

153

TYÖN TARJONTA  
JA TYÖTTÖMYYS  
ALUE-ENNUS-  
TEESSA\*

Petri Böckerman  
Elisa Riihimäki

PALKAN  
SAAJIEN  
TUTKIMUS  
LAITOS



LABOUR  
INSTITUTE  
FOR  
ECONOMIC  
RESEARCH

# Sisällys

<b>1</b>	<b>Johdanto.....</b>	<b>4</b>
<b>2</b>	<b>Työmarkkina-aineistosta .....</b>	<b>5</b>
<b>3</b>	<b>Työmarkkinoiden kehityksen kuvausta .....</b>	<b>7</b>
	<b>3.1 Työkäisen väestön demografinen rakenne.....</b>	<b>7</b>
	<b>3.2 Työvoiman osallistuvuus .....</b>	<b>9</b>
	<b>3.3 Työvoiman tarjonnan alueellinen luonne.....</b>	<b>11</b>
	<b>3.4 Työttömyyden kehitys.....</b>	<b>12</b>
<b>4</b>	<b>Työmarkkinoiden kehityksen ennustamisesta.....</b>	<b>15</b>
	<b>4.1 Sovelletuista ennustemenetelmistä .....</b>	<b>15</b>
	<b>4.2 Maakunnittainen ennuste vuosille 1998-2002.....</b>	<b>22</b>
<b>5</b>	<b>Lopputoteamuksia .....</b>	<b>26</b>
	<b>Kirjallisuus.....</b>	<b>27</b>
	<b>Liitteet .....</b>	<b>29</b>

# 1 Johdanto

Elinkeinoelämän tutkimuslaitos, Palkansaajien tutkimuslaitos ja Pellervon taloudellinen tutkimuslaitos ovat yhteistyössä käynnistäneet koeluonteisesti alueellisten taloudellisten ennusteiden laadinnan. Ennusteprojektissa arvioidaan tuotannon, työvoiman kysynnän ja tarjonnan sekä maan sisäisen muuttoliikkeen kehitystä maakuntatasolla vuosina 1998-2002. Lisäksi projektissa tehdään ennusteiden laadintaan tarvittavien alueellisten ennustemenetelmien kehitystyötä<sup>1</sup>.

Raportissa tarkastellaan työvoiman tarjonnan ja työttömyysasteen ennustamisessa käytettyjä ekonometrisia menetelmiä ja saatuja tuloksia. Raportti jakaantuu neljään osaan. Ensimmäisessä osassa tarkastellaan alueellisten työmarkkinoiden aineisto-ongelmia. Toisessa osassa kuvataan työmarkkinoiden alueellista kehitystä 1990-luvulla lähinnä työttömyys- ja osallistumisasteen avulla. Tarkastelu luo pohjaa työmarkkinoiden alueelliselle ennustamiselle. Kolmannessa osassa tarkastellaan työvoiman tarjonnan ja työttömyysasteen ennustamista ekonometristen menetelmien, ja ennustetulosten näkökulmasta sekä perustellaan ennustetyössä tehtyjä valintoja. Työn tarjontaa ja työttömyyttä ennustettaessa käytetään syöttötietona Elinkeinoelämän tutkimuslaitoksen tuottamaa alueellista aktiviteetti- ja työllisyysennustetta, ja Pellervon taloudellisen tutkimuslaitoksen tuottamaa nettomuutto- ja väestöennustetta. Työn tarjonnan ja työttömyysasteen ennustaminen perustuu ikäryhmittäiselle lähestymistavalle. Raportti päättyy muutamiin ehdotuksiin jatkotutkimusaiheista ja käytettyjen ennustemenetelmien kehittämisestä.

---

<sup>1</sup> Rantala (1998) tarkastelee tuotannon ja työllisyyden ennustamista maakunnittaisella aineistolla. Moisio (1999) tarkastelee muuttoliikkeen mallintamista ja ennustamista. Kangasharju ja Pehkonen (1999) ovat tutkineet työllisyyden ja tuotannon yhteyttä alueellisella aineistolla Suomessa. Hyypiä (1987) on kokeillut aiemmin Helsingin alueen teollisuustuotannon ennustamista ETLAn valtakunnallisen toimialaennusteen avulla. Alue-ennusteen laadinnan keskeinen ongelma on se, että käytettävissä ei ole alueellista huoltotasetta. Työministeriö (1999) on enustanut maakunnittain työllisyyttä ja työn tarjontaa vuoteen 2017.

