomme ovat pitkälti yhteneviä Englannin keskuspankin raportin kanssa: Ensiksikin todetaan, etteivät eri menetelmien antamat kausipuhdistustulokset yleensä huomattavasti poikkea toisistaan. STAMPin herkemmin muuttuvan kausivaihtelukomponentin vuoksi sen tuottama kausipuhdistettu aikasarja on usein kuitenkin hiukan tasaisempi kuin X-11:n vastaava. Sarjan tulevan kehityksen ennakoimisessa STAMPin etuna voidaan pitää sen nopeampaa revisioitumista kohti lopullista estimaattia uusia havaintoja päivitettäessä. Menetelmästä riippumatta ensimmäinen kausipuhdistusestimaatti on kuitenkin aina huomattavan epäluotettava. Vertailtaessa eri menetelmien vuodeksi eteenpäin ennustamiin kausivaihtelukomponentteihin perustuvia ja vuoden kuluttua toteutuneita kausipuhdistuksia graafisesti ei ratkaisevaa etua STAMPin hyväksi ole havaittavissa.

Menetelmien vertailun ohella tehdään myös useita huomioita kausipuhdistamisen käytännöstä: Uusilla havainnoilla päivittäminen muuttaa kausipuhdistusestimaatteja myös sarjan historiassa - eniten harmia aiheuttaa sarjaa tulkittaessa ja ennakoitaessa viimeisen havainnon kausipuhdistetun estimaatin heilahtelu. Kausipuhdistuksen jatkuva päivitys vähentää estimaattien vaihtelua verrattuna kausivaihtelukomponentin harvemmin päivitettävän ennusteen käyttämiseen, mutta sarjasta riippuen eri päivitysten erot yksittäisen havainnon osalta voivat silti olla useita prosentteja. Aikasarjoissa, joissa säännötön vaihtelu dominoi, voi kausipuhdistamisesta saatava informaatiohyöty olla kyseenalainen.

Työpäiväkorjausten käytännön merkitys kausipuhdistuksen lopputulokseen näyttää suhteellisen vähäiseltä, sen sijaan lakkokorjaukset ovat erittäin merkityksellisiä. Tilinpidollisten ja aika-aggregoinnin asettamien rajoitusten huomioon ottaminen ei tunnu sanottavasti vaikeuttavan kausipuhdistamista kummallakaan menetelmällä.

Empiiriset tarkastelut tukevat jossain määrin STAMP-ohjelman paremmuutta X-11:een verrattuna taloudellisia aikasarjoja kausipuhdistettaessa. Ero ei kuitenkaan ole ratkaiseva. Viime kädessä menetelmän valinta on siten kompromissi teoreettisten perustelujen, eri menetelmien käytössä havaittujen ominaisuuksien ja erilaisten käytännön näkökohtien välillä.



### 3 Kausivaihtelu ja kausipuhdistaminen

Useat keskeiset reaalityaloudelliset aikasarjat (mm. BKT, teollisuustuotanto, tulot, vienti ja tuonti, asuntoinvestoinnit ja työttömyysaste) sisältävät säännöllistä kausivaihtelua, mikä osaltaan hankaloittaa niiden seuranta. Eräät rahataloudelliset aikasarjat (mm. pankkien otto- ja antolainaus, raha-aggregaatit, vaihtotasevaje, järjestämättömät luotot) sisältävät - yleensä hintasarjoja lukuunottamatta - myös selkeän kausivaihtelukomponentin. Sama pätee monen muun taloudellisen indikaattorin (mm. konkurssihakemukset, maksuhäiriöt, henkilöautojen rekisteröinnit) suhteen.

Kausipuhdistuksen tarkoituksena on tuottaa käyttäjille suhdannenäkökulmasta helpommin tulkittavissa oleva aikasarja. Ongelmallisinta tämänkaltaisessa menettelyssä on se, että jos vain kausivaihtelu poistetaan, aikasarjaan jää edelleen säännötöntä poikkeuksellisista tekijöistä johtuvaa "kohinaa". Taloudellisen ennakkoinnin ja seurannan kannalta kiintoisin komponentti on kuitenkin aikasarjan trendi, jolla tarkoitetaan ennustettavinta osaa aikasarjan kehityksestä. Lisäksi sarjan kehityksessä tapahtuneilla yllätyksillä voi olla enemmänkin mielenkiintoa. Sarjan seurannan kannalta olisi siten parempi esittää erikseen kaikki aikasarjan komponentit, jolloin aikasarjan trendi ja stationaariset komponentit (kausivaihtelu ja säännötön osa) olisivat havainnollisesti esillä. (KUVIOT 1a,b,c.)<sup>1</sup>

Kausipuhdistukseen liittyy myös eräitä tilastollisia ja käytännöllisiä ongelmia, joista kausipuhdistettujen sarjojen käyttäjien tulisi olla tietoisia. Ensinnäkin on korostettava sitä, että tietyille aikasarjalle ei ole olemassa yksiselitteistä kausipuhdistusmenetelmää ja kausikomponenttia. Varsinaista kausivaihtelun teoriaa ei oikeastaan ole olemassa. **Kausipuhdistus** ei näin ollen voi olla riippumatonta sarjan trendin tai säännöttömän vaihtelun identifioinnista, vaan se **on osa sarjan mallittamista**.

Toiseksi olemassaolevat kausipuhdistusmenetelmät suhtautuvat eri tavoin mm. kausivaihtelun muuttumiseen ajan kuluessa. Esim. kausivaihteludummy-muuttujien tapauksessa kausivaihtelu on vakioista yli havaintoperiodin. Kausivaihtelun identifiointi perustuu useimmiten säännöllisten trigonometrinen elementtien estimointiin, jolloin näiden termien kertoimet voivat revisioitua ajassa eri tavoin. Eri kausipuhdistusmenetelmät saattavatkin tuottaa varsin erilaisia tuloksia, varsinkin jos puhdistettavassa aikasarjassa esiintyy rakennemuutoksia tai poikkeavia havaintoja (KUVIOT 2 ja 3).

Suomen Pankissa kausipuhdistettavia aikasarjoja on tätä kirjoitettaessa pelkästään yleisissä tietokannoissa noin 160 (LIITE 2.), sillä useimmat Tilastokeskukselta tulevat sarjat puhdistetaan pankissa keskuskoneen TEKOK/ EKTA -ohjelmiston sisältämän Kukkosen X-11-sovitukseen avulla (Kukkonen, 1968). Valtaosalle näistä sarjoista kausipuhdistusmenetelmän valinta ei ole varsinainen

---

<sup>1</sup> Aikasarjan trendillä voidaan tarkoittaa myös sarjan pitkän aikavälin ennustetta, jolloin se kuvaa sarjan kehitystendenssiä. Aikasarjan klassinen dekomponointi trendiin, kausivaihteluun ja satunnaiseen osaan on jäänyt kausipuhdistuksen varjoon viimeisten parin - kolmen vuosikymmenen aikana ilmeisesti siksi, että siihen tarkoitettuja helpokäyttöisiä ohjelmistoja ei ole ollut saatavilla. Mikrotietokonepohjaisten ohjelmistojen ilmaantuminen on kuitenkin viime vuosina helpottanut tilannetta.

ongelma. Todella tärkeiden taloudelliseen seurantaan liittyvien aikasarjojen määrä rajoittunee muutamaan kymmeneen kappaleeseen. Näissä muuttujissa havaittujen kausivaihteluun liittyvien ongelmien vuoksi on kuitenkin syytä tarkastella pelisääntöjä kausipuhdistuksen toteuttamisessa.

### 3.1 Mitä kausivaihtelulla tarkoitetaan ?

Kausivaihtelulla tarkoitetaan aikasarjan kehitykseen liittyvää toistuvaa, säännöllistä vuoden sisäistä vaihtelua. Huolimatta kausivaihtelun jonkinasteisesta säännöllisyydestä, sen ei tarvitse olla vakioista. Yli vuoden pituista säännöllistä vaihtelua voidaan kutsua paremmin sykliseksi vaihteluksi, kuten suhdannevaihtelu (3-7 vuotta), Kuznetsin syklit (15-25 vuotta) ja pitkät Kontrajevin (45-60 vuotta) syklit. Kausivaihtelulla voidaan ajatella joissakin tapauksissa olevan selkeä maan vuosikiertoon auringon ympäri liittyvä alkuperä: ilmastovaihtelut (ja niistä johtuvat satovaihtelut, vienti- ja tuontivaihtelut) samoin kuin muut vuosirytmiiin liittyvät ilmiöt (mm. lomat, juhlapyhät, kulutustottumukset) saattavat olla vuoden sisäisen vaihtelun taustalla.

Tilastollisesti kausivaihtelu voidaan määritellä aikasarjan generoiman prosessin ominaisuudeksi tuottaa "huippuja ja piikkejä" aikasarjan spektritiheysfunktion kausitaajuuksilla

$$\lambda_s = 2\pi j/s ,$$

jossa  $s$  on kausivaihtelun periodi (viikko, taseviikko, neljännesvuosi, puolivuosi tms.) ja  $j = 1, 2, 3, \dots, s/2$ .<sup>2</sup> Aika-alueella kausivaihtelu näkyy positiivisena autokorrelaationa kausiviiveillä.

Em. määritelmän perusteella voidaan erotella vielä deterministinen ja stokastinen kausivaihtelu. Kausivaihtelu on **determinististä**, jos spektrikertymäfunktio kasvaa diskreetisti hyppäyksittäin. Kausivaihtelun sanotaan olevan **stokastista**, mikäli kausitaajuuksien läheisillä taajuuksilla on myös paljon voimaa. Deterministisen kausivaihtelun tilanteessa kausivaihtelu pysyy muuttumattomana. Kun kausivaihtelu on stokastista, kausivaihtelu muuttuu ajassa. Spektritiheysfunktion perusteella voidaan yleensä nähdä myös muunlaisia riippuvuuksia aikasarjan komponenttien spektrien välillä. Usein esim. trendin spektri sisältää jonkin verran massaa myös kausitaajuuksilla. Toisaalta lineaarisen deterministisen trendin tapauksessa spektrimassa on lähestulkoon kokonaan keskittynyt nolllataajuudelle.

---

<sup>2</sup> Spektrianalyysin keskeisin käyttöalue on yksittäisten sarjojen kausivaihtelun identifioinnissa ja syklisten komponenttien tasoittamisessa. Jos estimoitu spektri on ollut täysin tasainen, sarja on ilmeisesti valkoista kohinaa ts. se on sisältänyt kaikkia taajuuksia samassa suhteessa ja periodisilla kausitaajuuksilla ei ole ollut piikkejä tai kuoppia. Valkoisen kohinan sarjan suodatus lineaarisella suotimella voi kuitenkin tuottaa spektriin selvän syklisen komponentin. Pelkästään aika-alueen keinoin on vaikea tutkia onko suodatus tuottanut sarjaan näennäisen syklin (ns. Slutsky-efekti, ks. Sargent 1979, s. 249 -251). Datalle suoritettut transformaatiot voivat helposti dominoida saatuja tuloksia. Yleensä esim. kausidifferensointi voi olla liian voimakas toimenpide, jolloin kvasidifferensointi tai multiplikatiivisen kausi-ARMA -mallin identifiointi voi olla parempi vaihtoehto. Tämä näkyy kausidifferensoinnin jälkeen yleensä suurehkona negatiivisena autokorrelaationa kausiviiveillä.

## 3.2 Kausipuhdistusmenetelmistä

Kausipuhdistusmenetelmistä tarkastellaan vain kahta keskeistä lähestymistapaa (yksityiskohtaisempi esitys LIITE 1).

**1. Liukuvan keskiarvon menetelmät:** Ensimmäiseksi tarkastellaan laajimmalle levinnyttä keskistetyn liukuvan keskiarvon menettelyä (X-11 ja sen modifikaatiot). Kyseisessä menetelmässä alkuperäiselle aikasarjalle ja sen 12 kuukauden liukuvalle kuukauden keskiarvolle lasketaan aluksi erotukset, joista saadaan alkuestimaatit kausi- ja satunnaiskomponentille. Tätä seuraa monimutkainen iteratiivinen proseduuri, jossa liukuvia keskiarvoja kohdistetaan havaintojen eri johdannaisiin ja jossa myös poikkeavia havaintoja voidaan käsitellä halutulla tavalla. Kausikomponentit sovitetaan menetelmässä siten, että niiden summa yli vuoden on nolla. Ohjelmapaketit voivat sallia myös, että painojen summa ei välttämättä summaudu ykköseksi, jolloin suodatun ei määritelmän mukaan ole liukuva keskiarvo.

Liukuvan keskiarvon menetelmissä sarjan häntiä on jollain tavalla muokattava katkaisemalla viiveikkuna ja käytettävä epäsymmetristä painorakennetta. Painorakenteiden yleinen muoto on kolmiomainen. Tämä menettely on paitsi välttämätön siksi, että viiveikkunan toisen puolen havaintoja ei ole joko käytössä, tai jos ne ekstrapoloidaan, niille ei voi antaa aivan aitojen havaintojen painoja. Samalla epäsymmetrinen painotus aikaansaa kasvaneen herkkyuden sarjan tuoreimmille havainnoille.

Liukuvan keskiarvon menetelmät ovat joustavia identiteettirajoitusten sisällyttämisen suhteen, jos sellaisia optioita on ohjelmoitu ohjelmapakettiin. Liukuvan keskiarvon menetelmien tietty jäykkyys reagoida nopeisiin muutoksiin sarjan generoimassa prosessissa tekee niistä hitaita konvergoinnissa kohti lopullisia estimaatteja. Liian pitkät liukuvat keskiarvot voivat johtaa säännöttömän residuaalin kausivaihteluun. Sama ilmiö on tuloksena, jos vaihtelevaan kausikomponenttiin sovitetaan liian jäykkää kausivaihtelumenetelmää.

**2. Aikasarjojen rakennemallit:** Toinen olennaisesti erilainen tapa suorittaa kausipuhdistus sarjalle on käyttää hyväksi aikasarjojen rakennemallien lähestymistapaa. Tätä lähestymistapaa on kehitelty LSE:ssä (London School of Economics) Andrew Harvey'n johdolla (Harvey, 1989). Aikasarjojen rakennemallien estimointia varten on olemassa mikrotietokoneohjelma (STAMP), joka on hankittu myös Suomen Pankin käyttöön. Tässä lähestymistavassa kausivaihtelu mallitetaan yhdessä sarjan muiden komponenttien kanssa, joten sitä voidaan pitää **mallipohjaisena lähestymistapana** kausivaihteluun. Malliperusteisissa lähestymistavoissa ollaan muutoinkin eksplisiittisempiä sen suhteen, millainen vaihtelu määritellään kausivaihteluksi, jolloin myös tiedetään, millainen kausitermi sarjasta on eristetty.

Vaikka kausipuhdistus on tässä menettelytavassa eräänlainen lisuke, se perustuu täsmälliseen tilastolliseen teoriaan sarjan trendin ja säännöttömän komponentin identifioinnista. Analyttinen pohja parantaa mallituksen luotettavuutta, sillä eri komponenteilla on selkeä tulkinta, jolloin niitä voidaan arvioida myös erikseen. Jos eri komponentit näyttävät järkeviltä, myös kokonaisuus on hyväksyttävissä.

STAMP ei Kalmanin suotimeen perustuvan komponenttien erottelun takia kausivaihtelua identifioidessaan käytä lainkaan sarjan tuleviin (ekstrapoloituihin) havaintoihin liittyvää informaatiota. Tässä suhteessa malli on ikäänkuin äärimmäisen epäsymmetrinen. Mallin tuottama ennuste tilamuuttujien tulevista arvoista sisältyy jo tämänhetken parhaaseen ennusteeseen.

Huomiota on kiinnitetty myös rakennemallien taipumukseen tuottaa vaihtelevampi kausikomponentti (mm. Bank of England, 1992, s. 9).

### 3.3 Kausipuhdistuksen tarpeellisuus

Vaikka kausivaihtelu ei yleensä pysy välttämättä täysin säännöllisenä, on tarpeellista ensialkuun selvittää onko kausivaihtelu ylipäänsä tilastollisesti merkitsevää aikasarjan kehityksen kannalta, jotta se kannattaa ottaa erikseen huomioon. Kausivaihtelun voimakkuus (amplitudi) ja vaihe esim. kuukausittain voi hyvinkin muuttua, jolla on erikseen merkitystä sarjan ennakoinnin kannalta. Aitoon sarjaan verrattuna kausipuhdistetun sarjan tarkastelu saattaa tästä huolimatta **paljastaa** sarjan kehitykseen liittyviä **poikkeuksellisia muutoksia**, joten kausipuhdistuksen suorittaminen ei tältäkin kannalta ole tarpeetonta. Joskus sarjan kausipuhdistettu versio voi olla myös trendiä hyödyllisempi esim. **paljastamaan** ilmiön **saturaatiotason**, kapasiteettirajoitteen tai rakennemuutoksen sarjasta (Harvey, 1989 s. 308).

Varsin yllättävältä ajatukselta voi tuntua tulos, että **kausitasoitettut sarjat saattavat tuottaa rationaalisten odotusten malleissa parempia parametriestimatteja** kuin alkuperäiset sarjat. Periaatteessahan kausipuhdistus poistaa aina sarjaan sisältyvää informaatiota. Intuitiivinen selitys mahdollisesti tarkemmille parametriestimatteille on se, että kausitasoittamattomien muuttujien tapauksessa malli aikaansaa ylisovituksen kausitaajuuksilla (Sims, 1993). Rationaalisten odotusten malleissa yhtälöiden väliset rajoitukset voivat saada aikaan tarkasteltavaan muuttujaan välittyvää eksogeenista kausivaihtelua.<sup>3</sup>

Voimakkaan kausivaihtelun vuoksi pelkkiä raakalukuja ei ole yleensä haluttu seurata, vaan on mieluummin käytetty tasaisemman käsityksen tarjoavaa kausitasoitettua sarjaa. Tasaisuus ei sellaisenaan ole mikään varsinainen tavoite kausipuhdistukselle. Kausitasoitettujen havaintojen ja aitojen raakalukujen vertailu saattaa usein olla hyödyllistä, mutta se ei aina selkeästi paljasta sarjan trendiä,

---

<sup>3</sup> Eräs mielenkiintoinen näkökulma kausivaihteluun saadaan pohtimalla sitä, onko kausivaihtelu tarkasteltavassa muuttujassa ekso- vai endogeenista. Esimerkkinä endogeenisestä kausivaihtelusta Sims (1993, s. 13) mainitsee rakentamisen, joka vaihtelee mm. talviolosuhteista riippuen. Monessa ilmiössä kausivaihtelu syntyy ikäänkuin endogeenisesti ilmasto-olosuhteiden kautta, jolloin se ei välttämättä ole täysin ennakoitavissa. Ilmasto ei voi myöskään kontrolloida. Eksogeeninen kausivaihtelu voi välittyä muuttujaan pelkästään kausitaajuuksien kautta. Oma ongelmansa on se voivatko taloudenpitäjät erotella jostain muuttujasta erikseen kausi- ja ei-kausivaihtelun. Taloudellisen optimoinnin tulee yleensä ennakoida kausivaihtelu. Esim. kulutuksen tapauksessa kausivaihtelu voi välittyä tulojen kausivaihtelusta. Jos kausivaihtelu on determinististä, se ei vaikuta kulutuksen ja tulojen riippuvuussuhteeseen. Toisaalta jos kausivaihtelu on satunnaista, se vaimentaa kulutuksen reaktioita tuloinnovaatioihin. Eräät tutkimukset viittaavat siihen, että kausivaihtelu kulutuksessa on paremminkin preferensseistä, tavoista ja tottumuksista johtuvaa kuin tulovaihtelun tai budjettirajoituksen indusoimaa (Paxson, 1993).

josta kuitenkin pääasiassa ollaan kiinnostuneita. Kaiken kaikkiaan on silti ongelmallista esittää aikasarjasta ainoastaan kausipuhdistettu versio. Mieluummin sarjasta olisi esitettävä kaikki mallitetut komponentit, jolloin viimeiseen päivitykseen mahdollisesti liittyvä poikkeuksellisuus on selkeästi nähtävillä.

Aikasarjan trendillä taas tarkoitetaan luotettavinta käsitystä sarjan pitkän aikavälin kehityksestä. Näin ollen trendin estimoinnissa on kysymys nimenomaan tarpeesta ennakoida tai ekstrapoloida aikasarjaa. Trendin ei kuitenkaan välttämättä tarvitse olla "tasaisempi" kuin aito havaintosarja, sillä aidon satunnaiskulun trendi on identtinen sarjan menneisiin havaintoihin. Lokaalisen trendin mallin stokastinen trendi voi vaihtelultaan muutoinkin olla hyvin lähellä alkuperäistä sarjaa.

Kun trendin tapauksessa ollaan kiinnostuneita sarjan ennustamisesta, kausipuhdistetun sarjan tarkastelussa kiinnostusta laajennetaan jo sisältämään sarjan kehitykseen liittyviä yksityiskohtia ts. säännöttömyyksiä. Tämä nähdään havainnollisesti seuraavasta.

Klassisen aikasarja-analyysin mukaan aikasarja voidaan periaatteessa hajottaa kolmeen osaan

**Aito sarja = Trendi + Kausitermi + Säännötön komponentti,**

joista trendi ja kausivaihtelu ovat systemaattisia eli ennakoitavissa olevia. Aikasarjamallin estimoinnin avulla saadaan normaaliin tapaan estimaatit säännöttömästä vaihtelusta ts. residuaaleista. Aikasarjan kausipuhdistettu sarja taas koostuu tämän mukaisesti seuraavista osista:

**Kausipuhdistettu sarja = Trendi + Säännötön komponentti,**

ts. kausipuhdistettu sarja sisältää myös säännöttömän osan.

Kun ennustamisessa ollaan etupäässä kiinnostuneita vain trendistä, tulisi kausipuhdistettuja sarjoja tutkittaessa tuntea kaikki poikkeukselliset sarjaan vaikuttavat tekijät. Aikasarjojen huoltajat ovat luultavasti useimmiten vähemmän kiinnostuneita sarjan sisällöstä kuin niitä seuraavat tutkijat, joten vaikuttaisi parhaalta ratkaisulta, että säännötön osa esitettäisiin myös eksplisiittisesti. Tutkijan tehtäväksi jäisi tällöin etsiä sarjan kehitykseen poikkeuksellisesti vaikuttaneet tekijät.

Ehkä tottuneelle ekonomistille, joka tuntee hyvin sarjan taustalla olevan ilmiön ja joka pystyy siten tulkitsemaan satunnaiselta vaikuttavien vaihtelujenkin syitä, saattaa kausipuhdistettu sarja olla hyödyllinen apuväline. Ekonometrisissa malleissa (esim. Suomen Pankin BOF4 -malli) käytetään yleisesti kausivaihtelusta puhdistettua havaintoaineistoa, mikä on jossain määrin jakanut mielipiteitä kahtia. Tässä on tietysti se hyvä puoli, että malliennusteet ovat samalla myös kausipuhdistettuja. Ei kuitenkaan ole välttämättä parempi ratkaisu käyttää liukuvilla keskiarvoilla jokseenkin sattumanvaraisesti tasoitettuja aikasarjoja alkuperäisten, vaikkakin varianssiltaan suurempien havaintosarjojen sijaan. Liukuvat keskiarvot tunnetusti sotkevat muuttujien välisiä dynaamisia kausaalisuhteita. Tämän takia ainakin kausaaliriippuvuuksia mallittavissa tutkimuksissa tulisi käyttää aitoja havaintoja.

Malliperusteisella menetelmällä kausipuhdistaminen voi olla teoreettisesti hyväksyttävämpää, mutta ennusteiden kannalta tuskin tarpeellista. Jos kausivaihtelukomponentti erotetaan sovittamalla mallia aikasarjaan, voidaan kysyä mitä

hyötyä on kausikomponentin eliminoimisesta on, sillä mallin avulla voidaan samanaikaisesti tuottaa parhaat mahdolliset ennusteet tulevista havainnoista.

### 3.4 Kausipuhdistamiseen liittyviä ongelmia

Kausipuhdistuksen käyttöön liittyvät ongelmat koskevat kausikomponentin yksikäsitteisyyttä, kausikomponentin revisioitumisnopeutta kohti lopullista kausivaihteluestimaattia sekä reagointia poikkeuksellisia havaintoja kohtaan. Talousteorioita on harvemmin muotoiltu siten, että ne edellyttäisivät esim. kausitasoitettujen muuttujien käyttöä (Ghysels, 1993, s. 2).

Varsin vakava argumentti kausipuhdistusmenetelmiä vastaan on kuitenkin se, että kausipuhdistusmenetelmät **konvergoivat** jokseenkin **hitaasti** kohti lopullisia estimaattejaan. Englannin keskuspankin selvityksessä todetaan jopa, että aidot havainnot voivat olla likimain yhtä hyvä estimaatti lopulliselle kausipuhdistetulle arvolle kuin ensimmäinen kausipuhdistettu estimaatti (Bank of England, 1992, s. 32). Tämä luonnollisesti kyseenalaistaa koko kausipuhdistuksen ennakoinnin ja seurannan apuvälineenä.

Lyhyen aikavälin suhdanneseurantaa harrastaneet ovat toistuvasti olleet aiheellisesti ymmällään kausitasoitettujen sarjojen viimeisten havaintojen voimakkaasta vaihtelusta. Tämä ns. sarjan "**hännän heiluminen**" on ollut erityisen ongelmallista viimeisen parin vuoden aikana siksi, että useissa reaalisarjoissa tasaisen nousun jälkeen tapahtui nopean lasku, jonka jälkeen nousu on jälleen käynnistynyt tai käynnistymässä. Kausitasoituksen historian muuttuminen sarjaa päivitettäessä poistaa suurimman osan "hännän heilumisesta", joten on oikeutettua kysyä, millainen painoarvo viimeisille kausitasoitetuille havainnoille tulisi antaa. Kausivaihtelun **revisioitumisella kohti lopullista estimaattia** on sen vuoksi ensisijainen merkitys sarjan ennakoinnin kannalta.

Kausitasoitettujen sarjojen **käyttäjät eivät** useinkaan **tunne** kaikkia mahdollisia **poikkeuksellisia** sarjan kehitykseen vaikuttavia **tekijöitä**. Diskreetit politiikkapäätökset voivat vaikuttaa olennaisesti sarjan havaintoihin. Rationaalisten odotusten teorian mukaisesti muutokset sarjan käyttäytymisessä voivat ilmetä jo ennen politiikka- tai veromuutoksen tms. varsinaista ajankohtaa.

