

Takala, Kari

Working Paper

Työttömyyden ennustaminen lyhyellä aikavälillä

Bank of Finland Discussion Papers, No. 18/1992

Provided in Cooperation with:

Bank of Finland, Helsinki

Suggested Citation: Takala, Kari (1992) : Työttömyyden ennustaminen lyhyellä aikavälillä, Bank of Finland Discussion Papers, No. 18/1992, ISBN 951-686-330-2, Bank of Finland, Helsinki, <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:fi:bof-201908081372>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/211647>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

SUOMEN PANKIN KESKUSTELUALOITTEITA 18/92

Kari Takala

Kansantalouden osasto

22.7.1992

Työttömyyden ennustaminen lyhyellä aikavälillä

ISBN 951-686-330-2
ISSN 0785-3572

Suomen Pankin monistuskeskus
Helsinki 1992

Tiivistelmä

Työttömyyden kasvu oli vuoden 1991 syksyllä yllättävän voimakasta. Työttömyys lisääntyi aluksi teollisuudessa ja rakennusosalalla, ja on sen jälkeen kasvanut selvimmin kotimaisessa suljetussa palvelusektorissa. Kevään kuluessa on mielenkiinto kohdistunut siihen, onko työttömyyden kasvu jo pysähtynyt.

Tässä selvityksessä tarkastellaan työttömyyden ennustamista ns. rakenteellisten aikasarjamallien avulla sekä työttömyyden mittaamiseen liittyviä ongelmia. Työttömyysasteen kehitys jaotellaan mallien avulla odottamattomiin yllätyksiin ja ennakoitaviin osiin (trendi ja kausivaihtelu). Ennusteet muodostetaan jatkamalla trendiä ja kausivaihtelua eteenpäin. Näiden mallien avulla analysoidaan työttömyyden kehitystä ja rakennetta.

Tulosten mukaan työttömyysaste käyttäytyy lyhyellä aikavälillä epävakaan trendin mukaisesti. Tästä syystä työttömyyttä on mahdotonta ennustaa pelkästään työttömyysasteen oman historiallisen kehityksen perusteella. Työttömyysasteen lyhyen aikavälin nouseva trendi loiveni selvästi kevään kuluessa. Vaikka aikasarjamallit ennakoivat työttömyyden kasvun pysähtyvän ainakin tilapäisesti kevään aikana kausivaihtelun seurauksena, työttömyysasteen lievä aleneminen kevään kuluessa ei kuitenkaan vielä kääntänyt työttömyystrendiä laskusuuntaan. Malliennusteiden osuvuus ei ole kuitenkaan ollut hyvä, sillä ennustevirheet olivat selvästi estimoitujen 95 prosentin luottamusvälien ulkopuolella. Näin ollen työttömyyden muutokset ovat olleet vielä keväällä rakenteellisten aikasarjamallien valossa yllätyksellisiä.

Suomessa työttömyyttä mitataan kahden toisistaan poikkeavan indikaattorin avulla. Työministeriö julkaisee kuukausittain työttömien lukumäärän joitakin viikkoja aikaisemmin kuin Tilastokeskus. Työministeriön julkaisemaa työttömyysastetta voidaan näin ollen käyttää apuna ennakoitaessa Tilastokeskuksen julkaisemaa työttömyysastetta. Työministeriön työttömyysaste reagoi myös nopeammin lomautettujen ja lyhennetyllä työviikolla olevien työttömien määrän muutoksiin. Estimointikokeilujen perusteella lisäselittäjien käyttö - mm. bruttokansantuotteen kuukausikuvaaja tai teollisuustuotannon volyyymi - parantaa selvästi työttömyysennusteiden keskimääräistä osuvuutta 3-4 kuukauden horisonilla. Malliennusteen mukaan työttömyys vähenee jo syksyllä, jos tuotannon kasvu jatkuu nopeana.



Sisällysluettelo

1	Johdanto	7
2	Työttömyyskehityksen tausta	8
3	Työttömyyden mittaaminen	10
4	Työttömyystilastojen eroavuus	13
5	Työttömyyskäsitteiden välinen ajallinen riippuvuus	17
6	Aikasarjojen rakennemallien hyväksikäyttö työttömyyden ennustamisessa	20
7	Estimointitulokset	25
8	Yhteenveto	34
	Liite 1	35
	Liite 2	38
	Lähteet	40



1 Johdanto

Työttömyyden nopea kasvu on asettanut työttömyyden ennustamisen keskeiseen asemaan mm. työttömyyskorvausten kautta syntyvien julkisten menojen kasvun ennakoimisen takia. Sosiaalietuudet ja -avustukset kasvavat kuluvana vuonna lähes viidenneksen edellisvuotisesta. Työttömyyden ennustamisella on merkitystä myös laman keston ja kotitalouksien odotusten muodostumisen kannalta. Kotitalouksien luotonottohalukkuus, kestokulutushyödykkeiden hankinnat ja asuntokauppa pysyvät laimeana, jos työttömyys uhkaa edelleen kasvaa. Kotitalouksien aiheuttamat luottotappiot pankeille ovat aiheutuneet konkurssin tehneiden yrittäjien ohella työttömyyden kautta vaikeuksiin ajautuneista asuntoluottojen haltijoista. Työttömyyden ja ylivelkaantumisen seuraamukset kotitalouksien taloudelliselle vauraudelle ovat mm. asuntojen arvomuutosten kautta olleet arvaamattoman suuria.

Työttömyyden kasvu aiheuttaa työmarkkinoilla paineita reaali-palkkojen sopeuttamiseen alaspäin. Toisaalta, jos palkat eivät jousta alaspäin, sopeutuminen tapahtuu työttömien määrän kasvun kautta. Tässä mielessä työttömyyden kasvu heijastelee reaali-palkkojen sopeuttamis-paineita. Työttömyysaste vaikuttaa myös inflaatio-odotuksiin toimiessaan indikaattorina kysyntä-paineista. Työttömyyden ja inflaatio välinen ennusteriippuvuus on ns. Phillips-käyrä relaation kautta negatiivinen, vaikka sitä ei voida pitää varsinaisesti minkään yksiselitteisen välttämättömän makrokausaliiketjun tulemana.

Työttömyyden kehityksessä on kevään kuluessa ollut kiinnostavaa se, onko työttömyys jo taittumassa, vai onko edessä vielä uusi työttömyyden kasvu. Tässä työssä esitetään helmikuuhun 1992 päivitetyllä aineistolla tehdyt estimoinnit ja ennusteet työttömyyden kehityksestä keväälle 1992. Samalla tutkitaan kahden työttömyyskäsitteen tilastollista rakennetta, niitä kuvaavien aikasarjojen lyhyen aikavälin ennusteita sekä keskinäistä riippuvuutta. Tarkastelemme erityisesti työttömyysaste-arvioiden erilaista käyttäytymistä trendin ja suhdannekomponentin osalta.

Työttömyysasteesta esitettyjen mittareiden välisiä eroja selvitetään luvussa 4. Molemmille työttömyysasteille esitetään aikasarjojen rakennemallien ns. yhden muuttujan ennusteet luvussa 7. Työttömyysasteiden lyhyen aikavälin ennustettavuutta tarkastellaan edelleen käyttäen kokonaistuotannon aikasarjoja eksogeenisinä lisäselittäjinä rakennemalleissa. Työttömyys on ajallisesti viivästynyttä mm. tuotannonvaihteluihin nähden.

Tarkastelun näkökulma rajaa ennustamisen periaatteessa lyhytaikaiseksi. Ennustamiseen käytetään taloudellisten aikasarjojen rakennemalleja, joissa aikasarja jaotellaan intuitiivisesti mielekkäisiin osiin kuten trendi, suhdanne- ja kausikomponentit sekä ennakoimaton virhetermi. Käytetyt mallit mahdollistavat myös kausivaihtelun muuttumisen tutkimisen ja ennustamisen.

2 Työttömyyskehityksen tausta

Työttömyys on Euroopassa ja USA:ssa kasvanut merkittävästi 1970-luvun öljykriisin jälkeen. Kasvun on katsottu johtuneen 1973 ja 1981/82 öljykriisien jälkeisestä hitaasta bruttokansantuotteen kasvusta sekä parantuneesta työttömyysturvasta (mm. Summers, 1991 ja Funke, 1992). Energiakustannusten nousu on rationalisointi-investointien kautta nostanut luonnollista työttömyyttä varsinkin heikoimmin koulutetun väestöosan keskuudessa.

Suomen on arveltu 1980-luvulla säästyneen työttömyyden kasvulta etupäässä Neuvostoliiton-kaupan ja edullisen tuotannon rakenteen, ts. vaihtosuhteen paraneamisen ansiosta. Toisaalta mm. Ruotsissa työttömyys ei ole kasvanut vielä yleiseurooppalaiselle tasolla vahvan teollisuuden ja aktiivisen työllisyyskoulutuspolitiikan takia. Ruotsin työttömyysaste oli 4.6 prosenttia kesäkuussa 1992, mutta yli 100 000 ihmistä oli ollut työttömänä vähintään vuoden. Kesätyöpaikat ovat Ruotsissa vähentyneet kolmasosaan aiemmasta ja pitkäaikaistyöttömien osuuden odotetaan kasvavan loppuvuodesta nopeasti. Suomen tärkeimpien vientimaiden taloudelliset vaikeudet eivät voi olla heijastumatta myöskään suomalaisen työllisyyskehitykseen.

Kansainväliset suhdanteet ovat Suomelle eksogeenisia, mutta muutama sana kannattaa sanoa työttömyysturvan vaikutuksesta työttömyyteen. Tavanomaisten työvoiman kysyntä-tarjontamallien perusteella työttömyyskorvauksen nostamisen katsotaan lisäävän työttömyyttä, sillä se vähentää halua hyväksyä tarjottuja pienipalkkaisia töitä. Toiseksi työttömyysturvan on katsottu edesauttavan irtisanoutumista heikosti palkatuista tai muuten epätyytyttävistä töistä. Tätä kautta työttömyysturva alentaa työvoiman liikkuvuutta ja halua hyväksyä ammattia tai koulutusta vastaamatonta työtä. Näin työttömyysjaksot pidentyvät ja nostavat työttömyyslukuja. Tanskan korkeana koko 1980-luvun pysynyttä työttömyyttä on pidetty osittain hyvän työttömyysturvan seurauksena. Työajan lyhentäminen ja työttömyysturvan parantaminen ovat 1980-luvulla nostaneet Suomessa työvoiman suhteellista hintaa tuotannontekijänä. Ylikuumentuneessa taloudessa myös palkkavaatimukset olivat ylisuuria pitkän aikavälin tuotantoon verrattuna. Tämä on tärkeä osasy työttömyyden nopeaan kasvuun.

Työttömyyskorvauksen nostaminen aikaansaa tehokkailla työmarkkinoilla vapaa-ajan varjohinnan kasvamisen, joka aikaansaa kompensatiotarpeen työssäoloajan korvaukselle. Näin työttömyyskorvauksen nosto johtaa alempaan tasapainotyöttömyyteen ja korkeampaan palkkatasoon. Työttömyysturvan, toimeentulotuen ja sosiaaliturvan on yleisemminkin katsottu alentaneen haluja yritystoimintaan, itsetyöllistämiseen sekä vähentäneen kiinnostusta työn tarjontaan. Atkinson ja Micklewright (1991) pitävät näitä standardituloksia kuitenkin vakavasti yksinkertaistavina ja esittävät lukuisan määrän varauksia näistä malleista tehdyille johtopäätöksille.¹

¹ Työttömyyskorvauksen oletetaan malleissa olevan riippumaton työttömäksi jäännin syistä, korvausta maksetaan kaikista työpäivistä ilman aikarajaa, korvaus ei edellytä aktiivista työhakua eikä työpaikoista kieltäytymiseen liitty sanktioita. Edelleen malleissa korvaus ei riipu aikaisemmasta työhistoriasta eivätkä muiden perheenjäsenten tulot vaikuta korvauksen maksamiseen. Käytännössä rajoitukset työttömyysavustuksien sekä työttömyyspäivärahan että ansiosidonnaisen korvauksen kohdalla merkitsevät rajoituksia näiden mallien soveltuvuudelle.

Työttömyyden kasvu on viimeisen puolen vuoden aikana ollut Suomessa muistinvaraisen historian dramaattisinta. Viimeisen vuoden aikana työttömyys on likimain kaksinkertaistunut. Työttömyysaste oli vielä vuoden 1990 syksyllä alle 3.5 prosentin, vuoden 1991 tammikuussa työttömyysaste oli kasvanut 5.5 prosenttiin. Ennätyksellisen nopea työttömyyden kasvu alkoi viime syksyn aikana. Vasta vuoden vaihteen jälkeen on saatu ensimmäiset merkit työttömyysasteen kasvun hidastumisesta. Työttömyyden kasvuvauhdin nopeus on niin ikään täydellisesti yllättänyt ennustajat ja makromallien käyttäjät. Kaikki menneeseen kehitykseen nojaavat ennustemenetelmät ovat tuottaneet aliarvioita työttömyyden kasvusta.

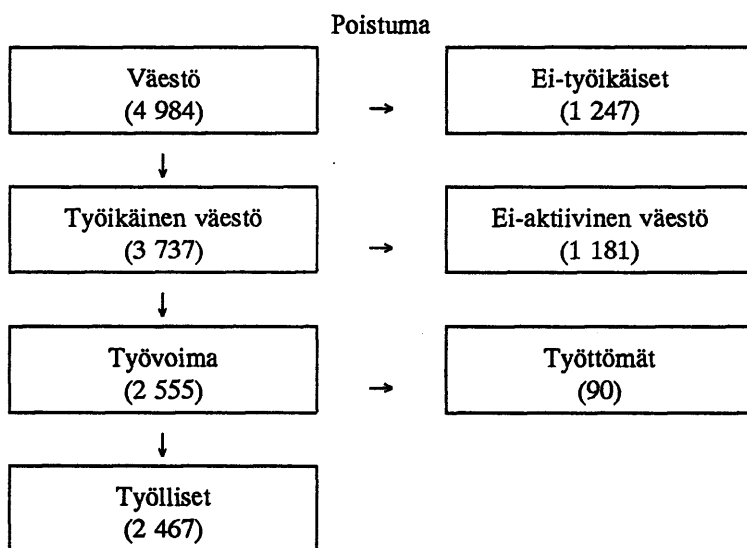
3 Työttömyyden mittaaminen

Työttömyyttä mitataan useimmiten ns. avoimen työttömyyden avulla, joka kuitenkin heijastaa vain kärjistyneintä osaa työmarkkinoiden epätasapainosta. Avoimen työttömyyden lisäksi esiintyy piilotyöttömyyttä, esimerkiksi osa-aikaista työttömyyttä, lomautusten ja lyhennettyjen työviikkojen muodossa. Vajaatyöllisyyttä esiintyy myös piilevänä, kun koulutettu työntekijä joutuu tekemään koulutustaan, kykyjään ja halujaan vastaamatonta työtä. Työttömyyskäsitettä voidaan muokata edelleen ottamalla mm. työllisyyskoulutuksessa olevat, työmäärärahoilla työllistetyt ja työttömyyseläkkeelle siirretyt mukaan työttömyyskäsitteeseen. Laajennetuilla työttömyyskäsitteillä arvioituna Suomessa on 450–500 000 työtöntä (vrt. Keinänen, 1991).