## 2 Työmarkkina-aineistosta

Työvoiman tarjonnan ja työttömyyden alueellisen kehityksen tarkastelussa on pyritty pääasiallisena aineistona käyttämään Tilastokeskuksen työvoimatilastoa, joka tuotti jonkin verran ongelmia. Myös alue-ennusteen aineistot perustuvat työvoimatutkimuksen lukuihin. Työministeriö seuraa työllisyystilannetta kuukausittain rekisteripohjaisella työnvälitystilastolla, joka perustuu lainsäädäntöön ja hallinnollisiin määräyksiin. Tilastokeskus puolestaan seuraa työllisyystilannetta kuukausittain otantaan perustuvalla työvoimatutkimuksella, joten luvut sisältävät otannasta aiheutuvaa satunnaisvaihtelua. Viiteajankohta ja työttömyyskäsite ovat erilaisia työnvälitystilastossa ja työvoimatutkimuksessa. Uudessa työvoimatutkimuksessa noudatetaan täysin kansainvälisen työjärjestön ILO:n tilastointisuosituksia ja EUn tilastoviraston Eurostatin edellyttämiä käytäntöjä.

Osallistumisasteissa (työvoiman eli työllisten ja työttömien osuus työikäisestä väestöstä) käytetyt maakuntien työvoimatiedot perustuvat kuvattaessa alueellista kehitystä Tilastokeskuksen uusimpaan työvoimatilastoon ja Työministeriön työnvälitystilastoon. Työvoimalukujen laskemisessa hyödynnettiin Työministeriön työttömyysaste- ja työttömien määrälukuja, koska työnvälitystilastossa on riittävän pitkältä ajanjaksolta havaintoja maakuntatasolla (vuodesta 1975 lähtien). Toisaalta Tilastokeskuksen uusimman työvoimatutkimuksen havaintoja voitiin hyödyntää maakuntatasolla vuodesta 1990 lähtien. Lisäksi työnvälitystilastoon perustuvia työvoiman määrälukuja jouduttiin ketjuttamaan muutamalla vuodella taaksepäin, koska tiedot päivittyvät Työministeriön tilastoihin muutaman vuoden viiveellä. Työvoimaluvut on muunnettu vuosien 1988 ja 1989 osalta muutokertoimella vastaamaan Tilastokeskuksen työvoimatutkimuksen käsitteistöä. Kuvattaessa työikäistä väestöä ikäryhmittäin vuosina 1988-2002 väestöennusteena on käytetty vuosien 1998-2002 osalta Tilastokeskuksen uusinta väestöennustetta. Suomen maakuntien työikäisen väestörakenteen tarkastelussa on käytetty Tilastokeskuksen väestörakennetilastoja.

Työministeriön ja Tilastokeskuksen työttömyysasteet (työttömien suhde työvoimaan) poikkeavat toisistaan työttömyyden määritelmän tähden. Tilastokeskus ei enää uuden laskentatavan mukaan luokittele työttömäksi sellaista, joka on hakenut tai jolle on tarjottu työtä viimeksi yli kuukausi sitten. Työministeriö puolestaan perustaa tilastonsa työttömien työnhakijoiden määrään kunkin kuukauden lopussa. Molemmissa työttömyysasteluvuissa käytetään kuitenkin Tilastokeskuksen tuottamia lukuja työvoiman määrästä. Työttömyysasteet perustuvat alueellisen kehityksen tarkastelussa Tilastokeskuksen uusimpaan työvoimatutkimukseen, mutta vuosien 1988 ja 1989 havaintojen osalta Työministeriön luvut on muunnettu muutokertoimella vastaamaan Tilastokeskuksen työvoimatutkimuksen käsitteistöä. Pitkäaikaistyöttömyys määriteltynä yli vuoden työttömänä olleiden työnhakijoiden osuutena kaikista työttö-

mistä perustuu Työministeriön työnvälitystilastoon. Vertailtavuutta hankaloittaa se, että tietyissä maakunnissa saattaa olla matala yli vuoden työttömänä olleiden työnhakijoiden osuus työttömistä, mutta toisaalta korkea toistuvaistyöttömyys johtuen työllisyystukitoimenpiteistä.

Alue-ennusteen laadinnassa törmätään moniin aineisto-ongelmiin. Syynä on se, että alue-ennusteen aineistot ovat peräisin yhteismitattomista lähteistä. Ongelmat kulminoituvat työttömyysasteen laskemisessa. Työn tarjonnan ennustamisen lähtökohtana olevat osallistumisasteet perustuvat työvoimatilaston mukaisiin työvoimalukuihin. Ennusteiden laadinnassa on käytetty vuoden 1998 toteutuneita Tilastokeskuksen työvoimatutkimuksen lukuja työvoiman määrän ja työttömyysasteen tapauksessa. Elinkeinoelämän tutkimuslaitos käyttää työn kysynnän ennustamisessa työllisyyden määrää, joka perustuu Tilastokeskuksen työvoimatilastoon.<sup>2</sup> Pellervon taloudellinen tutkimuslaitos tuottaa maakunnittaisen nettomuutto- ja väestöennusteen ikäryhmittäin ja sukupuolittain (Moisio 1999). Käytetyt koko kansantalouden ja maakunnittaiset bruttokansantuotetiedot ovat kiinteitä ja tuottajahintaisia vuoden 1990 hinnoin.