Pitkän aikavälin kehityksen ennakoinnin tarpeeseen on luontevaa seurata vain aikasarjan trendiä. On silti korostettava, että kausitermi on keinotekoinen, havaitsematon komponentti, joten yksiselitteistä kausitermiä ei ole olemassa. Aikasarjan **trendi ei** myöskään voi olla **yksikäsitteinen**, vaan käsitys trendistä riippuu keskeisesti aikasarjan tuottavan prosessin informaatiojoukosta. Tilastolliset mallit harvoin pystyvät yksiselitteisesti selvittämään trendin luonnetta. Esim. Suomen BKT:n vuosivolyymien kuvaamiseen voidaan käyttää joko determinististä tai stokastista trendiä (Peisa ja Takala, 1992). Yksinkertaisin ja karkein tapa tuottaa harhattomat trendiestimaatit, on mallittaa aikasarja sen oman menneisyyden suhteen. Jos tiedossa on muita relevantteja selittäjiä, niitä voidaan liittää malliin selittäjiksi.<sup>4</sup> Aikasarjan trendin luonteen selvittämisen suhteen kausipuhdistus ei

<sup>4</sup> Esim. teollisuustuotanto ja erityisesti metalliteollisuus piristyivät vuoden 1991 devalvaation ansiosta. Aikasarjan historiaa käyttävä malli ei kuitenkaan heti automaattisesti tiedä tätä rakennemuutosta, joten se tuottaa jonkin aikaa "liian alhaisen" käsityksen sarjan trendistä. Tämä näkyy

myöskään ole neutraali toimenpide. Aidon ja kausitasoitettun sarjan yksikköjuuri-testien asymptoottiset jakaumat ovat erilaiset johtuen stationaarisen virhetermin erilaisesta mallista. Ghysels ja Perron (1993) osoittavat, että tavanomaiset kausipuhdistussuodattimet (mm. X-11) tuottavat harhaa ylöspäin parametriestimaateissa, jos mallissa on viivästettyjä endogeenisiä muuttujia. He tosin havaitsivat, että harha vähenee merkittävästi jos AR-polynomin asteluku kasvaa yli kausiperiodin pituuden.<sup>5</sup>

Trendin ohella toinen ekstrapoloitavissa oleva systemaattinen komponentti on kausivaihtelu. Vaikka kausivaihtelu yli vuoden summattaessa nollautuu, ei silti yleensä ole syytä olettaa, että kausivaihtelu pysyisi kiinteänä yli ajan. Kausivaihtelun muuttuminen saattaa viitata yksikköjuuren olemassaoloon kausitaajuudella (Hylleberg, Jörgensen & Sørensen, 1993 s. 323). Aikasarjojen rakennemallit sallivat estimoinnissa myös kausivaihtelun joustavan muuntumisen. Tämä saadaan aikaan estimoinnissa vaihtuvaparametristen trigonometrinen sekafunktioiden avulla (ks. Harvey, 1989). Täysin säännöllisen kausivaihtelun ennakointi ja huomioon ottaminen ei luonnollisestikaan voi olla mikään ongelma.

---

selkeästi sarjan säännöttömästä komponentista. Periaatteessa tämäkin puute on korjattavissa ns. kulmakerroindummy-muuttujan avulla.

<sup>5</sup> Dickey-Fuller ja Phillips-Perron testien asymptoottiset jakaumat ovat kuitenkin identtiset, sillä näissä käytetyt korjaukset eliminoivat asymptoottisten jakaumien riippuvuuden kiusaparametreista (nuisance parameters), jotka liittyvät virhetermien korrelaatorakenteeseen (Ghysels ja Perron, 1993, s. 67).

## 4 Hyvän kausipuhdistusmenetelmän ominaisuudet

### 4.1 Hyvän kausipuhdistuksen kriteerit<sup>6</sup>

Kausipuhdistuksen teoreettinen tilastollinen perusta ei ole mitenkään lopullisesti hiottu, vaikka kausivaihteluun on kiinnitetty huomiota jo vuosisatoja. Tilastollista teoriaa kausivaihtelulle on sitäkin kehitelty jo vuosikymmeniä, joskin kehitys on tapahtunut enimmäkseen hyppäyksittäin. Kausipuhdistuksen teoria on paremminkin kehittynyt hiukan jälkikäteen empirian tarpeisiin taajuus- ja aika-alueen suodatin-teorian seurauksena.

Useimmiten tunnutaan ajattelevan, että kausipuhdistus on mahdollista jos aikasarja on jaoteltavissa additiivisesti kahteen osaan s.e. toinen osa sisältää kausivaihtelun ja toinen ei-kausivaihteluun liittyvän vaihtelun ts.

$$y_t = \mu_t + S_t,$$

jossa  $\mu_t$  viittaa kausivaihtelusta lineaarisesti riippumattomaan osaan ja  $S_t$  kausikomponenttiin. Kausivaihtelusta riippumaton osa voidaan mallittaa eri tavoin esim. trendiin, sykliseen komponenttiin ja säännöttömään residuaaliin. Tärkeää tämän hajoituksen perusteella on oletus, että ei-kausivaihtelu osa on riippumaton kausivaihtelusta, jota ominaisuutta voidaan näin ollen käyttää myös em. dekomponoinnin onnistumisen diagnostiseen tarkistamiseen.

Edellä puheena olleen kausivaihtelun määritelmän perusteella kausipuhdistuksessa on kysymys siitä, että separointi kausi- ja ei-vaihteluosaan operationalisoidaan jollain käytännöllisellä tavalla. Taajuusalueella tämä tapahtuu tasoittamalla jonkin suotimen avulla kausifrekvenssit aikasarjan tiheysfunktioista. Aika-alueella kausikomponentti on eroteltava mallittamalla tai suodattamalla (kausidifferenssointi) periodiset kausiviiveet erikseen. Deterministinen kausivaihtelu poistuu aika-alueella suoraan kausidifferenssoinnilla. Näillä suotimilla voi olla lukuinen joukko erilaisia ominaisuuksia, kuten lineaarisuus, symmetrisyys, aikainvarianttisuus jne.

Taloudellisten aikasarjojen trendit ja kausivaihtelukomponentit ovat yleensä stokastisia, jonka takia olisi yleensä parempi mallittaa ne suotimilla, jotka sallivat kausivaihtelun muuttumisen ajassa. Tämä ratkaisu riippuu myös trendin luonteesta. Voisi ajatella esim., että trendin kiinnittäminen deterministiseksi korostaa kausivaihtelun muuttumista. Kun molemmat komponentit ovat viime kädessä havaitsemattomia, ovat tulokset herkkiä valitulle mallimuodolle. Mallin spesifioinnille kannattaa hakea siis myös muunlaista tukea sarjan omasta luonteesta.

Kausipuhdistuksen onnistumisen takaamiseksi on hyödyllistä miettiä myös sitä, mitä hyvältä kausipuhdistukselta voidaan edellyttää ja mitä kausipuhdistusmenetelmältä tulisi vaatia. Koska kausipuhdistusta voidaan tarkastella erilaisten teorioiden ja lähestymistapojen avulla, ei yksikäsitteistä optimaalista kausipuhdistusta ole olemassa. Näin kukin lähtökohtateoria määrää sen mikä on kussakin tapauksessa paras kausipuhdistustulos. Tässä mielessä kausipuhdistusteoria on

---

<sup>6</sup> Tämän jakson kirjoituksessa on käytetty hyväksi Peren (1988) julkaisematonta esitystä.



analogista esim. taloudelliselle indeksesteorialle. Kirjallisuuden perusteella näyttää jopa siltä että kausipuhdistukselle ei voida määritellä edes välttämättömiä, saatikka riittäviä vaatimuksia, vaan on tyydyttävä luetteloon toivottavista ominaisuuksista. Grangerin (1978) mukaan **hyvälle kausipuhdistukselle** voidaan asettaa seuraavat **kriteerit**:

1. Korkea **koherenssi** alkuperäisen ja kausipuhdistetun sarjan välillä kaikilla muilla taajuuksilla kuin kausitaajuuksilla.<sup>7</sup> Aika-alueella koherenssin vastine on ristikorrelaatiokerroin, mutta koska ristikorrelaatiofunktion arvot tietyllä viiveellä riippuvat myös muista ristikorrelaatioista, vastaavanlaista kriteeriä ei voida aika-alueella asettaa. Aika-alueella voidaan kuitenkin vaatia, että kausipuhdistetun sarjan autokorrelaatiofunktion arvot ovat kausiviiveillä tilastollisesti ei-merkittäviä.

Epäsymmetrisillä kausipuhdistusmenetelmillä ko. kriteeri toteutuu vain osittain, sillä näillä on taipumus muuntaa korkeiden taajuuksien (lyhyen aikavälin vaikutukset) vaihtelua enemmän kohinaa sisältäväksi.

2. Toinen taajuusalueen kriteeri on se, että alkuperäisen ja kausipuhdistetun sarjan **vaihe-eron tulisi olla** mahdollisimman **pieni** kaikilla taajuuksilla.<sup>8</sup> Tämä vaatimus koskee erityisesti alhaisia taajuuksia, jotka liittyvät sarjan pitkän aikavälin ominaisuuksiin.

Vaatimus liittyy kausivaihteluodattimen **symmetrisyyteen**, sillä symmetrisellä suotimella puhdistetun ja puhdistamattoman sarjan välinen vaihe-ero on nolla. Symmetrisyys ei kuitenkaan voi olla kaikilta osin ehdoton vaatimus, sillä sarjan viimeiset havainnot on suodatettava joko muunlaisella suotimella tai kausipuhdistus ei voi olla optimaalinen. Jos suodattimen symmetrisyydestä pidetään kiinni, on sarjaa ekstrapoloitava tai ennustettava eteenpäin, jotta havaintoja olisi riittävästi. Symmetrisillä kausipuhdistusmenetelmillä näyttäisi olevan taipumus heiluttaa sarjan loppuhäntää herkästi sarjaa päivitettäessä, jos tuoreimmat havainnot vaihtelevat voimakkaasti.

Taloudellisen seurannan kannalta kuitenkin viimeiset havainnot ovat yleensä kaikkein tärkeimpiä, jolloin kausipuhdistettujen havaintojen voimakas sahaaminen kuukaudesta toiseen on erityisen haitallista. Tämän vuoksi olisi tärkeää, että

---

<sup>7</sup> Koherenssi voidaan tulkita aidon ja kausitasoitettujen sarjan spektraaliesitysten taajuuskomponenttien väliseksi korrelaatioksi, kun ne on ensin siirretty päällekkäin siten, että poikkeaman neliön odotusarvo (varianssi) on mahdollisimman pieni. Vaihe-ero ja aikaero kertovat kuinka suuri siirto sykleissä ja ajassa tähän tarvitaan. Koherenssi kertoo siis taajuuskomponenttien maksimikorrelaation.

<sup>8</sup> Ristispektrianalyysissä muuttujien riippuvuutta mittaavat tärkeät käsitteet ovat koherenssi, gain eli muunnosfunktio ja aikaero. Vaihespektri osoittaa miten toisen sarjan spektrikomponentit viivästyvät tai edeltävät samoilla taajuuksilla toisen sarjan vastaavia komponentteja. Jos erilliset vaihekuviot ovat suoria, joilla on erilaiset kulmakertoimet, niin se osoittaa että toinen sarja viivästyy suhteessa toiseen, ja myös että viive aika-alueella (aika-ero) muuttuu taajuudesta toiseen. Ristiampplitudispektri voi osoittaa, että sarjojen välinen riippuvuus vaihtelee taajuudesta toiseen ts. että erilaista mallia tarvitaan eri taajuusalueella (Jenkins & Watts 1968, s. 351). Jos vaihe on suora yli jonkin taajuusvälin, niin suoran suunta kertoo sen kumpi sarjoista on edeltävä ja suoran pituus kertoo viiveen pituuden. Vaihedigramman taustalle on oletettava jonkinlainen kausaalimalli, jotta feedback sarjojen välillä ei pääse sekoittamaan tulkintaa. Jos feedbackiä esiintyy, niin tulokset ovat vaikeasti tulkittavissa.

kausipuhdistetun sarjan loppuhäntä stabiloituisi mahdollisimman nopeasti. Jälleen kysymys on siitä, kuinka suuri paino tälle ominaisuudelle annetaan. Lineaarisia suodattimia käytettäessä symmetristä suodatusta voidaan huoletta käyttää vanhoihin havaintoihin, mutta sarjan molemmat hännät kannattaa suodattaa epäsymmetrisellä suodattimella.

3. Kausipuhdistuksen tulee **poistaa** aikasarjan **spektristä kausitaajuushuiput**, mutta jättää muut taajuudet ennalleen. Ongelma on usein vain siinä, että kausipuhdistetun sarjan spektritiheysfunktioon ilmaantuu suodatuksen jälkeen kuoppia. Sims (1993, s. 12) mainitsee, että "optimaalinen" kausipuhdistusmenetelmä tuottaa kuoppia spektriin. Kausipuhdistuksen vaikutukset tulevat selkeimmin esille ylisuodatustilanteissa, jolloin kausipuhdistus vähentää kausitaajuuksien voimaa lähellä nollataajuutta.<sup>9</sup>

Aika-alueella tämä ylisuodatus näkyy kausiviipeiden autokorrelaatioiden muuttumisena positiivisista negatiivisiksi, vaikka jo nolla-autokorrelaatiot (kvasi-differensointi) olisivat riittäneet. Aika-alueen termein ilmaistuna kysymys on ylidifferensoinnista. Näin tapahtuu usein, kun suodattimena käytetään tavanomaista keskistettyä liukuvaa keskiarvoa (Harvey, 1981 s. 80 - 81).

4. Edellä jo sivuttiin ensiarvoisen tärkeää ominaisuutta, jonka mukaan **kausivaihteluestimaattien konvergoinnin kohti lopullisia arvoja tulisi tapahtua mahdollisimman nopeasti**. Toistuvat suuret muutokset kausivaihteluestimaateissa vaivaavat symmetriä suodattimia vain havaintosarjan ääripäissä. Kausivaihteluestimaattien nopea konvergointi kohti lopullisia arvoja tarkoittaa käänteisesti sitä, että myös trendi ja säännötön vaihtelu konvergoivat nopeasti kohti lopullisia estimaatteja.

5. Eri kausipuhdistusmenetelmät voivat olla eri tavoin herkkiä poikkeaville havainnoille. Usein **outliereille käytetäänkin** jotain ennaltasovittua **tasoisuuskeino**, esim. 2 - 3 keskihajonnan päässä mallisovitteesta olevat arvot poistetaan kokonaan ja 1,5 - 2 keskihajonnan päässä olevia havaintoja vaimennetaan sopivasti.<sup>10</sup>

6. Kausipuhdistusmenetelmältä voidaan odottaa myös **joustavuutta ottaa huomioon** erinäisiä sarjan luonteen kannalta välttämättömiä **rajoituksia** esim. aika-aggregoinnin suhteen. Aikasarjan suodatukselle voi olla suotavaa asettaa rajoitus, jonka mukaan kuukausivirtasumma vastaa vuosisummaa tms.

Analyttiset mallipohjaiset kausipuhdistusmenetelmät eivät tätä automaattisesti toteuta, joskaan se ei empiiristen tulosten mukaan ole mainittava ongelma (Bank

---

<sup>9</sup> Kausikomponentti voidaan identifioida erityisen korkeista piikeistä spektrin kausitaajuuksilla. Aikasarja-analyysin kannalta kausitasoitus ei ole kausaalisuhteiden identifioinnin tai voimakkuuden estimoinnin kannalta lainkaan toivottavaa, sillä se vääristää selvästi muuttujien välistä riippuvuusrakennetta sekä voimakkuuden että viiveiden suhteen. Liukuvan keskiarvon mallit tasoittavat ja siirtävät tärkeitä aika- ja spektririippuvuuksia "väärin" paikkoihin. Kausaalianalyysia suoritettaessa tulisi periaatteessa käyttää kausitasoittamattomia sarjoja.

<sup>10</sup> Stampissä on mahdollista ottaa ns. interventiomuuttujan avulla mallittaa diskreettejä poikkeushavaintoja joko dummy-tekniikalla tai porraskäytöillä, sekä sarjan trendiin liittyviä taso- tai kulmakerroin muutoksia eksogeenisesti. Stampissä voidaan vaikuttaa myös kausivaihtelun eksogeenisten korjausten avulla, esim. kiinnittämällä kausivaihtelun varianssi.

of England, 1992 s. 8). Liukuvan keskiarvon tasoitusmenetelmät ovat taas hyvin joustavia identiteettirajoitusten sisäänrakentamisen suhteen.

Luetellut kriteerit ovat osittain ristiriidassa toistensa kanssa, ainakin jos ajatellaan empiirisiä kausipuhdistusmenetelmiä. Halutut kausipuhdistusmenetelmän ominaisuudet kannattaa kriittisissä tilanteissa valita sarjan luonne huomioon ottaen. Hyvältä kausipuhdistusmenetelmältä voidaan kuitenkin edellyttää tiettyä robustisuutta erilaisissa tilanteissa. Kausipuhdistuksen onnistumista voidaan testata periaatteessa myös kausisuodatuksen jälkeen. Taajuusalueella hyödyllinen toimenpide on kausipuhdistetun sarjan spektrin plottaaminen. Aika-alueella merkkejä kausipuhdistuksen onnistumista voidaan tarkkailla tutkimalla epäsuorasti sarjan ei-kausivaihteluosan käyttäytymistä kausiviiveillä. Jos trendi tai säännötön osa sisältävät kausivaihtelua, niin sovellettu kausipuhdistusmenetelmä on ollut liian joustamaton.<sup>11</sup>

## 4.2 Empiirisille vertailuille valitut kriteerit

Seuraavassa käytännön arvioinnissa pyritään kiinnittämään huomiota kahden keskeisen kausipuhdistusmenetelmän reagointiin seuraavien kriteerien osalta, vaikka kovin laajoihin systemaattisiin vertailuihin ei ollut mahdollisuuksia. Tähän ei tosin näyttänyt olevan juuri tarvettakaan, sillä tulokset muistuttavat pitkälti Englannin keskuspankin selvitysryhmän löydöksiä.

### 1. Kausi- ja ei-kausiestimaattien **luotettavuus** (tarkentuvuus)

Kausipuhdistusmenetelmän luotettavuudella voidaan tarkoittaa joko menetelmän kykyä tuottaa harhattomia tuloksia tai kasvavaa tarkkuutta, kun lisäinformaatiota saadaan sarjan kehityksestä. Kausipuhdistuksen luotettavuus implikoi näin ollen kausipuhdistusvirheiden pienentymistä aikasarjaa päivitettäessä.

### 2. Estimaattien **konvergointinopeus** kohti lopullisia arvioita

Kausivaihteluestimaattien konvergointinopeus vaihtelee paitsi menetelmäkohtaisesti, myös sarjan päivityksen suhteen. Englannin keskuspankin tekemät vertailut suosittavat aikasarjojen jatkuvaa päivitystä isompien yhtäaikaisten päivitysrevisioiden sijaan ts. myös sarjan vanhempaa historiaa kannattaa aina päivittää välittömästi, kun sarjasta on saatavilla uutta tai korjattua tietoa.

---

<sup>11</sup> Tällaisia tilanteita saattaa tulla esiin, jos esim. sarjassa esiintyy tiettyyn vuodenaikaan sijoittuvia toistuvia häiriöitä, jotka eivät kuitenkaan ole aina läsnä. Tällaisia voisivat olla esim. usein kevätkesän tai syksyn palkkaneuvotteluihin ajoittuvat lakot, joita ei kuitenkaan joka vuosi esiinny. Tällöin kausikomponentti ja säännötön komponentti saattavat sekoittua keskenään, jos niitä ei erikseen mallituksen yhteydessä kerrota kausipuhdistusmenetelmälle. Toinen samantapainen ilmiö voisi olla vaikkapa satoon vaikuttava halla, jonka vaikutus on vuodesta toiseen hiukan epäsäännöllinen.

### 3. Herkkyys poikkeaville havainnoille (outliers)

Kausipuhdistusmenetelmien herkkyys poikkeaville havainnoille merkitsee sitä, että tiedossa olevat poikkeavat ilmiöt kannattaa aina kertoa mallille etukäteen. Tällaisista tekijöistä mainittakoon esim. lakot, juhlapyhien siirrot ja merkittävimmät politiikkapäätökset.

### 4. Kausipuhdistusmenetelmän **kyky ennakoitiin ja joustavuus** sarjan ennakoinnissa

Mallipohjaiset menettelytavat ovat luonnollisesti paremmassa asemassa sarjan ennakoinnin kannalta verrattuna tasoituspolynomien käyttöön. X-11-ARIMA-mallit edustavat näiden välimuotoa.

### 5. Tuottaako menetelmä eroja kausipuhdistustuloksissa **kausiperiodista** riippuen (mm. kuukausi- ja neljännesvuosisarjat)

Aika-aggregointiominaisuudet eri kausipuhdistusmenetelmillä saattavat hiukan poiketa toisistaan, vaikka Englannin keskuspankin kokemuksiin viitaten ne eivät muodosta mitään varsinaista ongelmaa kummallekaan menetelmälle.

### 6. Erilaisten **rajoitusten huomioon ottaminen** kausipuhdistuksen yhteydessä esim. tilinpitoidentiteetit, työpäiväkorjaukset ja muut rakennemuutokset

Edellisessä kohdassa mainittu aggregoituvuus ajassa muodostaa jo yhden rajoituksen kausipuhdistusmenetelmälle. Se, miten kausipuhdistetun sarjan disagregoitu summa täyttää vuosisumman vastaavuuden liittyy sarjan virtavarantoidentiteetin pitävyyteen. Toinen vastaavanlainen rajoitus sisältyy jo kausipuhdistuksen määritelmään, joka edellyttää sitä, että kausitermien summa yli vuoden on rajoitettu nolaksi. Näiden teknisten rajoitusten lisäksi kausipuhdistusmenetelmältä voidaan vaatia erinäisiä tilinpidollisten identiteettien yhteensopivuusvaatimusta, jolloin kausipuhdistusta tarkastellaan suhteessa kokonaiseen joukkoon muita muuttujia. Jos kausipuhdistettua sarjaa käytetään vain seurantaan ja ennakoitiin, tätä ominaisuutta ei voida pitää ensiarvoisen tärkeänä.

## 5 Kausipuhdistus käytännössä: X-11 ja STAMP

Kausipuhdistusohjelmia eri kriteereillä arvioitaessa on hyödynnetty Bank of England Seasonal Adjustment Working Party:n raportissa (lokakuu 1992) esitettyä empiiristä vertailua STAMPin ja erään X-11 -menetelmän muunnoksen ominaisuuksista. Tämän lisäksi päätettiin selvittää Suomen Pankin EKTA-ohjelmistoon sisältyvän X-11 -muunnoksen käyttäytymistä käytännössä joitakin EKON-tietokannan kansantaloudellisia aikasarjoja puhdistettaessa sekä vertailun vuoksi puhdistaa samat aikasarjat STAMP-ohjelmalla. Kausipuhdistettaviksi alkuperäisarjoiksi valittiin seuraavat 16 EKON-tietokannan kuukausisarjaa<sup>12</sup> (tarkempi kuvaus TAULUKKO 1):

### 1. Reaalisarjat:

- Kokonaistuotannon volyyymi-indeksi
- Teollisuustuotannon volyyymi-indeksi
  
- Työlliset yhteensä
- Työttömyysaste (Tilastokeskus)
  
- Koko tavaravienti ja sen aluerät:
  - metallituote- ja koneteollisuus
  - paperi- ja graafinen teollisuus
  - puutavarateollisuus
  
- Koko tavaratuonti ja sen aluerät:
  - raaka-aineet ja tuotantotarvikkeet
  - investointitavarat

### 2. Rahamarkkinasarjat:

- Raha-aggregaatit: M1, M2 ja M3
  
- Pankkien markkaottolainaus yhteensä
- Pankkien markka-antolainaus yleisölle (ml. SP)

Yleissilmäys STAMPin ja X-11:n vertailukuviin (esimerkkinä KUVIOT 4 - 6) kertoo, että eri menetelmien tuottamien kausipuhdistusten väliset erot eivät ole kovin suuria, mutta kuitenkin havaittavia. Suurimmat erot syntyvät yleensä puhdistettujen sarjojen loppupäässä ja "piikkien" kohdalla. Muutamien sarjojen kohdalla

---

<sup>12</sup> Lisäksi kausipuhdistimme eri menetelmillä kolmea muutakin indikaattoria kuvaavat kuukausisarjat ('Kaksioiden neliohinnat Helsingissä', 'Konkurssihakemukset' ja 'Maksuhäiriöt'). Näitä ei kuitenkaan ole käytetty seuraavassa tarkastelussa, vaan ainoastaan esimerkkikuvina edellä luvussa 3.

eri menetelmien antamat kausipuhdistetut estimaatit sarjan viimeiselle havainnolle poikkeavat selvästi toisistaan. Usein STAMP näyttää tuottavan hieman tasaisemman kausipuhdistetun käyrän, mutta tämäkään ei johdonmukaisesti pidä paikkaansa, eikä kausipuhdistuksen tasaisuus sinänsä tietenkään ole mikään osoitus sen hyvyydestä. Absoluuttisten mittareiden puuttuessa olemme turvautuneet seuraavalaisiin empiristisiin tai kuvaileviin kriteereihin:

## 5.1 Estimaattien luotettavuus ja konvergointi kohti lopullista arviota

### 5.1.1 Menetelmät vertailussa

Englannin keskuspankin raportissa lasketut keskiarvot kausipuhdistettujen aikasarjojen eri päivitysten poikkeamille lopullisesta estimaatista eivät millään tutkituista menetelmistä merkitsevästi poikenneet nolosta.<sup>13</sup> Voitaneen siis luottaa siihen, **ettei kumpikaan menetelmä tuota** ainakaan pahasti **harhaisia estimaatteja** kausipuhdistukselle. Lisäksi näiden "kausipuhdistusvirheiden" keskihajonta pieneni aina uudella havainnolla päivitettäessä, joten molempien menetelmien tuottamat estimaatit osoittautuivat myös tarkentuviksi.

Kausipuhdistetun aikasarjan estimaatin revisioitumisessa kohti lopullista estimaattia uusilla havainnoilla päivitettäessä sen sijaan havaittiin eroja menetelmien välillä. Saatujen tulosten perusteella näyttäisi siltä, että useimmiten STAMP revisioituu voimakkaammin heti uuden havainnon tullessa ja reagoi vähemmän sen jälkeisiin lisähavaintoihin. Virhevarianssien vertailu osoitti STAMPin estimaatit yleensä myös nopeammin tarkentuviksi ja tässä suhteessa luotettavammiksi.