Työttömyys ei tilastollisena ilmiönä ole aivan yksiselitteisesti mitattavissa. Väestö joudutaan työllisyyttä ja työttömyyttä varten jaottelemaan aluksi työikäisiin ja sen jälkeen aktiiviseen työvoimaan ja ei-aktiiviseen väestöön. Työvoima jaetaan edelleen työllisiin ja työttömiin. Työttömyyden ja työvoimaan osallistumisen välistä yhteyttä voidaan havainnollistaa seuraavan kaavion avulla.

Kaavio 1.

Työllisyyden määräytyminen v. 1990, milj.



Työttömyysaste määritellään työttömien osuutena työvoimasta, osallistumisaste työvoiman osuutena työikäisistä. Siirtyminen tilasta toiseen ei ole aina yksiselitteistä. Pitkäaikaistyöttömistä osa siirtyy kokonaan aktiivisen työvoiman ulkopuolelle, samoin erilaiset perheolosuhteet vaikuttavat luokituksiin aktiivisen ja passiivisen työvoiman välillä. Pelkkä hallinnollinen päätös työttömyyskorvauksen myöntämisestä ei riitä työttömyyden määrittämiseen yhteiskunnallisena ilmiönä ja ongelmana.

On työttömiä, jotka etsivät työtä, mutta eivät ole oikeutettuja työttömyyskorvauksiin sekä niitä, jotka saavat työttömyyskorvausta, mutta eivät itse asiassa etsi aktiivisesti työtä. Edelleen laman aikana osa työllisistä voi kokea olevansa vajaatyöllisiä joko ylitöiden tai sivutöiden puuttumisen vuoksi tai olla osapäivätyön kautta vajaatyöllistettyjä. Hallinnollisen työttömyyskriteerin muuttuminen

siirtää usein työvoimaa työttömistä ei-aktiiviseen väestöön. Esim. Thatcherin hallituskaudella 1979–88 Ison-Britannian työttömyyskäsitettä muutettiin yli 30 kertaa, sillä seurauksella että työttömyyskorvauksen saajien lukumäärä aina pieneni (Keinänen, 1992, Atkinson ja Micklewright, 1991). Työttömyyskäsitteen muuttaminen ei varsinaisesti paranna työllisyyttä. Vastaavasti henkilöiden siirtyminen varhaiseläkkeelle tai toimeentulotuen piiriin tuskin varsinaisesti muuttaa työttömyyteen liittyvää työvoiman vajaakäytön ongelmaa.

Työttömyyskorvausjärjestelmä vaikuttaa myös työnantajien halukkuuteen irtisanoa työntekijöitä heidän etsiessään joustavuutta toimialansa kysynnänvaihteluihin. Yrityksen tarjoamaa työ- ja palkkasuojaa alaisille ei pidetä niin tärkeänä, jos yhteiskunta maksaa lomautetuille kohtuullista korvausta. Yritykset voivat näin siirtää osan kustannuksistaan julkiselle sektorille. Tilapäisiä lomautuksilla on useissa maissa (mm. USA, Tanska ja Italia) suurempi merkitys työvoimamarkkinoiden joustavuuden kannalta kuin Suomessa.

Työttömyyden seuranta on hankaloittanut lisäksi kahden erilaisen työttömyysindikaattorin olemassaolo. Työministeriön helmikuun työttömyysaste oli 13.8 prosenttia, kun vastaava Tilastokeskuksen työttömyysaste oli 12.6 prosenttia. Tammikuussa työministeriön työttömyysaste oli 13.5 prosenttia, Tilastokeskuksen laskema työttömyysaste 11.5 prosenttia (kuvio 1). Työttömien henkilömäärät olivat helmikuussa 1992 vastaavasti; Tilastokeskus 310 000, työministeriö 343 500.

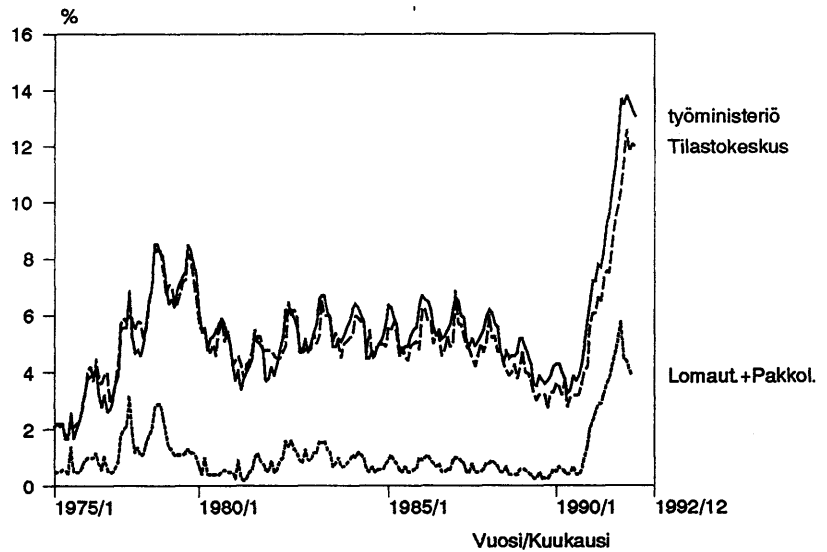
Työttömyysasteiden eroavuudet johtuvat tekijöistä, joiden vaikutukset eivät ole aina samansuuntaisia. Työttömyyskäsitteet reagoivat mm. hiukan eri tavoin lomautettujen määrän vaihteluihin. Tämä näkyy havainnollisesti viime vuodenvaihteessa. Joulukuussa työvoimaministeriön työttömyysaste oli 13.8 prosenttia. Tammikuun työttömyys oli em. 13.5 prosenttia, jossa väheneminen johtui pääosin siitä, että pakkolomalla olleiden määrä väheni 0.8 prosentilla työvoimasta. Työttömäksi tammikuussa ilman lomautusta jääneiden lukumäärän kasvu jäi hiukan alhaisemmaksi kuin lomautettujen määrän väheneminen. Tilastokeskuksen työttömyysaste oli joulukuussa taas 10.5 prosenttia. Tammikuussa työttömyysaste nousi 1.0 prosentilla, samaan aikaan kun työministeriön työttömyysaste laski 0.3 prosentilla (kuvio 2). Viimeksi maaliskuussa työministeriön työttömyysaste laski 0.3 prosentilla, kun taas Tilastokeskuksen työttömyys nousi 0.3 prosentilla. Työministeriön työttömyysasteen lasku johtui työvoima-arvion 76 000 hengen nostosta. Tällaiset hankaluudet luonnollisesti vaikeuttavat työttömyyden seuraamista ja johtopäätösten tekoa.

Työttömyysasteet ovat käyttäytyneet hiukan eri tavoin myös kausivaihtelun suhteen. Keskustelua on herättänyt se, että työministeriön työttömyysasteesta laskettu kausitasoitettu työttömyysaste ei ole noussut yhtä ripeästi kuin kausipuhdistamaton työttömyys. On näyttänyt vahvasti siltä, että työttömyys olisi kasvanut etupäässä kausivaihtelun lisääntymisen ansiosta. Muu informaatio on viitannut työttömyyden olevan tällä kertaa paremmin rakenteellinen kuin kausiluontoinen ongelma. Syy kausivaihtelun voimistumiseen on paljastunut käytetystä multiplikaatiivisesta kausitasoituksesta, joka lähempien tarkastelujen valossa on osoittautunut harhaanjohtavaksi (Peisa ja Takala, 1992).²

² Kausivaihtelu on ollut pikemmin additiivista kuin multiplikaatiivista. Myös intuitiiviset argumentit – mm. työttömyysasteen pitkän aikavälin todennäköinen stationaarisuus, ei-determinististä trendiä – puoltavat additiivista kausimallia. Kausitasoitusten valinta on ollut peräisin 1980-luvun alusta, jolloin multiplikaatiivinen malli on hyvinkin saattanut olla korrekti. Multiplikaatiivinen ja additiivinen kausitasoitukset tuottivat vielä alkusyksyyn asti hyvin samanlaisia tuloksia.

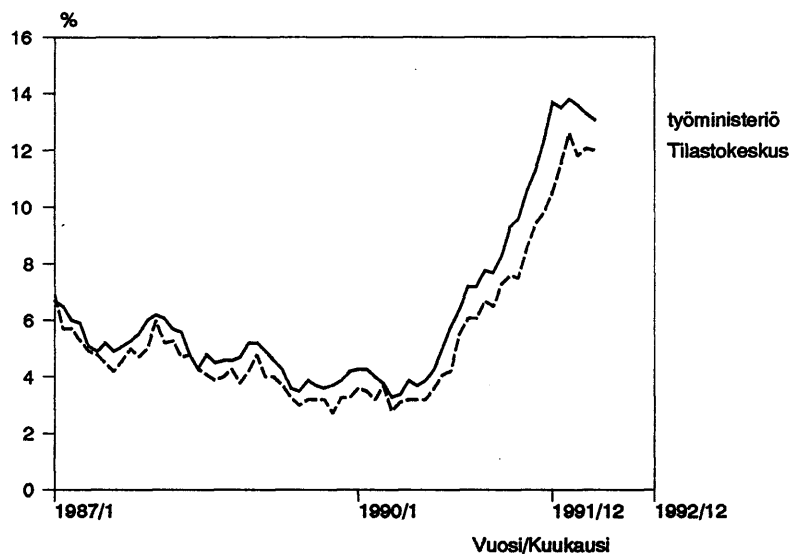
Kuvio 1.

Työttömyysaste ja vajaatyölliset, % 1975/1–1992/5



Kuvio 2.

Työttömyysaste, % 1987/1–1992/5



Toimialoittain työttömyys on kehittynyt eri tahdissa. Kuluvan laman aikana työllisyys on heikentynyt nopeimmin teollisuudessa ja rakennustoiminnassa. 1970-luvun lamaan verrattuna myös palveluelinkeinojen työttömyyden kasvu on ollut yllättävän voimakasta. Toimihenkilöistä julkisen sektorin työntekijät ovat toistaiseksi olleet suhteellisen turvattuja työpaikkojen suhteen. Kuntien ja valtion säästötoimien seurauksena työttömyys etenee väijäämättömästi näihinkin toimialoihin.

4 Työttömyystilastojen eroavuus

Työministeriön ja Tilastokeskuksen työttömien työnhakijoiden määrä ja työttömyysaste (työttömät työnhakijat/työvoima) kuvaavat periaatteessa samaa ilmiötä ts. henkilöitä, jotka ovat vailla työtä mutta etsivät työtä, ovat sopineet työn aloittamisesta tai ovat lomautettuja (Laihonen, 1991). Määritelmän soveltamisessa on eroja, jotka ovat osasyynä erilaisiin työttömyyslukuihin. Työttömyysarvioiden käyttötarkoitukset eroavat toisistaan. Tilastokeskuksen työvoimatutkimuksen työttömyysaste muodostuu työvoimaselvityksen eräänlaisena sivutuotteena. Työministeriön työttömyysarvio palvelee hallinnollisia ja sosiaaliturvan kontrollointiin liittyviä tarpeita. Tilastokeskuksen työttömyysarvio on lähempänä taloudellista, itseilmoitettua ja koettua työttömyyttä.

Työttömyysasteissa erot näiden kahden käsitteen välillä voivat syntyä sekä työttömiksi määriteltyjen että työvoimaan kuuluvien kohdalla. Merkittävimmit erot syntyvät työttömien määrän erilaisuudesta. Tilastojen eroja työministeriön "kortistopohjaisen" ja Tilastokeskuksen "otantapohjaisen puhelinkyselyn" (ts. työvoimatutkimuksen tilastokäytännön) välillä on selvitetty asiaa tutkineessa työryhmässä (Tilastokeskus 1991, Keinänen 1991). Työministeriön työttömyyskäsite on suurelta osin kattavampi kuin Tilastokeskuksen vastaava, mutta poikkeamia on myös toiseen suuntaan. Työministeriön kortisto ei työtä saaneiden kohdalla ole aina ajan tasalla, mutta reagoi nopeammin työttömäksi joutumiseen. Työministeriön työttömyysasteen arvioinnissa työvoiman arvio on luultavammin epäluotettavampi kuin Tilastokeskuksen työvoimatutkimuksessa. Työministeriön työttömyyden käsitteissä voidaan toisaalta ajatella muuttuneen työttömien ilmoittautumisvälin pidentymisen myötä.

Tilastokeskuksen otospohjainen tiedustelu ei erityisesti lomautettujen osalta voi olla yhtä tarkka kuin työministeriön vastaava. Otosmenettely on satunnaisotoksissa aina sitä luotettavampi, mitä yleisemmästä ilmiöstä on kyse. Tilastokeskuksen otos (otoskoko 12 000) ei myöskään peitä puhelinotosmenettelyn takia eräitä työttömyysryhmiä, vaikka puhelinotoksen katoa ja harhaa on pyritty korjaamaan. Vertailujen hankaluus piilee siinä, että erilaiset ratkaisut työttömyysasteen mittaamisesta vaikuttavat eri suuntiin.

Tärkeimpiä eroja voidaan tarkastella seuraavista näkökulmista:

1. **Työvoiman ja työttömyyden määrittely;** Työikäisistä (15–75-vuotiaat) 3.7 miljoonasta henkilöstä työvoimaan kuuluu noin 2.5 miljoonaa henkilöä, jotka jaotellaan työllisiin ja työttömiin. Kaikki työttömät eivät hae työtä työministeriön työvoimatoimistojen kautta, joten he eivät myöskään kuulu työvoimaan. Mm. työtä etsiviä opiskelijoita ei lueta työvoimaan, eikä alle 18-vuotiaita hyväksytä työvoimakortistoihin työnhakijoiksi. Edelleen arviolta 30–40 000 työtöntä on toimeentuloturvan ja työttömyysturvan tilastoinnin ulottumattomissa (Keinänen, 1991). Vailla pysyvää asuntoa olevien on hankalampi ilmoittautua työttömiksi, eikä heillä asunnottomuuden takia ole todennäköisesti puhelinta. Toisen aviopuolison tulojen ylittäessä tietyn määrän, toiselle puolisolle ei makseta valtion työttömyyskorvausta, joten he eivät myöskään välttämättä ilmoitaudu työttömiksi työnhakijoiksi.

Työllisyyslain uudistaminen ja työkyvyttömyyseläkkeen saantiperusteiden muuttaminen vuonna 1985 on muuttanut myös työttömyyden määrittelyä. Työttömyyseläkettä nauttivien kohdalla työttömät on rajattu sellaisiin, jotka aktiivisesti

etsivät ja olivat halukkaita työhön (Laihonen, 1991). Työttömyyseläkeläisten lukumäärä ei ole kuitenkaan viimeisen parin vuoden aikana enää ratkaisevasti muuttunut.