---

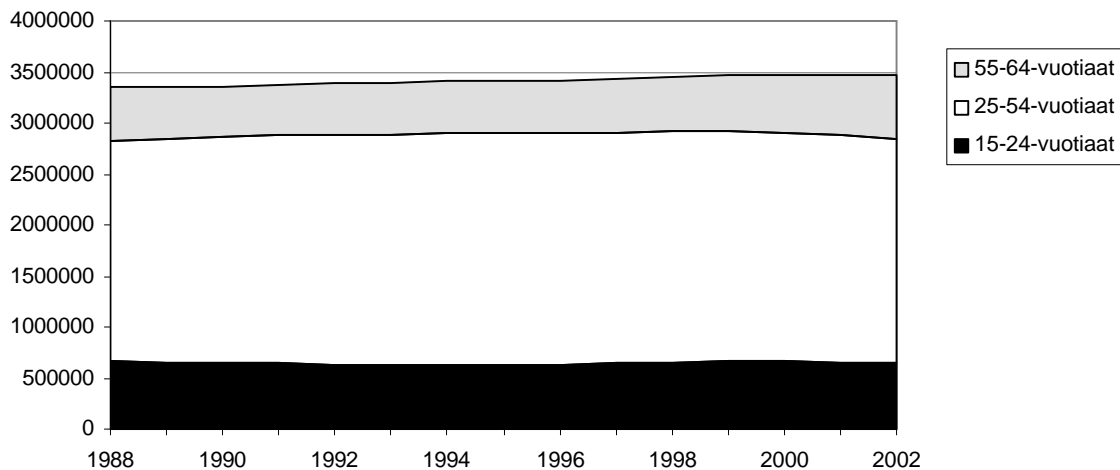
<sup>2</sup> Elinkeinoelämän tutkimuslaitos tuottaa myös työpaikkaennusteen työn kysynnän ennustamiseksi, joka perustuu rekisteripohjaiseen Tilastokeskuksen työssäkäyntitilastoon. Työssäkäyntitilaston työpaikkojen määrä vuoden lopussa ei kuitenkaan vastaa Tilastokeskuksen työvoimatutkimuksen työllisyyttä, joka pohjautuu puolestaan vuosikeskiarvoon. Tärkeimpänä syynä vastaamattomuuteen on maakuntien välinen työmatkaliikenne. Lisäksi sivutyöt luovat eroa työpaikkojen määrän ja työllisyyden välillä.

### 3 Työmarkkinoiden kehityksen kuvausta

#### 3.1 Työkäisen väestön demografinen rakenne

Työkäisen väestön kehitykseen on vaikuttanut nettomaahanmuutto, kuolleisuus sekä syntyvyys. Väestömäärän kasvu on pienentynyt vuodesta 1992 lähtien. Vuoden 1991 huippulisäyksestä (30 500) ollaan palattu 1980-luvun keskimääräiselle tasolle. Väestömäärän lisäys (15 000) pysyi vuonna 1997 suurin piirtein ennallaan. Alueellisesti Suomen väestö on jakautunut hyvin epätasaisesti keskittyen Etelä-Suomen maakuntiin.