Epäilyksiä siitä, että Kukkosen X-11 tuottaa harhaanjohtavia estimaatteja kausivaihtelukomponentille etenkin aikasarjojen viimeisten havaintojen osalta, lähdimme vielä itse arvioimaan puhdistamalla edellä luetellut perussarjat kuukausittain. Näin voitiin seurata kausipuhdistettujen sarjojen revisioitumista aina uuden kuukausihavainnon tuoman lisäinformaation johdosta. Tarkastelu on tehty graafisesti, piirtämällä kustakin perussarjasta 12 kausipuhdistettua sarjaa, jotka on saatu pidentämällä havaintoväliä vuoden 1991 lopusta kuukausi kerrallaan, ikään kuin eletäisiin vuotta 1992 ja saataisiin vuoden mittaan uusia kuukausihavaintoja. Joka kuukausi on koko siihenastiselle havaintovälille tehty kausipuhdistus EKTAN X-11 -menetelmällä. Nämä 12 sarjaa (tunnukset muotoa XXX92M01,..., XXX92M12) näkyvät kussakin kuviossa käyräryppäänä, josta tosin mustavalkoisessa kuvassa eri kuukausina saadut kausipuhdistetut sarjat eivät juuri erotu toisistaan (KUVIOT 7 - 10).

---

<sup>13</sup> Periaatteessa STAMP ja X-11 eivät itse asiassa koskaan tuota **lopullisia** estimaatteja, koska kausipuhdistetun aikasarjan koko historia päivittyy aina uuden havainnon myötä. Vain lähimmän 3 - 4 vuoden jaksolla kuitenkin muutokset omaavat käytännön merkitystä.

Kun katsotaan näitä kuukausittain kausipuhdistettuja sarjoja, voidaan todeta niiden noudattelevan suurelta osin samoja uria kaikkien perussarjojen tapauksissa, mutta jonkin verran hajontaa esiintyy ja sillä on taipumus lisääntyä havaintovälin loppua kohti. Sillä kuten todettu, uusi havainto vaikuttaa kausivaihtelukomponentin estimaatin koko historiaan, mutta käytännössä vain lähimpien vuosien muutokset kausipuhdistetussa sarjassa ovat merkittäviä. Puhdistetun sarjan revisioituminen uusien kuukausihavaintojen myötä näkyy kuvissa käyräryppään leviämisenä ("tuhruisuutena") ja paikoin jakautumisena useammalle toisistaan poikkeavalle uralle. Eri puhdistuskierroksilla samalle havainnolle saatavien kausipuhdistettujen arvojen **suurimmat erot** vaihtelevat perussarjasta toiseen melkoisesti, ollen työllisten määrän ja kokonaistuotannon volyyymi-indeksisarjoissa alle 1 %, teollisuustuotannon volyyymi-indeksisarjassa alle 2 %, työttömyysasteen sekä tavaraviennin ja -tuonnin aggregaattisarjoissa 3 - 4 % luokkaa, mutta viennin ja tuonnin aluerien sarjoissa jo 5 - 8 % (sarjan tasosta). Otto- ja antolainauksessa ero eri päivitysten välillä on enimmilläänkin alle 1 % luokkaa ja raha-aggregaateissa 1 - 3 %. (TAULUKKO 2.) Suurimmat erot ajoittuvat usein viimeiselle vuodelle, mutta pysyvät siis silloinkin mainittujen marginaalien sisällä. Tätä suuruusluokkaa oleva estimaattien mahdollinen heilahtelu kausipuhdistettujen sarjojen käyttäjän on kuitenkin huomioitava.

Heilahtelu vaikuttaa sitä suuremmalta, mitä vähäisempi on stabiilin kausivaihtelun osuus sarjan kokonaisvaihtelusta. Kun säännötön vaihtelu dominoi selvästi, voi sarjan kausipuhdistamisesta saatava informaatiohyöty olla vähintäänkin kyseenalainen. Tällä perusteella voi helposti suosittaa ainakin **viennin ja tuonnin aluerien kausipuhdistuksen lopettamista**. Se, minkä suuruista kausipuhdistusestimaatien hajontaa pitää merkittävänä haittana, riippuu kausipuhdistetun sarjan käyttötarkoituksesta; tarkkoihin kvantitatiivisiin ennusteisiin pyrittäessä muutaman prosentinkin virhe on jo huomattava. Yleiskuvan saamista jonkin muuttujan historiallisesta kehityksestä tämän suuruinen heitto sen sijaan tuskin häiritsee. Jokseenkin subjektiivisen arvioinnin varaan joka tapauksessa jää, kuinka suuri osa kausipuhdistetun sarjan revisioitumisesta uusilla kuukausihavainnoilla päivitetäessä heijastaa todellista uutta informaatiota ja kuinka paljon puolestaan Kukkosen X-11 -kausipuhdistusmenetelmän kykenemättömyyttä käsitellä kunnollisesti havaintoja sarjojen päissä.

Jos tarkoituksena on ennustaa aikasarjaa tai analysoida nimenomaan sarjan viimeisimmän havainnon tuottamaa informaatiota, niin STAMPin nopeampi konvergointi kohti lopullista estimaattia (vaikka suuremman varianssin jälkeen) on kieltämättä etu mallipohjaisen kausipuhdistuksen hyväksi (Bank of England, 1992, s. 10). STAMP näyttää erottelevan paremmin piikit sarjan hännillä, joka tekee siitä luotettavamman sarjoja päivitetäessä. Näin on erityisesti kun uusiin havaintoihin liittyy jotain poikkeuksellista.

Tärkeä tähän liittyvä huomio on kuitenkin samaisessa Englannin keskuspankin raportissa esitetty tulos, että **kaikilla menetelmillä ensimmäinen estimaatti uuden havainnon kausipuhdistukselle on huomattavan epäluotettava**. STAMPillakin, joka siis reagoi uusiin havaintoihin herkimmin, osoittautui että yli neljänneksessä tutkituista tapauksista puhdistamaton alkuperäishavainto oli lähempänä kausipuhdistetun havainnon lopullista arviota kuin ensimmäinen kausipuhdistusestimatti. Jo yksikin havainto lisää sarjan päässä parantaa edellisen havainnon kausipuhdistettua estimaattia merkittävästi. Sarjan uusin havainto on näin ollen ongelma valitusta kausipuhdistusmenetelmästä riippumatta. Herääkin kysymys, tulisiko mahdollisuuksien mukaan kausipuhdistetut tiedot ottaa käyttöön vähintään

yhden periodin viiveellä, jotta vähennettäisiin puhtaasti harhaanjohtavan tiedon julkaisemisen mahdollisuutta?

### 5.1.2 Jatkuvan päivityksen merkitys

Englannin keskuspankin vertailussa osoittautui estimaatin tarkkuuden kannalta selvästi tarpeelliseksi päivittää kausipuhdistetuissa aikasarjoissa käytettävä kausivaihtelukomponentin estimaatti aina kun uusi havainto saadaan, sen sijaan että päivitys tapahtuisi harvemmin, suurempina päivitysrevisioina. Tätä ominaisuutta on tarkasteltu myös Suomen Pankin aikasarjojen osalta piirtämällä viimeeksi mainittuihin kuviin (KUVIOT 7 - 10) vielä 13. vertailusarja (tunnus muotoa XXX92EVE, merkitty katkoviivalla), joka on saatu kausipuhdistamalla alkuperäinen havaintosarja vuoden 1992 loppuun, mutta tällä kertaa käyttämällä edellisen vuoden lopussa saatua kausivaihtelukomponentin ennustetta. Kaikista kuvioista näkyy, että edellisen täyden vuoden tiedoilla puhdistettu sarja poikkeaa usein kuukausittain puhdistettujen sarjojen ryppästä. Paikoin tämä poikkeama on suurempi kuin hajonta ryppään sisällä. Poikkeama on suurimmillaan 1 - 2 % työllisten määrässä ja kokonaistuotannon volyyymi-indeksissä sekä lähes kaikissa rahasarjoissa. Vastaavasti se on 2 - 3 % teollisuustuotannon volyyymi-indeksissä ja noin 4 % M1:ssä. Tavaraviennin ja -tuonnin aggregaattisarjoissa suurin poikkeama on jo 5 - 6 % ja työttömyysasteessa sekä viennin ja tuonnin aluerissä kaikissa vähintään 8 % luokkaa. Metallituotteiden ja koneiden viennin sekä investointitavaroiden tuonnin sarjoissa suurimmat poikkeamat lähestyvät jo 15 prosenttia. (TAULUKKO 2.)

Havaintomme puoltavat siis kiistattomasti siirtymistä kausivaihtelukomponentin **jatkuvaan päivitykseen**.<sup>14</sup> Siirtyminen jatkuvaan päivitykseen ei ajojonojen muuttamisen jälkeen vaatine edes lisää työaikaa aikasarjoja huoltavilta henkilöiltä, sen sijaan käytettävä tietokoneaika saattaa jonkin verran kasvaa.

## 5.2 Herkkyys poikkeaville havainnoille ja kalenterivaikutuksille

Kukkosen X-11 käsittelee automaattisesti poikkeavia havaintoja tietyn kaavan mukaan ja sisältää sisäänrakennettuna myös mahdollisuuden työpäiväkorjauksen tekemiseen aikasarjalle. STAMPissa molempien kausipuhdistukseen vaikuttavien muunnosten toteutus on puhtaasti käyttäjän varassa, mutta periaatteessa tietenkin mahdollista.

Kokeilujen perusteella näyttäisi siltä, että työpäiväkorjaus on käytännössä suhteellisen vähämerkityksinen kausipuhdistuksen lopputuloksen kannalta. Ennen

---

<sup>14</sup> Suomen Pankissa on ollut yleistä, että vaikka kausipuhdistettuja sarjoja päivitetään kuukausittain, päivityksessä käytetään kausivaihtelukomponentin ennustetta, joka tarkistetaan ainoastaan puolen vuoden välein.



työpäiväkorjauksen tekemistä kannattaa myös kiinnittää huomiota siihen, mitä informaatiota tosiasiaassa halutaan. Kärjitetynä, kiinnostaako meitä "paljonko Suomi vei helmikuussa" vai kenties "paljonko Suomi olisi vienyt, jos helmikuu olisi yhtä pitkä kuin kuukaudet keskimäärin"?

Poikkeavien havaintojen automaattinen käsittely on periaatteessa X-11 -menetelmän etu: Esimerkkikuva (KUVIO 11.) havainnollistaa, että Kukkosen X-11 selviää korjaamatta jätetystä kesäkuun -91 kuljetuslakosta paremmin kuin STAMP, jonka kausivaihtelukomponentin estimaattia seuraavalle vuodelle lakko muuttaa silmiinpistävästi (STAMPilla puhdistetussa sarjassa näkyy vuoden 1992 kesällä "haamulakko"). Käytännössä lakot tai muut suuret yllätykset havaintosarjassa vaikuttavat kausipuhdistuksen tulokseen niin merkittävästi, että X-11:n poikkeavien havaintojen käsittelykyky on niihin nähden riittämätön. Mahdollisesti tarvittavat **lakkokorjaukset on siis erittäin tärkeä tehdä** ennen kausipuhdistamista ja kokeilumme tukevat käsitystä että se, miten ne tehdään on paljon olennaisempaa kausipuhdistuksen lopputuloksen kannalta kuin se, kumpaa puhdistusohjelmaa käytetään.

### 5.3 Tilinpitoidentiteettien ja aika-aggregoinnin asettamien rajoitusten huomioon ottaminen

Tilinpidollisista syistä on usein välttämätöntä, että esimerkiksi kausipuhdistetun kuukausisarjan summa yli vuoden täsmää vastaavan puhdistamattoman sarjan summan kanssa. Vuositasojen täsmäytys alkuperäistä sarjaa vastaaviksi on Kukkosen X-11:ssä sisäänrakennettu ominaisuus, joskin sen sivuuttamisen merkitys vaikutti kokeiltaessa suhteellisen vähäiseltä. STAMPissa vuositasojen täsmäytys voidaan taata erillisellä rajoituksella.

Käytännössä voidaan joutua tilanteeseen, jossa useita sarjoja pitäisi puhdistaa yhtäläisellä kausivaihtelukomponentilla tilinpitoidentiteettien täyttämiseksi. Tämä on X-11:ssä mahdollista toteuttaa, joskin sopivan kausivaihtelukomponentin valinta on luonnollisesti ongelma. Identiteettien täytyminen voidaan toisaalta käytännössä taata kausipuhdistamalla muut identiteetin vaatimat sarjat ja antamalla yhden kausipuhdistuksen määräytyä muiden perusteella, kuten esimerkiksi Suomen Pankin huoltotaseen neljännesvuositilinpidossa tehdään. STAMPissa tilinpitoidentiteetit voidaan saada aikaan parametrirajoituksilla, samalla kuitenkin menetetään trendiä ja kausitermiä koskeva minimivirhevarianssin ominaisuus (MMSE - optimaalisuus). Englannin keskuspankin testeissä identiteettien täyttymisen vaatimat lisärajoitteet, vaikkakin ne hävittävät STAMPin estimaattien optimaalisuuden, eivät merkittävästi huononna ohjelmalla tehtyjen kausipuhdistusten tuloksia.

Edelleen saatetaan pitää toivottavana, että kausipuhdistetun kuukausisarjan neljännesvuosisummat eivät poikkea vastaavasta kausipuhdistetusta neljännesvuosisarjasta. Kuukausittaisen ja neljännesvuositaisen kausipuhdistuksen erot ovat Bank of Englandin tulosten mukaan menetelmästä riippumatta melko pieniä.

## 5.4 Ennakointikyky ja joustavuus sarjan ennakoinnissa

Eri kausipuhdistusmenetelmien teoreettisten ominaisuuksien perusteella on oikeutettua olettaa, että malliperusteinen STAMP pystyy paremmin ennakoimaan kausivaihtelun tulevaa kehitystä kuin liukuviin keskiarvoihin nojautuva X-11. STAMP:han tuottaa optimaalisia ennusteita aikasarjan kaikkien komponenttien tulevasta kehityksestä, kun X-11 puolestaan vain ekstrapoloi aikasarjan historiassa havaitsemaansa pysyvää kausivaihtelukomponenttia vuodella eteenpäin. Kuten aiemmin on todettu, STAMP myös reagoi nopeammin uuden havainnon implikoi-miin kausivaihtelukomponentin muutoksiin ja on joustavampi datassa esiintyvien rakennemuutosten suhteen.

Halusimme katsoa, miten tämä näkyisi yksinkertaisessa graafisessa tarkaste-lussa ja kausipuhdistimme mainitut EKON-tietokannan aikasarjat vielä STAMPil-la. Normaaliin tapaan kausipuhdistettujen ("Kp STAMP"-) sarjojen rinnalle puhdistimme sarjat vuoden 1992 loppuun ulottuvalla havaintoperiodilla, mutta käyttäen STAMPin vuoden 1991 lopussa antamaa kausivaihtelukomponentin ennustetta. Nämä sarjat esiintyvät kuvissa tunnuksella "Kp STAMP EVE" (KUVIOT 12a, 13a, 14a). Vastaavat Kukkosen X-11 -menetelmällä puhdistetut sarjat (entiset XXX92M12 ja XXX92EVE) esiintyvät vertailukuvissa tunnuksilla "Kp X-11" ja "Kp X-11 EVE" (KUVIOT 12b, 13b, 14b).<sup>15</sup> Useimpien alkupe-räissarjojen kohdalla STAMP näyttää yleisesti ottaen osuvan edellisen vuoden kausivaihtelukomponentin estimaatillaan hieman lähemmäs viimeistä arviotaan kuin X-11 omaansa, mutta "ratkaisemattomia" ja päinvastaisia tapauksiakin esiintyy. Sama pätee myös katsottaessa erityisesti havaintojakson viimeistä vuotta tai viimeistä havaintoa. Tarkastelu ei siis anna aihetta vankkoihin johtopäätöksiin eri menetelmien käytännössä toteutuneesta kausivaihtelun ennakointikyvystä suuntaan taikka toiseen.

---

<sup>15</sup> Joitakin pitkiä aikasarjoja jouduttiin STAMPissa jälleen käsittelemään lyhyemmällä aikavälillä kuin alunperin EKTAssa X-11:lla oli tehty. Näissä tapauksissa täysin vertailukelpoisten kausipuh-distusten aikaansaamiseksi puhdistettiin aikasarjat uudelleen myös X-11:lla käyttäen samaa myöhäisempää alkuaajankohtaa (TAULUKKO 1, suluissa). Molemmilla menetelmillä puhdistetuissa EVE-sarjoissa käytettiin vuoden 1991 lopussa saatua kausivaihtelukomponentin ennustetta ja todellista toteutunutta alkuperäissarjaa vuoden 1992 loppuun. STAMP:han tuottaa ennusteen alkuperäiselle sarjalle samanaikaisesti kuin kausikomponentille, mutta tämä ominaisuus on haluttu eliminoida vertailusta ja keskittyä puhtaasti kausivaihtelun ennakoimiseen.

## 6 Yhteenveto

Tarkastelujen perusteella näyttää selkeästi siltä, että analyttiset perustelut puoltaisivat siirtymistä mallipohjaiseen (STAMP) kausipuhdistukseen. Menetelytapa omaa kokonaan toisenlaiset mahdollisuudet sarjan käyttäytymisen analysointiin ja ennustamiseen (trendin luonteen selvittäminen, poikkeavien havaintojen identifiointi, kausivaihtelun muuntumisen ja merkitsevyyden selvittäminen sekä periodisuuden estimointi, dynaamisten selittäjien etsiminen, kausaalisuhteiden tarkastelu tai signaali-kohinasuhteiden estimointi). Tämän vuoksi mallipohjainen kausipuhdistus avaisi tietä analyttisempään sarjojen seurantaan. Erityisen hyödyllistä mallipohjaisissa kausipuhdistusmenetelmissä on säännöttömän komponentin erottelu. Tämä on tutkijoille usein mielenkiintoisempi komponentti kuin kausivaihtelu, joka halutaankin useimmiten sivuuttaa.

STAMP tuottaa liukuvan keskiarvon suodattimia vaihtelevamman kausivaihtelukomponentin, joka samalla vaimentaa sarjan muita komponentteja. Jos mallin muoto on valittu oikein, STAMP laskee optimaalisen kausivaihtelukomponentin sarjan jokaiselle havainnolle. Optimaalisuudella tarkoitetaan tässä MMSE-kriteerin mukaista minimaalisen keskineliövirheen estimaattia. Kausipuhdistuksen optimaalisuus on mallipohjaisessa menettelyssä rajoitettu sarjan omaan menneisyyteen. STAMPissa on myös mahdollista käyttää eksogeenisiä selittäjiä - myös eksogeenisen kausivaihtelun sisältäviä - jos halutaan erikseen selvittää kausivaihtelun alkuperää.

Yleisesti ottaen molemmat menetelmät tuottavat varsin luotettavia ja jokseenkin samankaltaisia kausipuhdistustuloksia. Ensimmäinen estimaatti uuden havainnon kausipuhdistukselle on kuitenkin aina huomattavan epäluotettava. Mallipohjaisten menetelmien nopeampi konvergointi kohti lopullisia estimaatteja on niiden keskeinen ellei tärkein empiirisesti havaittu etu. Tämä ominaisuus tosin saattaa ensialkuun vaatia totuttelua, koska revisiot kausivaihteluestimaateissa ovat vastaavasti alussa suurempia (Bank of England, 1992 s. 15). Nopeamman konvergoinnin ja optimaalisten ennusteoimaisuksiensa perusteella STAMPia voidaan pitää vahvempana vaihtoehtona silloin, kun pyritään ennakoimaan aikasarjan tulevaa kehitystä. Havaittavin ero menetelmien välillä syntyy lisähavaintojen käsittelyssä sarjojen päissä. Tekemässämme graafisessa tarkastelussa eri menetelmien edellisen vuoden lopussa tekemän kausivaihtelukomponentin ennusteen toteutumiselle vuoden kuluttua ei selvää eroa STAMPin hyväksi kuitenkaan enää voida havaita.

Eri menetelmien herkkyydestä poikkeaville havainnoille ja kalenterivaikutuksille ei menetelmän valintaa tukevia johtopäätöksiä pystytä tekemään. Lakkokorjausten tekeminen ennen kausipuhdistamista havaittiin välttämättömäksi menetelmästä riippumatta. Tilinpitoidentiteettien ja aika-aggregoinnin asettamien rajoitusten huomioon ottaminen on toteutettavissa molemmilla menetelmillä kausipuhdistustuloksiin ratkaisevasti vaikuttamatta. Käytännössä tällaisten rajoitusten toteutuminen usein kuitenkin taataan muilla, kausipuhdistusohjelmien ulkopuolisilla ratkaisuilla.

Ongelmat mallipohjaisen kausipuhdistuksen toteutukseen tulevat pääsääntöisesti käytännön työskentelyn puolelta. Mallipohjainen kausipuhdistus (STAMP) on tällä hetkellä Suomen Pankissa tarjolla vain mikrotietokoneohjelmistona, jolloin

sarjojen siirtely ja tallennus edestakaisin mikron ja keskuskoneen välillä on vaivalloista ja aikaavieppää. SQL-tietokannan käyttöönotto mikropalvelimella parantanee kuitenkin tilannetta ratkaisevasti. Lisäksi, johtuen mallipohjaisen kausipuhdistuksen vaatimasta - ainakin pintapuolisesta - perehtyneisyydestä siihen mitä ollaan tekemässä, mallipohjainen kausipuhdistus ei voi olla aivan yhtä automaattista kuin keskuskoneen valmiiksi testatun ajovirran suorittaminen. Tämä luonnollisesti lisää jonkin verran "inhimillistä" virheriskiä kausipuhdistuksessa.

Kausipuhdistusmenetelmän valinta ei välttämättä ole ongelma suurimmalle osalle aikasarjoja, koska eri menetelmät suoriutuvat "rutiinipuhdistuksista" lähes yhtä hyvin. Tämä näkökohta viittaisi siihen, että mallipohjaiseen kausipuhdistukseen kannattaa siirtyä vain tärkeimpien taloudellisten indikaattorien kohdalla.

Suomen Pankin aikasarjojen kausipuhdistusestimaattien heilahtelua periodista toiseen uudella havainnolla päivitettäessä selvitettiin käytännössä EKTAn X-11 -menetelmällä kausipuhdistamalla. Alkuperäisestä sarjasta riippuen kuukausittaisten estimointikierrosten suurimmat erot vertailuestimaattiin vaihtelivat alle prosentista jopa 15 prosenttiin, kun vertailuestimaatissa käytettiin edellisen vuoden lopussa päivitettyä kausivaihtelukomponentin ennustetta. Bank of Englandin tulosten tapaan meidänkin kokeilussamme jatkuva päivitys oli selvästi parempi vaihtoehto: suurimmat erot eri estimointikierrosten välillä jäivät kaikissa perussarjoissa pienemmiksi ollen hankalimmissakin tapauksissa selvästi alle 10 prosentin. Sarjoissa, joissa säännötön vaihtelu dominoi, estimaattien heilahtelu on joka tapauksessa niin suurta, että kausipuhdistuksesta saatava informaatiohyöty on kyseenalainen. Tällä perusteella voi suositella joidenkin sarjojen kausipuhdistamisen lopettamista kokonaan.

Kaiken kaikkiaan kokemukset kausipuhdistuksesta korostavat sitä, että kausitasoitusta ei voi suorittaa automaattisena mekaanisena toimenpiteenä, vaan että kausivaihtelun mallintaminen on vain osa sarjan mallintamista. Mallin spesifioinnissa tehdyt ratkaisut heijastuvat todennäköisesti myös kausivaihtelukomponenttiin.

## Suosituksat koskien Suomen Pankin sarjojen kausipuhdistusta

1. Kausipuhdistuksen voi luotettavasti tehdä vain **riittävän pitkälle aikasarjalle** (n. 5 vuotta). Kausitasoitettu aikasarja voi tästä huolimatta muuttua päivitettäessä huomattavastikin sarjan viimeisten havaintojen kohdalla. Jos sarja ei sisällä tilastollisesti merkitsevää kausivaihtelua, sitä ei pidä suorittaa. Kausivaihtelun **testaukset** kannattaa suorittaa vain **täysille vuosille**.

2. Riippumatta siitä kumpaa kausipuhdistusmenetelmää käytetään (Kukkosen X-11 modifikaatio vai Stamp) **poikkeukselliset havainnot** (mm. lakot) on **aina** otettava erikseen huomioon jonkin sopivan lisämuuttujan (lakkodummy-, työtunti- tai työpäiväkorjausmuuttuja tms.) avulla. Tämä edellyttää myös **tiedossa olevien tulevien poikkeuksellisten tekijöiden käyttäytymisvaikutusten ennakoimista**. Kannattaa pohtia myös sitä, millä tavalla poikkeuksellinen ilmiö on vaikuttanut tarkasteltavaan muuttujaan, jotta apumuuttuja ottaisi mahdollisimman hyvin huomioon havaintojen "poikkeavuuden".

3. Aikasarjat tulee aina **kausipuhdistaa** käyttämällä **uusimpia havaintoja** luotettavimpien kausiestimaattien selville saamiseksi. Kausipuhdistusta ei saa tehdä esim. edellisen vuoden vastaavan kuukauden tai neljänneksen kausitermin avulla. Tämä johtaisi todennäköisesti kausitermien harhaanjohtavaan vaihteluun myöhemmin sarjaa päivitettäessä. Jatkuva kausipuhdistus minimoi viimeisen kausipuhdistetun havainnon vaihtelun sarjaa päivitettäessä.

4. Kansantalouden tilinpidon sarjat ja muut identiteettejä sisältävät aikasarjat on puhdistettava siten, että ao. **identiteetit täsmäävät**. Mikäli identiteettejä ei täsmätä, on tämä otettava huomioon sarjan myöhemmässä käytössä. Erikseen on huolehdittava myös siitä, että aggregointi yli vuoden täsmää vuosisummaan. Tarpeen vaatiessa sarjojen kausipuhdistusta ja valintaa additiivisen/multiplikatiivisen -kausitasoituksen välillä tulisi vertailla mm. rakennemallien tuottamiin tuloksiin.

5. Jos useampia sarjoja puhdistetaan tiettyä **yhteistä käyttötarkoitusta varten**, sarjat kannattaa puhdistaa **samalla** tilastollisella **menetelmällä**. "Hyvin käyttäytyvien" sarjojen kausitasoitukset ovat kuitenkin hyvin samanlaisia kausipuhdistusmenetelmästä riippumatta.