Eräs selvä määritelmällinen eroavuus Tilastokeskuksen ja työministeriön työttömyystilastoissa syntyy lomautettujen määritelmän perusteella. Työministeriön lomautetut ovat suureksi osaksi työnantajan ryhmälomautusilmoituksella työttömiksi ilmoitettuja, joista kaikki lomautukset eivät aina toteudu. Tilastokeskuksen vastaava käsite rekisteröi vain todella lomautetut, mutta tarkasteluviikon aikana osaksi työssä olleet ovat työllisiä. Periaatteessa kuitenkin lomautetut ja työn alkamista odottavat luetaan työttömiin.

2. Työttömyyden käsitteen operationalisointi; Tilastokeskuksen työvoimatutkimuksessa kesken viikkoa työttömäksi jäänyt luokitellaan työlliseksi, jo tunnin työskentely kyselyviikon aikana saa aikaan luokituksen työlliseksi. Tilapäinen keikkatyö ei toisaalta työvoimakortistossa tee henkilöstä vielä työllistä. Osapäivätyöttömyys tai muu vajaatyöllisyys ei myöskään tee työvoimatutkimuksessa henkilöstä työtöntä. Vajaatyöllisistä ja muusta piilotyöttömyydestä on tehty vuodesta 1989 lähtien kartoitus työvoimatutkimuksessa joka toinen vuosi. Vajaatyöllistetut saattavat hyvinkin olla työnhakijoina työvoimakortistossa, vaikka eivät tule luokitelluiksi työttömiksi. Tilastokeskuksen työvoimatutkimuksen työttömiksi luokitelluista 85 prosenttia on hakenut työtä myös työvoimatoimistojen kautta (Tilastokeskus, 1991).

Työttömyyden kasvaessa myös työttömyyden kesto on pidentymässä. Viime vuonna työttömyyden kesto oli jo keskimäärin 16–20 viikkoa, kun vuonna 1990 kesto oli keskimäärin 15 viikkoa. Toukokuun lopussa 1992 työttömyyden kesto oli pidentynyt 22 viikkoon. Jos työttömyysjaksot ovat lyhyitä, tilastojen mittausajankohdat vaikuttavat lukuihin. Työttömyyden nopea kasvu erkaannuttaa työttömyyskäsitteitä myös siksi, että työministeriön työttömien määrä rekisteröidään kuukauden lopussa, kun taas työvoimatiedustelu suoritetaan kuukauden puolivälissä. Mitä nopeampaa on työttömyyden kasvu, sitä suurempi on työttömyyslukujen ero.

Työttömyyden keston pidentyminen on todennäköisesti lisännyt Tilastokeskuksen otannan luotettavuutta. Tämä vähentää satunnaisen vaihtelun osuutta työttömyyttä mitattaessa. Satunnaisotannassa työttömät sattuvat todennäköisemmin otokseen, koska yleisempää ilmiötä voidaan tutkia luotettavammin satunnaisotannalla. Edelleen työttömyyden yleistyminen helpottaa työttömyyden tunnustamista ja pienentää näin ollen vastaamatta jättämistä tai virheellisten tietojen lukumääriä. Työttömyyden kesto vaihtelee toimialoittain, sukupuolen ja suhdannetilän mukaan. Työministeriön työttömyyskäsite on periaatteessa työttömien varantoarvio tietyllä hetkellä, kun taas Tilastokeskuksen työttömyys on minimiarvio viikon tarkasteluaikavälin dynaamisesta työttömien ja työttömäksi joutuneiden virtasuureesta. Tämä tuottaa sarjojen välille jo sellaisenaan systemaattista eroa.

3. Tietojen luotettavuus; Keskeisimpänä syynä työttömien määrästä saataviin erilaisiin lukuihin on pidetty sitä, että työministeriö ei ehdi poistaa omatoimisesti työtä löytäneitä kortistosta (Keinänen, 1991). Työtä saaneet eivät aina ilmoita työvoimatoimistolle työllistymisestään, vaikka ilmoitus on tehtävä Kansaneläkelaitokselle ja työttömyyskassalle. Työttömien vieminen kortistoon ja sieltä pois vie aikaa, joten reaaliajassa olevaa työttömyyslukua ei ole olemassa. Työttömien määrän kasvaessa kirjaaminen työttömyyskortistoon on osin viivästynyt, vaikka näyttääkin selvästi siltä, että nimenomaan työvoimaministeriön työttömien luku-

määrä reagoi ensimmäiseksi työttömyyden kasvuun. Nopea reagointi koskee erityisesti lomautuksia, jotka saattavat ennakoida työttömyyden kasvua.

Vuonna 1985 voimaan tulleen työttömyysturvalain perusteella työttömien työnhakijoiden ilmoittautumisvelvollisuus työvoimaviranomaisille siirrettiin paikallisviranomaisten harkittavaksi. 1980-luvun lopulla ilmoittautumisvelvollisuuden aikaväli on pidentynyt keskimäärin kuukaudesta kolmeen (Laihonen, 1991). Tämä on luonnollisesti hidastanut työttömyyskortistojen puhdistumista virheellisistä luokituksista. Kuitenkin laman aikana avoimien työpaikkojen vähentyminen on vähentänyt tehokkaasti työllistettyjen määrää, joten em. työttömyysmittareiden olettaisi lähenevän toisiaan. Laman ansiosta myös työttömyyden luonne on nopeasti muuttunut. Työttömyydestä on tullut myös aikaisemmin suojattujen ammattiryhmien vitsaus. Toistaiseksi vain valtion ja kuntien vakinaiset virkamiehet ovat olleet suojattuja. Työttömyys on kuitenkin hyvää vauhtia etenemässä teollisuudesta ja rakennustoiminnasta palvelusektorin kautta julkiseen sektoriin. Lama on koskenut ammattiryhmittäin entistä laajemmin myös ylempää toimihenkilötasoa. Syksyn 1991 devalvaatio on siirtänyt työttömyyttä avoimelta sektorilta suljetulle sektorille.

Tilastokeskuksen otantakyselyssä vastaamatta jättäneet (kato) saattavat tuoda harhaa otoskorotuskertoimien kautta kerrottuihin lukuihin. Tilastokeskuksen työvoimatutkimuksen nettokato on noin 7 prosenttia ja lievästi systemaattinen iän ja sukupuolen mukaan tarkasteltuna (Tilastokeskus, 1991). Peräkkäisten kuukausien otosten satunnaisuuden perusteella 95 prosentin luottamusväli kuukausittaiselle työttömien määrän muutokselle on ± 11 prosenttia (Laihonen, 1991). On luultavaa, että puhelinkyselynä suoritettu tiedustelu saa aikaan lievää systemaattista harhaa, sillä suurituloisemmat omistavat suuremmalla todennäköisyydellä puhelimen, ja voivat muistakin syistä olla paremmin suojattuja työttömyydeltä. Vastausten luotettavuuteen voi vaikuttaa myös se, miten hyväksyttäväksi työttömyys sosiaalisesti koetaan. Suurtyöttömyyden oloissa on helpompi tunnustautua työttömäksi.

Taulukko 1. **Työministeriön ja Tilastokeskuksen työttömyysasteiden eroavuus**

Kriteeri	Työministeriö	Tilastokeskus
mittausajankohta	kuukauden viimeinen arkipäivä (varanto)	kuukauden 15. päivän sisältävä viikko (virta)
työttömyyden määrittely	työttömät työnhakijat, lomautetut, lyhennetyllä viikolla olevat	vain koko ajan työttöminä olleet
tilapäistyön kohtelu	ei johda työttömyyden eväämiseen	jokainen työtilaisuus johtaa määritykseen työllisyydestä
tietojen ajan tasalla olo	kortisto voi sisältää jo työpaikan löytäneitä	kato puhelinkyselyssä, otosharha
tietojen luotettavuus	ryhmälomautuksella lomautetut eivät välttämättä päädy lomautetuiksi	osa väestöstä tilastoinnin ulkopuolella

Edellä on kuvailtu eroja näiden kahden eri työttömyysmittarin välillä. Yksiselitteistä vastausta työttömyyden eri mittareiden paremmuudesta ei ole olemassa. Tilastokeskuksen työttömyysaste on ILO:n (1983) suositusten mukainen ja siten lähempänä muiden maiden tilastoja. Työttömyyslukujen päällekkäisyys on periaatteessa kuitenkin suhteellisen korkea.

Eri työttömyysmittareiden käyttäytymistä viime vuoden aikana on tarkasteltu taulukossa 2. Työttömyysasteiden erotus ei ole pysynyt vakaana kuluneen vuoden aikana, vaikka päällekkäisyys työttömien työnhakijoiden kohdalla on em. 85 prosenttia. Työttömyystilastojen eroja kuvastaa mm. se, että noin neljäsosa työttömyysrekisterin mukaisista työttömistä on Tilastokeskuksen työvoimatutkimuksen mukaan työllisiä. Työssäolevien työnhakijoiden osuus on työmarkkinoiden kasvaneen epävarmuuden vuoksi muutenkin kasvanut samanaikaisesti kun työttömäksi ilmoittautumismenettelyä on lievennetty (Keinänen, 1992).

Taulukko 2.

Työministeriön ja Tilastokeskuksen työttömyysasteet ja niiden välinen erotus

Vuosi/ kuukausi	Työministeriö kausipuhdis- tamaton työttömyys- aste	Tilastokeskus kausipuhdis- tamaton työttömyys- aste	Erotus
	(1)	(2)	(1)-(2)
1991/M01	6.4	5.5	0.9
M02	7.1	6.1	1.0
M03	7.2	6.1	1.1
M04	7.5	6.7	0.8
M05	7.5	6.5	1.0
M06	8.6	7.3	1.3
M07	9.7	7.6	2.1
M08	9.3	7.5	1.8
M09	10.2	8.6	1.6
M10	11.2	9.4	1.8
M11	12.1	9.8	2.3
M12	13.6	10.5	3.1
1992/M01	13.5	11.5	2.0
M02	13.8	12.6	1.2
M03	13.6	11.8	1.8
M04	13.3	12.1	1.2
M05	13.1	12.0	1.1

Työttömyysasteiden ero on kasvanut selvästi kuluneen vuoden aikana. Työttömien määrän nopea kasvu on heijastunut ensin työministeriön työttömyydessä. Rakennemallien estimoinneissa havaittiin, että kuukaudella viivästetyllä Työministeriön työttömyydellä voidaan ennakoida Tilastokeskuksen vastaavaa lukua.

5 Työttömyyskäsitteiden välinen ajallinen riippuvuus

Työttömyysasteiden erotuksen systemaattisuutta on pohdittu erikseen tätä varten perustetuissa työryhmässä. Vaikka vuosina 1975–1983 työttömyysasteiden erotuksessa ei näytä olleen erityistä systematiikkaa (kuvio 1), vuoden 1984 jälkeen työvoimaministeriön työttömyysaste näyttää tuottaneen jatkuvasti korkeamman arvion (kuvio 3). Työttömyysasteissa on alkanut ilmetä myös eriaikaisuutta. Työttömyyskäsitteet näyttävät reagoineen eri tavalla työttömyyden nopeaan kasvuun sekä lomautettujen määriin. Tätä voidaan tarkastella ns. Granger-kausaliisuustestien avulla. Granger-kausaliisuudella tarkoitetaan ennustettavaa kausaliisuutta ajan suhteen, jossa syyn edellytetään edeltävän ajassa seurausta.

Tällöin tarkastelemme sitä voiko jomman kumman työttömyysasteen perusteella ennustaa systemaattisesti toisen samanaikaista tai tulevaa kehitystä. Tällä on merkitystä mm. sen vuoksi, että työvoimaministeriön työttömyysluku ilmestyy usein joitakin viikkoja Tilastokeskuksen vastaavaa työttömyysastetta aikaisemmin.

Tilastollisesti Granger-kausaliisuus tarkoittaa sitä, voidaanko esimerkiksi Tilastokeskuksen työttömyysasteen oman menneisyyden lisäksi työttömyysarvion ennustevirheen varianssia pienentää käyttämällä työministeriön samanaikaisia tai viivästettyjä arvoja selittäjänä.³ Samanaikaista korreloituneisuutta ei voida varsinaisesti pitää ennustettavana kausaliisuutena, vaikka työttömyysasteet näissä tapauksissa laaditaan riippumattomasti eri menetelmillä. Estimointitulokset on tulostettu molemmissa tapauksissa, jossa nollaviive on mukana ja sen ollessa pois suljettuna.

Estimointitulokset viittaavat siihen, että vuoden 1984 jälkeen työttömyysasteiden ajallinen riippuvuus on muuttunut jonkin verran. Työttömyysasteiden voimakkaan samanaikaisen korreloituneisuuden ($r = 0.93$) takia työttömyysasteet ja niiden kasvuvauhdit ovat tilastollisesti erittäin merkitsevästi ennustettavissa, kun saman kuukauden vastaava toinen työttömyysaste tunnetaan. Sen sijaan viivästeisesti tilanne näyttää epäsymmetriseltä.

Estimointien perusteella viivästetyillä työministeriön työttömyysasteilla voidaan ennakoida Tilastokeskuksen työttömyysasteita, mutta ei päinvastoin. Yksittäisten viivästettyjen ristikorrelaatioiden perusteella ennustettava viivästyminen on voimakkain 1–2 kuukauden aikana, joten pitkäaikaista ennustevoimaa työministeriön luvulla ei ole. Havainto sopii yhteen työministeriön työttömyysasteen nopeaan reagointiin työttömien ja lomautusten määrän kasvuun.

Työministeriön työttömyysaste reagoi konstruointitapansa vuoksi nopeasti ryhmälomautettujen ja muiden vajaatyöllisten määrän kasvuun. Vastaava ei päde Tilastokeskuksen työttömyysasteeseen (taulukko 3).

³ Granger-kausaliisuus ei ota erikseen kantaa syvällisempiin filosofisiin pohdintoihin syy-seuraus suhteiden luonteesta erilaisissa malleissa, vaan tarkastelee em. riippuvuutta ennustettavuuden kannalta. Intuitiivisesti Granger-kausaliisuuden luonnetta voidaan havainnollistaa esim. syövän ja tupakan välisen yhteyden pohdinnalla. Tarkkaa mekanismia sille, miten tupakointi vaikuttaa keuhkosyövän syntymiseen ei tiettävästi tunneta, mutta kun muut mahdolliset keuhkosyövän syntyyn vaikuttavat tekijät on otettu huomioon, kysymys kuuluu onko tiedolla henkilön tupakointitottumuksista tilastollista ennustevoimaa keuhkosyövän esiintymisen todennäköisyydelle.

Taulukko 3.