Työkäinen väestö ikäryhmittäin (15-24, 25-54, 55-64) vuosina 1988-2002

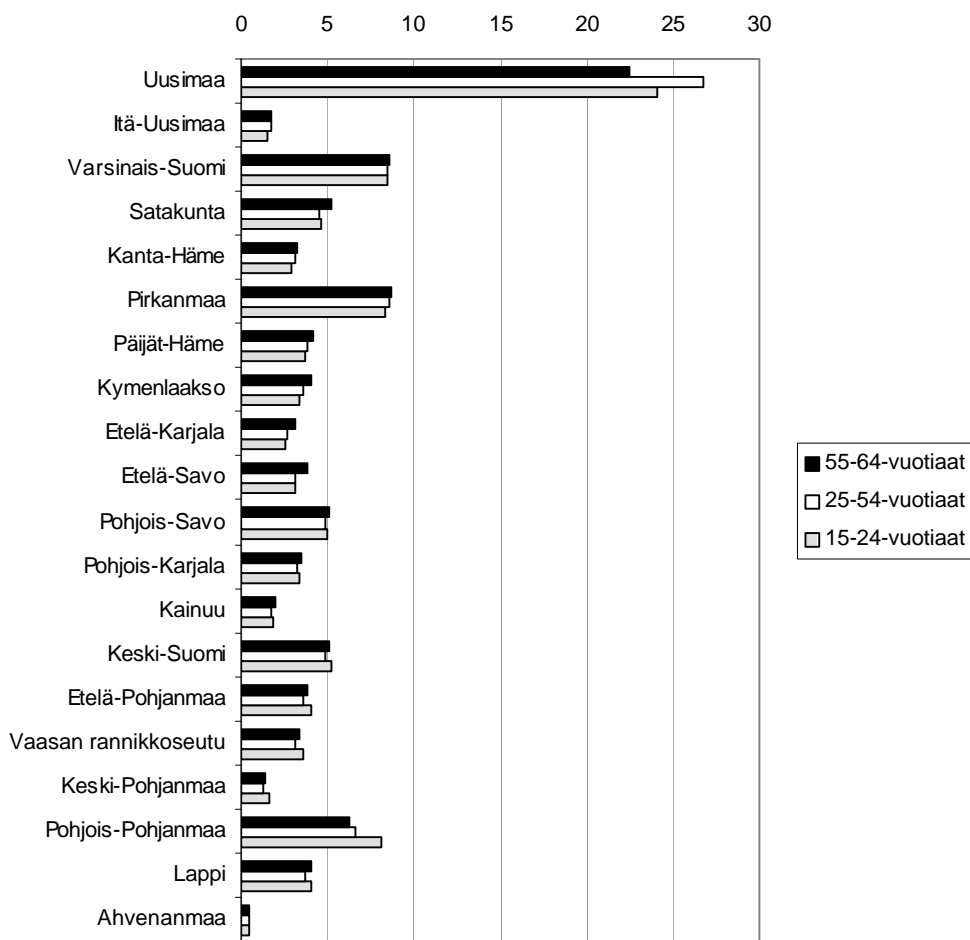


Kuvattaessa työkäistä väestöä ikäryhmittäin vuosina 1988-2002 väestöennusteena on käytetty vuosien 1998-2002 osalta Tilastokeskuksen uusinta väestöennustetta. Väestön ikärakenteen muutos näkyy seuraavien vuosien aikana ennen kaikkea varhaiseläkeikässä (55-64-vuotiaat) olevien määrän kasvuna. Nuorten (15-24-vuotiaat) määrässä on ollut aleneva trendi (2 300 keskimäärin) 1990-luvun alkupuoliskolla, ja parhaassa työiässä (25-54-vuotiaat) olevien määrä alkaa vähentyä vuosituhannen vaihteen jälkeen.

Suomen maakuntien työkäisen väestörakenteen tarkastelussa on käytetty Tilastokeskuksen väestörakennetilastoja. Työkäinen väestö on oheisessa kuviossa jaettu ikäryhmiin nuoret (15-24-vuotiaat), parhaassa työiässä olevat (25-54-vuotiaat) ja varhaiseläkeikässä olevat (55-64-vuotiaat) maakunnittain vuonna 1997. Alueellisesti työkäinen väestö on jakautunut hyvin epätasaisesti. Muihin maakuntiin verrattuna työkäinen väestö on painottunut Uudenmaan maakunnan lisäksi Pirkanmaan ja Varsinais-Suomen maakuntiin. Suhteellisesti vähiten työkäistä väestöä asuu Ahvenanmaan ja Keski-Pohjanmaan maakunnissa.

Yhdeksässä maakunnassa, erityisesti Etelä-Savon ja Satakunnan maakunnissa, varhaiseläkeikäisä olevien työkäisistä on Uudenmaan maakunnassa eniten työkäisiä painottuu parhaassa työiässä oleviin, ja varhaiseläkeikäisä olevien osuus työkäisistä on pieni. Voimistunut muuttoliike on "nuorentanut" Uudenmaan väestörakennetta. Myös Etelä- ja Keski-Pohjanmaan, Keski-Suomen, Pohjois-Pohjanmaan ja Vaasan rannikkoseudun maakunnissa nuorten osuus työkäisistä on suuri.

**Maakuntien osuus eri ikäryhmistä (15-24, 25-54, 55-64) vuonna 1997**



### 3.2 Työvoiman osallistuvuus

Koko maan tasolla tarkasteltuna nuorten (15-24-vuotiaat) miesten ja naisten työhön osallistuminen on alkanut kohota vuoden 1996 jälkeen. Osallistumisaste eli työvoiman (työlliset ja työttömät) osuus työikäisestä väestöstä aleni nuorilla voimakkaasti 1990-luvun alun laman myötä. Myös parhaassa työiässä (25-54-vuotiaat) olevien miesten ja naisten työhön osallistuminen aleni 1990-luvun alussa. 25-54-vuotiaiden miesten osallistumisaste on säilynyt lähes ennallaan talouden elpyessä, mutta naisten osallistumisaste on kohonnut. Varhaiseläkeikäisten (55-64-vuotiaat) työhön osallistumisessa on nähtävissä hienoista nousua 1990-luvun jälkipuoliskolla, mutta sekä miesten että naisten osallistumisaste on pysynyt alle 50 prosentin.