6. Aikasarjojen ennusteseurannan ja analysoinnin kannalta **aikasarjojen rakennemallit** tarjoavat intuitiivisesti **havainnoillisemman ympäristön** tarkasteluille. Aikasarjan muiden komponenttien eksplisiittinen erottelu tarjoaa paremmat mahdollisuudet myös kausitasoitettujen sarjan "järkevyyden" arvioinnille. Aikasarjan kausipuhdistus Stampilla on suotavaa erityisesti silloin, kun aikasarjan generoima prosessi sisältää lokaalisen stokastisen trendin. Rakennemallien lähestymistapa suo mahdollisuuden kausivaihtelun muuntumisen tarkasteluun, lisäksi se kertoo välittömästi kausitaajuuksien tilastollisen merkitsevyyden. Periodisuus on myös laskettavissa kausitaajuuksien avulla.

Keskeisiä aikasarjoja seuraavien tutkijoiden voi suositella siirtyvän Stampin käyttöön mahdollisuuksien mukaan. Stamp tarjoaa erinomaisen mahdollisuuden tutustua tutkittavien sarjojen stokastiseen käyttäytymiseen ja siinä tapahtuviin muutoksiin. Mikrotietokonepohjainen työskentely voisi entistä enemmän perustua aikasarjojen rakennemallien hyödyntämiseen.

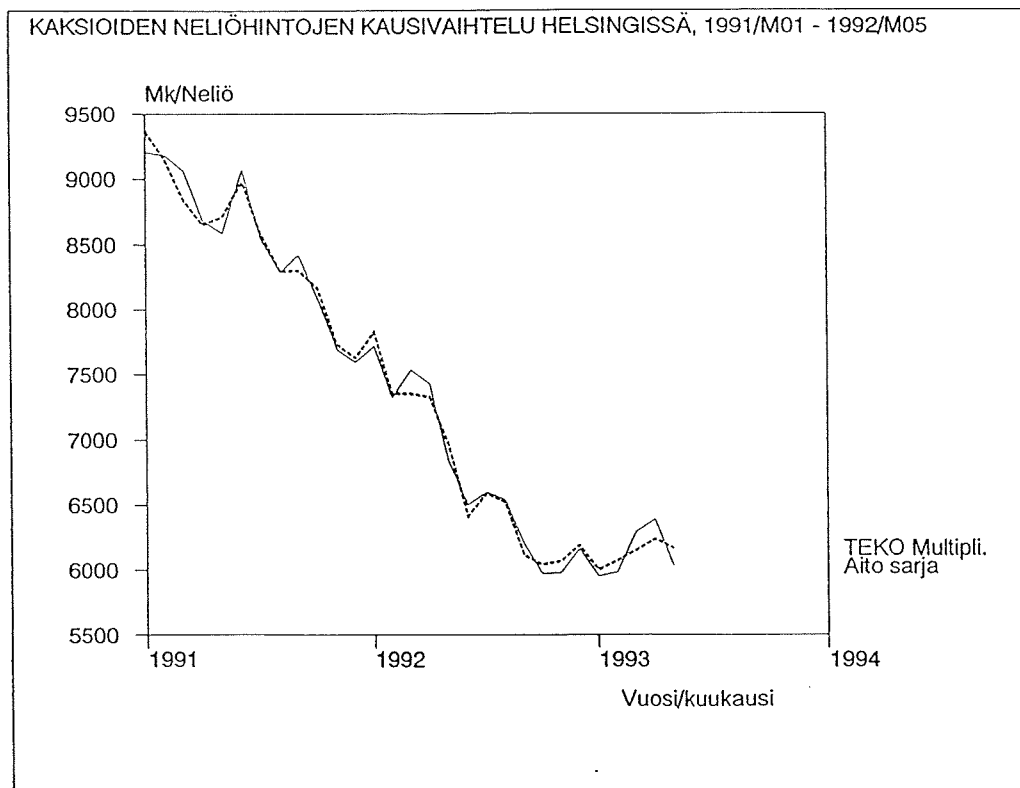
7. Tehdyn työn onnistumisen varmistamiseksi kannattaa aina **piirtää** (tai ainakin tulostaa) sarjan eri komponentit. Varmuuden vuoksi kannattaa piirtää trendi ja kausipuhdistettu sarja samaan kuvaan, samoin kausikomponentti ja virhetermi. Vaikka yksikäsitteistä kausipuhdistusta ei ole olemassa, eri kausipuhdistusmenetelmät saattavat tuottaa hyvinkin erilaisia tuloksia, kun sarjassa on ns. rakennemuutos (ts. taso- tai kulmakerroinmuutos, kausivaihtelun muutos tai muu muutos aikasarjaprosessissa).

8. **Kausipuhdistuksen ei-yksikäsitteisyyden** takia **yleisestä** aikasarjojen kausipuhdistuksesta **tulisi luopua** ja puhdistaa vain ne sarjat, joissa kansainvälinen järjestö edellyttää puhdistusta

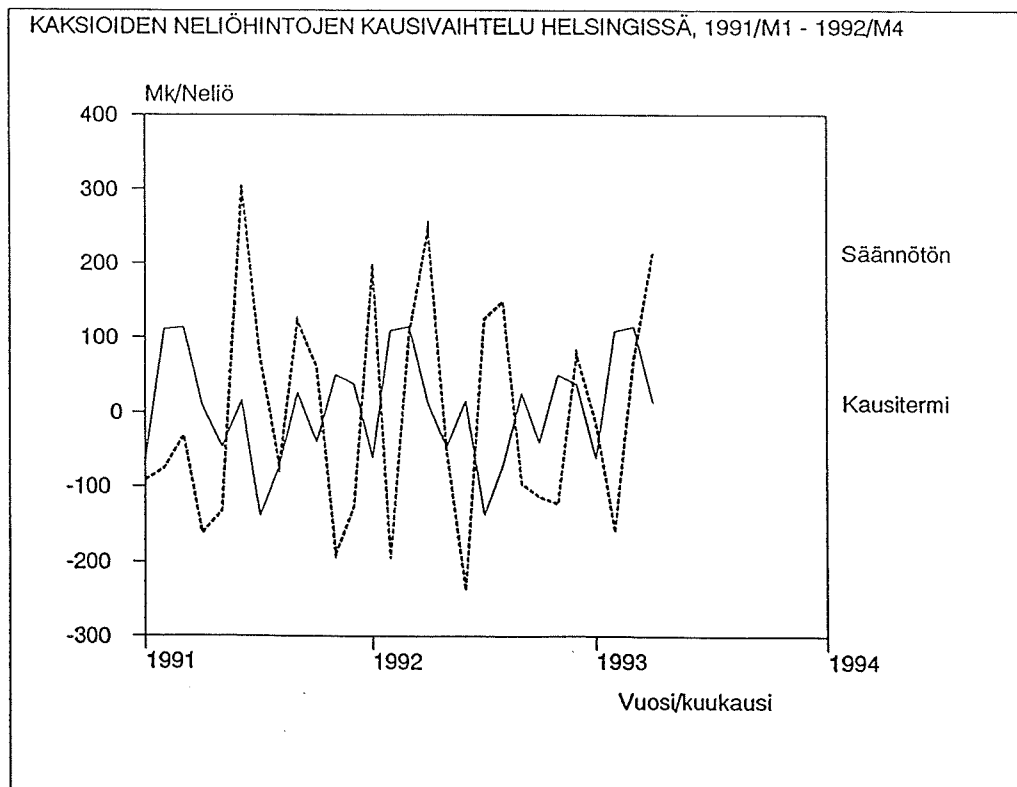
9. Tilastosihteerien ei voida yleisesti edellyttää siirtyvän Stampin käyttöön, ainakaan ennen kuin Stampin uuden version ohella saadaan käyttöön mikropohjainen tietokantajärjestelmä. **Aikarajoitus (datasiirrot) estää vielä toistaiseksi laajan siirtymisen Stampin käyttöön yleisenä standardina.**

## 7 Kuviot ja taulukot

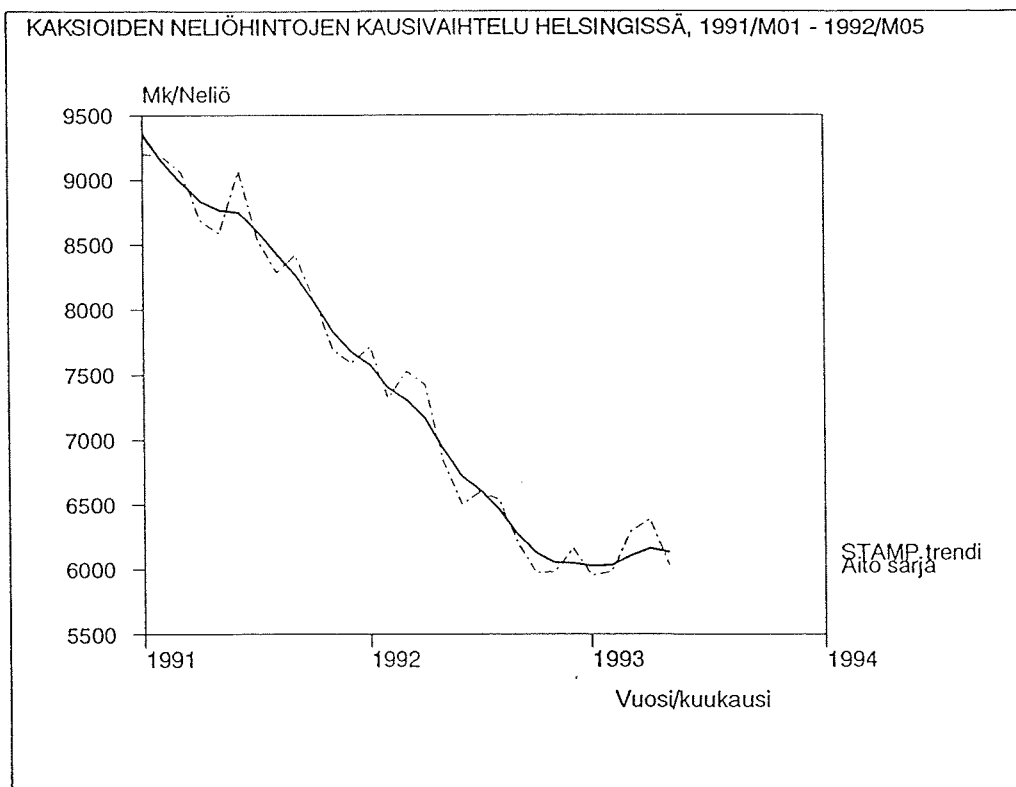
Kuvio 1a.



Kuvio 1b.



Kuvio 1c.

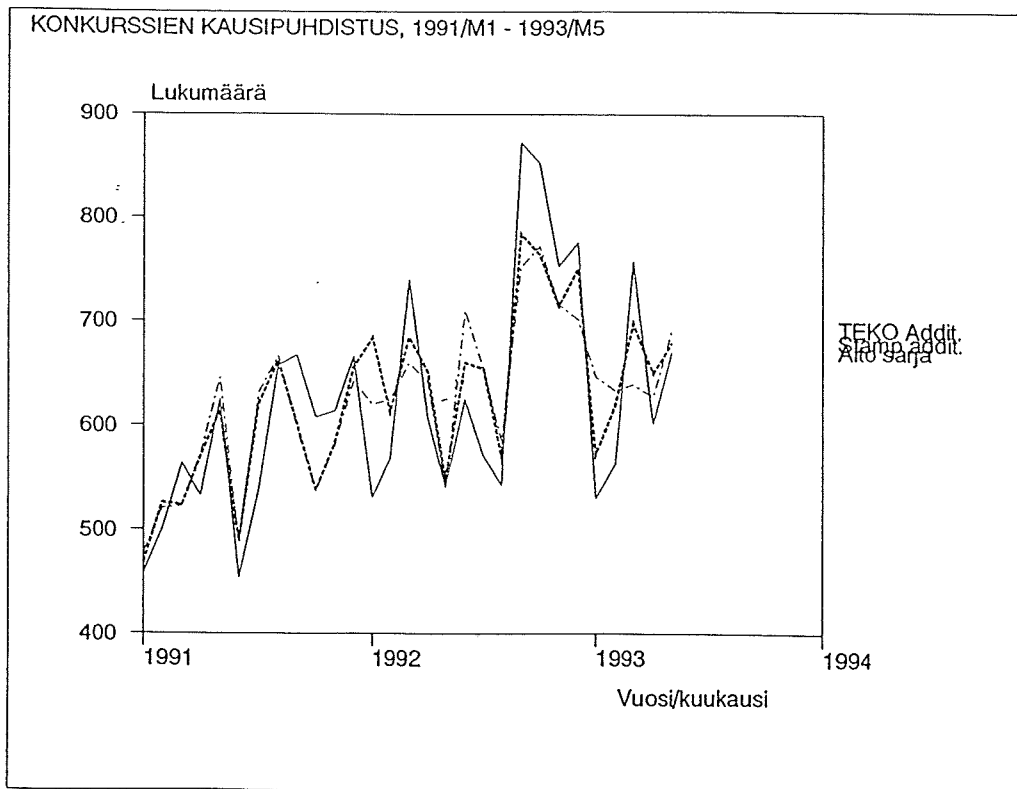


Velattomien vanhojen kaksioiden hintakehitys sisältää - ehkä yllätyksellisesti - säännöllistä kausivaihtelua, jossa kuukausivaihtelun pohja ajoittuu heinäkuulle, huiput taas helmi-maaliskuuhun. Kausipuhdistaminen ei silminnähden juurikaan tasoi ta aikasarjan kehitystä (Kuvio 1a), mikä johtuu säännöttömän vaihtelun kausivaihtelua suuremmasta voimakkuudesta (Kuvio 1b). Sen sijaan STAMPin estimoima trendi näyttää sarjan ennakoinnin kannalta jo merkittävästi selkeämmältä (Kuvio 1c).

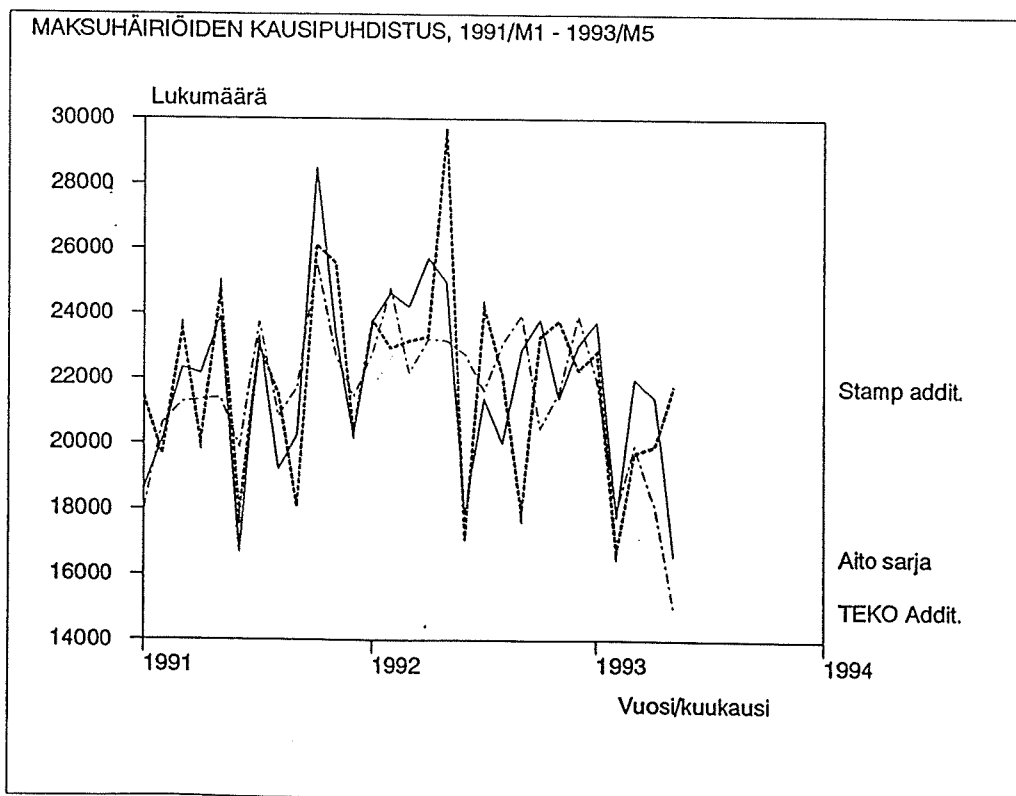
Kausivaihtelu hankaloittaa myös konkurssihakemusten ja maksuhäiriöiden ennakointia. Konkurssihakemusten kohdalla X-11:n (TEKO) ja STAMPin kausipuhdistukset poikkeavat toisistaan jonkin verran (KUVIO 2), sen sijaan maksuhäiriöiden kausipuhdistus tuottaa eri menetelmillä varsin erilaisen käsityksen sarjan kehityksestä (KUVIO 3). STAMP näyttää reagoivan herkästi mm. vuoden 1991 kevään ja syksyn maksuhäiriöhuippuihin ja "toistavan" niitä huhtikuun 1992 selvästi poikkeavan havainnon muodossa. STAMP antaa myös viimeisten havaintojen myötä aivan erisuuntaisen käsityksen sarjan tulevaisuudesta. Em. havainnot korostavat poikkeavien havaintojen erillisen käsittelyn tarpeellisuutta.



Kuvio 2.

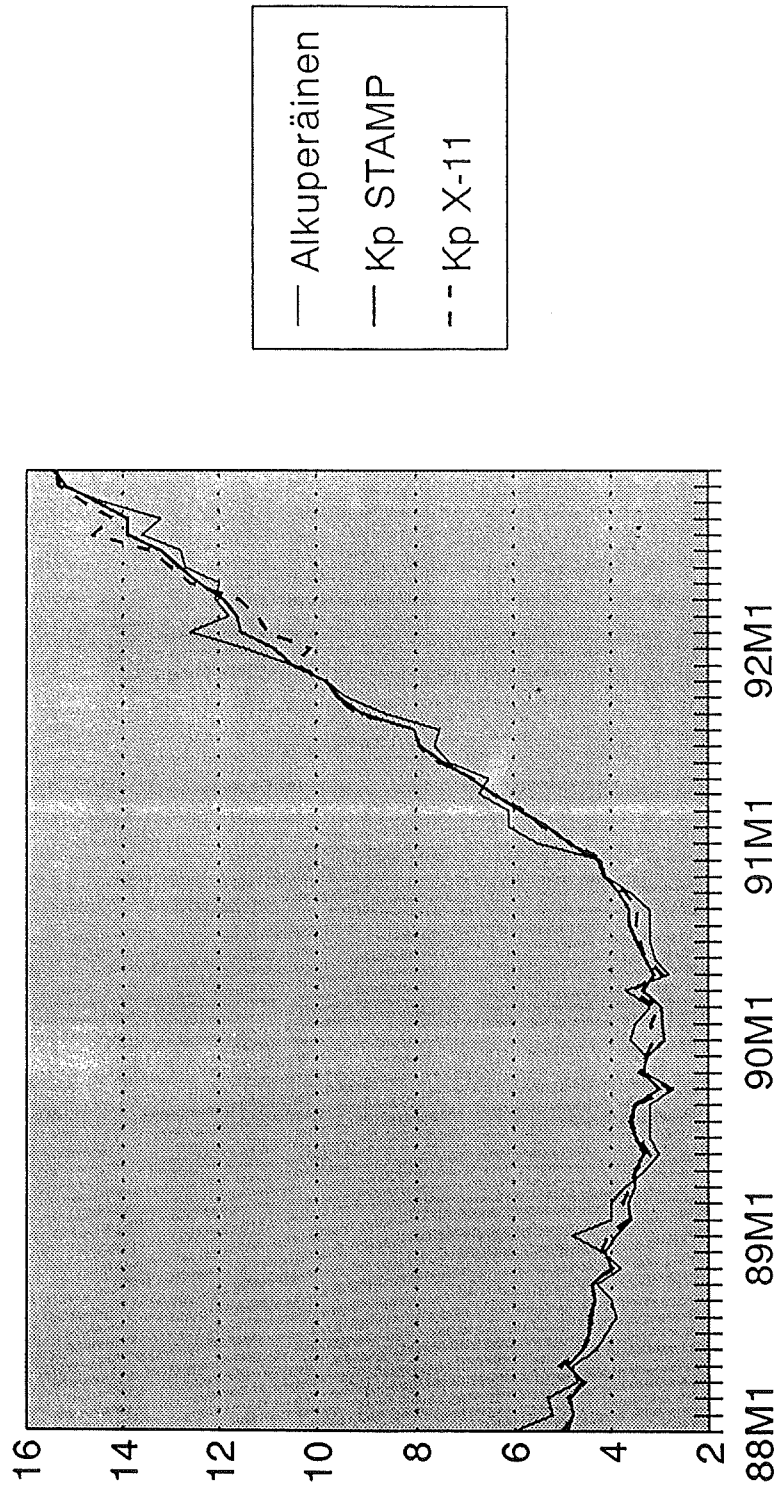


Kuvio 3.



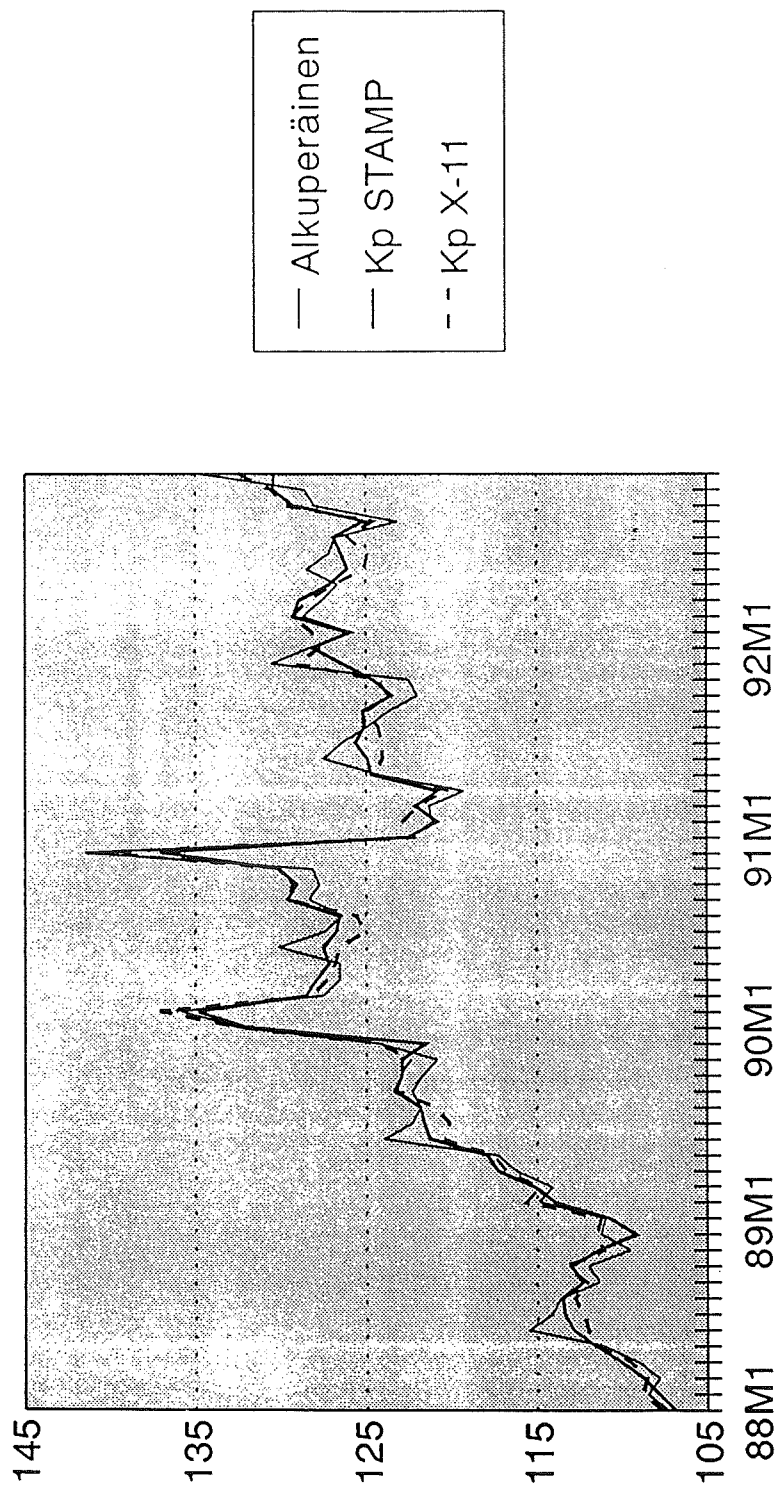
# Työttömyysaste (%)

kp STAMP versus X-11



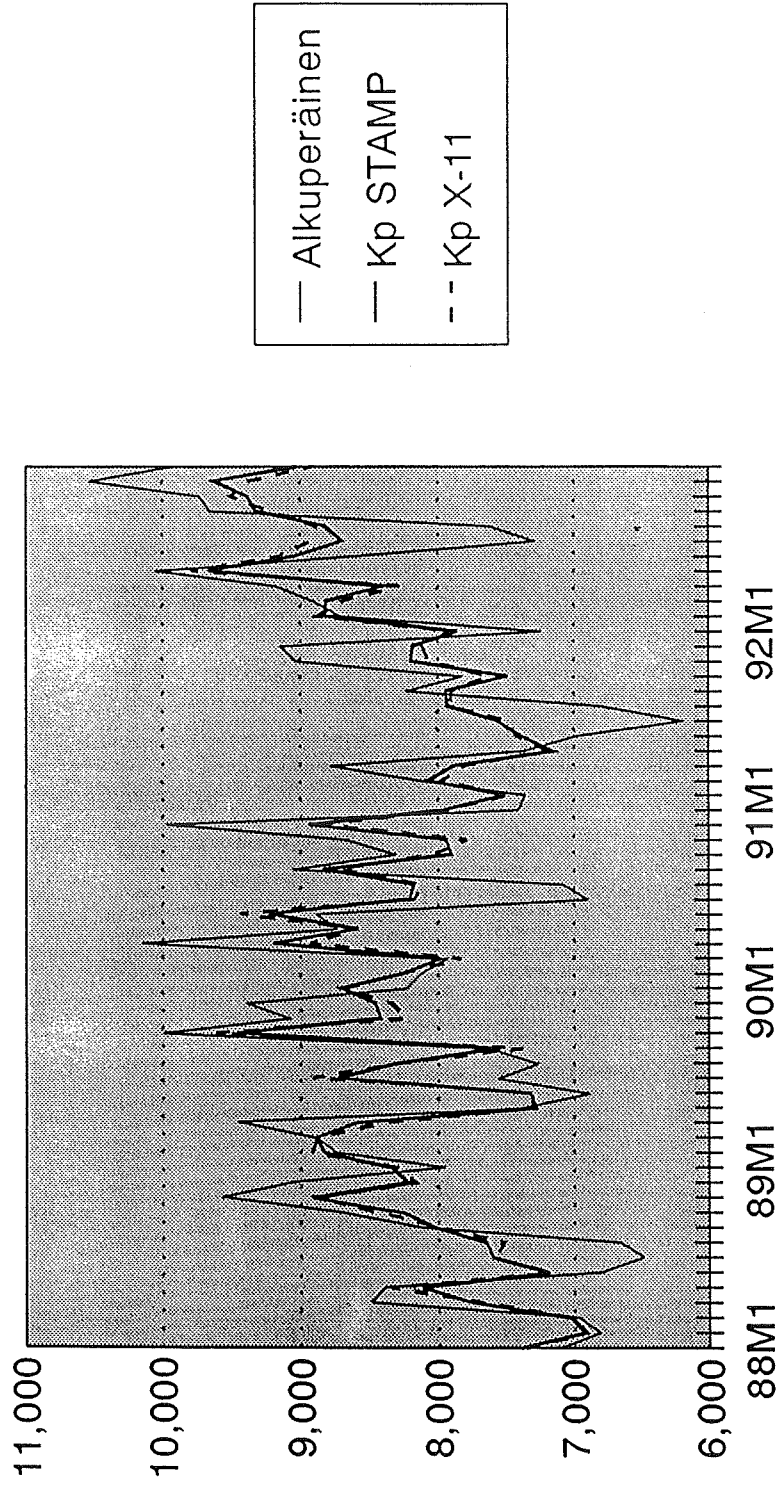
# M1 (Mrd mk)