Granger -kausaalisuustestit Tilastokeskuksen ja työministeriön työttömyysasteiden ja niiden muutosvauhtien välillä

Granger -kausaalisuustestit

$$y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=0,1}^m \beta_j x_{t-j} + \varepsilon_t$$

F -testit rajoitukselle ($\beta_j = 0$)

Periodi: 1975/M1 - 1992/M2

4 -viivettä (m=4)

(nollaviive mukana) (nollaviive ei mukana)

Selitettävä Selittäjä

y_t	x_t				
TK-työt%	TM-työt%	F(5,192) =	39.5	**	F(4,193) = 22.8 **
TM-työt%	TK-työt%	F(5,192) =	16.7	**	F(4,193) = 1.9
Δ TK-työt%	Δ TM-työt%	F(5,191) =	43.2	**	F(4,192) = 30.1 **
Δ TM-työt%	Δ TK-työt%	F(5,191) =	20.3	**	F(4,192) = 8.1 **

Periodi: 1985/M1-1992/M2

4 -viipettä (m=4)

(nollaviive mukana) (nollaviive ei mukana)

y_t	x_t				
TK-työt%	TM-työt	F(5,72) =	30.5	**	F(4,73) = 24.0 **
TM-työt%	TK-työt%	F(5,72) =	6.3	**	F(4,73) = 1.2
Δ TK-työt%	Δ TM-työt%	F(5,72) =	33.5	**	F(4,73) = 25.8 **
Δ TM-työt%	Δ TK-työt%	F(5,72) =	8.8	**	F(4,73) = 3.1 *
TK-työt%	Pakkol.%	F(5,72) =	20.9	**	F(4,73) = 6.7 **
TM-työt%	Lyhenn.%	F(5,72) =	5.8	**	F(4,73) = 6.3 **
TK-työt%	Pakkol.%	F(5,72) =	1.5		F(4,73) = 1.3
TK-työt%	Lyhenn.%	F(5,72) =	2.3		F(4,73) = 2.9 *

TM-työt% = työministeriön työttömyysaste, %

TK-työt% = Tilastokeskuksen työttömyysaste, %

Δ TM-työt% = työministeriön työttömyysasteen nousuvauhti, %

Δ TK-työt% = Tilastokeskuksen työttömyysasteen nousuvauhti, %

Pakkol.% = Pakkolomautettujen osuus työttömistä, %

Lyhenn.% = Lyhennetyllä työviikolla olevien osuus työttömistä, %

* = F- testi rajoitukselle merkitsevä 5 % merkitsevyystasolla

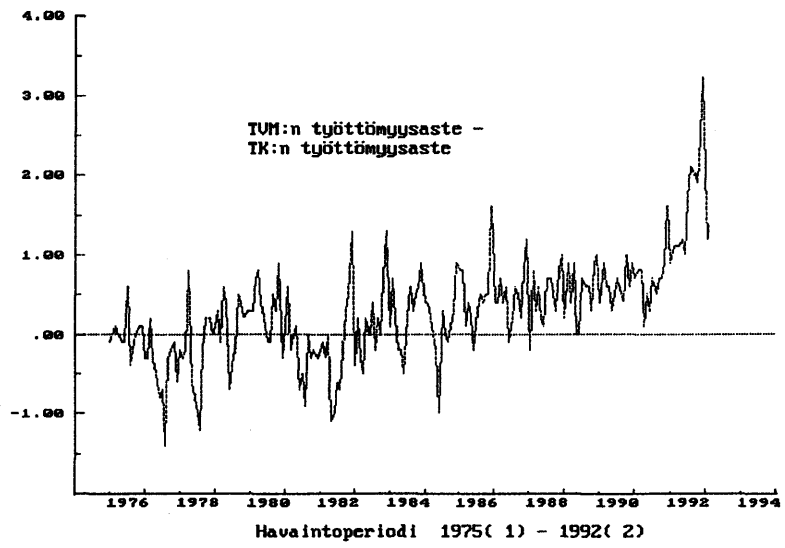
** = F- testi rajoitukselle merkitsevä 1 % merkitsevyystasolla

Päätelmät:

TM-työt%	↔	TK-työt	(Granger-kausaalisuus samanaikaisten työttömyysasteiden välillä)
	(+)		
TM-työt%	→	TK-työt%	(Viivasteinen Granger-kausaalisuus työministeriön työttömyysasteesta Tilastokeskuksen lukuun)
	(+)		
Pakkol.%	⇒	TM-työt%	(työministeriön työttömyysaste reagoi sekä samanaikaiseen että viivasteiseen pakkolomautettujen
Lyhenn.%	⇒	TM-työt%	että lyhennetyllä työviikolla olevien määrään
	(+)		

Kuvio 3.

**Työvoimaministeriön ja Tilastokeskuksen
työttömyysasteiden erotus, %**



6 Aikasarjojen rakennemallien hyväksikäyttö työttömyyden ennustamisessa

Seuraavaksi tarkastellaan työttömyysasteen mittaamista ja ennustamista ns. **aikasarjojen rakennemallien** avulla, jossa aikasarja jaotellaan havaitsemattoman trendin, kausivaihtelun ja säännöttömän vaihtelun komponentteihin. Näiden komponenttien erottelu tarjoaa paremmat mahdollisuudet sarjan tulevan käyttäytymisen ekstrapolointiin ja sitä kautta ennustamiseen. Aikasarjojen rakennemallit ovat tilastollisesti satunnaiskulkumallien yleistyksiä, jotka voidaan lukea havaitsemattomien komponenttien malleihin. Nämä mallit ovat ARIMA-mallien erikoistapauksia.

Rakenteellisten aikasarjamallien varsinaisena erona mm. yhden muuttujan ennustamiseen käytettyjen ARIMA-malleihin verrattuna on se, että trendi eli aikasarjan yksikköjuurikomponentti mallitetaan yhdessä sarjan stationaarisen osan kanssa. Stationaarinen osa voi koostua suhdanne- ja kausivaihtelusta sekä säännöttömästä virhetermistä. Koska käytössä oli kuukausiaikasarjat työttömyysasteesta 1975–1992 ja neljännesvuosisarja Tilastokeskuksen julkaisemasta työttömyydestä 1960–1991, työttömyyden suhdannekomponentin tarkastelusta luovuttiin. Satunnaiskulkumallien yleistyksinä rakennemallit pystyvät käsittelemään joustavasti sekä deterministisiä että stokastisia (lokaalisia) trendejä. Käytetty malliohjelmisto (STAMP) sallii kaikkien komponenttien muuttumisen ajassa, jolloin mm. kausivaihtelun muuttumisesta saadaan selkeämpi kuva.⁴

Rakennemallien avulla voimme myös selvittää miten hyvin työministeriön työttömyysasteella voidaan ennustaa Tilastokeskuksen lukua. Estimointien perusteella työttömyysasteen kehitystä hallitsee **lokaalinen stokastinen trendikomponentti**, joka voidaan vielä hajottaa erilliseen stokastisen tason sekä kulmakertoimen osaan. Työttömyysasteet noudattavat kuukausisarjoilla työttömyyden muutosten kannalta epävakautta, vaihtuvaa satunnaiskulkua.

Normaalioloissa voisi ajatella, että työttömyysasteen on pitkällä aikavälillä oltava stationaarinen ts. varianssiltaan rajoitettu tai ainakin, että työttömyysasteen stokastinen trendi olisi stabiili. Näin todennäköisesti onkin erittäin pitkillä vuosiaikasarjoilla. Tarkasteluajanjakson 1975–1992 huikkea työttömyyden nousu parin viimeisen vuoden aikana tekee aikasarjasta kuitenkin vaihtuvaa lokaalista trendiä noudattavan.

Työttömyysasteen satunnaiskulun epävakaudesta ts. lokaalisuudesta, johtuen työttömyysastetta ei ole mahdollista ennustaa kovin pitkälle tulevaisuuteen. Työttömyyteen kohdistuvat shokit ovat stokastisen trendin dominoivuuden takia pysyviä.⁵

Lyhyellä aikavälillä työttömyysennusteita voidaan parantaa käyttämällä tuotantoindikaattoreita eksogeenisina selittäjinä. Taloudellisten aikasarjamallien

⁴ Rakennemallien metodologia ja käyttö taloustieteellisissä sovelluksissa on esitetty kattavasti A.C. Harveyn teoksessa *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, 1989. Lyhyempi pikajohdatus mallittamiseen löytyy selvityksestä Peisa ja Takala (1992).

⁵ Rakennemallien estimointi perustuu ns. state space -esitykseen ja Kalmanin suotimen rekursio-kaavojen käyttöön. Mallin käyttäytymistä säätelevät ns. mittaus- ja muutosyhtälöt. Tilamuuttujien käyttö mahdollistaa aikasarjan trendi- ja kausikomponenttien tavallisia regressiomalleja joustavamman käsittelyn. Periaatteessa rakenteelliset aikasarjamallit ovat kuitenkin yleistettyjä regressiomalleja, joissa sekä selittävät muuttujat että estimoitavat parametrit ovat ajassa muuttuvia.

rakentamisen ongelmat liittyvät mallinvalintaan. Rakenteellisissa aikasarjamalleissa pyritään korostetusti mahdollisimman hyvään ennustetulokseen, kuitenkin sillä ehdolla että mallin spesifikaation on oltava mahdollisimman yhtäpitävä havaintojen käyttäytymispiirteiden kanssa. Pääpaino on sellaisten komponenttien etsimisessä, jotka ovat suoraan tulkittavissa.

Tyypillinen tällainen ilmiö on esimerkiksi kausivaihtelu. Taloudelliset aikasarjat – myös työttömyysaste – sisältävät vuoden sisäistä kausivaihtelua, jonka lähde ei kuitenkaan ole yksiselitteisesti identifioitavissa. Rakenteelliset aikasarjamallit mahdollistavat regressiomallien kausidummy-tekniikkaan verrattuna kausivaihtelun joustavamman mallittamisen.⁶

Rakenteellisten aikasarjamallien tulkinnallisesti tärkeimmät erot tavanomaisiin regressiomalleihin tai ARIMA-malleihin verrattuna liittyvät aikasarjojen trendikomponenttiin. Estimoidun trendin seuraaminen onkin ensiarvoisen tärkeää ennusteiden osuvuuden ja sarjan käyttäytymisen kannalta. Talouden ennustaminen on ylipäänsä mahdollista vain muutoksen autoregressiivisuuden tai hitauden ansiosta. Käytännössä tämä tarkoittaa sitä, että lähimenneisyyteen liittyvillä havainnoilla täytyy ennusteissa olla suurempi paino kuin kaukana historiassa olevilla havainnoilla. Ad hoc -ennustemenetelmissä on käytetty laajasti hyväksi havaintojen painotusta, jolloin vanhoihin havaintoihin on sovellettu alenevaa painorakennetta sen perusteella mitä vanhempia havainnot ovat olleet. Vaikka tämä on ollut intuitiivisesti perusteltua, niin vasta rakenteelliset aikasarjamallit ovat suoneet tilastollisen perustelun tällä menettelytavalle (Harvey, 1989).

Rakenteellisten aikasarjamallien estimointitekniikassa ennustaminen tapahtuu yhden askeleen ennusteiden kannalta optimaalisessa ns. tila-avaruusmuodossa, jossa hyödynnetään tehokkaasti Kalmanin suotimen ominaisuuksia. Jos malli on puettavissa Kalmanin suotimen edellyttämään muotoon, eräät vahvat tilastolliset tulokset astuvat voimaan. Kalmanin suotimen avulla saadaan mm. optimaaliset ennusteet sarjan tulevista havainnoista, kun informaatiojoukko nykyhetkeen on annettu. Sivutuotteena saadaan myös optimaaliset estimaatit aikasarjan havaitsemattomille komponenteille.

Ehdollisten ennusteiden informaatiojoukon laajentaminen selittäväillä muuttujilla on myös mahdollista. Kun malli sisältää selittäviä muuttujia, ennustaminen on mahdollista vain siihen periodiin asti, johon selittävien muuttujien tulevat arvot tunnetaan. Selittävät muuttujat ovat tällöin luonteeltaan ns. leading indikaattoreita.⁷

⁶ Monien taloudellisten aikasarjojen – esim. ulkomaankaupparajat – kohdalla tuntuisi epätodennäköiseltä, että kausivaihtelu voisi pysyä useamman vuosikymmenen ajan muuttumattomana. Suomessa mm. talviolosuhteiden muuttuminen, kuljetustekniikan paraneminen, ulkomaankaupan rakenteen muuttuminen ovat mitä luultavammin vaikuttaneet kausivaihtelun rooliin.

⁷ Rakenteellisissa aikasarjamalleissa lähdetään ns. ARMA-malliperheen tavoin liikkeelle yhden muuttujan malleista, jolloin käytettävä informaatiojoukko on hyvin rajoitettu. Puhtaassa rakenteellisessa aikasarjamallissa ei ole mukana selittäviä muuttujia, joten ennusteet tehdään ekstrapoloimalla sarjan estimoituja systemaattisia komponentteja ajassa eteenpäin lähtien liikkeelle otosperiodin loppuhetkestä. Selittävät muuttujat vaikuttavat rakenteellisissa aikasarjamalleissa myös havaitsemattomien komponenttien kautta. Jos havaitsemattomia komponentteja ei ole mukana mallissa, mallit pelkistyvät tavanomaisiksi regressiomalleiksi. Rakenteellisten aikasarjamallien esitystapa tila-avaruusmuodossa mahdollistaa tasoitusalgoritmien käytön kautta systeemin tilan selvittämisen minä tahansa ajankohtana.

Ongelmana yhden muuttujan malleissa on se, että ne eivät ole välttämättä stabiileja yli ajan, jolloin selittäjien liittäminen malliin voi lisätä parametrien stabiilisuutta. Yhden muuttujan mallit voivat olla pahasti väärin spesifioituja, jolloin niillä tuotetut ennusteet menevät pitkän päälle pahasti pieleen. Virhekorjausmallien konstruointi on mahdollista myös rakenteellisten mallien yhteydessä, jolloin pitkän aikavälin tasapainorelaatiot tulevat automaattisesti täytetyiksi. Toisaalta vaikka useamman muuttujan rakenteelliset mallit ovat parametrien konsistenttisuuden ja stabiilisuuden kannalta luotettavampia, väärinspesifioinnin mahdollisuudet ovat merkittävästi suuremmat kuin yhden muuttujan malleissa.⁸

Mallin hyvyydelle asetetut kriteerit vastaavat regressiomalleista tuttuja ominaisuuksia kuten mallin vähäparametrisuus, yhteensopivuus havaintoaineiston kanssa, yhtäpitävyys muun prioritiedon kanssa, rakenteellinen stabiilisuus ja ennustekyky otosperiodin ulkopuolella.

Rakenteellisten mallien havainnollistamiseksi tarkastelemme esimerkinomaisesti malleja, joita käytettiin empiirisessä analyysissä (ks. lähemmin Harvey (1989)).

Havaitun aikasarjan y_t oletetaan koostuvan seuraavista komponenteista

$$y_t = \mu_t + z_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

eli trendistä (μ), kausitermistä (z) ja säännöttömästä satunnaistermistä (ε). Trendi voidaan hajottaa vielä erikseen taso- ja kulmakerroin komponentteihin.