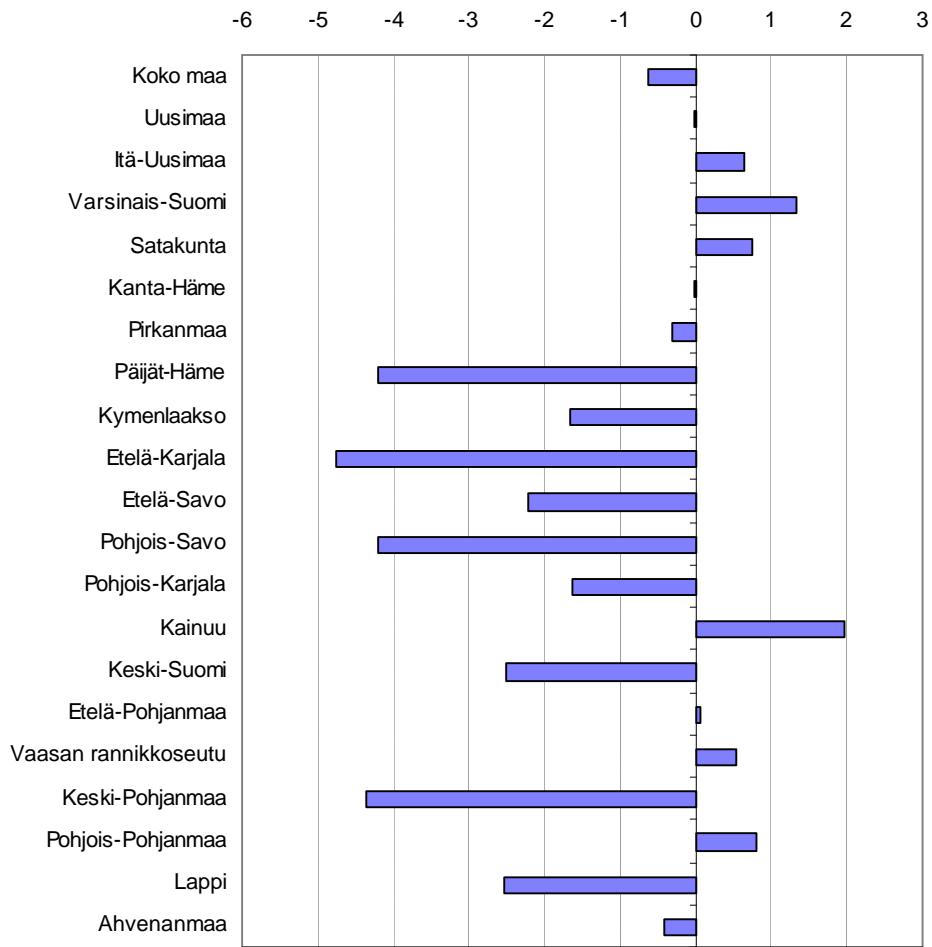
**Osallistumisasteet (15-64-vuotiaat) maakunnittain vuonna 1997**

Koko maa	72.1
Uusimaa	76.1
Itä-Uusimaa	77.2
Varsinais-Suomi	74.6
Satakunta	71.4
Kanta-Häme	73.5
Pirkanmaa	72.7
Päijät-Häme	70.8
Kymenlaakso	69.9
Etelä-Karjala	67.5
Etelä-Savo	68.3
Pohjois-Savo	65.8
Pohjois-Karjala	66.3
Kainuu	67.0
Keski-Suomi	68.4
Etelä-Pohjanmaa	71.9
Vaasan rannikkoseutu	73.5
Keski-Pohjanmaa	68.0
Pohjois-Pohjanmaa	70.4
Lappi	68.3
Ahvenanmaa	75.0

Oheisessa taulukossa on esitetty osallistumisasteet maakunnittain vuonna 1997. Osallistumisasteissa käytetyt maakuntien työvoimatiedot perustuvat Tilastokeskuksen uusimpaan työvoimatilastoon. Tarkastelu osoittaa, että Ahvenanmaan, Itä-Uudenmaan Uudenmaan ja Varsinais-Suomen maakunnissa on keskimääräistä korkeammat osallistumisasteet verrattuna koko maahan. Alhaisimmillaan osallistumisaste on Itä- ja Pohjois-Suomen maakunnissa. Eroavuuksia osallistumisasteissa voidaan selittää osittain maakunnan erilaisella väestörakenteella sekä taloudellisen aktiviteetin tasolla. Voimakas talouskasvu nostaa osallistumisastetta.