kp STAMP versus X-11



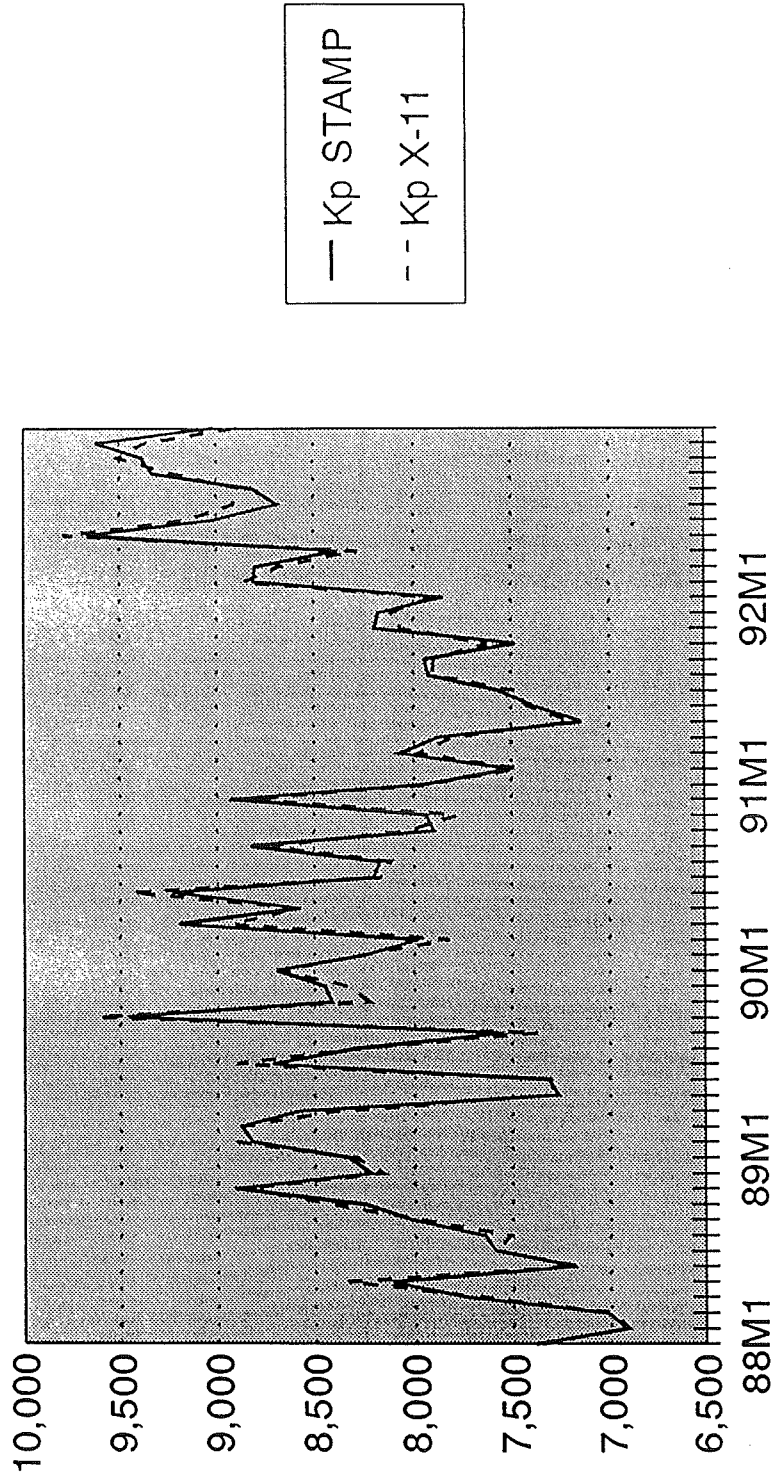
# Koko tavaravienti (Mmk)

kp STAMP versus X-11



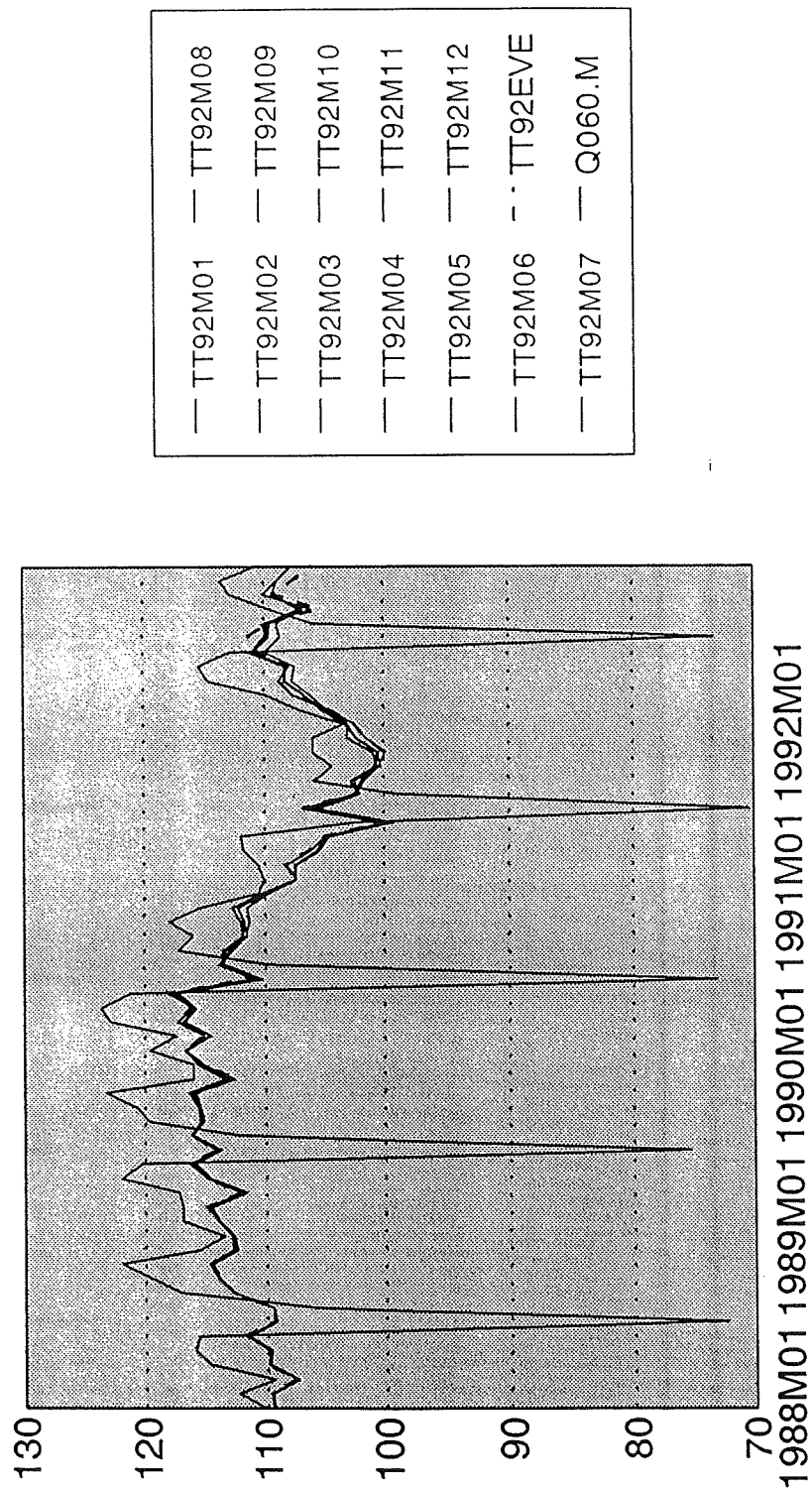
# Koko tavaravienti (Mmk)

kp STAMP versus X-11



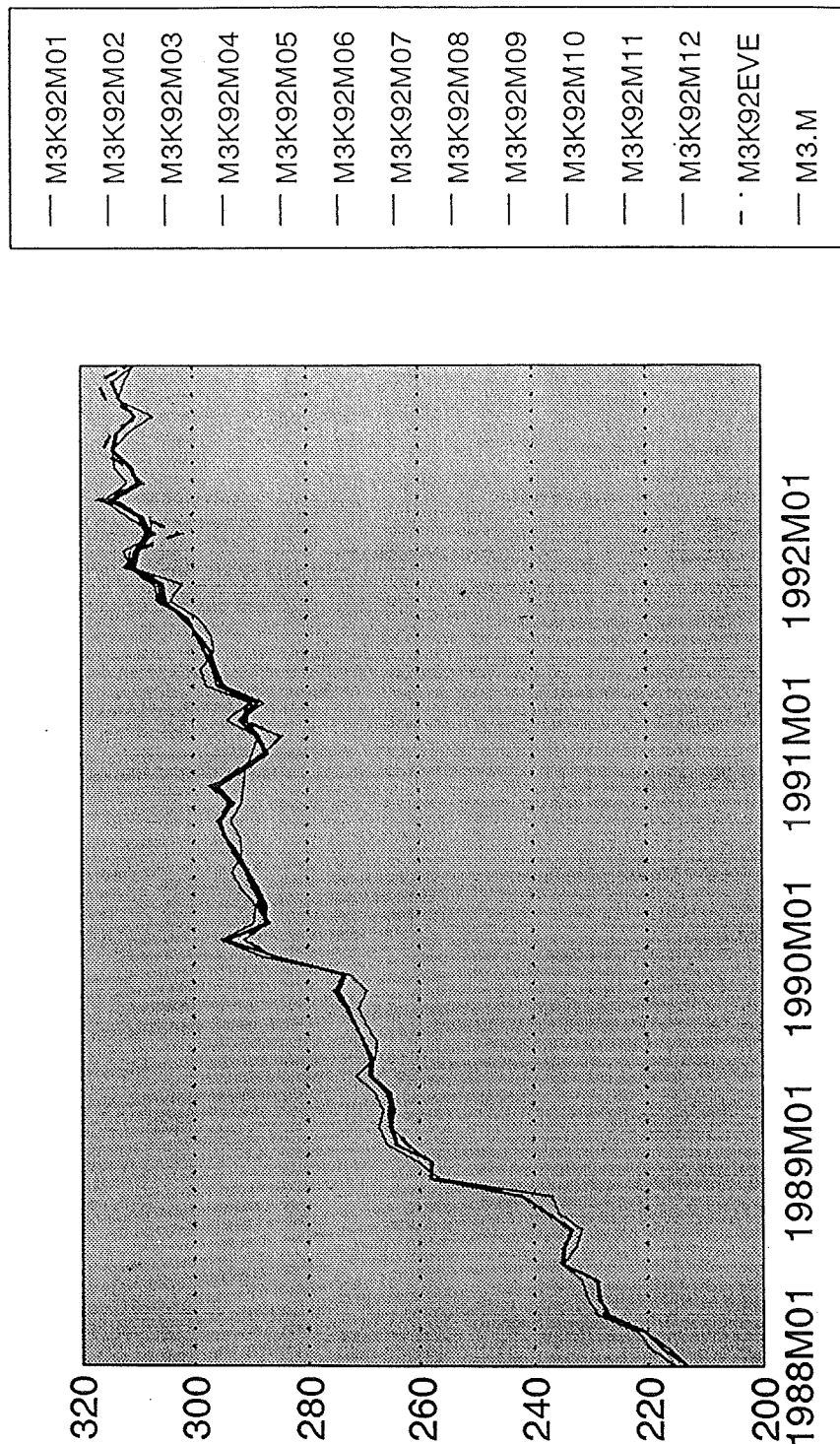
# Teollisuustuotannon volyyymi-indeksi (85=100)

työpäiväkorj., kp X-11 1954m01 - by JtM



# M3 (Mrd mk)

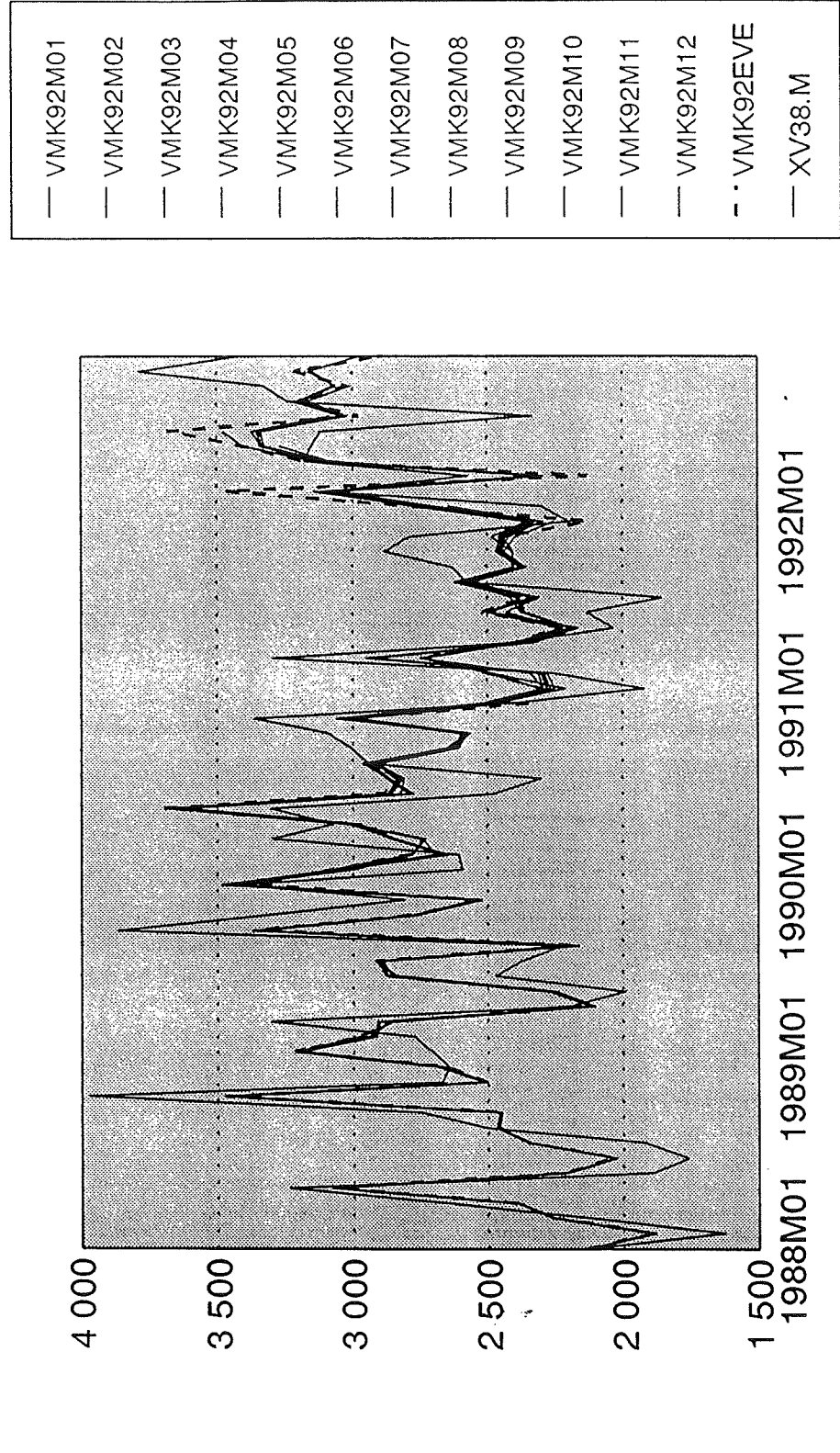
kp X-11 1983m01 - by JtM



Kuvio 9a.

# Vienti (Mmk) : metallituote- ja koneosallisuus

kp X-11 1973m01 - by JtM

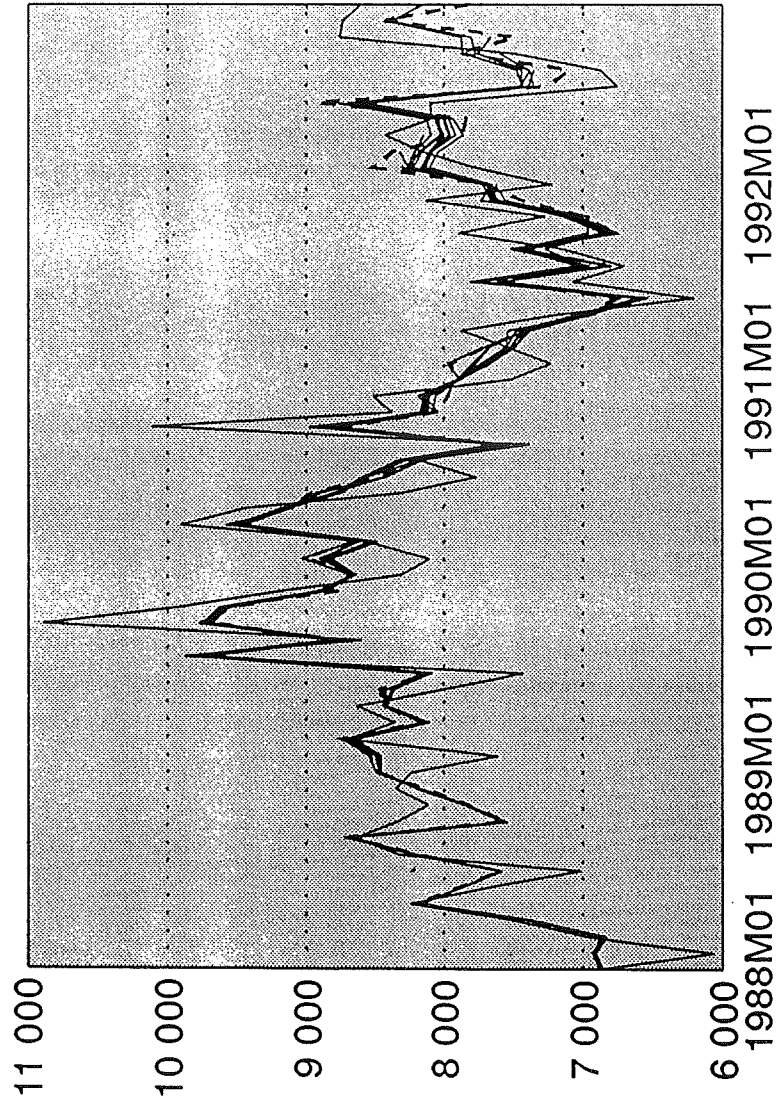






# Koko tavarantuonti (Mmk)

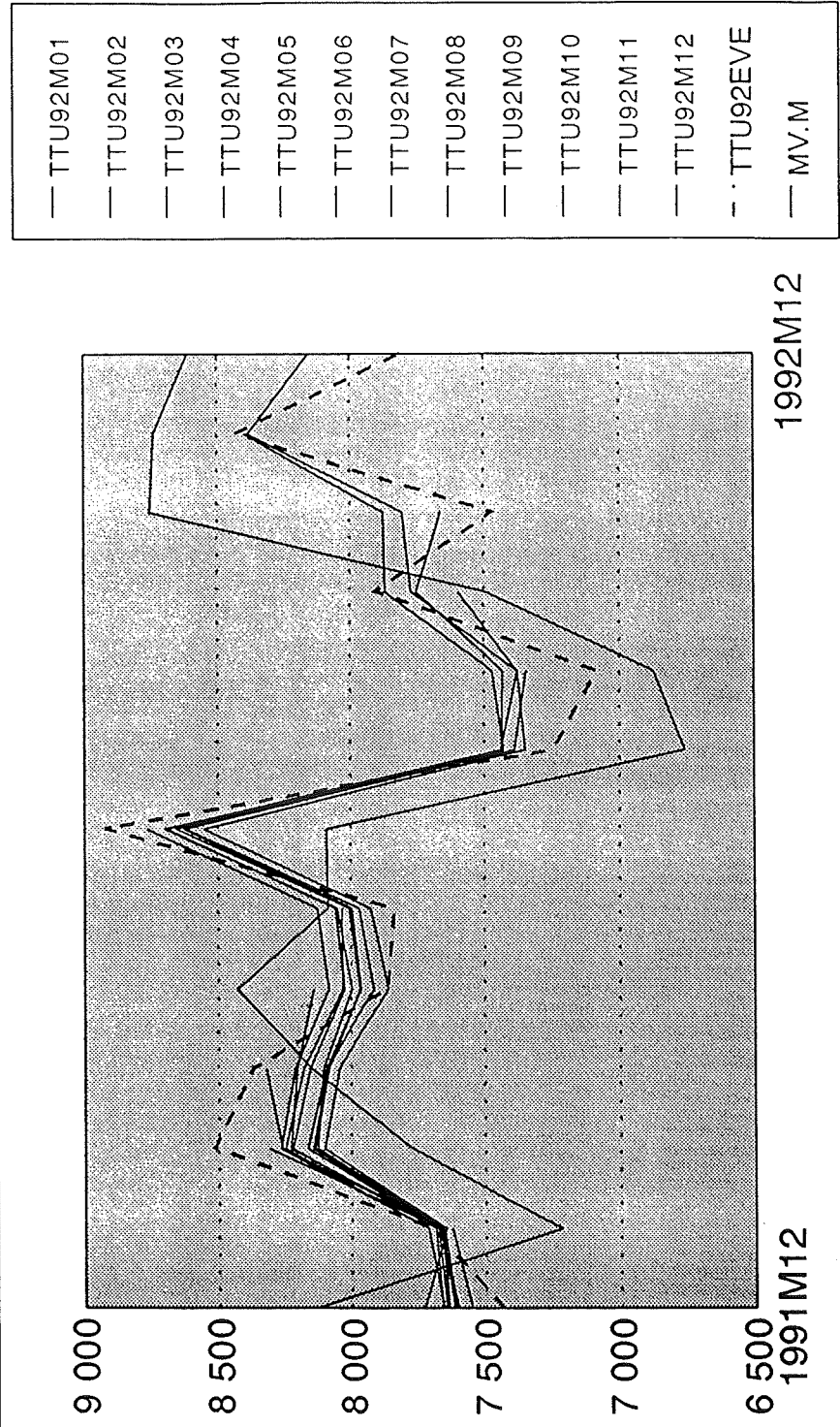
kp X-11 1944m01 - by JtM



—	TTU92M01
—	TTU92M02
—	TTU92M03
—	TTU92M04
—	TTU92M05
—	TTU92M06
—	TTU92M07
—	TTU92M08
—	TTU92M09
—	TTU92M10
—	TTU92M11
—	TTU92M12
- ·	TTU92EVE
—	MV.M