Yksinkertaisin esimerkki rakenteellisesta mallista on deterministisen trendin ja kausikomponentin sisältävä spesifikaatio

$$y_t = \alpha + \beta t + \sum_{j=1}^s \gamma_j z_{jt} + \varepsilon_t \quad (t = 1, \dots, T) \quad (2)$$

jossa α ja β ovat trendiparametreja. Kausiperiodien lukumäärän ilmaisee parametri s . Kausivaihtelu voidaan ottaa stokastisesti huomioon kausidummy-muuttujien z_{jt} avulla s.e. kausikertoimien summa vuoden yli on nolla ts.

$$\sum_{j=1}^s \gamma_{t-j} = \omega_t \quad \omega_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\omega^2). \quad (3)$$

Kausivaihtelu voidaan mallittaa stokastisesti myös trigonometrinen kausifrekvenssien avulla, jolloin hetkeen t liittyvä kausikomponentti on muotoa

⁸ Rakenteellisissa aikasarjamalleissa rajoituksia ei juurikaan johdeta talousteorista, vaan niissä annetaan datan puhua puolestaan. Mahdollisimman hyvän ennustamisen taustalla on regressiomallien tavoin se, että malli selittää hyvin systemaattiset piirteet sarjan aikaisemmasta historiasta. Rakennemallien residuaalit ovat yhden askeleen ennustevirheitä, joten poikkeukselliset säännöttömät piirteet kuten lakot, työsulut jne. jäävät suurimmaksi osaksi mallin virhekomponenttiin. Mallin sopivuus dataan tarkistetaan normaaliin tapaan tutkimalla residuaaleja diagnostisten testien avulla.

$$\gamma_t = \sum_{j=1}^{s/2} (\gamma_j \cos \lambda_j t + \gamma_j^* \sin \lambda_j t), \quad (4a)$$

jossa

$$\lambda_j = 2\pi j/s, \quad j = 1, \dots, s/2 \quad (4b)$$

Jos residuaalit ε_t ovat normaalisesti jakautuneita valkoisen kohinan termejä ts. $\varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2)$ parametrien ML-estimointi on mahdollista OLS-estimoinnin avulla.

Rakenteellisten aikasarjamallien kielellä deterministisen trendin malli on kirjoitettavissa muotoon

Globaalin deterministisen trendin malli

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t, \quad (5a)$$

$$\mu_t = \alpha + \beta t, \quad \varepsilon_t \sim \text{NID}(0, \sigma^2) \quad (5b)$$

Globaalisen trendin malli on erikoistapaus seuraavasta lokaalisen stokastisen trendin mallista.

Lokaalisen trendin malli

Lokaalinen trendi on esitettävissä muodossa

$$y_t = \mu_t + \varepsilon_t, \quad (t = 1, \dots, T) \quad (6a)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \beta_{t-1} + \eta_t \quad (6b)$$

$$\beta_t = \beta_{t-1} + \zeta_t \quad (6c)$$

missä

$$\eta_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\eta^2), \quad \zeta_t \sim \text{NID}(0, \sigma_\zeta^2). \quad (6d)$$

Tässä täsmennyksessä odotetun muutosvauhdin ilmaiseva kerroin β on mallitettu satunnaiskulukuksi, jota voidaan hyvin lyhyen aikavälin – lokaalisissa – analyyseissa tarkastella vakiona. Trendikasvuvauhdin epävakauden ilmaisee varianssitermi σ_ζ^2 .

Trendiin voi liittyä tasoon (μ) ja/tai kulmakertoimeen (β) 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 globaalisen stokastisen trendin tapaukseen eli vakiovauhdilla kasvavaan satunnaiskulkuun. Varianssiparametreja kutsutaan rakennemallien yhteydessä **hyperparametreiksi**.

Erikoistapauksessa $\sigma_\varepsilon^2 = 0$ ja $\sigma_\zeta^2 > 0$, μ_t noudattaa satunnaiskulkua, jolloin ennusteen odotusarvo $E[\mu_{T+\tau} | \mu_1, \dots, \mu_T] = \mu_T + \beta \tau$, kaikille $\tau > 0$. Vastaavasti jos $\sigma_\eta^2 = 0$ ja $\sigma_\zeta^2 = 0$, $\mu_t = \alpha + \beta t$, jolloin trendiennusteeksi saadaan $E[\mu_{T+\tau} | \mu_1, \dots, \mu_T] = \alpha + \beta(T+\tau)$.

Ennusteiden tilastolliset luottamusvälit esim. 100 (1-c), jossa c on testin merkitsevyystaso, voidaan laskea RMSE-virheiden avulla τ :nnen askeleen havainnolle $\hat{y}_{T+\tau}$

$$\hat{y}_{T+\tau/T} \pm t_{T-d}^{(c/2)} * \text{RMSE}(\hat{y}_{T+\tau/T}), \quad (7)$$

jossa t viittaa t-jakaumaan ja (c/2) kaksisuuntaisen testin vastaavaan kriittiseen taulukkoarvoon (Harvey 1989, s. 32).

Satunnaiskulkumallien voidaan tulkita generoituneen aggregoitujen valkoisen kohinan nolla odotusarvoisista, vakiovarianssilla varustetuista satunnaisista shokeista. Huolimatta siitä, että näitä prosessia eteenpäin ajavia riippumattomia virhe-termejä ei suoraan havaita, ne ovat estimoitavissa.

7 Estimointitulokset

Työttömyysasteille estimoitujen rakennemallien tulokset on esitetty taulukoissa 4–8. Tarkastelut aloitettiin työministeriön työttömyysasteen mallittamisella (kuvio 4 ja taulukko 4). Työttömyysaste noudattaa estimoinnin perusteella epävakaa ts. vaihtuvaa lokaalista trendiä, jossa sekä trendikomponentin taso että kulmakerroin ovat tilastollisesti nollassa poikkeavia. Työttömyysasteen taso ja muutossuunta ovat myös varianssiltaan muuttuvia.

Rakennemallin selityskyky on tasomuodossa sekä puhtaaseen satunnaiskulkumalliin verrattuna hyvä (kuvio 5). Estimoinnin loppuhetkellä – helmikuu 1992 – työttömyysasteen tason estimaatti oli vielä 13.2 prosenttia. Lokaalisen trendin malleissa työttömyysasteen trendimuuttujan tilaestimaatti on vielä toistaiseksi selvästi positiivinen (lähes 0.5 %), joten tämän perusteella työttömyysasteen paraneminen on vielä toistaiseksi vain kausiluontoista.

Tilastokeskuksen työttömyysasteen satunnaiskulkumalli on kvalitatiivisesti samankaltainen, lokaalisen stokastisen trendin dominoiva (taulukko 5). Mallin estimoinnin diagnostiikka osoittaa puutteita residuaalien autokorrelaation suhteen, vaikka rakennemallin estimointi on suoritettu stokastisella spesifikaatiolla. Tehokkaiden lisäselittäjien etsiminen on siten paikallaan. Eräänä lisäselittäjänä kokeiltiin kuluttajahintojen muutosvauhtia. Tarkastelut eri viiveillä eivät johtaneet mallin selityskyvyn merkittävään paranemiseen, vaikka työttömyysasteen ja kuluttajahintojen samanaikaisen korrelaatio oli 1975/M1–1992/M2 tilastollisesti merkitsevä (–0.38). Aivan lyhyellä aikavälillä valintaa Phillips-käyrän mukaisesti työttömyyden ja inflaation välillä ei tämän perusteella näyttäisi olevan.

Työministeriön työttömyysasteen julkaiseminen ennen Tilastokeskuksen vastaavaa indikaattoria auttaa selvästi ennakoimaan Tilastokeskuksen mittaamaa työttömyysastetta (taulukko 6). Tämä ei sellaisenaan liene yllätys, sillä nehan mittaavat samaa ilmiötä. Toisaalta erikoista on, että myös kuukaudella viivästetty työministeriön työttömyysaste auttaa saman kuukauden työttömyysasteen lisäksi ennustamaan Tilastokeskuksen työttömyyttä. Sen sijaan Tilastokeskuksen työttömyysasteella ei ole ennustevoimaa työministeriön työttömyysasteen oman menneisyyden lisäksi, joten sama ei päde toisinpäin. Näin ollen rakennemallien estimoinneista saadut tulokset ovat yhteensopivia Granger-kausaisuustestitulosten kanssa.

Tilastokeskuksen työttömyysasteen eksogeenisena selittäjänä kokeiltiin edelleen Tilastokeskuksen laskemaa bruttokansantuotteen kuukausi-indikaattoria, joka osoittautui 3–4 kuukauden viipeellä merkitseväksi (taulukko 7). Työttömyys ja työllisyyskehityksen viivasteisyys tuotannon muutoksiin on yleisesti havaittu ilmiö, joten ainakin lyhyen aikavälin työttömyysennusteiden laadinta edellyttää nopeasti valmistuvien tuotantoindikaattoreiden käyttöä.

STAMP-ohjelma mahdollistaa työttömyysasteen lähikuukausien ennustamisen. Toukokuun loppuun asti tehdyt aikasarjan puhtaaseen menneisyyteen – ilman selitettäviä eksogeenisiä muuttujia – perustuvat ekstrapoloinnit ennakoivat työministeriön työttömyysasteen kasvun jatkuvan 14.3 prosenttiin huhtikuussa 1992. Mallit ennakoivat kesäkuukausina työttömyyden vähenevän normaalin kausivaihtelun perusteella. Vastaavat ennusteet eksogeenisen teollisuustuotannon sisältävästä mallista eivät poikenneet merkittävästi edellisistä (taulukko 8).

Tilastokeskuksen vastaavan työttömyysasteen nousu taittuu samoin huhtikuussa, jolloin maksimi olisi 13.1 prosentissa. Menneisyys on valitettavasti osoittanut, että taloudellisen tilanteen heikkeneminen on ollut jatkuvasti heikompa, jolloin ekstrapoloidut työttömyysasteet ovat jääneet aliarvioiksi. Tuotannon kasvu

on devalvaation jälkeen auttanut erityisesti avointa vientisektoria, kun taas kotimaisen suljetun sektorin kysyntä- ja tulonäkymät ovat heikentyneet. On syytä epäillä, että vientiteollisuus ei pääomavaltaisena pysty työllistämään työvoimaa yhtä nopeasti kuin mitä suljettu sektori sitä supistaa.

Työttömyyssarjojen menneisyyden perusteella tehtävät pidemmät ennusteet eivät myöskään ole perusteltuja sarjan käyttäytymistä dominoivan lokaalisen stokastisen trendin ts. satunnaiskulkuprosessin epävakauden takia.

Suoritetujen estimointien perusteella 1980-luvun aikana kausivaihtelujen rooli työttömyysasteen vaihtelun selittäjänä on lievästi vähentynyt. Kausivaihtelun merkitys työttömyyden selittäjänä asettuu estimointien perusteella kuluvana vuonna vaihteluvälille -0.6 :sta 0.9 :ään prosenttia ts. se on varsin vähäistä. Erillinen kysymys on kuitenkin se, mitä merkitystä kausivaihtelulla on työttömyyden kannalta. Työttömyys on sen kohteeksi joutuneelle mitä reaalisiin ilmiö, eikä henkilöä luultavasti lohduta yhtään sen kausiluontoisuus. Kausivaihtelulla on jonkin verran merkitystä talouden havaitsemattoman trendikehityksen kannalta, jonka lisäksi kausiluontoisuus voi tarjota informaatiota työttömyyden keston ennakkointiin.

Makrotaloudellisesti työttömyys yleensä viivästyy kokonaistuotannon ja referenssisuhdannesyklin vaihteluista. Työttömien määrä edeltää usein ajallisesti työllisten kehitystä. Näille ilmiöille on helppo keksiä ainakin intuitiivisesti mielekkäitä selityksiä. Työnantajat eivät halua välittömästi sopeuttaa työvoimaa kysynnän pudotuksiin, sillä he eivät voi olla varmoja muutoksen pysyvyydestä ja odottelevat suhdanteiden kääntymistä. Toisaalta, kun työvoimaa on jouduttu irtisanomaan, kysynnän kasvun täytyy olla pysyvää ennen kuin uutta työvoimaa otetaan. Tämän on arveltu johtuvan työvoiman sopeuttamisen suuremmista transaktiokustannuksista muihin tuotantotekijöihin nähden. Useimmissa yrityksissä yrityksen keskeinen pääoma muodostuu koulutetusta ja työtehtäviin harjaantuneista työntekijöistä, joiden korvattavuus on lyhyellä aikavälillä vaikeaa ja kustannuksia aiheuttavaa.

Työttömyysasteen epävakaaan lokaalisen trendin spesifikaatiota tarkasteltiin lopuksi vielä Tilastokeskuksen työttömyysasteen neljännevuosisarjoilla aikavälillä 1960–1991. Mallispesifikaation tulkinta ei tällöin muutu (ks. liite 1). Työttömyysastetta voidaan menestyksellisesti ennakoida 1. neljänneksellä viivästetyllä bruttokansantuotteen kausipuhdistetulla volyymilla. Samanaikaisella BKT:llä tai pidemmillä viiveillä ei ole vastaavaa ennustekykä. Mallin residuaaleista nähdään selvästi miten yllätyksellistä työttömyysasteen nousu viime vuoden lopulla on yhä uudelleen ollut mallispesifikaatiolle.

Mallista on laskettu eksogeenisen BKT:n yhden viipeen mahdollistama ennuste vuoden 1992 1. neljännekselle, joka oli 12.1 prosenttia. Tämä ei juurikaan poikkea kuukausittaisten työttömyysasteiden painottamattomasta keskiarvosta 12.0 prosenttia. Myös neljännesvuosiaineistolla estimoitu kausivaihtelukomponentti osoittaa selvää kausivaihtelun vähenemistä 1980-luvulla.

Loppukevään ja kesän aikana päivitettyjen työttömyysasteiden perusteella estimoidut aikasarjojen rakennemalliestimoinnit eivät ole kääntäneet työttömyysasteen trendiä laskuun. Toukokuun lopussa Tilastokeskuksen työttömyysasteen trendi oli vielä 0.4 prosenttia, vaikka BKT:n kuukausi-indikaattori osoitti nopeaa nousua mm. huhtikuussa. Tilastokeskuksen työttömyysasteen tason estimaatti oli lokaalisen trendin perusmallissa toukokuussa 12.4 prosenttia ja ennuste kesäkuulle 12.6 prosenttia. Kesäkuukauksina normaalisti supistuvasta työttömyydestä huolimatta mallit ennakoivat edelleen työttömyyden kasvavan. Työttömyyden lähistoria ei näin ollen ole vielä vakuuttanut malleja työttömyyden kääntymisestä parempaan suuntaan (taulukko 8).

Taulukko 4.