**Muutos osallistumisasteissa maakunnittain vuodesta 1993  
vuoteen 1997, %**

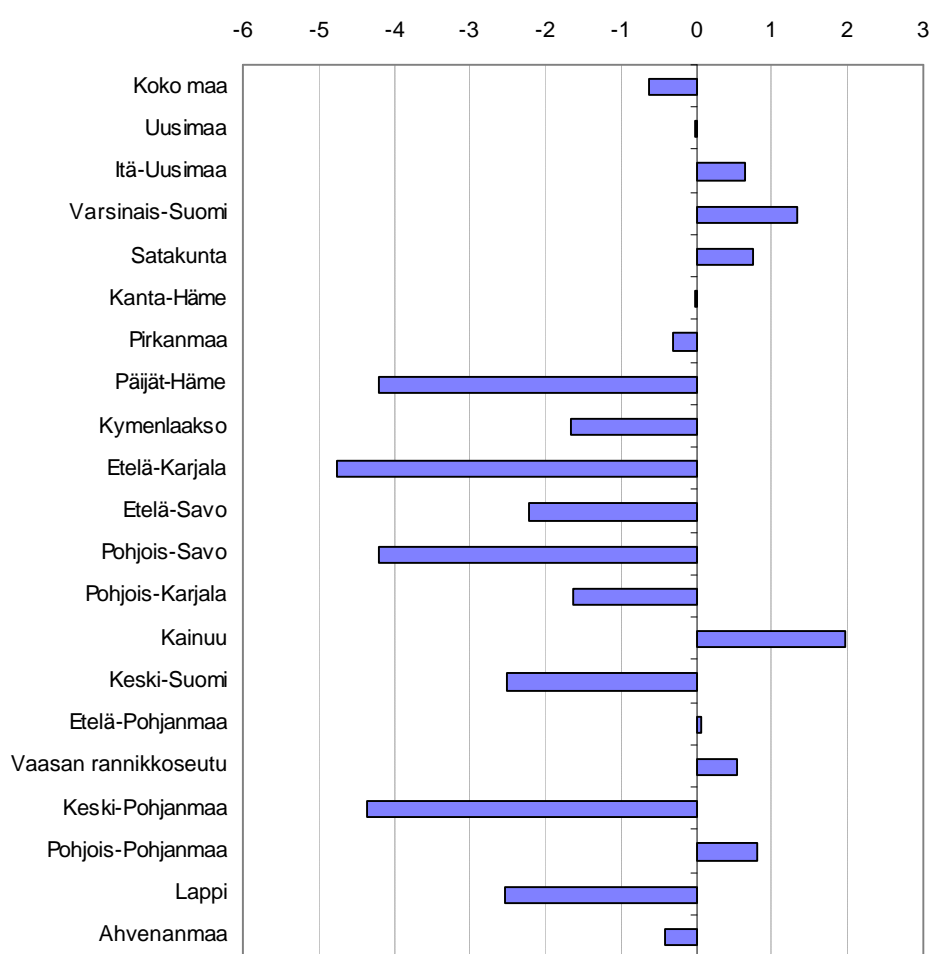


Osallistumisaste laski yleisesti 1990-luvun laman myötä. Työhön osallistumisen vähenemisen taustalla oli yleinen työttömyyden voimakas kohoaminen ja työvoiman vetäytyminen työmarkkinoiden ulkopuolelle. Talouden elpymisen myötä työhön osallistuminen on alkanut kohota joissakin maakunnissa. Eniten osallistumisaste on noussut Kainuun ja Varsinais-Suomen maakunnissa vuosien 1993 ja 1997 välillä.

### 3.3 Työvoiman tarjonnan alueellinen luonne

Työvoiman määrässä voi tapahtua muutoksia joko väestön työhön osallistumisen tai työkäisen väestön määrän muutoksien seurauksena. Työkäisten määrä on kasvanut jatkuvasti, joten tarjonnan vaihtelut aiheutuvat työhön osallistumisen muutoksesta. Laman aikana osallistumisaste aleni. Talouden elyessä työvoiman tarjonta on alkanut nousta. Tämä johtuu työkäisen väestön kasvusta, mutta myös työhön osallistumisen lisääntymisestä.

**Muutos osallistumisasteissa maakunnittain vuodesta 1993  
vuoteen 1997, %**



Työvoiman määrän maakunnittaiset muutokset kuvaavat työn tarjonnan alueittaista kehitystä. Työvoiman määrä väheni kaikissa maakunnissa 1990-luvun alun laman seurauksena. Työttömyyden voimakas kohoaminen aiheutti siis laajamittaisen vetäytymisen työvoimasta. Talouden elyessä työvoiman määrä on alkanut kasvaa joissakin maakunnissa.

Työn tarjonta on kohonnut voimakkaimmin Uudenmaan ja Varsinais-Suomen maakunnissa vuosina 1993-1997. Työn tarjontaa Etelä-Suomessa on myös lisännyt alueelle suuntautuva

voimakas muuttoliike, joka on seurausta parantuneesta työmarkkinatilanteesta. Lisäksi työvoiman määrän alueellinen muutos on ollut epäyhtenäisempää kuin 1990-luvun taitteessa. Taustalla on osaltaan laman aikana tapahtuneen työn tarjonnan supistumisen synnyttämä sopeutuminen parantuneeseen työllisyystilanteeseen. Erityisesti Itä- ja Pohjois-Suomen maakunnissa työn tarjonta ei ole alkanut kohota.