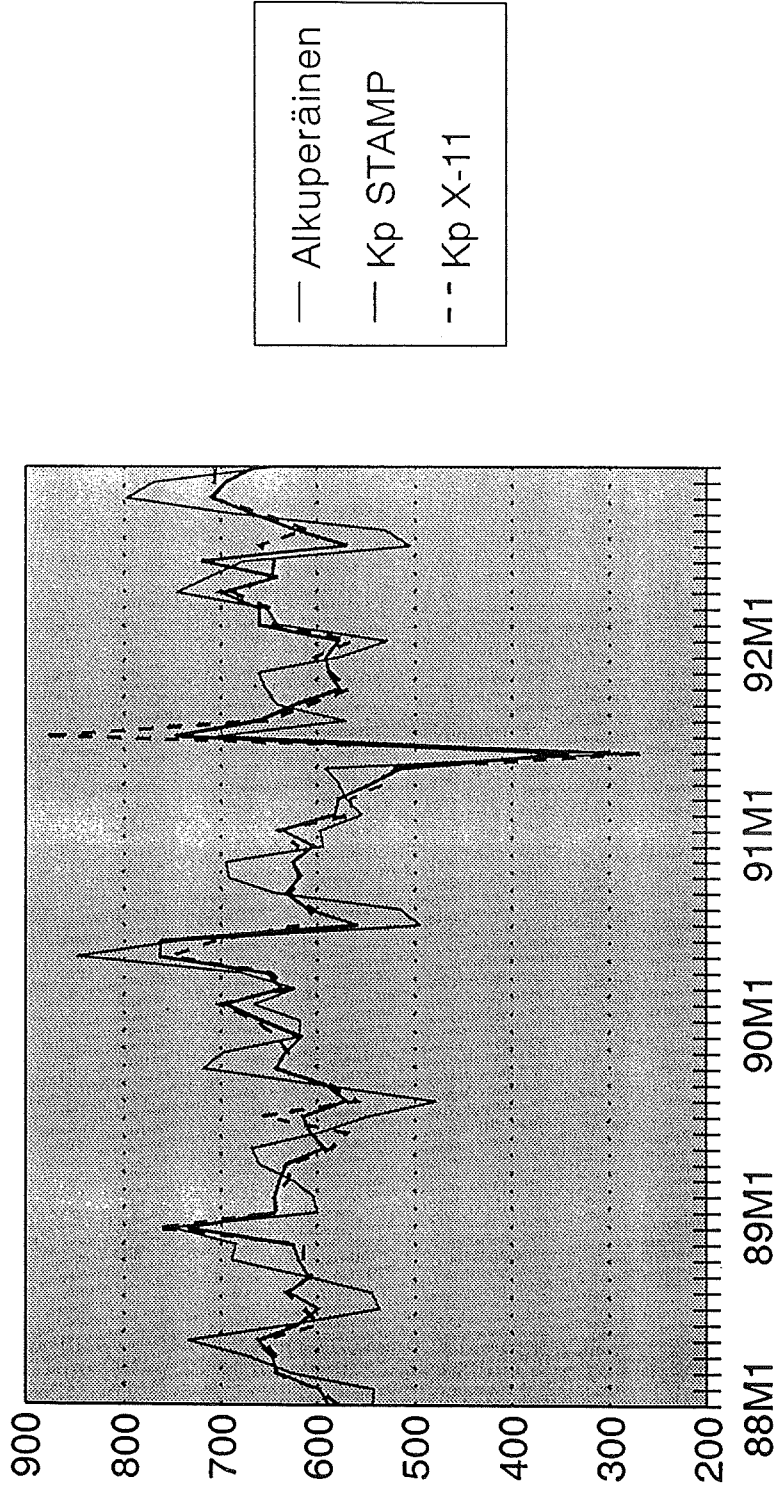
# Koko tavartuonti (Mmk)

kp X-11 1944m01- by JtM



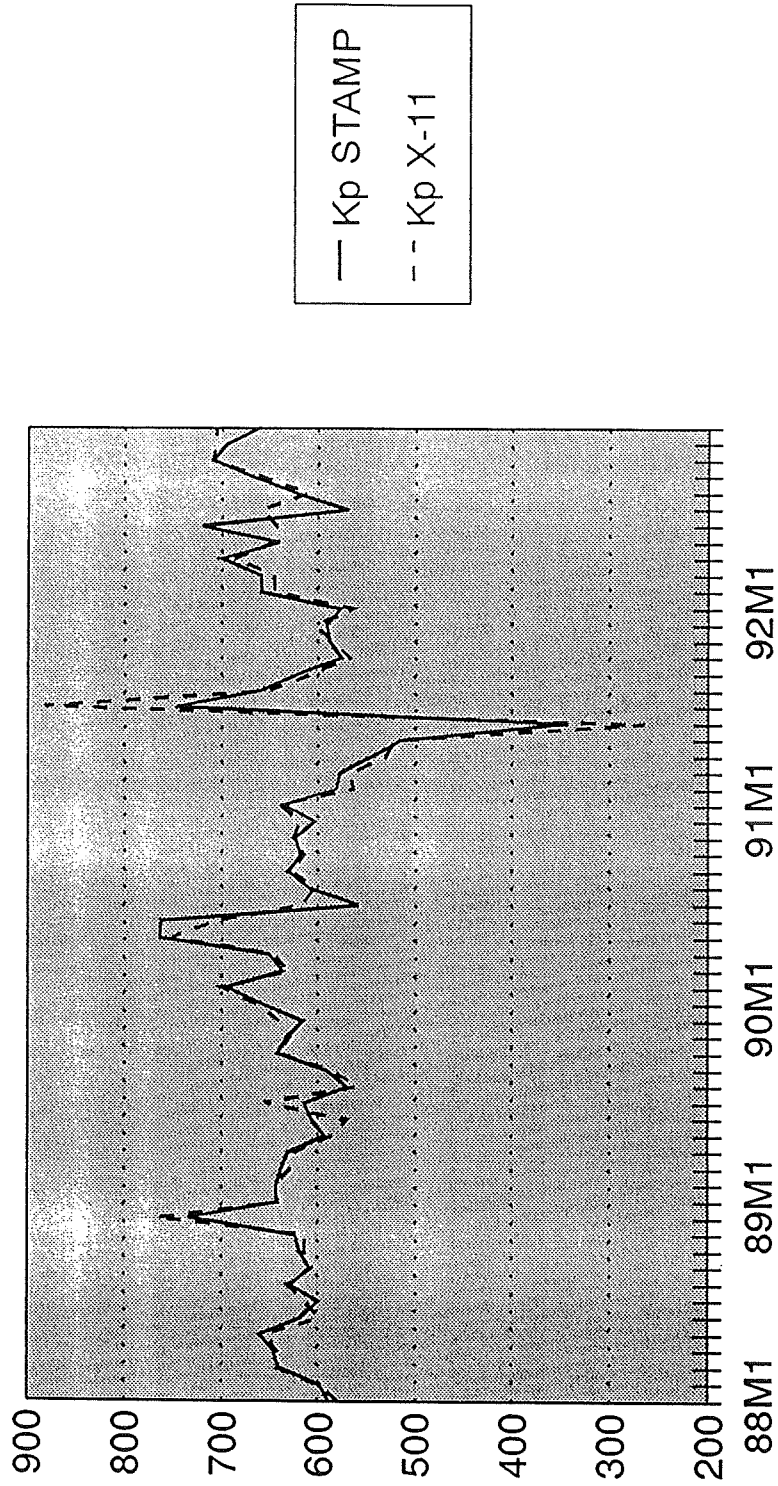
# Vienti (Mmk): puutavarateollisuus

kp STAMP versus X-11



# Vienti (Mmk): puutarateollisuus

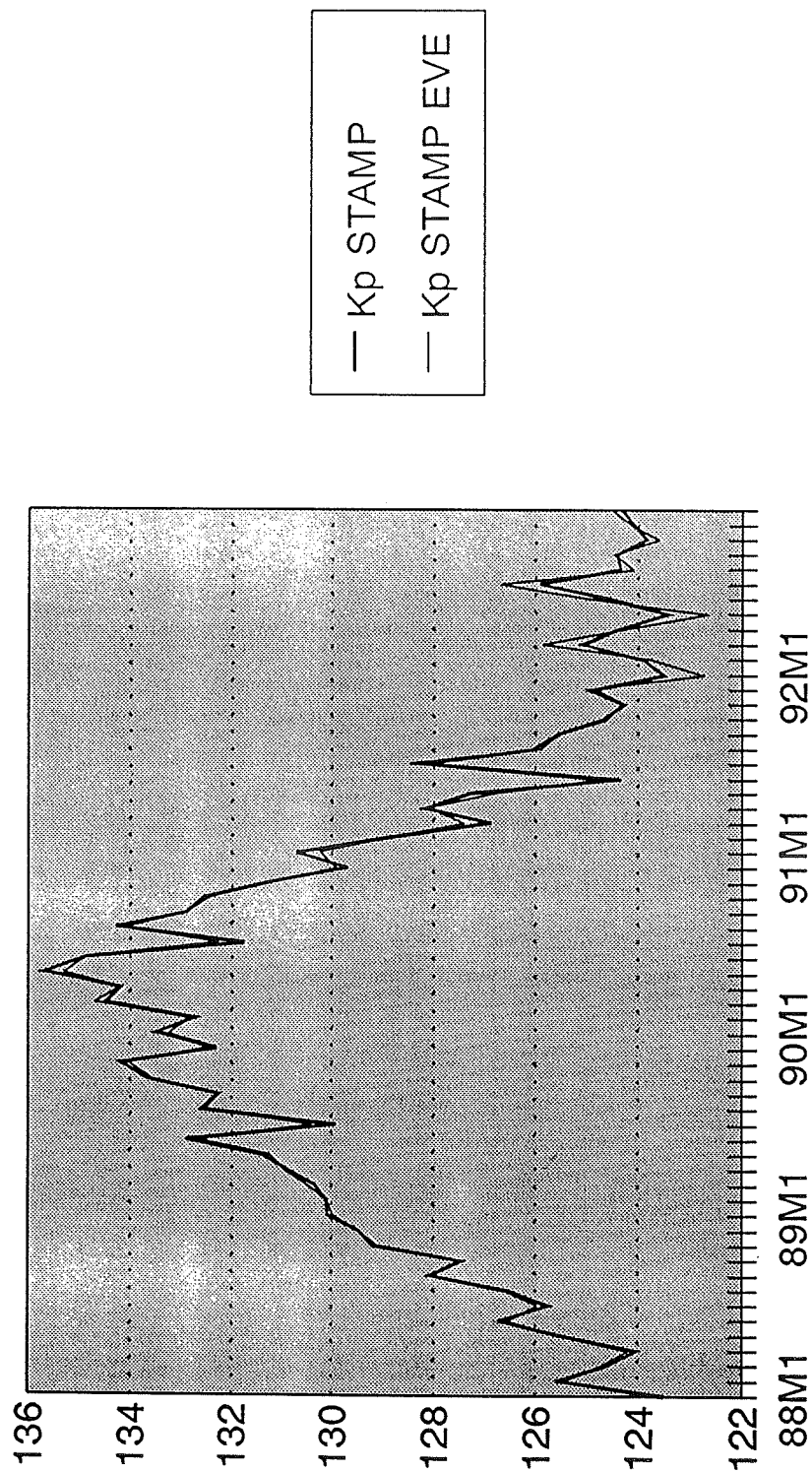
kp STAMP versus X-11



Kuvio 12a.

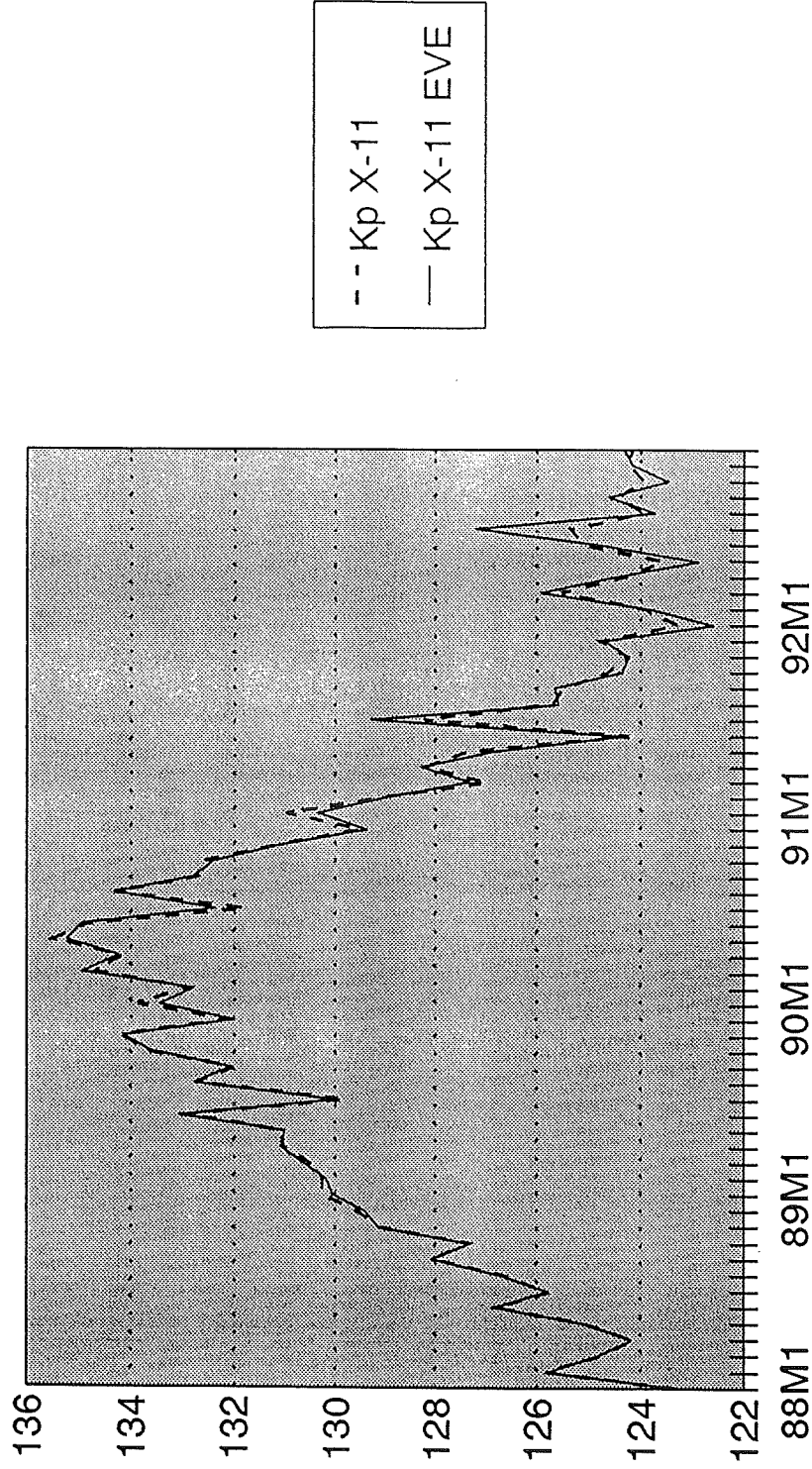
# Kokonaistuotannon volyyymi-indeksi (80=100)

kp STAMP - lopullinen ja edellisen vuoden ennuste



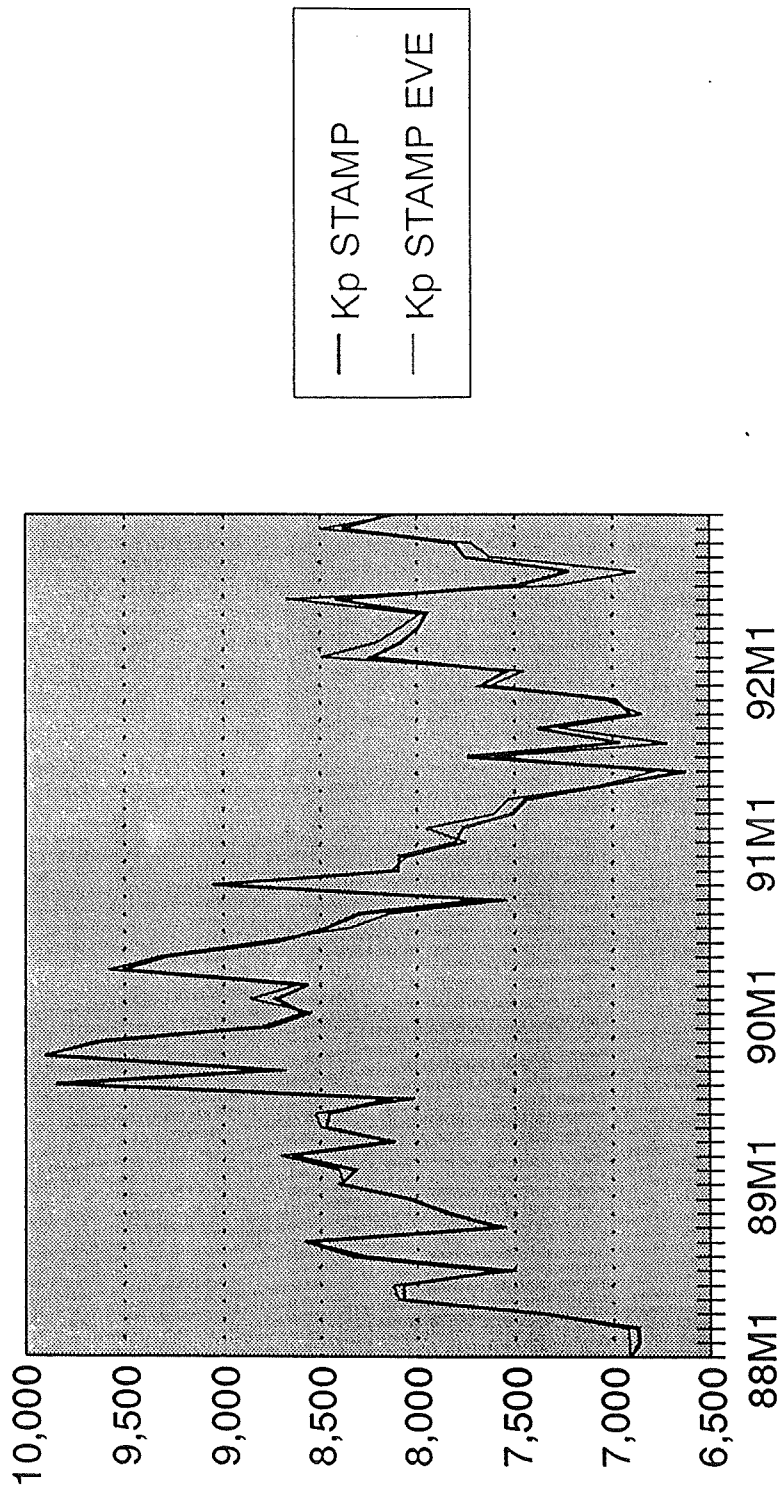
# Kokonaistuotannon volyyymi-indeksi (80=100)

kp X-11 - lopullinen ja edellisen vuoden ennuste



# Koko tavaratuonti (Mmk)

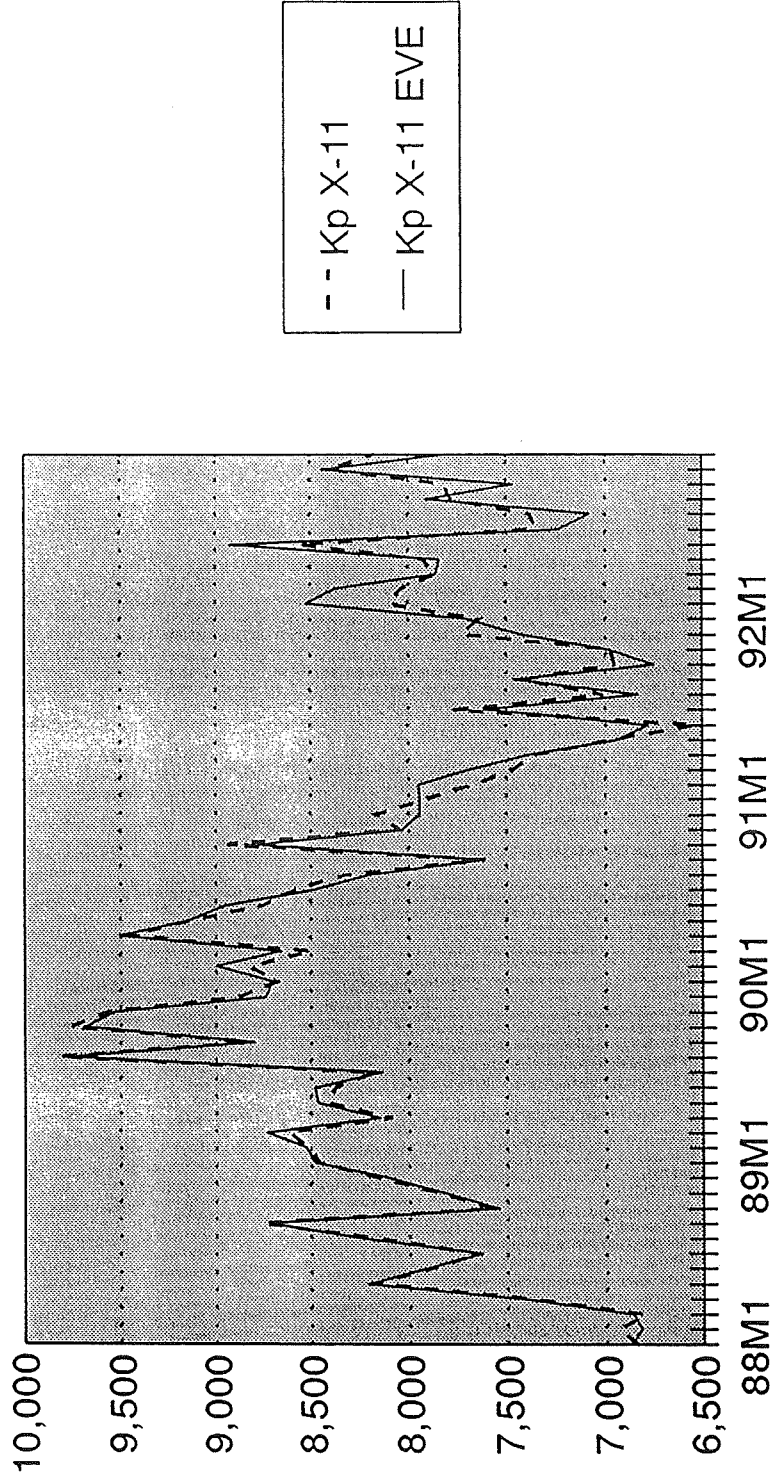
kp STAMP - lopullinen ja edellisen vuoden ennuste





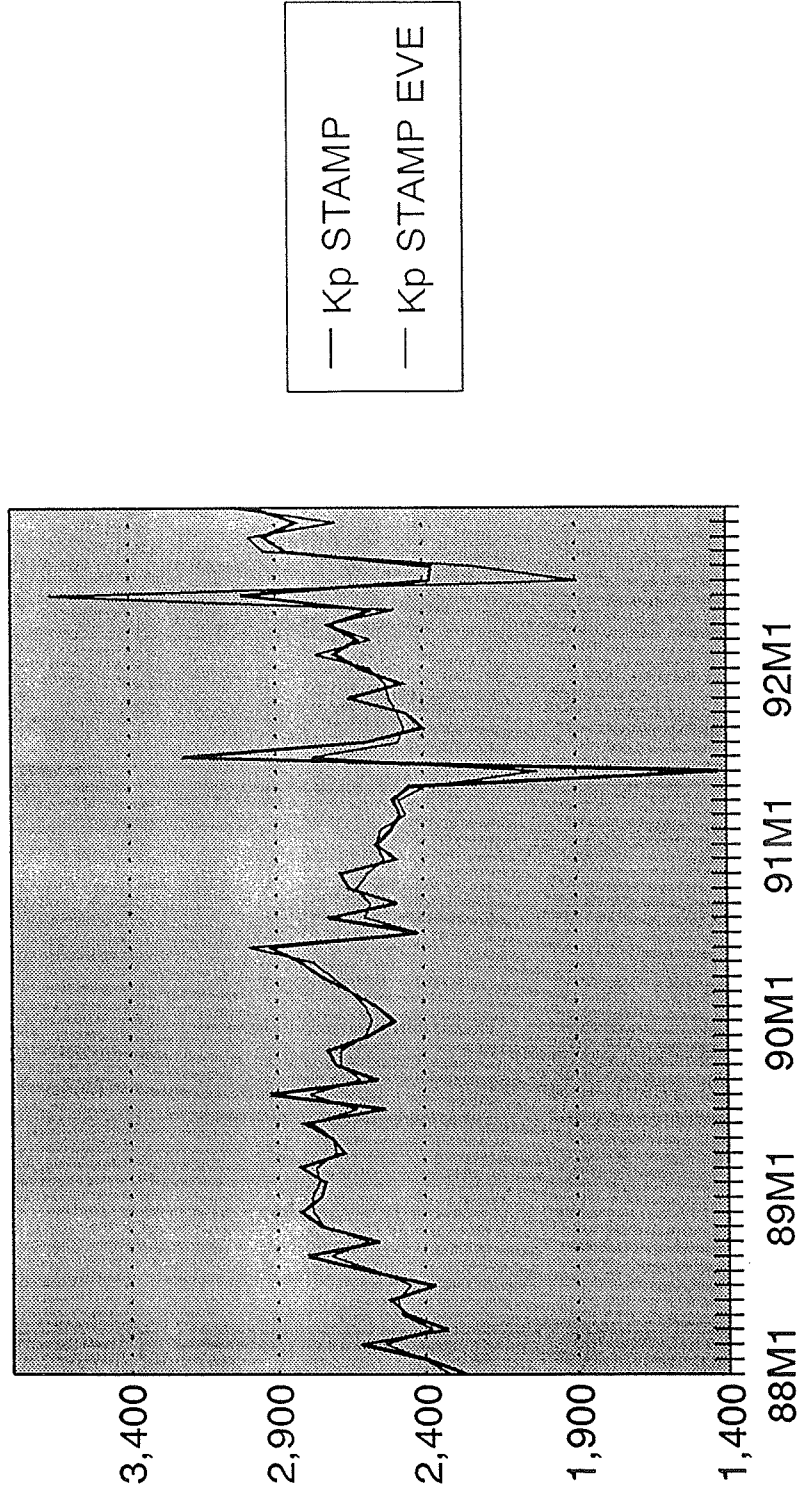
# Koko tavartuonti (Mmk)

kp X-11 - lopullinen ja edellisen vuoden ennuste



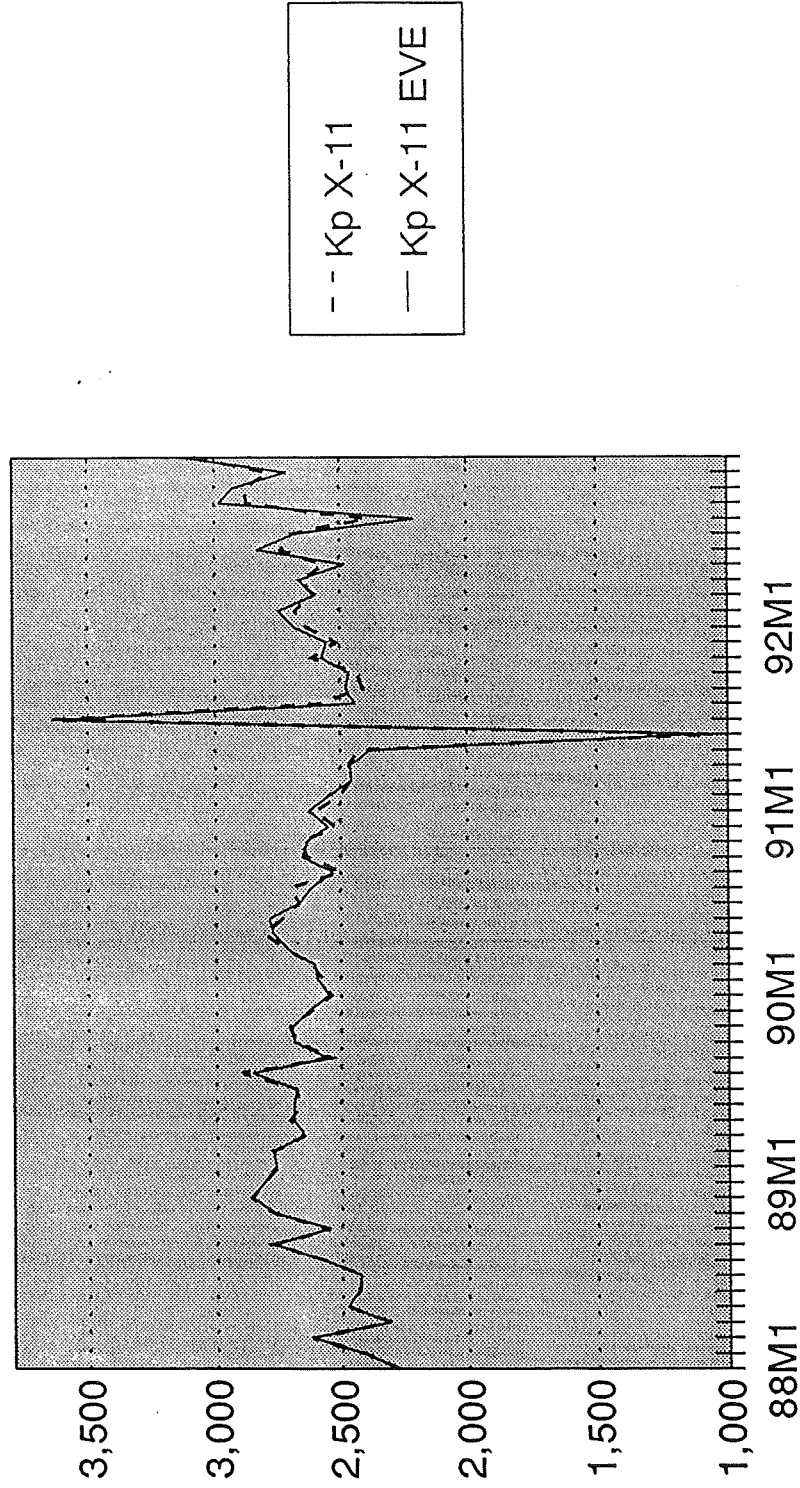
# Vienti (Mmk): paperi- ja graafinen teollisuus

kp STAMP - lopullinen ja edellisen vuoden ennuste



# Vienti (Mmk): paperi- ja graafinen teollisuus

kp X-11 - lopullinen ja edellisen vuoden ennuste



## TAULUKKO 1. Empiiristä vertailua varten kausipuhdistetut aikasarjat.

LYHENNE NIMI	Sarjan otsikko Puhdistuksen alku <sup>16</sup>	Puhdistustapa EKTAssa
KT GDPM.M	Kokonaistuotannon volyyymi-indeksi, 80=100 1970M01 (1970M01)	multiplikatiivinen malli
TT Q060.M	Teollisuustuotannon volyyymi-indeksi, 85=100 (TP) 1954M01 (1977M01)	multipl.
TYO L060.M	Työlliset yhteensä, 1000 h 1959M01 (1977M01)	multipl.
TST L040.M	Työttömyysaste, % : koko maa (Tilastokeskus) 1959M01 (1977M01)	multipl.
TVI XV.M	Koko tavaravienti, Mmk 1960M01 (1960M01)	LK, TP, multipl.
VMK XV38.M	Vienti, Mmk: metallituote- ja koneiteollisuus 1973M01 (1973M01)	multipl.
VPG XV34.M	Vienti, Mmk: paperi- ja graafinen teollisuus 1973M01 (1973M01)	multipl.
VPU XV33.M	Vienti, Mmk: puutavateollisuus 1973M01 (1973M01)	multipl.
TTU MV.M	Koko tavaratuonti, Mmk 1944M01 (1977M01)	multipl. <sup>17</sup>
TUR MV1.M	Tuonti, Mmk: raaka-aineet ja tuotantotarvikkeet 1973M01 (1973M01)	multipl.
TUI MV3.M	Tuonti, Mmk: investointitavarat 1973M01 (1973M01)	multipl.
M1K M1.M	Uusi M1, yleisön hallussa oleva raha + shekki ja käyttelytilit 1980M01 (1980M01)	additiivinen malli
M2K M2.M	Uusi M2, mk-talletukset + yleisön hallussa oleva raha 1980M01 (1980M01)	addit.
M3K M3.M	Uusi Money3, M2 + sijoitustodistukset 1983M01 (1983M01)	addit.
POL R3350.M	Pankkien markkaottolainaus yhteensä, Mmk 1977M01 (1977M01)	addit.
PAL R3260.M	Pankkien markka-antolainaus yleisölle (ml. SP) 1977M01 (1977M01)	addit.