**Työministeriön työttömyysasteen rakenteellisen
lokaalisen trendin perusmallin estimointi,
Scoring-estimointi 1975/M1–1992/M2, 206 havaintoa
Selitettävä muuttuja: UNEMP %**

Hyperparametrit (varianssiestimaatit)

Estimaatti	Parametri	Standardivirhe	t-arvo
.0272	σ^2 (Taso)	.0064103	4.2491
.0018755	σ^2 (Trendi)	.0008035	2.3342
.0002267	σ^2 (Kausit.)	.0000519	4.3669
.0000	σ^2 (Säännötön)	1.0000	.0000

Tilamuuttujat (loppuhetkellä)

Estimaatti	Tila	RMSE	t-arvo
13.2076	Taso	.1452	90.9522
.4539	Trendi	.0963	4.7145
.5495	Harmoninen	.0900	6.1064
-.2906	Harmoninen	.0890	-3.2651
.0696	Harmoninen	.0625	1.1130
-.1194	Harmoninen	.0630	-1.8972
-.1258	Harmoninen	.0533	-2.3607
.0748	Harmoninen	.0540	1.3841
-.1044	Harmoninen	.0492	-2.1237
-.0037429	Harmoninen	.0500	-.0748
.1613	Harmoninen	.0475	3.3942
.0239	Harmoninen	.0489	.4875
.0422	Harmoninen	.0403	1.0474

Mallin suorituskyky

Log-likelihood	133.3457
Ennustevirheen varianssi	.0910
Neliösumma	18.0796

Selitysasteet (tasoista, differensseistä ja kausidifferensseistä):

$$R^2 = .9767$$

$$R_D^2 = .6602$$

$$R_S^2 = .1100$$

$$\text{Kausivaihtelutesti } S = 82.1143^{**} \sim \chi^2(11)$$

Residuaalien diagnostiikka

$$\text{Residuaalien vinous} = -.3948$$

$$\text{Residuaalien huipukkuus} = 5.6721$$

Normaalisuustesti:

$$\text{Vinous } \chi^2(1) = 5.0138^*$$

$$\text{Huipukkuus } \chi^2(1) = 57.4195^{***}$$

$$\text{Normaalisuus } \chi^2(2) = 62.4332^{***}$$

$$\text{Neliösumma (standardoidut residuaalit)} = 193.0001$$

$$\text{Neliösumma keskiarvo suhteen} = 192.7356$$

$$\text{Standardoitujen residuaalien keskiarvo} = .0370$$

$$\text{Heteroskedastisuustesti } F(64,64) = .4630$$

$$\text{Portmanteau Q-testisuure } (\sim \chi^2(6)) = 18.9000^{**}$$

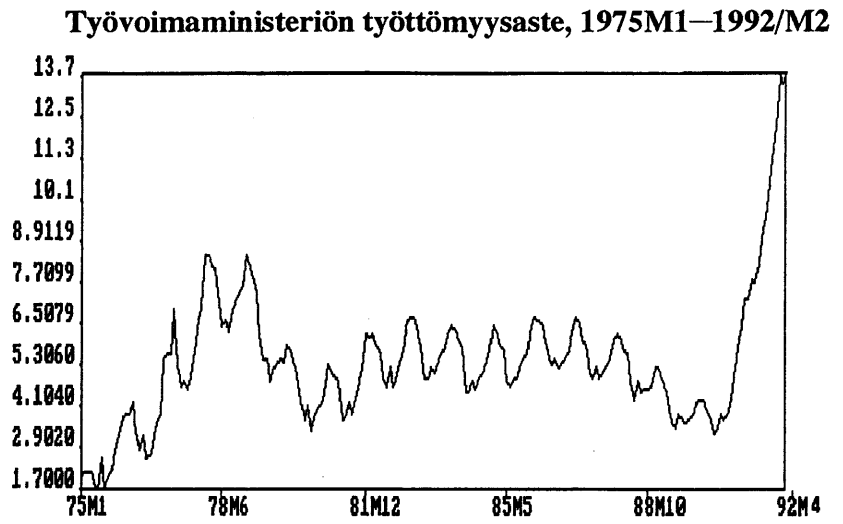
Merkinnät:

* tilastollisesti merkitsevä 5 % merkitsevyystasolla

** tilastollisesti merkitsevä 1 % merkitsevyystasolla

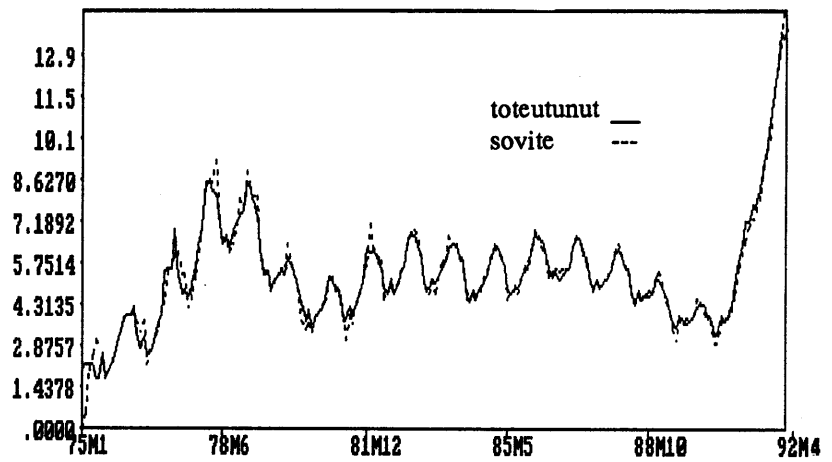
*** tilastollisesti merkitsevä 0.1 % merkitsevyystasolla

Kuvio 4.



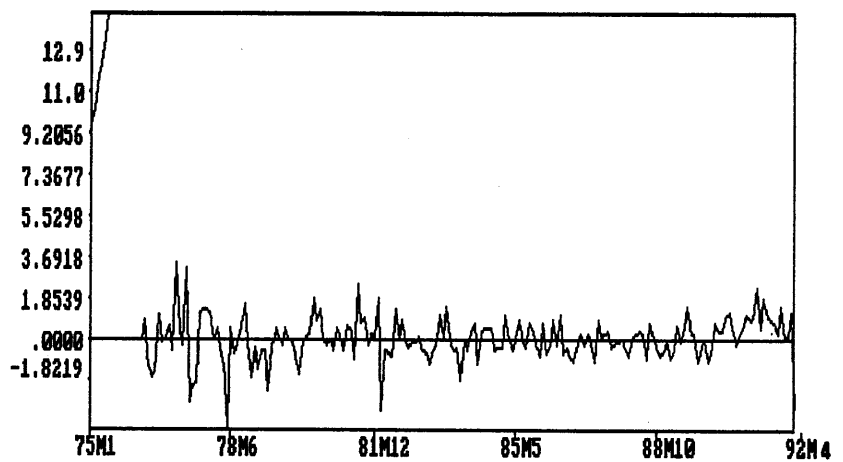
Kuvio 5.

Työvoimaministeriön työttömyysasteen rakennemallin trendi ja todelliset havainnot



Kuvio 6.

Työvoimaministeriön työttömyysasteen rakennemallin residuaalit



Taulukko 5.

**Tilastokeskuksen työttömyysasteen rakenteellisen
lokaalisen trendin perusmallin estimointi,
Scoring-estimointi 1975/M1–1992/M2, 206 havaintoa
Selitettävä muuttuja: L040.M**

Hyperparametrit

Estimaatti	Parametri	Standardivirhe	t-arvo
.0201	σ^2 (Taso)	.0120	1.6723
.0015840	σ^2 (Trendi)	.0007381	2.1461
.0001174	σ^2 (Kausit.)	.0000413	2.8436
.0386	σ^2 (Säännötön)	.0095016	4.0657

Tilamuuttujat

Estimaatti	Tila	RMSE	t-arvo
11.7140	Taso	.1862	62.9047
.5539	Trendi	.0905	6.1190
.5082	Harmoninen	.0768	6.6177
.0335	Harmoninen	.0770	.4353
.1213	Harmoninen	.0617	1.9649
.0026535	Harmoninen	.0625	.0425
.1015	Harmoninen	.0584	1.7374
-.0185	Harmoninen	.0591	-.3123
-.0819	Harmoninen	.0573	-1.4297
-.1121	Harmoninen	.0580	-1.9344
.0321	Harmoninen	.0569	.5650
-.1029	Harmoninen	.0576	-1.7862
.0218	Harmoninen	.0480	.4552

Mallin suorituskyky

Log-likelihood	86.8807
Ennustevirheen varianssi	.1439
Neliösumma	28.8849
Selitysasteet (tasoista ja differensseistä)	
R^2	= .9480
R_D^2	= .5283
R_S^2	= .1066
Kausivaihtelutesti $S = 61.0675$ ** $\sim \chi^2(11)$	

Residuaalien diagnostiikka

Residuaalien vinous	- .2688
Residuaalien huipukkuus	2.9675
Normaalisuustesti	
Vinous $\chi^2(1) =$	2.3247
Huipukkuus $\chi^2(1) =$	0.0085
Normaalisuus $\chi^2(2) =$	2.3332

Neliösumma (standardoidut residuaalit)	193.0000
Neliösumma keskiarvo suhteen	192.4960
Standardoitujen residuaalien keskiarvo	.0511
Heteroskedastisuustesti $F(64,64) =$.9341
Portmanteau Q-testisuure $(\sim \chi^2(6)) =$	6.6700

Taulukko 6.

Tilastokeskuksen työttömyysasteen rakennemalli, jossa eksogeenisena selittäjänä on käytetty työministeriön työttömyysastetta, Scoring-estimointi 1975/M5–1992/M2, 202 havaintoa
Selitettävä muuttuja: L040.M

Hyperparametrit

Estimaatti	Parametri	Standardivirhe	t-arvo
.0000	σ^2 (Taso)	1.0000	.0000
.0002328	σ^2 (Trendi)	.0000921	2.5285
.0001099	σ^2 (Kausit.)	.0000388	2.8301
.0552	σ^2 (Säännötön)	.0075310	7.3347

Tilamuuttujat

Estimaatti	Tila	RMSE	t-arvo
2.7297	Taso	.7296	3.7413
.1246	Trendi	.0510	2.4448
.0502	Harmoninen	.0679	.7389
.1854	Harmoninen	.0622	2.9834
-.0050600	Harmoninen	.0592	-.0854
.0278	Harmoninen	.0601	.4628
.0823	Harmoninen	.0590	1.3947
.1186	Harmoninen	.0598	1.9812
.1192	Harmoninen	.0589	2.0232
-.0151	Harmoninen	.0597	-.2525
.1345	Harmoninen	.0592	2.2701
.0531	Harmoninen	.0598	.8884
.0268	Harmoninen	.0498	.5385
.6108	UNEMP%	.0541	11.2959

Mallin suorituskyky

Log-likelihood	101.2882
Ennustevirheen varianssi	.1130

Selityssasteet:

$$R^2 = .9548$$

$$R_D^2 = .6263$$

$$R_S^2 = .2627$$

$$\text{Kausivaihtelutesti } S = 29.4336^{**} \sim \chi^2(11)$$

Residuaalien diagnostiikka

$$\text{Residuaalien vinous} = -.2235$$

$$\text{Residuaalien huipukkuus} = 2.9790$$

Normaalisuustesti

$$\text{Vinous } \chi^2(1) = 1.5982$$

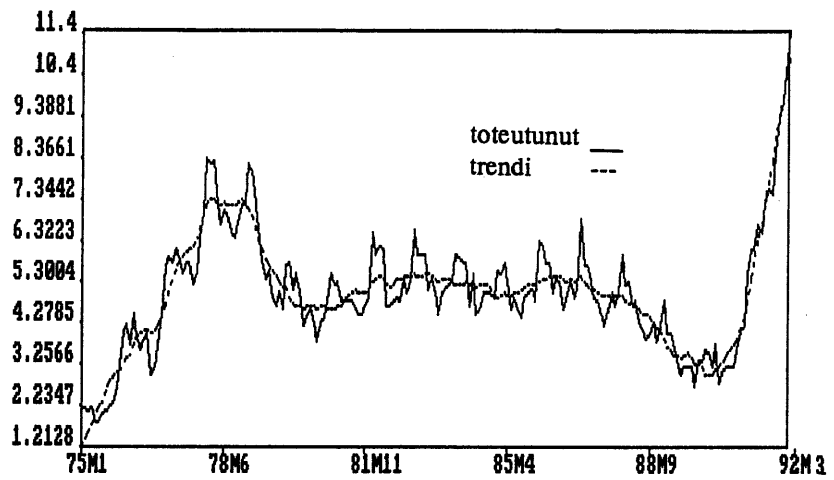
$$\text{Huipukkuus } \chi^2(1) = 0.0035$$

$$\text{Normaalisuus } \chi^2(2) = 1.6018$$

Neliösumma (standardoidut residuaalit)	191.0413
Neliösumma keskiarvo suhteen	190.9782
Standardoitujen residuaalien keskiarvo	.0181
Heteroskedastisuustesti	$F(64,64) = .6927$
Portmanteau Q-testisuure	$(\sim \chi^2(6)) = 3.734$

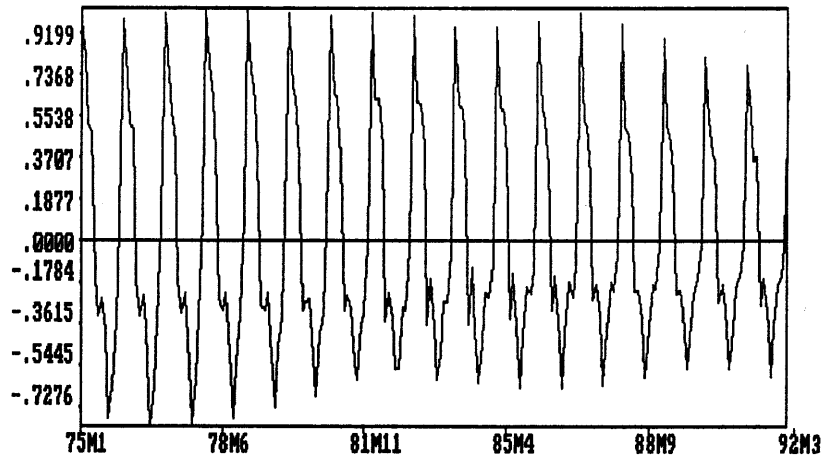
Kuvio 7.

Tilastokeskuksen työttömyysaste ja sen rakennemallin trendikomponentti



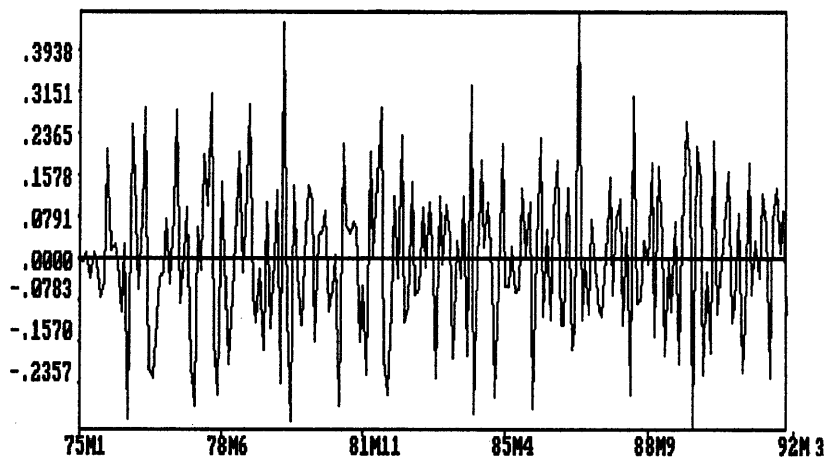
Kuvio 8.

Tilastokeskuksen työttömyysasteen rakennemallin kausikomponentti



Kuvio 9.

Tilastokeskuksen työttömyysasteen raknemallin säännötön osa



Taulukko 7.