### 3.4 Työttömyyden kehitys

Alueellisen työttömyyden kehitystä Suomessa voidaan kuvata maakunnittaisilla työttömyysasteilla. Kunkin alueen työttömyysasteeseen vaikuttaa tulovirran lisäksi työttömyyden kesto. Pitkäaikaistyöttömyyttä tarkastellaan tässä yli vuoden työttömänä olevien työnhakijoiden osalta.

**Työttömyysasteet maakunnittain vuosina 1988, 1993 ja 1997**

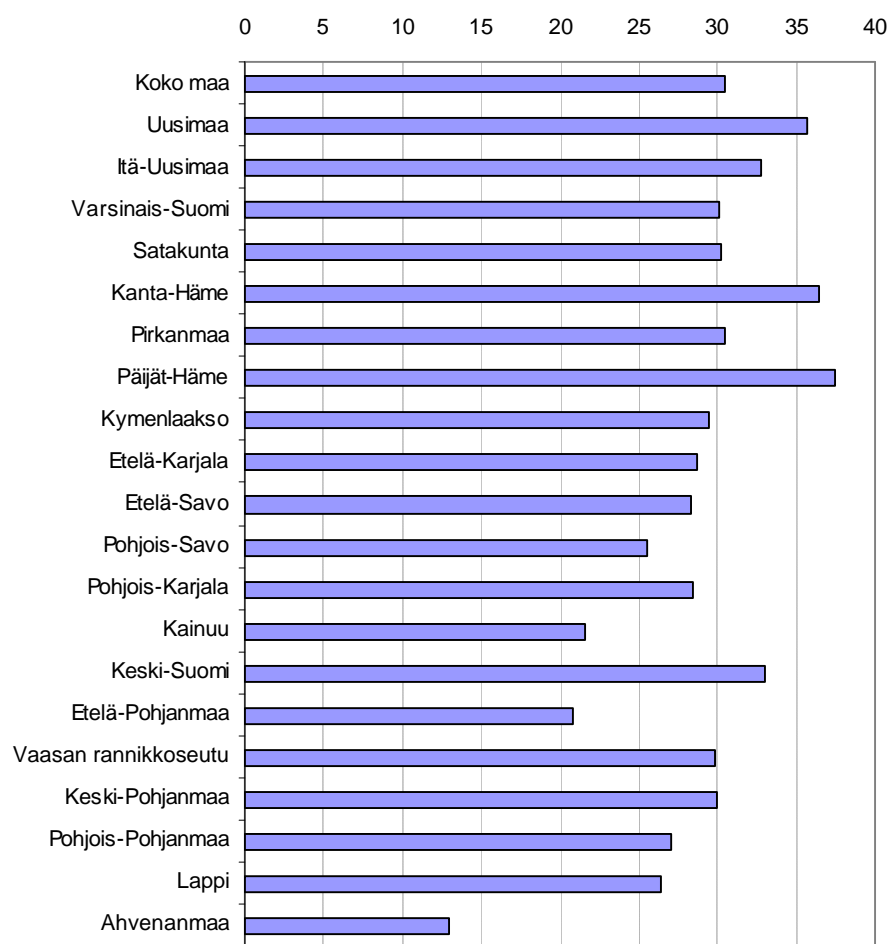
	1988	1993	1997
Koko maa	4.2	16.5	12.7
Uusimaa	2.0	13.2	9.6
Itä-Uusimaa	1.4	13.3	8.2
Varsinais-Suomi	3.2	15.6	10.9
Satakunta	5.2	17.4	13.5
Kanta-Häme	3.2	16.0	13.1
Pirkanmaa	5.2	18.2	13.0
Päijät-Häme	4.2	20.7	13.9
Kymenlaakso	5.1	17.2	11.8
Etelä-Karjala	5.3	16.4	13.3
Etelä-Savo	4.9	17.9	13.9
Pohjois-Savo	5.7	18.6	15.7
Pohjois-Karjala	7.3	20.7	17.5
Kainuu	8.7	20.4	23.6
Keski-Suomi	5.1	17.8	16.2
Etelä-Pohjanmaa	3.9	16.9	14.7
Vaasan rannikkoseutu	3.7	12.3	8.2
Keski-Pohjanmaa	3.3	15.2	9.2
Pohjois-Pohjanmaa	5.7	19.1	15.6
Lappi	7.0	21.5	20.4
Ahvenanmaa	0.9	3.2	3.1