TP = työpäiväkorjattu  
LK = lakkokorjattu

<sup>16</sup> Suluissa olevat kausipuhdistuksen alkujankohdat viittaavat STAMP vs. EKTÄ -vertailuihin (Käytössä ollut mikrotietokone "heitti STAMPin ulos" ilmeisesti muistiongelmien tms. takia joillakin pitkillä sarjoilla).

<sup>17</sup> Kausipuhdistettaessa EKTÄ antoi virheilmoituksen "SARJA LIIAN PITKÄ. VUOSITASOJA EI TÄSMÄTÄ". Vuositasojen täsmäämättä jättäminen ei kuitenkaan havaittavasti vaikuttanut kausipuhdistuksen tulokseen, joten sarja hyväksyttiin sellaisenaan vertailuaineistoon.

**TAULUKKO 2. Suurin ero sarjan kausipuhdistuksen eri päivitysten välillä.**

SARJAN LYHENNE	Suurin ero eri kk-päivitysten välillä	Suurin ero EVE-sarjan <sup>18</sup> ja kk- päivitysten välillä
KT	< 1 %	1 - 2 %
TT	< 2 %	2 - 3 %
TYO	< 1 %	1 - 2 %
TST	~ 4 %	~ 8 %
TVI	3 - 4 %	5 - 6 %
VMK	6 - 7 %	12 - 14 %
VPG	~ 6 %	8 - 9 %
VPU	~ 7 %	8 - 9 %
TTU	~ 4 %	5 - 6 %
TUR	5 - 6 %	7 - 8 %
TUI	~ 8 %	~ 15 %
M1K	~ 3 %	~ 4 %
M2K	< 1 %	< 1 %
M3K	< 2 %	~ 2 %
POL	< 1 %	< 1 %
PAL	<< 1 %	<< 1 %

<sup>18</sup> EVE = Edellisen täyden vuoden lopussa saatua kausivaihtelukomponentin ennustetta käyttävä kausipuhdistettu sarja (XXX92EVE).

## 8 Lähteet

- Bank of England (1992): Report of the Seasonal Adjustment Working Party, Occasional Paper no. 2, October 1992.
- Diebold F.X. (1992): Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter, Book Review, *Econometric Theory*, 8, 293-299.
- Ghysels, E. (1993): Seasonality and Econometric Models, Editor's introduction, *Journal of Econometrics*, 55, 1-8.
- Ghysels E. & Perron P. (1993): The Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for Unit Root, *Journal of Econometrics*, 55, 57-98.
- Granger, C.W.J. (1978): Seasonality: Causation, Interpretation, and Implications, teoksessa *Seasonal Analysis of Economic Time Series*, toimittanut A. Zellner, Washington D.C. U.S. Dept. of Commerce, Bureau of the Census, s.33-46.
- Harvey, A. C. (1981): *Time Series Models*, Philip Allan, Deddington, Oxford.
- Harvey, A. C. (1989): *Forecasting Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.
- Hylleberg S., Jörgensen C. & Sørensen N. (1993): Seasonality in Macroeconomic time Series, *Empirical Economics* 18, 321-335
- Jenkins G.M. & Watts D.G. (1968): *Spectral Analysis and its Applications*, Holden-Day, San Francisco.
- Kukkonen, P. (1968): *Analysis of Seasonal and Other Short-Term Variations with Applications to Finnish Economic Time Series*, Sanomaprint, Helsinki
- Paxson C.H. (1993): Consumption and Income Seasonality in Thailand, *Journal of Political Economy*, 101, s. 39-72.
- Peisa P. ja Takala K. (1992): Selviämmekö lamasta ehjin nahoin? Bruttokansantuotteen rakennemallien estimointituloksia, Suomen Pankki, Kansantalouden osaston keskustelualoitteita 15/92.
- Pere, P. (1988): Kausipuhdistusmenetelmän ja -ohjelmiston hankinnasta taloudelliselle tutkimusosastolle, Kansallis-Osake-Pankki, Taloudellinen tutkimusosasto, julkaisematon käsikirjoitus 31.8.1988.
- Sargent T. (1979): *Macroeconomic Theory*, Academic Press.
- Sims, C.A. (1993): Rational Expectations Modeling with Seasonally Adjusted Data, *Journal of Econometrics*, 55, 9-19.
- STAMP (1988): *Econometric Modelling Package for Structural Time Series Models*.

## Liukuvan keskiarvon menetelmät

Liukuvan keskiarvon kausivaihtelumenetelmissä kausitasoitus saadaan aikaan erottelemalla sarjan komponentit eripituisilla lineaarisilla liukuvilla keskiarvoilla. Liukuvat keskiarvot ovat keskistettyjä siten, että lineaarisen suodattimen keskimmäiset termit saavat suuremman painon.

Lineaarinen suodatin voidaan esittää lausekkeena seuraavasti

$$x_t = \sum_{j=-r}^s a_j y_{t-j},$$

jossa  $y$  on kausipuhdistettava muuttuja ja  $a_j$  :t painoja. Suodatin on symmetrinen, jos  $s = r$  ja  $a_j = a_{-j}$ , kaikilla  $j = 1, \dots, s$ . Muulloin suodatin on epäsymmetrinen. Lineaarista suodatinta kutsutaan liukuvaksi keskiarvoksi, jos  $\sum a_j = 1$ .

Liukuvan keskiarvon suodattimia (kuten X-11) pidetään yleensä lineaarisina, vaikka ne eivät tarkkaan ottaen ole sellaisia. Ensinnäkin outliereiden tapauksessa käytetään painotusta. Toiseksi sarjan päissä käytetään erikoissuodattimia (Ghysels & Perron, 1993, s. 59). Perusmuodossa liukuvan keskiarvon suodattimet ovat lineaarisia.

Liukuvan keskiarvon kausipuhdistus on ongelmallista silloin, kun sarjaa generoivan prosessin luonne muuttuu ts. rakennemuutosten yhteydessä. Teoreettisesti tämä johtuu siitä, että liukuvan keskiarvon suodattimet pystyvät approksimoimaan ainoastaan lineaarisia trendejä. Viiveikkunoiden kolmiomainen muoto takaa kausikomponentin ortogonaalisuuden trendiosaan. Stokastiset lokaaliset trendit päivittyvät liukuvan keskiarvon malleihin sitä hitaammin, mitä laajempi viiveikkuna suodatimessa on. Sellaisten prosessien kausitasoitukseen MA-suodattimet eivät sovellu lainkaan, joiden kehitys on puhtaasti lokaalista.

Tätä puutetta on joskus yritetty korjailta yhdistelemällä sarjan viimeisten havaintojen ekstrapoloinnin tarpeisiin ARIMA -malleja. X-11 ja ARIMA -mallien sekoitukset tarjoavat parannuskeinon sarjan hännän luotettavampaan kausipuhdistukseen parantamalla puhdistuksen konvergoitinopeutta.

X-11 muodostuu tulkinallisesti eripituisten liukuvan keskiarvon prosessien summana. On kuitenkin korostettava sitä, että menetelmän taustalla ei varsinaisesti ole täsmällistä tilastollista teoriaa, vaan kysymys on filteröinnistä tavalla, joka näyttää tuottavan halutunkaltaisia tuloksia. Tulosten mukaan suodatus poistaa kausitaajuuudet sarjasta ja pienentää myös vierekkäisten taajuuksien voimaa merkittävästi (Harvey, 1981 s. 70). Ylisuodatus on useimmiten ongelmana, kun sarjan kausivaihtelun kuvaamiseen tarvitaan vähemmän kuin kuusi taajuutta.

Useissa maissa käytössä olevat X-11 -tapaiset kausipuhdistusjärjestelmät sisältävät mahdollisuuden toteuttaa automaattinen outliereiden käsittely, juhlapyhä- ja työpäiväkorjaukset. Suomen Pankin Teko-ohjelmassa on sisäänrakennettuna poikkeavien havaintojen käsittely tietyn kaavan mukaan, mutta sarja on muokattava jo ennakolta esim. työpäiväkorjausten osalta, ennenkuin siihen sovelletaan kausipuhdistusta. Sama koskee sarjan logaritmoitua ts. valintaa multiplikaatiivisen ja additiivisen mallin välillä.

## Aikasarjojen rakennemallit

Rakennemallit ovat satunnaiskulkumallien yleistyksiä, jotka tarjoavat ARMA -malleja joustavamman ympäristön parametrien ajassa tapahtuvan vaihtelun huomioon ottamiseksi sekä prosessin luonteen identifioimiseksi. Satunnaiskulkumallien erona ARIMA-malleihin verrattuna on siis se, että trendi eli aikasarjan yksikköjuurikomponentti mallitetaan yhdessä sarjan stationaarisen osan kanssa eikä aikasarjan erillistä differensointia tarvita. Stationaarinen osa voi koostua suhdanne- ja kausivaihtelusta sekä säännöttömästä virhetermistä.

Rakennemalleissa aikasarjalla ajatellaan olevan havaitsematon sisäinen rakenne, johon havaittu realisaatio pyritään jälkikäteen hajoittamaan. 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.<sup>19</sup>

Aikasarjojen rakenteellisissa malleissa havaittu aikasarja hajoitetaan havaitsemattomiin komponentteihin, kuten trendi, kausivaihtelu ja säännötön vaihtelu. Näiden komponenttien erottelu tarjoaa paremmat mahdollisuudet sarjan tulevan käyttäytymisen ekstrapolointiin ja siten ennustamiseen. Satunnaiskulkumallien yleistyksinä rakennemallit pystyvät käsittelemään joustavasti sekä deterministisiä että stokastisia trendejä. **Stokastiset trendit** voivat näissä malleissa olla joko **globaaleja tai lokaalisia**. STAMP sallii kaikkien komponenttien muuttumisen ajassa, jolloin mm. kausivaihtelun muuttumisesta saadaan selkeämpi kuva.

Tilamuuttujien käyttö mahdollistaa trendi- ja kausikomponenttien tavallisia regressiomalleja joustavamman käsittelyn. Kalmanin suotimen tasoitusalgoritmien avulla systeemin tila ja komponentit voidaan selvittää minä tahansa ajankohtana. Ennusteet tehdään ekstrapoloimalla otosperiodilta estimoituja systemaattisia komponentteja otosperiodin loppuhetkestä eteenpäin.

Rakenteellisten mallien havainnollistamiseksi tarkastellaan lyhyesti lokaalisen trendin malliperhettä. Havaitun aikasarjan  $y_t$  oletetaan koostuvan seuraavista komponenteista

$$y_t = \mu_t + S_t + \epsilon_t$$

eli trendistä ( $\mu$ ), kausitermistä ( $S$ ) ja säännöttömästä satunnaistermistä ( $\epsilon$ ). Trendi voidaan hajottaa vielä erikseen taso- ja kulmakerroin komponentteihin. Trendillä tarkoitetaan sarjan pitkän aikavälin kehitystä, jota voidaan ennustaa. Trendi muodostaa sarjan ei-stationaarisen osan.

Yksinkertaisin esimerkki rakenteellisesta mallista on deterministisen trendin ja kausikomponentin sisältävä spesifikaatio

$$y_t = \alpha + \beta t + \sum_{j=1}^s \gamma_j S_{jt} + \epsilon_t \quad (t = 1, \dots, T)$$

jossa  $\alpha$  ja  $\beta$  ovat trendiparametreja. Kausiperiodien lukumäärän ilmaisee indeksi  $s$ .

Kausivaihtelulla tarkoitetaan ennakoitavissa olevaa toistuvaa vuoden sisäistä syklistä vaihtelua, joka nollautuu yli vuoden aggregoitaessa. Kausivaihtelu voidaan estimoida joko determinististen kausidummyjen avulla tai joustavammin stokastisesti, joka sallii kausivaihtelun muuttumisen vapaasti.

Jos kausivaihtelu mallitetaan deterministisesti trigonometristen kausifrekvenssien avulla, on hetkeen  $t$  liittyvä kausikomponentti muotoa (Harvey, 1989 s. 42, Diebold, 1992).

$$\gamma_t = \sum_{j=1}^{s/2} \gamma_{jt} = \sum_{j=1}^{s/2} (\gamma_j \cos \lambda_j t + \gamma_j^* \sin \lambda_j t),$$

jossa

$$\lambda_j = 2\pi j/s, \quad j = 1, \dots, s/2.$$

Vastaava stokastinen versio trigonometrisestä kausivaihteluterminä on seuraavan kaltainen.

$$\begin{pmatrix} S_{jt} \\ S_{jt}^* \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \cos \lambda_j & \sin \lambda_j \\ -\sin \lambda_j & \cos \lambda_j \end{pmatrix} \begin{pmatrix} S_{j,t-1} \\ S_{j,t-1}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \omega_{jt} \\ \omega_{jt}^* \end{pmatrix}$$

Malliin liittyy myös stokastinen säännötöntä vaihtelua edustava virhetermi ( $\epsilon$ ). Kun residuaalit  $\epsilon_t$  ovat normaalisesti jakautuneita valkoisen kohinan termejä ts.  $\epsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$  parametrien ML -estimointi on mahdollista OLS -estimoinnin avulla.

Rakenteellisten mallien kielellä deterministisen trendin malli on kirjoitettavissa muotoon

$$y_t = \mu_t + \epsilon_t = \alpha + \beta t + \epsilon_t, \quad \epsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$$

Globaalin trendin malli on kuitenkin vain erikoistapaus joustavasta lokaalisen stokastisen trendin malliperheestä.

<sup>19</sup> Aikasarjojen rakennemalleilla ei ole mitään tekemistä ekonometriassa muualla käytettyjen rakennemallien kanssa. Tarkastellut rakennemallit eivät ole ekonometristen mallien rakennemuotoja tms. Harvey nimitti 1980-luvun alkupuolella tätä malliluokkaa additiivisten mallien perheeksi.



## Lokaalisen trendin malli

Lokaalinen trendi on esitettävissä muodossa

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t \quad (t = 1, \dots, T)$$

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

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

missä

$$\eta_t \sim NID(0, \sigma_\eta^2), \quad \zeta_t \sim NID(0, \sigma_\zeta^2).$$

Virhetermit oletetaan samanaikaisesti korreloittomiksi valkoisen kohinan termeiksi. Trendikasvuvauhdin epävakauden ilmaisee varianssitermi  $\sigma_\zeta^2$ .

Trendiin voi liittyä tasoon ( $\mu$ ) ja/tai kulmakertoimeen ( $\beta$ ) kohdistuvia shokkeja. Lokaalinen trendi on lineaarisen deterministisen trendin  $\mu_t = \alpha + \beta t$  yleistys. Tämä nähdään asettamalla rajoitus  $\sigma_\eta^2 = \sigma_\zeta^2 = 0$  stokastisen trendin mallissa. Jos yhtälöistä vain jälkimmäinen pitää paikkansa, päädytään vakaan stokastisen trendin eli vakiovauhdilla kasvavaan satunnaiskulkuun. Jos vielä  $\beta=0$ , malli on puhdas satunnaiskulku. Näiden mallien ennusteet muodostuvat vanhojen havaintojen painotettuina keskiarvoina, jossa havaintojen diskonttaus riippuu virhetermien varianssien suhteista. Esimerkiksi mitä suurempi on  $\sigma_\eta^2$  suhteessa  $\sigma_\zeta^2$ :n, sitä suurempaa on diskonttaus.

## Liite 2. Suomen Pankin kausipuhdistetut aikasarjat (1.6.1993). Muut kuin yksityisessä käytössä olevat.

LIHAVOINTI = KAUSIPUHDISTAMINEN VALMIIKSI TIETOKANTAAN LOPETETTU/  
EHDOTETAAN LOPETETTAVAKSI

TAKO ja VALPO -tietokannoissa:

SARJAN NIMI OTSAKE	aikaväli	aggr. suo.	päiv.	ap.	huoltaja	HUOM!	KÄYTTÖTARKOITUS
AITAQ.K TEOLLISUUDEN VARASTOT: AINEET JA TARVIKKEET, 74IV-BINNOIN, MMK, KP	1974Q4 - 1992Q4	A2 L0	17. 3.93	K242	ULSJOBLOM		
B440.K Palvelutase (kausipuhdistettu), Mmk	1960Q1 - 1993Q1	A0 L5	3. 5.93	K4131	KARILUOTO		
B451.K Tavaroiden ja palvelujen tulot (kausipuhdistettu), Mmk	1960Q1 - 1993Q1	A0 L2	3. 5.93	K4131	KARILUOTO		
B452.K Tavaroiden ja palvelujen menot (kausipuhdistettu), Mmk	1960Q1 - 1993Q1	A0 L2	3. 5.93	K4131	KARILUOTO		
B475.K Pääomakorvausten ja tulonsiirtojen tase (kausipuhdistettu), Mmk	1960Q1 - 1993Q1	A0 L5	3. 5.93	K4131	KARILUOTO		
B500.K Vaihtotase (kausipuhdistettu), Mmk	1960Q1 - 1993Q1	A0 L5	3. 5.93	K4131	KARILUOTO		
CQ.K YKSITYISET KULUTUSMENOT, 85-MMK, KP	1970Q1 - 1992Q4	A0 L2	25. 3.93	K2210	ULSJOBLOM		BIS, BOF
C120.K VÄHITTÄISKAUPAN MYYNTI VOL. IND. 80=100	1975M01 - 1993M01	A1 L9	10. 5.93	K2282	SEMIETTINEN		
C170.K REKISTERÖIDYT HENKILÖAUTOT (EI AMMATILMAISET), KP	1958M01 - 1993M03	A0 L2	10. 5.93	K2281	SEMIETTINEN		
C4QD11.K KOTITALOUKSIEN KULUTUS: KESTOKULUTUSTAVARAT, 85-MMK, KP	1970Q1 - 1992Q4	A0 L2	25. 3.93	K2221	ULSJOBLOM		BOF
C4QD12.K KOTITALOUKSIEN KULUTUS: PUOLIKESTÄVÄT KULUTUSTAVARAT, 85-MMK, KP	1970Q1 - 1992Q4	A0 L2	25. 3.93	K2221	ULSJOBLOM		
C4QD13.K KOTITALOUKSIEN KULUTUS: LYHYTTIKÄISET TAVARAT, 85-MMK, KP	1970Q1 - 1992Q4	A0 L2	25. 3.93	K2221	ULSJOBLOM		
C4QD14.K KOTITALOUKSIEN KULUTUS: PALVELUKSET, 85-MMK, KP	1970Q1 - 1992Q4	A0 L2	25. 3.93	K2221	ULSJOBLOM		BOF
C4Q4.K MUU YKSITYINEN KULUTUS, 85-MMK, KP	1970Q1 - 1992Q4	A0 L2	25. 3.93	K2211	ULSJOBLOM		
GDPH.K Kokonaistuotannon volyyymi-indeksi, 80=100: kausipuhd.	1970M01 - 1993M02	A1 L2	7. 5.93	K111	YRJOLA		
GDPQ.K Bruttokansantuote markkinahintaan, 85-Mmk, kp.	1970Q1 - 1992Q4	A0 L2	25. 3.93	K111	ULSJOBLOM		BIS, BOF
GQ.K Julkinen kulutus yhteensä, 85-Mmk, kp.	1970Q1 - 1992Q4	A0 L2	25. 3.93	K2240 5100	ULSJOBLOM		BIS, BOF
IPQ.K YKSITYINEN KIIINTEÄN PÄÄOMAN BRUTTOMUODOSTUS, 85-MMK, KP	1970Q1 - 1992Q4	A0 L2	25. 3.93	K233	ULSJOBLOM		
IQ.K KIIINTEÄT BRUTTOINVESTOINNIT YHTEENSÄ, 85-MMK, KP	1970Q1 - 1992Q4	A0 L2	25. 3.93	K233	ULSJOBLOM		BIS
IQ1.K KIIINTEÄT BRUTTOINVESTOINNIT: ASUINRAKENNUKSET, 85-MMK, KP	1970Q1 - 1992Q4	A0 L2	25. 3.93	K2321	ULSJOBLOM		BOF
IQ2.K KIIINTEÄT BRUTTOINVESTOINNIT: MUUT TALORAKENNUKSET, 85-MMK, KP	1970Q1 - 1992Q4	A0 L2	25. 3.93	K2322	ULSJOBLOM		
IQ6.K KIIINTEÄT BRUTTOINVESTOINNIT: RAKENNUKSET, 85-MMK, KP	1970Q1 - 1992Q4	A0 L2	25. 3.93	K2324	ULSJOBLOM		BOF