Tilastokeskuksen työttömyysasteen rakennemalli, jossa eksogeenisena selittäjänä on käytetty viivästettyä kokonaistuotannon kuukausi-indikaattoria
Scoring-estimointi 1975/M5–1992/M3, 203 havaintoa
Selitettävä muuttuja: L040.M

Hyperparametrit

Estimaatti	Parametri	Standardivirhe	t-arvo
.0255	σ^2 (Taso)	.0119	2.1360
.0010475	σ^2 (Trendi)	.0005487	1.9088
.0001163	σ^2 (Kausit.)	.0000419	2.7796
.0369	σ^2 (Säännötön)	.0094710	3.8913

Tilamuuttujat

Estimaatti	Tila	RMSE	t-arvo
52.3384	Taso	11.5646	4.5258
.4317	Trendi	.0825	5.2331
.4572	Harmoninen	.0774	5.9077
-.2615	Harmoninen	.0777	-3.3672
.0377	Harmoninen	.0623	.6057
-.1200	Harmoninen	.0630	-1.9048
-.0392	Harmoninen	.0586	-.6702
-.1140	Harmoninen	.0592	-1.9254
-.0914	Harmoninen	.0572	-1.5982
.1154	Harmoninen	.0579	1.9926
-.1067	Harmoninen	.0566	-1.8838
.0699	Harmoninen	.0574	1.2181
-.0414	Harmoninen	.0478	-.8667
-3.9002	GDPMK(-3)L	1.5559	-2.5067
-4.4994	GDPMK(-4)L	1.5595	-2.8851

Mallin suorituskyky

Log-likelihood	81.8420
Ennustevirheen varianssi	.1428

Selitysasteet:

$$R^2 = .9506$$

$$R_D^2 = .5480$$

$$R_S^2 = .1469$$

$$\text{Kausivaihtelutesti } S = 68.9522^{**} \sim \chi^2(11)$$

Residuaalien diagnostiikka

$$\text{Residuaalien vinous} = -0.3016$$

$$\text{Residuaalien huipukkuus} = 2.9100$$

Normaalisuustesti:

$$\text{Vinous } \chi^2(1) = 2.8797$$

$$\text{Huipukkuus } \chi^2(1) = 0.0641$$

$$\text{Normaalisuus } \chi^2(2) = 2.9439$$

$$\text{Neliösumma (standardoidut residuaalit)} = 187.8749$$

$$\text{Neliösumma keskiarvo suhteen} = 187.4407$$

$$\text{Standardoitujen residuaalien keskiarvo} = .0478$$

$$\text{Heteroskedastisuustesti } F(63,63) = 1.1678$$

$$\text{Portmanteau Q-testisuure } (\sim \chi^2(6)) = 6.287^*$$

Merkinnät:

* tilastollisesti merkitsevä 5 % merkitsevyytasolla

** tilastollisesti merkitsevä 1 % merkitsevyytasolla

*** tilastollisesti merkitsevä 0.1 % merkitsevyytasolla

Taulukko 8.

**Työttömyysasteen ennusteet loppukevälle 1992
eri rakennemallien perusteella, %**
(Lihavoidut numerot jo tiedossa olevia havaintoja)

Ennusteet periodille 1992/M3 – 1992/M5, %

	Työministeriö:		Tilastokeskus:	
	Lokaalisen BKT:n kuvaajan rakennemalli	Eksogeenisen trendin sis. selitysmalli	Lokaalisen teollisuustuot. rakennemalli	Eksogeenisen trendin sis. selitysmalli
1992/M1	13.5	13.5	11.5	11.5
1992/M2	13.8	13.8	12.6	12.6
1992/M3	13.86	13.87	12.61	12.56
1992/M4	14.25	14.32	13.21	13.12
1992/M5	13.95	14.07	13.09	13.02

Kausivaihteluestimaatit seuraavan vuoden aikana yo. malleissa

1992/M01	-	-	-	.6907
1992/M02	.5924	.6310	.7031	.8082
1992/M03	.2156	.2323	.3441	.2161
1992/M04	.1683	.1812	.3883	.3804
1992/M05	-.5577	-.5602	-.2759	-.2910
1992/M06	-.5938	-.5958	-.1478	-.1653
1992/M07	-.2433	-.2659	-.2909	-.3122
1992/M08	-.5775	-.5753	-.5807	-.5881
1992/M09	-.3394	-.3631	-.3742	-.4063
1992/M10	-.2495	-.2275	-.1852	-.1766
1992/M11	.1254	.0914	-.1741	-.1460
1992/M12	.9134	.8894	-.0467	-.0100
1993/M01	.5462	.5624	.6400	-

Työttömyysasteiden (%) kausipuhdistamattomien ennusteiden osuvuuden seuranta

	Työministeriö:		Tilastokeskus:	
	Ennuste	Toteutunut	Ennuste	Toteutunut
1992/M02	-	13.8	-	12.6
1992/M03	13.9	13.6	12.6	11.8
1992/M04	14.3	13.3	13.1	12.3
1992/M05	14.0	13.1	13.0	12.0

Työministeriön työttömyysasteen tason 95 % luottamusvälit olivat ± 0.3 %, Tilastokeskuksen vastaavat luottamusvälit olivat ± 0.4 %.

Kesäkuukauksille päivitettyt ennusteet nähdään seuraavasta asetelmasta, jossa eksogeenisena ennakoivana indikaattorina on käytetty BKT:n kuukausikuvaajaa 3–4 kuukauden viiveillä.

	Työministeriö		Tilastokeskus	
	Lokaalisen trendin rakennemalli	Eksog. BKT:n indik. sis. malli	Lokaalisen trendin rakennemalli	Eksog. BKT:n indik. sis. malli
1992/M06	13.4	13.3	12.6	12.5
1992/M07	14.1	13.9	12.8	12.7
1992/M08	14.0	-	13.0	-
1992/M09	14.6	-	13.6	-

8 Yhteenveto

Työttömyyden kasvun hidastuminen ja avoimen sektorin tuotannon kasvu alkuvuodesta 1992 on herättänyt toiveet työttömyyden kasvun pysähtymisestä tai kääntymisestä laskuun. Normaalisti työttömyys paranee kausivaihtelun vuoksi loppukeväältä, joten merkit työttömyyden kääntymisestä laskuun ovat epävarmoja. Työttömyyden mahdollisesti poikkeukselliseen reaktioon tuotannon muutoksiin vaikuttaa myös osaltaan viimesykyinen devalvaatio, joka myöhästyttää vientikysynnän kasvun tulonmuodostuksen kanavoitumista työllisyyteen. Edelleen yritysten ja kotitalouksien raskas velkaantuneisuus hidastaa kulutuskysynnän elpymistä, kun tulot käytetään suuremmissa määrin velkojen ja korkojen maksuun.

Työttömyysasteen aikasarjoja on tarkasteltu edellä ns. rakenteellisten aikasarjamallien avulla, joissa havaittu sarja hajotetaan ennustamisen kannalta mielekkäisiin komponentteihin. Tulosten mukaan työttömyysasteen kehitystä hallitsee molemmissa työttömyysasteluvuissa tilastollisesti epävakaa lokaalinen stokastinen trendi, joka tekee työttömyyden pitkäaikaisen ennustamisen mahdottomaksi ilman tehokkaita lisäselittäjiä. Tässä työssä lisäselittäjinä kokeiltiin teollisuustuotannon volyyimia ja kokonaistuotannon kuukausi-indikaattoria. Näiden lisäselittäjien mahdollistama työttömyysasteen ennustehorisontti ulottuu parhaimmillaan vain 3–4 kuukauden päähän.

Tilastokeskuksen työvoimatiedustelusta laskeman työttömyysasteen ennakkointia kokeiltiin myös työministeriön vastaavan arvion perusteella. Grangerkausaalisuustestien ja rakennemalliestimointien perusteella näiden välinen riippuvuus on ajan suhteen ollut selvästi epäsymmetrinen viime vuosina. Työministeriön samanaikaisen ja viivästetyn työttömyysasteen avulla voidaan ennakoita Tilastokeskuksen työttömyysarviota. Sen sijaan Tilastokeskuksen julkaiseman työttömyysasteen viiveiden avulla ei pystytä ennakoimaan työministeriön työttömyysastetta. Työministerin työttömyysastearvio julkaistaan muutenkin 2–4 viikkoa Tilastokeskuksen lukua aikaisemmin.

Kausaalisuustestit viittaavat siihen, että työministeriön työttömyysaste on viime vuosina reagoinut nopeammin lomautettujen ja lyhennetyllä työviikolla olevien määrään, jotka ennakoivat ilman lomautusta työttömäksi jääneiden työttömyyskehitystä.

Eteenpäin keväälle 1992 tehtyjen ennusteiden mukaan työttömyys oli huipussaan huhtikuussa 1992, josta se lievästi aleni toukokuussa. Toteutuneissa havainnoissa työttömyysasteet olivat suurimmillaan jo helmikuussa, joten ennusteet näyttävät jälleen myöhästyneen todellisesta kehityksestä. Työttömyysasteille estimoidut kasvutrendit olivat maaliskuussa vielä selvästi positiivisia. Työttömyysasteiden ennusteiden 95 prosentin luottamusvälit ovat 0.3–0.4 prosentin suuruusluokkaa.

Ennustetulokseen sisältyy kuitenkin suuria riskejä. Jo ennakoita tiedettiin, että tänä kesänä kesätyöpaikkoja on tarjolla hyvin vähän. Näin normaalia kausiluontoista työttömyyden paranemista ei mahdollisesti saada, vaikka mallit menneisyyteen nojaten niin kertovatkin. Huolimatta työttömyyden kausivaihtelun merkityksen vähenemisestä 1980-luvun aikana, se on edelleen systemaattinen tunnuspiirre työttömyyden kehittymisessä. Kausivaihtelu poikkeaa estimointien perusteella selvästi eri työttömyysastearvioissa toisistaan.

Liite 1

Tilastokeskuksen työttömyysasteen neljännesvuosirakennemalli, jossa eksogeenisena selittäjänä on käytetty viivästettyä bruttokansantuotetta
Taajuusalue -estimointi 1960/Q2 – 1991/Q4, 127 havaintoa
Selitettävä muuttuja: L040.Q

Hyperparametrit:

Estimaatti	Parametri	Standardivirhe	t-arvo
.0000	σ^2 (Taso)	1.0000	.0000
.0307	σ^2 (Trendi)	.0077332	3.9647
.0005241	σ^2 (Kausit.)	.0002578	2.0328
.0273	σ^2 (Säännötön)	.0067382	4.0463

Tilamuuttujat:

Estimaatti	Tila	RMSE	t-arvo
69.4287	Taso	21.4683	3.2340
1.5588	Trendi	.2286	6.8194
-.0338	Harmoninen	.0795	-.4255
.4750	Harmoninen	.0796	5.9707
-.0804	Harmoninen	.0628	-1.2792
-5.2019	GDPQK(-1)L	1.8773	-2.7709

Mallin suorituskyky:

Log-likelihood	44.8792
Ennustevirheen varianssi	.1670

Selitysasteet (tasoista ja differensseistä)

$$R^2 = .9578$$

$$R_D^2 = .7336$$

$$R_S^2 = .1890$$

Kausivaihtelutesti $S = 36.1065$ ** $\sim \chi^2(3)$

Residuaalien diagnostiikka:

Residuaalien vinous -0.0515

Residuaalien huipukkuus 3.3146

Normaalisuustesti:

Vinous $\chi^2(1) = 0.0540$

Huipukkuus $\chi^2(1) = 0.5031$

Normaalisuus $\chi^2(2) = 0.5571$

Neliösumma (standardoidut residuaalit) 120.1112

Neliösumma keskiarvo suhteen 119.5068

Standardoitujen residuaalien keskiarvo .0704

Heteroskedastisuustesti $F(40,40) = .7046$

Portmanteau Q-testisuure $(\sim \chi^2(6)) = 28.290$ *

Merkinnät:

* tilastollisesti merkitsevä 5 % merkitsevyystasolla

Työttömyysasteen ennuste

Havainto Sovite

92Q1 12.12

Kausikomponentit

92Q1 .5554

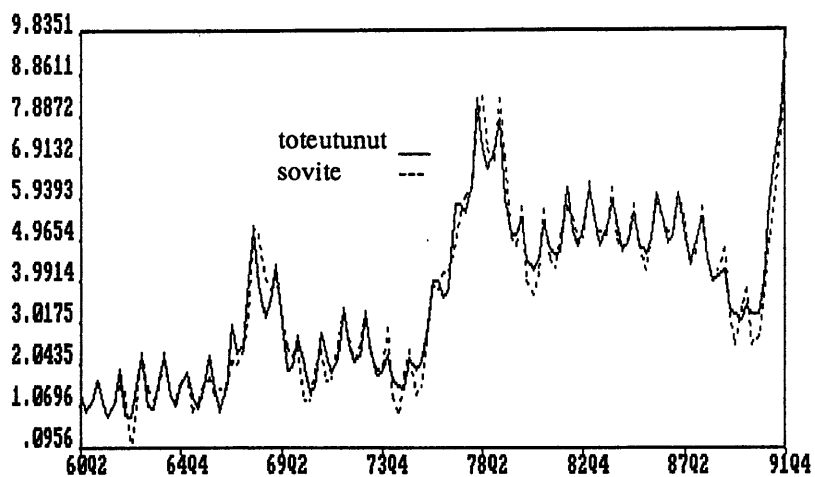
92Q2 -.0466

92Q3 -.3947

92Q4 -.1142

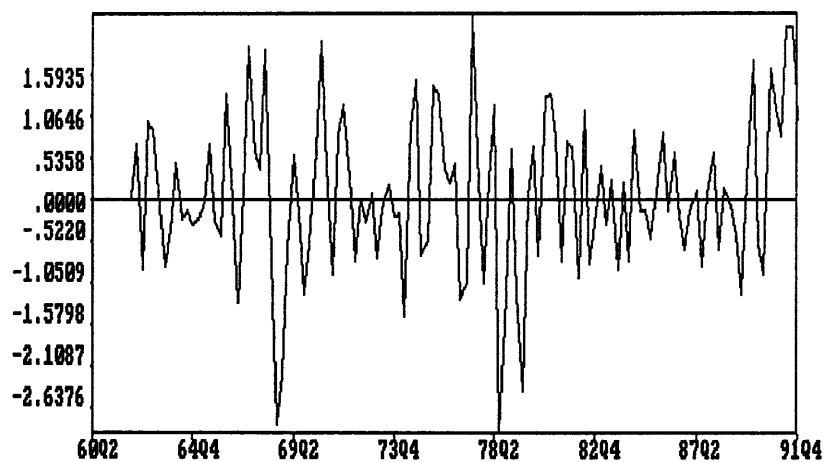
Kuvio 10.

Tilastokeskuksen työttömyysaste 1960/Q2 - 1991/Q4 ja sen rakennemallin sovite mallista, jossa viivästetty BKT oli selittäjänä



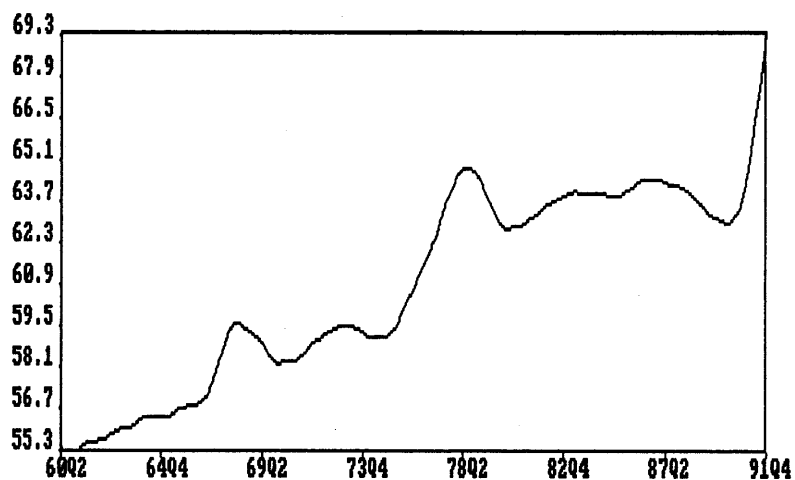
Kuvio 11.

Tilastokeskuksen työttömyyden neljännesvuosimallin residuaalit



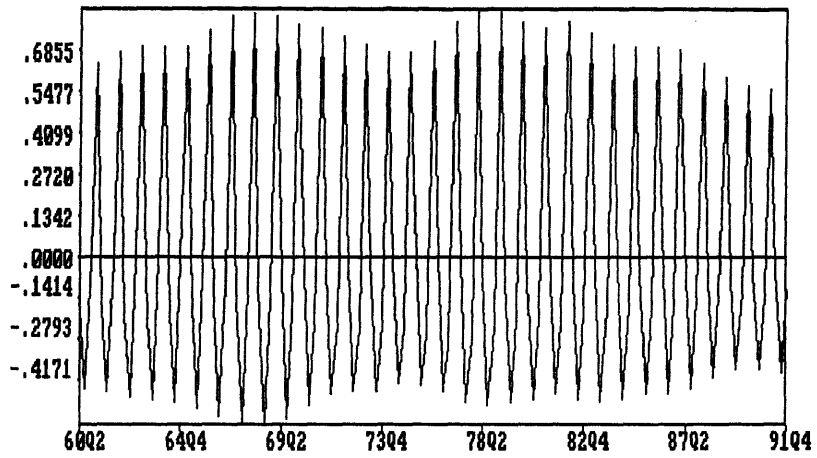
Kuvio 12.

Tilastokeskuksen työttömyysasteen trendikomponentti



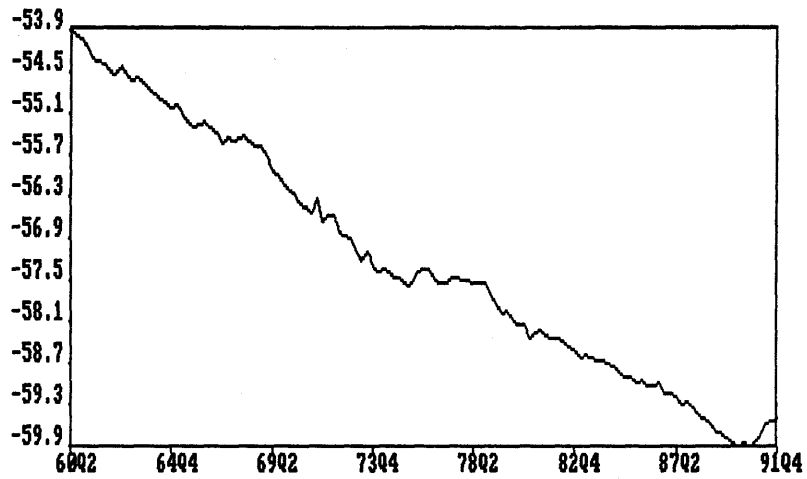
Kuvio 13.

Tilastokeskuksen työttömyysasteen kausikomponentti



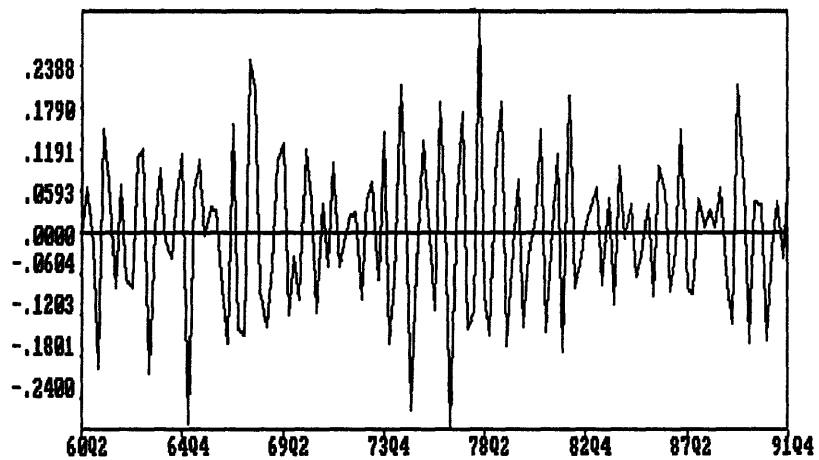
Kuvio 14.

Tilastokeskuksen työttömyysasteen rakennemallin eksogeeninen komponentti



Kuvio 15.

Tilastokeskuksen neljännesvuosisarjan rakennemallin säännötön osa



Liite 2

Rakennemallien estimoinnista ja diagnostiikasta

Estimoinnit on suoritettu STAMP (Structural Time Series Analyzer and Modelling Package) -ohjelmistolla. Ohjelmisto on valikkopohjaisena nopea ja suhteellisen helppokäyttöinen. Ohjelmisto aloittaa estimoinnit oletusarvoisesti joustavimmalla mahdollisella stokastisen tason ja kulmakertoimen sekä trigonometristen termien spesifikaatiolla. Ohjelmisto asettaa tarpeettomat parametrit nolliksi tai vakioiksi ja redusoi mallia estimoinnin kuluessa, jos se on identifioinnin ja estimoinnin kannalta välttämätöntä. Identifioitujen parametrien perusteella mallia voidaan edelleen pelkistää tai kokeilla vaihtoehtoisia mallittamistapoja. Valikkopolkujen kautta tämä on suhteellisen nopeaa.

Regressiomalleista tutulla tavalla mallin oikean spesifioinnin ratkaisee se, onko havaitun aikasarja jaottelu systemaattiseen ja säännöttömään osaan onnistunut. Tämän arvioimiseksi on tarkasteltava mallista estimoituja virhetermejä ns. diagnostisten testien avulla. Diagnostisissa testeissä tarkastellaan mm. virhetermien residuaalien sarjakorreloituneisuutta, normaalisuutta ja heteroskedastisuutta. Jos malli läpäisee diagnostiset testit se voidaan hyväksyä tai yksinkertaistaa edelleen asettamalla mallille lisärajoituksia (Harvey, 1989 s. 82). Testit läpäissyttä mallia voidaan käyttää ennustamiseen tai hypoteesien testaamiseen.

Malliestimoinnit on mahdollista suorittaa kolmen vaihtoehtoisen algoritmin avulla, joista saadut tulokset poikkeavat useimmiten vain hiukan toisistaan. Näistä estimointi scoring-menetelmällä on nopein, joten sitä voidaan käyttää myös taajuus- ja aika-alueen ML-estimointien alkuarvojen tuottamiseen. Valitun mallin estimoinnin robustisuutta voidaan tarkastella tutkimalla tuloksia eri estimointialgoritmeilla. Mallin ollessa lineaarinen ja aika-invariantti, parametrit voidaan estimoida myös taajuusalueella. Syklisten mallien estimointi ei ole mahdollista scoring-estimoinnin avulla, ja se on luontevaa aloittaa taajuusalueella.

Residuaalien avulla testataan valkoisen kohinan ominaisuuksia kuten regressiomalleissa ts. residuaalien autokorrelaattomuuden, homoskedastisuuden, ehdollisen ortogonaalisuuden ja normaalisuuden oletuksia.

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

$$Q = T(T+2) \sum_{t=1}^p (T-t)^{-1} r^2(t) - \chi^2(p-n) \quad (L2.1)$$

jossa T on aikasarjan pituus vähennettynä käytettyjen differensointien lukumäärällä, p on autokorrelaatioiden lukumäärä, r viittaa otosautokorrelaatioon ja n mallin parametrien estimoinnissa menetettyihin vapausasteisiin. Portmanteau -testisuureen kriittinen arvo paljastaa joko väärin spesifioidusta dynamiikasta tai dynaamisesti tärkeiden poisjätettyjen selittäjien olemassaolosta. STAMP laskee residuaalien eli yhden askeleen ennustevirheiden 3. ja 4. momenttien perusteella residuaalikauman vinous- ja huipukkuusmitat sekä näiden avulla mallin spesifikaation oikeellisuutta testaavan Bowman-Shenton testisuureen **normaalisuudelle**. Poik-

keamat normaalisuudesta johtuvat useimmiten poikkeuksellisista havainnoista mutta ei-normaalisuus voi olla myös seurausta mallin yliparametroinnista.

Mallin suorituskykyä voidaan tarkastella selitysasteiden ja muiden mallinvalintakriteerien sekä otosperiodin jälkeisten ennusteiden osuvuuden perusteella. **Selitysaste** on laskettu tasoista, differensseistä ja kausitermien keskiarvojen suhteen.

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

$$R_D^2 = 1 - \text{SSE} / \sum_{t=2}^T (\Delta y_t - \overline{\Delta y})^2 \quad (\text{L2.2})$$

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

$$H(h) = \sum_{t=T-h+1}^T v_t^2 / \sum_{t=d+1}^{d+1+h} v_t^2 \sim F(h,h), \quad (\text{L2.3})$$

jossa v on residuaali, d on differenssien lukumäärä ja h suhdetta $T-d/3$ lähinnäoleva kokonaisluku (Harvey 1989, s. 259). Diagnostiset testit läpäissyttä mallia voidaan käyttää aikasarjan ennustamiseen.

Lähteet

- Atkinson A. & Micklewright J. (1991) **Unemployment Compensation and Labor Market Transitions: A Critical Review**, Journal of Economic Literature, December 1991, 29, No. 4, 1679–1727.
- Clark K.B. – Summers L.H. (1979) **Labor Market Dynamics and Unemployment: A Reconsideration**, Brookings Papers on Economic Activity 1: 13–60.
- Funke M. (1992) **Time-series Forecasting of the German Unemployment Rate**, Journal of Forecasting, 11, 111–125.
- Harvey A.C. (1984) **A Unified View of Statistical Forecasting Procedures**, Journal of Forecasting, Vol. 3, 245–275.
- Harvey A.C. (1989) **Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter**, Cambridge University Press.
- Harvey A.C. & Peters S. (1990) **Estimation Procedures for Structural Time Series Models**, Journal of Forecasting, Vol. 9, 89–108.
- Keinänen P. (1991) **Miksi työttömyystilastot ovat erilaisia**, Tietoaika 9/1991 s. 10-11.
- Keinänen P. (1991) **Työttömyys muuttaa luonnettaan**, Hyvinvointikatsaus 3/91, 28-29.
- Keinänen P. (1992) **Taiteilua työttömyystilastoilla Euroopassa**, Hyvinvointikatsaus 1/92, 12-16.
- Laihonen A. (1991) **The Unemployed in Administrative Statistics and in the Labour Force Survey in Finland**, Bulletin of Labour Statistics, 1991-3.
- Peisa P. ja Takala K. (1992) **Tammikuun 1992 työttömyysaste ja kausipuhdistus**, Suomen Pankki, Muistio 18.2.1992
- Peisa P. ja Takala K. (1992) **Selviämmekö lamasta ehjin nahoin?**, Bruttokansantuotteen rakennemallin estimointituloksia, Suomen Pankki, Kansantalouden osasto, Keskustelualoitteita No. 15/92.
- Summers L.H. (1991) **Understanding Unemployment**, MIT Press.
- Tilastokeskus (1991) **Työministeriön ja Tilastokeskuksen työttömyystilastojen vertailua**, Työvoimatutkimuksen työttömien ja työnvälitystilaston työttömien työnhakijoiden määrään vaikuttavat tekijät, Muistio 127.

SUOMEN PANKIN KESKUSTELUALOITTEITA

ISSN 0785-3572

- 1/92 Jaakko Autio **Valuuttakurssit Suomessa 1864–1991. Katsaus ja tilastosarjat.** 1992. 36 + 245 s. ISBN 951-686-309-4. (TU)
- 2/92 Juha Tarkka – Johnny Åkerholm **Fiscal Federalism and European Monetary Integration.** 1992. 29 s. ISBN 951-686-310-8. (KP)
- 3/92 Päivikki Lehto-Sinisalo **The History of Exchange Control in Finland.** 1992. 92 s. ISBN 951-686-311-6. (TT)
- 4/92 Erkki Koskela – Matti Virén **Inflation, Capital Markets and Household Saving in Nordic Countries.** 1992. 21 s. ISBN 951-686-312-4. (TU)
- 5/92 Arto Kovanen **International Capital Flows in Finland 1975–1990: The Role of Expectations.** 1992. 18 s. ISBN 951-686-313-2. (KT)
- 6/92 Ilmo Pyyhtiä **Investointien kohdentuminen Suomessa.** 1992. 54 s. ISBN 951-686-314-0. (KT)
- 7/92 Margus Hanson **Eesti Pank ja Viron rahajärjestelmä 1920- ja 1930-luvulla.** 1992. 58 s. ISBN 951-686-315-9. (TU)
- 8/92 Markku Malkamäki **Estimating Conditional Betas and the Price of Risk for a Thin Stock Market.** 1992. 36 s. ISBN 951-686-317-5. (TU)
- 9/92 Markku Malkamäki **Conditional Betas and the Price of Risk in a Thin Asset Market: A Sensitivity Analysis.** 1992. 39 s. ISBN 951-686-318-3. (TU)
- 10/92 Christian Starck **Keskuspankkien riippumattomuus – kansainvälinen vertailu.** 1992. 43 s. ISBN 951-686-319-1. (KP)
- 11/92 Juha Tarkka **Tax on Interest and the Pricing of Personal Demand Deposits.** 1992. 21 s. ISBN 951-686-320-5. (TU)
- 12/92 Terhi Kivilahti – Jyri Svanborg – Merja Tekoniemi **Itä-Euroopan maiden valuuttojen vaihdettavuudesta.** 1992. 45 s. ISBN 951-686-322-1. (TT)
- 13/92 Heikki Koskenkylä **Norjan pankkikriisi ja vertailua Suomen pankkeihin.** 1992. 37 s. ISBN 951-686-323-X. (TU)
- 14/92 Tom Kokkola **An International Bibliography of Payment Instruments and Systems Literature for the Years 1985–1991.** 1992. 94 s. ISBN 951-686-325-6. (RM)
- 15/92 Paavo Peisa – Kari Takala **Selviämmekö lamasta ehjin nahoin? Bruttokansantuotteen rakennemallien estimointituloksia.** 1992. 32 s. ISBN 951-686-326-4. (KT)
- 16/92 Markku Malkamäki **Cointegration and Causality of Stock Markets in Two Small Open Economies and Their Major Trading Partner Nations** 1992. 37 s. ISBN 951-686-328-0. (TU)
- 17/92 T.R.G. Bingham **The Ecu and Reserve Management.** 1992. 22 s. ISBN 951-686-329-9. (KP)

18/92

**Kari Takala Työttömyyden ennustaminen lyhyellä aikavälillä. 1992. 40 s.
ISBN 951-686-330-2. (KT)**