SARJAN NIMI OTSAKE	aikaväli	aggr.	suo.	päiv.	ap.	huoltaja	HUOM!	KÄYTTÖTARKOITUS
IQC7.K KIINTEÄT BRUTTOINVESTOINNIT: KONEET JA LAITTEET, KULJETUSVÄL., 85-MMK, KP	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K2325	ULSJOBLOM		BOF
IW.K VARASTOLISÄYS JA TILASTOVIIRHE, 85-MMK, KP	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K241	ULSJOBLOM		BIS
I010.K SEMENTIN HYYNTI, 1000 TONNIA	1960M01 - 1993M03	A1	L2	10. 5.93	K2282	SEMIETTINEN		
I2FQ.K Kiinteät bruttoinvestoinnit: julkinen toiminta yhteensä, 85-Mmk, kp.	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K2310 5200	ULSJOBLOM		BIS, BOF
I5000.K Uusien rakennusten tuotanto, volyyymi-indeksi, 80=100: kaikki rakennukset	1973Q1 - 1992Q4	A1	L2	10. 5.93	K1151	SEMIETTINEN		
I5001.K Uusien rakennusten tuotanto, volyyymi-indeksi, 80=100: asuinrakennukset	1973Q1 - 1992Q4	A1	L2	10. 5.93	K1151	SEMIETTINEN		
I5009.K Uusien rakennusten tuotanto, volyyymi-ind., 80=100: maa- metsä- ja kalat.	1973Q1 - 1992Q4	A1	L2	10. 5.93	K1151	SEMIETTINEN		
I5100.K Myönnettyt rakennusluvut, milj.m3: kaikki rakennukset	1952Q1 - 1992Q4	A0	L2	10. 5.93	K1152	SEMIETTINEN		
I5101.K Myönnettyt rakennusluvut, milj.m3: asuinrakennukset	1975Q1 - 1992Q4	A0	L2	10. 5.93	K1152	SEMIETTINEN		
I5109.K Myönnettyt rakennusluvut, milj.m3: maa- metsä- ja kalat. r.	1975Q1 - 1992Q4	A0	L2	10. 5.93	K1152	SEMIETTINEN		
I5129.K Myönnettyt yksit. rakennusluvut, 1000 m3: maa- metsä- ja kalat.	1962M01 - 1993M02	A0	L2	10. 5.93	K1152	SEMIETTINEN		
I5300.K Aloitettut talonrakennustyöt, milj.m3: kaikki rakennukset	1959Q1 - 1992Q4	A0	L2	10. 5.93	K1153	SEMIETTINEN		
I5301.K Aloitettut talonrakennustyöt, milj.m3: asuinrakennukset	1975Q1 - 1992Q4	A0	L2	10. 5.93	K1153	SEMIETTINEN		
I5309.K Aloitettut talonrakennustyöt, milj.m3: maa- metsä- ja kalat.	1960Q1 - 1992Q4	A0	L2	10. 5.93	K1153	SEMIETTINEN		
I5400.K Keskenäiset rakennukset, milj.m3: kaikki rakennukset	1952Q1 - 1992Q4	A2	L2	10. 5.93	K1153	SEMIETTINEN		
I5401.K Keskenäiset rakennukset, milj.m3: asuinrakennukset	1975Q1 - 1992Q4	A2	L2	10. 5.93	K1153	SEMIETTINEN		
I5409.K Keskenäiset rakennukset, milj.m3: maa- metsä- ja kalat. r.	1960Q1 - 1992Q4	A2	L2	10. 5.93	K1153	SEMIETTINEN		
I5500.K Valmistuneet rakennukset, milj.m3: kaikki rakennukset	1952Q1 - 1992Q4	A0	L2	10. 5.93	K1153	SEMIETTINEN		
I5501.K Valmistuneet rakennukset, milj.m3: asuinrakennukset	1975Q1 - 1992Q4	A0	L2	10. 5.93	K1153	SEMIETTINEN		
I5509.K Valmistuneet rakennukset, milj.m3: maa-, metsä- ja kalat. r.	1960Q1 - 1992Q4	A0	L2	10. 5.93	K1153	SEMIETTINEN		
KAVAQ.K KAUPAN VARASTOT YHTEENSÄ, 76IV-HINNOIN, MMK, KP	1976Q4 - 1992Q3	A2	L2	17. 3.93	K243	ULSJOBLOM		
KETYQ.K TEOLLISUUDEN VARASTOT: KESKENÄISET TYÖT, 74IV-HINNOIN, MMK, KP	1974Q4 - 1992Q4	A2	L0	17. 3.93	K242	ULSJOBLOM		
L030.K Työvoima, 1000 hlö	1960M01 - 1993M03	A1	L2	10. 5.93	K372	SEMIETTINEN		
L040.K Työttömyysaste, %: koko maa	1960M01 - 1993M03	A1	L2	10. 5.93	K3923	SEMIETTINEN		BOF
L051.K Työlliset, 1000 hlö: maa- ja metsätalous	1960M01 - 1993M03	A1	L2	10. 5.93	K3821	SEMIETTINEN		BOF
L0512.K Työlliset, 1000 hlö: metsätalous	1959M01 - 1993M03	A1	L2	10. 5.93	K3821	SEMIETTINEN		BOF

SARJAN NIMI OTSAKE	aikaväli	aggr. suo.	päiv.	ap.	huoltaja	HUOM!	KÄYTTÖTARKOITUS
L052.K Työlliset,1000 hlö: teollisuus	1960M01 - 1993M03	A1 L2	10. 5.93	K3823	SEMIETTINEN		BOF
L053.K Työlliset,1000 hlö: rakennustoiminta	1960M01 - 1993M03	A1 L2	10. 5.93	K3825	SEMIETTINEN		BOF
L054.K Työlliset,1000 hlö: palveluelinkeinot	1960M01 - 1993M03	A1 L2	10. 5.93	K3826 3828	SEMIETTINEN		BOF
L060.K TYÖLLISET YHTEENSÄ, 1000 H, KP	1960M01 - 1993M03	A1 L2	10. 5.93	K3820	SEMIETTINEN		
L062.K Työttömät, työvoimatutkimus, 1000 hlö	1960M01 - 1993M03	A1 L2	10. 5.93	K3910	SEMIETTINEN		
L063.K Työvoimaosuus, %	1960M01 - 1993M03	A1 L2	10. 5.93	K372	SEMIETTINEN		
L070.K Työttömät työnhakijat, hlö: koko maa	1961M01 - 1993M03	A1 L2	10. 5.93	K3923 3910	SEMIETTINEN		
L071.K Työttömät työnhakijat, hlö: Etelä-Suomi	1961M01 - 1992M12	A1 L2	10. 5.93	K3923	SEMIETTINEN		
L072.K Työttömät työnhakijat,hlö: Väli-Suomi	1961M01 - 1992M12	A1 L2	10. 5.93	K3923	SEMIETTINEN		
L073.K Työttömät työnhakijat,hlö: Pohjois-Suomi	1961M01 - 1992M12	A1 L2	10. 5.93	K3923	SEMIETTINEN		
L074.K Työttömät työnhakijat,hlö: maa- ja metsätaloustyö	1961M01 - 1993M02	A1 L2	10. 5.93	K3911	SEMIETTINEN		
L075.K Työttömät työnhakijat,hlö: teollinen työ	1961M01 - 1993M02	A1 L2	10. 5.93	K3913	SEMIETTINEN		
L076.K Työttömät työnhakijat,hlö: talonrakennustyö	1963M01 - 1993M02	A1 L2	10. 5.93	K3915	SEMIETTINEN		
L077.K Työttömät työnhakijat,hlö: kauppa, liikenne ja kuljetuspalvelut	1967M01 - 1993M02	A1 L2	10. 5.93	K3916 3917	SEMIETTINEN		
L090.K Avoimet työpaikat,hlö: koko maa	1961M01 - 1993M03	A1 L2	10. 5.93	K3861	SEMIETTINEN		
L091.K Avoimet työpaikat,hlö: Etelä-Suomi	1961M01 - 1993M02	A1 L2	10. 5.93	K3861	SEMIETTINEN		
L092.K Avoimet työpaikat,hlö: Väli-Suomi	1961M01 - 1993M02	A1 L2	10. 5.93	K3861	SEMIETTINEN		
L093.K Avoimet työpaikat,hlö: Pohjois-Suomi	1961M01 - 1993M02	A1 L2	10. 5.93	K3861	SEMIETTINEN		
L101.K Avoimet työpaikat,hlö: maa- ja metsätaloustyö	1961M01 - 1993M02	A1 L2	10. 5.93	K3861	SEMIETTINEN		
L102.K Avoimet työpaikat,hlö: teollinen työ	1961M01 - 1992M12	A1 L2	10. 5.93	K3861	SEMIETTINEN		
L103.K Avoimet työpaikat,hlö: talonrakennustyö	1963M01 - 1993M02	A1 L2	10. 5.93	K3861	SEMIETTINEN		
L104.K Avoimet työpaikat,hlö: kauppa, liikenne ja kuljetuspalvelut	1967M01 - 1993M02	A1 L2	10. 5.93	K3861	SEMIETTINEN		
L200.K Työttömyysaste, % (työvoimaministeriö), kp	1961M01 - 1993M03	A1 L2	10. 5.93	K3923	SEMIETTINEN		
MQ.K Koko tavarantuonnin määrä 80-Mmk, kp.	1969Q1 - 1992Q4	A0 L2	29. 1.93	K1220	SIISKONEN		
MQE.K Idäntuonnin määrä 80-Mmk, kp.	1969Q1 - 1990Q4	A0 L2	23. 6.92	K1223	SIISKONEN	1)	
MQW.K Läntentuonnin määrä 80-Mmk, kp.	1969Q1 - 1990Q4	A0 L2	23. 6.92	K1223	SIISKONEN	1)	

SARJAN NIMI OTSAKE	aikaväli	aggr.	suo.	päiv.	ap.	huoltaja	HUOM!	KÄYTTÖTARKOITUS
HQ1R.K Tuonnin määrä	1973Q1 - 1992Q4	A0	L2	29. 1.93	K1221	SIISKONEN		
	80-Mmk: raakaöljy, kp.							
HQ2.K Tuonnin määrä	1973Q1 - 1992Q4	A0	L2	29. 1.93	K1221	SIISKONEN		
	80-Mmk: poltto- ja voiteluaineet, kp.							
HQ4.K Tuonnin määrä	1973Q1 - 1992Q4	A0	L2	29. 1.93	K1221	SIISKONEN		
	80-Mmk: kulutustavarat, kp.							
HQ44.K Tuonnin määrä	1973Q1 - 1992Q4	A0	L2	29. 1.93	K1221	SIISKONEN		
	80-Mmk: henkilöautot, kp.							
HQ45.K Tuonnin määrä	1973Q1 - 1992Q4	A0	L2	29. 1.93	K1221	SIISKONEN		
	80-Mmk: muut kestävät kulutustavarat, kp.							
MTQ.K Tavaroiden ja palvelusten tuonti	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K1220 4123	ULSJOBLOM		BIS, BOF
	(SNA), 85-Mmk, kp.							
MV.K Koko tavarantuonti	1958M01 - 1993M03	A0	L2	23. 4.93	K1210	SIISKONEN		
	Mmk, kp.							
MVE.K Itäryhmän tavarantuonti	1960M01 - 1993M03	A0	L2	23. 4.93	K1213	SIISKONEN		
	Mmk, kp.							
MVW.K Länsiryhmän tavarantuonti	1960M01 - 1993M03	A0	L2	23. 4.93	K1213	SIISKONEN		
	Mmk, kp.							
MV1R.K Tuonti	1973M01 - 1993M03	A0	L2	23. 4.93	K1211	SIISKONEN		
	Mmk: raakaöljy, kp.							
MV2.K Tuonti	1973M01 - 1993M03	A0	L2	23. 4.93	K1211	SIISKONEN		
	Mmk: poltto- ja voiteluaineet							
MV4.K Tuonti	1973M01 - 1993M03	A0	L2	23. 4.93	K1211	SIISKONEN		
	Mmk: kulutustavarat, kp.							
MV44.K Tuonti	1973M01 - 1993M03	A0	L2	23. 4.93	K1211	SIISKONEN		
	Mmk: henkilöautot, kp.							
MV45.K Tuonti	1973M01 - 1993M03	A0	L2	23. 4.93	K1211	SIISKONEN		
	Mmk: muut kestävät kulutustavarat, kp.							
POVAQ.K TEOLLISUUDEN VARASTOT: POLTTO- JA VOITTELUAINEET	1974Q4 - 1992Q4	A2	L0	17. 3.93	K242	ULSJOBLOM		
	74IV-BINNOIN, MMK, KP							
QQ.K ARVONLISÄYS TUOTTAJAHINTAAN, BRUTTOKANSANTUOTE	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K1130	ULSJOBLOM		BOF
	85-MMK, KP							
QQ6P.K Arvonlisäys tuottajahintaan: palveluelinkeinot	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K1130	ULSJOBLOM		
	85-Mmk, kp.							
Q060.K Teollisuustuotannon työpäiväkor. vol.ind., 90=100: koko teollisuus	1954M01 - 1993M02	A1	L2	10. 5.93	K1142	SEMIETTINEN		BIS
	kp.							
Q064.K Teollisuustuotannon vol.ind., 85=100: investointitavarat	1970M01 - 1993M01	A1	L2	10. 5.93	K1141	SEMIETTINEN		
	85=100: investointitavarat, kp.							
Q065.K Teollisuustuotannon vol.ind., 85=100: kulutushyödykkeet	1970M01 - 1993M01	A1	L2	10. 5.93	K1141	SEMIETTINEN		
	85=100: kulutushyödykkeet, kp.							
Q066.K Teollisuustuotannon vol.ind., 85=100: muut tuotantohyöd.	1970M01 - 1993M01	A1	L2	10. 5.93	K1141	SEMIETTINEN		
	85=100: muut tuotantohyöd., kp.							
Q067.K Teollisuustuotannon työpäiväkorjattu vol.ind., 90=100: puu- ja pap., kp.	1970M01 - 1993M02	A1	L2	10. 5.93	K1142	SEMIETTINEN		
	90=100: puu- ja pap., kp.							
Q068.K Teollisuustuotannon työpäiväkorjattu vol.ind., 90=100: metalliteoll., kp.	1970M01 - 1993M02	A1	L2	10. 5.93	K1142	SEMIETTINEN		
	90=100: metalliteoll., kp.							
Q069.K Teollisuustuotannon työpäiväkorjattu vol.ind., 90=100: muu tehdasteoll., kp.	1970M01 - 1993M02	A1	L2	10. 5.93	K1142	SEMIETTINEN		
	90=100: muu tehdasteoll., kp.							
Q070.K Teollisuustuotannon työpäiväkorj. vol.ind., 90=100: koko tehdasteoll., kp.	1969M01 - 1993M02	A1	L2	10. 5.93	K1142	SEMIETTINEN		BIS
	90=100: koko tehdasteoll., kp.							
Q1Q1.K Arvonlisäys, th., 85-Mmk, YT; maa-, metsä- ja kalatal., mets., kaiv.toim., kp.	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K1131	ULSJOBLOM		

SARJAN NIMI	aikaväli	aggr.	suo.	päiv.	ap.	huoltaja	HUOM!	KÄYTTÖTARKOITUS
Q1Q11.K	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K1131	ULSJOBLOM		BOF
Arvonlisäys tuottajahintaan:YT;maa- ja kalatalous, metsästys, 85-Mmk, kp.								
Q1Q111.K	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K1131	ULSJOBLOM		
Arvonlisäys tuottajahintaan: yrittäjätoiminta; maatalous, 85-Mmk, kp.								
Q1Q12.K	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K1131	ULSJOBLOM		BOF
Arvonlisäys tuottajahintaan: yrittäjätoiminta; metsätalous, 85-Mmk, kp.								
Q1Q23.K	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K1131	ULSJOBLOM		BOF
Arvonlisäys tuottajahintaan:YT;kaivannaisteoll. ja teollisuus,85-Mmk, kp.								
Q1Q3J.K	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K1131	ULSJOBLOM		
Arvonlisäys, th., 85-Mmk, YT; jalostuselinkeinot (pl. kaiv.toim.), kp.								
Q1Q3M.K	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K1131	ULSJOBLOM		
Arvonlisäys tuottajahintaan: yrittäjätoiminta; metalliteoll., 85-Mmk, kp.								
Q1Q3O.K	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K1131	ULSJOBLOM		
Arvonlisäys tuottajahintaan: yrittäjätoiminta; muu teollisuus, 85-Mmk, kp								
Q1Q3P.K	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K1131	ULSJOBLOM		
Arvonlisäys th.: YT;puutav. pl.kalusteiden v.,massan-,pap.valm.,85-Mmk,k								
Q1Q4.K	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K1131	ULSJOBLOM		
Arvonlisäys tuottajahintaan: YT; sähkö-, kaas- ja vesihuolto, 85-Mmk, kp								
Q1Q5.K	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K1131	ULSJOBLOM		
Arvonlisäys tuottajahintaan: yrittäjätoiminta; rakennustoim., 85-Mmk, kp.								
Q1Q51.K	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K1131	ULSJOBLOM		
Arvonlisäys tuottajahintaan: YT; talonrakennustoiminta, 85-Mmk, kp.								
Q1Q6K.K	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K1131	ULSJOBLOM		
Arvonlisäys tuottajahintaan: yrittäjätoiminta; kauppa, 85-Mmk, kp.								
Q1Q7.K	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K1131	ULSJOBLOM		
Arvonlisäys tuottajah.: YT; kulj., varastointi, tietoliikenne, 85-Mmk, kp								
Q160.K	1960M01 - 1992M12	A1	L2	10. 5.93	K2281	SEMIETTINEN		
SÄHKÖN KULUTUS ILMAN VOIMALAITOSTEN KULUTUSTA 1000 GWH								
Q2Q.K	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K1132	ULSJOBLOM		BOF
Arvonlisäys tuottajahintaan: julkinen toiminta yhteensä, 85-Mmk, kp.								
Q904.K	1966M01 - 1993M03	A0	L2	10. 5.93	K119	SEMIETTINEN		
Markkinahakkuut, ainespuu yhteensä, 1000 kuutiometriä								
TB.K	1960Q1 - 1993Q1	A0	L2	3. 5.93	K4131	KARILUOTO		
Kauppatase (kausipuhdistettu), Mmk								
TDQ.K	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K101	ULSJOBLOM		
Kokonaistarjonta, 85-Mmk, kp.								
TEVAQ.K	1974Q4 - 1992Q4	A2	L0	17. 3.93	K242	ULSJOBLOM		
TEOLLISUUDEN VARASTOT YHTEENSÄ, 74IV-HINNAIN, MMK, KP								
VALKAQ.K	1974Q4 - 1992Q4	A2	L0	17. 3.93	K242	ULSJOBLOM		
TEOLLISUUDEN VARASTOT: VALMISTET JA KAUPPATAVARAT, 74IV-HINNAIN, MMK, KP								
XQ.K	1969Q1 - 1992Q4	A0	L2	29. 1.93	K2120	SIISKONEN		
KOKO TAVARANVIENNIN MÄÄRÄ, 80-MMK, KP								
XQE.K	1969Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2123	SIISKONEN	1)	
IDÄNVIENNIN MÄÄRÄ 80-MMK, KP								
XQE32.K	1973Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2123	SIISKONEN	1)	
IDÄNVIENNI MÄÄRÄ 80-MMK: TEKSTIILI-JA VAATEUSTEOLLISUUS, KP								
XQE33.K	1973Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2123	SIISKONEN	1)	
IDÄNVIENNI MÄÄRÄ 80-MMK: PUUTAVARATEOLLISUUS, KP								
XQE34.K	1973Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2123	SIISKONEN	1)	
IDÄNVIENNI MÄÄRÄ 80-MMK: PAPERITEOLLISUUS, KP								
XQE35.K	1973Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2123	SIISKONEN	1)	
IDÄNVIENNI MÄÄRÄ 80-MMK: KEMIAALLINEN TEOLLISUUS, KP								

SARJAN NIMI OTSAKE	aikaväli	aggr. suo.	päiv.	ap.	huoltaja	HUOM!	KÄYTTÖTARKOITUS
XQE38.K	1973Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2123	SIISKONEN	1)
IDÄNVIENTI MÄÄRÄ 80-MMK: METALLITUOTE-JA KONETEOLLISUUS, KP							
XQW.K	1969Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2123	SIISKONEN	1)
LÄNNENVIENNIN MÄÄRÄ 80-MMK, KP							
XQW32.K	1973Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2123	SIISKONEN	1)
LÄNNENVIENTI MÄÄRÄ 80-MMK: TEKSTIILI-, VAATE- JA NAHKATEOLLISUUS, KP							
XQW33.K	1973Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2123	SIISKONEN	1)
LÄNNENVIENTI MÄÄRÄ 80-MMK: PUUTAVARATEOLLISUUS, KP							
XQW34.K	1973Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2123	SIISKONEN	1)
LÄNNENVIENTI MÄÄRÄ 80-MMK: PAPERITEOLLISUUS, KP							
XQW35.K	1973Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2123	SIISKONEN	1)
LÄNNENVIENTI MÄÄRÄ 80-MMK: KEMIALLINEN TEOLLISUUS, KP							
XQW38.K	1973Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2123	SIISKONEN	1)
LÄNNENVIENTI MÄÄRÄ 80-MMK: METALLITUOTE JA KONETEOLLISUUS, KP							
XQ1.K	1973Q1 - 1992Q4	A0	L2	29. 1.93	K2122	SIISKONEN	BOF
VIENNIN MÄÄRÄ 80-MMK: MAA- JA METSÄTALOUS, KP							
XQ32.K	1973Q1 - 1992Q4	A0	L2	29. 1.93	K2122	SIISKONEN	
VIENNIN MÄÄRÄ 80-MMK: TEKSTIILI-, VAATE- JA NAHKATEOLLISUUS, KP							
XQ33.K	1973Q1 - 1992Q4	A0	L2	29. 1.93	K2122	SIISKONEN	BOF
VIENNIN MÄÄRÄ 80-MMK: PUUTAVARATEOLLISUUS, KP							
XQ35.K	1973Q1 - 1992Q4	A0	L2	29. 1.93	K2122	SIISKONEN	BOF
VIENNIN MÄÄRÄ 80-MMK: KEMIALLINEN TEOLLISUUS, KP							
XQ37.K	1973Q1 - 1992Q4	A0	L2	29. 1.93	K2122	SIISKONEN	
VIENNIN MÄÄRÄ 80-MMK: METALLIEN PERUSTEOLLISUUS, KP							
XQ38.K	1973Q1 - 1992Q4	A0	L2	29. 1.93	K2122	SIISKONEN	BOF
VIENNIN MÄÄRÄ 80-MMK: METALLITUOTE JA KONETEOLLISUUS, KP							
XTQ.K	1970Q1 - 1992Q4	A0	L2	25. 3.93	K2120 4123	ULSJOBLOM	BIS, BOF
Tavaroiden ja palvelusten vienti (SNA), 85-Mmk, kp.							
XV.K	1958M01 - 1993M03	A0	L2	23. 4.93	K2110	SIISKONEN	
KOKO TAVARANVIENTI, MMK, KP							
XVE.K	1960M01 - 1993M03	A0	L2	23. 4.93	K2113	SIISKONEN	
ITÄRYHMÄN TAVARANVIENTI, MMK, KP							
XVE32.K	1969Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2113	SIISKONEN	1)
IDÄNVIENTI, MMK: TEKSTIILI- JA VAATEJÄTEOLLISUUS, KP							
XVE33.K	1969Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2113	SIISKONEN	1)
IDÄNVIENTI, MMK: PUUTAVARATEOLLISUUS, KP							
XVE34.K	1969Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2113	SIISKONEN	1)
IDÄNVIENTI, MMK: PAPERITEOLLISUUS, KP							
XVE35.K	1969Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2113	SIISKONEN	1)
IDÄNVIENTI, MMK: KEMIALLINEN TEOLLISUUS, KP							
XVE38.K	1969Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2113	SIISKONEN	1)
IDÄNVIENTI, MMK: MET. TUOTE- JA KONEPAJATEOLLISUUS, KP							
XVW.K	1960M01 - 1993M03	A0	L2	23. 4.93	K2113	SIISKONEN	
LÄNSIRYHMÄN TAVARANVIENTI, MMK, KP							
XVW32.K	1973Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2113	SIISKONEN	1)
LÄNNENVIENTI, MMK: TEKSTIILI- JA VAATEJÄTEOLLISUUS, KP							
XVW33.K	1973Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2113	SIISKONEN	1)
LÄNNENVIENTI, MMK: PUUTAVARATEOLLISUUS, KP							
XVW34.K	1973Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2113	SIISKONEN	1)
LÄNNENVIENTI, MMK: PAPERITEOLLISUUS, KP							
XVW35.K	1973Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2113	SIISKONEN	1)
LÄNNENVIENTI, MMK: KEMIALLINEN TEOLLISUUS, KP							

SARJAN NIMI OTSAKE	aikaväli	aggr. suo.	päiv.	ap.	huoltaja	HUOM!	KÄYTTÖTARKOITUS
XVW38.K LÄNNENVIENTI,MMK:MET.TUOTE- JA KONEPAJATEOLLISUUS, KP	1973Q1 - 1990Q4	A0	L2	23. 6.92	K2113	SIISKONEN	1)
XV1.K VIENTI,MMK:MAA- JA METSÄTALOUS, KP	1973M01 - 1993M03	A0	L2	23. 4.93	K2112	SIISKONEN	BOF
XV32.K VIENTI,MMK:TEKSTIILI-,VAATE- JA NAHKATEOLLISUUS, KP	1973M01 - 1993M03	A0	L2	23. 4.93	K2112	SIISKONEN	
XV33.K VIENTI,MMK:PUUTAVARATEOLLISUUS, KP	1973M01 - 1993M03	A0	L2	23. 4.93	K2112	SIISKONEN	BOF
XV35.K VIENTI,MMK:KEMIALLINEN TEOLLISUUS, KP	1973M01 - 1993M03	A0	L2	23. 4.93	K2112	SIISKONEN	
XV37.K VIENTI,MMK:METALLIEN PERUSTEOLLISUUS, KP	1973M01 - 1993M03	A0	L2	23. 4.93	K2112	SIISKONEN	
XV38.K VIENTI,MMK:METALLITUOTE- JA KONETEOLLISUUS, KP	1973M01 - 1993M03	A0	L2	23. 4.93	K2112	SIISKONEN	BOF
ZM4P.KP RAHA-AGGREGAATIN M4PIM KAUSIP. SARJA	1948M01 - 1986M12	A1	L2	4. 3.92		GUSTAFSSON	2)

#### RAHAPO-tietokannassa:

SARJAN NIMI OTSAKE	aikaväli	aggr. suo.	päiv.	ap.	huoltaja	HUOM!	KÄYTTÖTARKOITUS
ASBA.KP	1989M12 - 1992M12	A2	L2	12. 5.93	K6222	EIKASKI	BIS
BUT533.KP KAUSIPUHDISTETTU CLAIMS ON PRIVATE SECTOR, MMK	1975M01 - 1992M12	A2	L9	12. 5.93		EIKASKI	BIS
M2.KP KAUSIPUHDISTETTU M2.M , MMK	1980M01 - 1993M03	A2	L9	12. 5.93		EIKASKI	BIS
M3.KP KAUSIPUHDISTETTU M3.M ,MMK	1983M01 - 1993M03	A2	L9	12. 5.93		EIKASKI	BIS

#### KÄYTTÖTARKOITUS (Perusteena kausipuhdistuksen jatkamiselle.)

BIS = lähetetään BIS:lle

BOF = BOF-malli (Lisäksi malliryhmä puhdistaa kymmeniä EKON-tietokannan raakasarjoja BOFia varten)

#### HUOM!

1) Tulli lopettanut sarjan tuottamisen.

2) Kuuluisi nykyään historiallisiin sarjoihin.



KAUSIPUHDISTETTUJA AIKASARJOJA LISÄKSI

Yksityisissä tietokannoissa, mutta laajemmassa käytössä:

SARJAN NIMI OTSAKE	aikaväli	aggr. suo.	päiv.	ap.	OMISTAJA	HUOM!	KÄYTTÖTARKOITUS
MMKP.JH TUONNIN MÄÄRÄ, JUHANAN KAUSIPUHDISTUS	1976M01 - 1993M03	A1	L2	23. 4.93	PIHA	3)	
MVKP.JH TUONNIN ARVO JUHANAN KAUSIPUHDISTUS	1976M01 - 1993M03	A0	L2	23. 4.93	PIHA	3)	
QSU.K Suljetun sektorin tuotannon vol. ind. (90=100), TEKOn addit. kausipuhd.					YRJOLA		
XMKP.JH VIENNIN MÄÄRÄ, JUHANAN KP, 85=100	1976M01 - 1993M03	A1	L2	23. 4.93	PIHA	3)	
XVKP.JH VIENNIN ARVO JUHANAN KAUSIPUHDISTUS	1976M01 - 1993M03	A0	L2	23. 4.93	PIHA	3)	

HUOM!

3) Kausipuhdistettu STAMPilla. (JUHANANA = Juhana Hukkinen.)