Oheisessa taulukossa raportoidaan työttömyysasteet (eli työttömien suhde työvoimaan ts. työllisiin ja työttömiin) maakunnittain vuosina 1988, 1993 ja 1997. Työttömyysasteet perustuvat Tilastokeskuksen uusimpaan työvoimatilastoon. Taulukosta havaitaan, että työttömyysaste oli tarkasteltavina vuosina keskimääräistä korkeampi Kainuun, Lapin ja Pohjois-Karjalan maakunnissa. Ahvenanmaan, Itä-Uudenmaan ja Uudenmaan maakunnissa on puolestaan alhaisimmat työttömyysasteet. Tämä viittaa siihen, että työttömyyden alueittaisissa eroissa

on pysyvyyttä kansantalouden tilasta riippumatta (Pehkonen & Tervo 1995). Lisäksi tarkasteltaessa vuosia 1993 ja 1997 havaitaan, että työttömyyden aleneminen on ollut hidasta erityisesti Itä- ja Pohjois-Suomessa. Etelä-Suomessa työttömyysastekehitys on ollut talouden elpyessä suotuisaa verrattuna koko maahan.

Yli vuoden työttömänä olleiden työnhakijoiden osuus kaikista työttömistä kuvaa yhtäjaksoista

**Yli vuoden työttömänä olevien työnhakijoiden osuus työttömistä maakunnittain lokakuun lopussa 1998, %**



pitkäaikaistyöttömyyttä. Työministeriön työnvälitystilastoon perustuen lokakuussa 1998 pitkäaikaistyöttömyys oli korkeinta Hämeen, Päijät-Hämeen ja Uudenmaan maakunnissa verrattuna koko maahan. Pitkäaikaistyöttömyyden osuus työttömistä työnhakijoista oli puolestaan keskimääräistä alhaisempi Ahvenanmaan, Etelä-Pohjanmaan ja Kainuun maakunnissa.

Työttömyysjaksojen keskimääräinen pituus on Itä- ja Pohjois-Suomessa muuta maata lyhyempi aktiivisen työvoimapolitiikan toimenpiteiden seurauksena. Koulutus tai tukityöpaikka katkaisee pitkittävän työttömyysjakson. Se ei kuitenkaan välttämättä luo väylää työmarkki-

noille. Toistuvaistyöttömyys onkin suurta nimenomaan Itä- ja Pohjois-Suomessa<sup>3</sup> (Eriksson 1997). Työttömyysjaksojen keskimääräinen pituus antaa siten epätäydellisen kuvan pitkäaikaistyöttömyyden alueellisesta luonteesta Suomessa.

---

<sup>3</sup> Vuosina 1993-1996 toistuvaistyöttömyys yleistyi voimakkaasti ennen kaikkea Oulun ja Turun työvoimapiireissä, vaikka näissä työvoimapiireissä työttömyysaste supistui voimakkaammin kuin koko maassa keskimäärin (Böckerman 1998a, 68). Kehitys kuvastaa työmarkkinoiden kaksijakoistumista.

## 4 Työmarkkinoiden kehityksen ennustamisesta

### 4.1 Sovelletuista ennustemenetelmistä

Työn tarjonnan ja työttömyysasteen ennustamista voidaan lähestyä kahdesta yleisestä lähtökohdasta. Ensimmäinen vaihtoehto olisi mallintaa suoraan työttömyysasteiden kehitystä maakunnittain, ja laskea työn tarjonta (työvoiman määrä) mallikehikon jäännöksenä. Tervo (1998) on tarkastellut alueellisten työttömyysasteiden riippuvuutta kokomaan kehityksestä regressoimalla työvoimapiirittäisiä työttömyysasteita koko maan keskimääräisellä työttömyysasteella. Ongelmana työttömyysastepohjaisessa ennustamisessa on kuitenkin se, että tehtyjen yhteisintegroituvuustarkastelujen mukaan työvoimapiirittäisillä työttömyysasteilla ei ole neljännesvuosiaineistoa käytettäessä muutamaa poikkeusta lukuun ottamatta lainkaan pitkän aikavälin yhteyttä huolimatta siitä, että työvoimapiirittäiset työttömyysasteet näyttävät heilahtelevan samantahtisesti<sup>4</sup> (Böckerman 1998b, 20-33). Seurauksena on se, että alueellisten työttömyysasteiden suora mallintaminen johtaisi maakuntatasolla erittäin epäluotettaviin ennusteisiin. Huonona puolena olisi myös se, että tällöin ei hyödynnettäisi täysimääräisesti olemassa olevaa informaatiopohjaa koskien maakunnittaista tuotannon ja työllisyyden kasvua (Elinkeinoelämän tutkimuslaitos) sekä työikäisen väestön muutosta (Pellervon taloudellinen tutkimuslaitos).

Toisena vaihtoehtona on ennustaa työn tarjontaa ja työttömyysastetta tarkastelemalla osallistumisasteen joustoa kokonaistuotannon suhteen<sup>5</sup>. Työn kysyntää ja tarjontaa ennustetaan erikseen, ja mallin jäännöksenä saadaan maakunnittainen työttömyysaste. Annettuna kokonaistuotannon kasvuennuste, ja toisaalta arvio työikäisen väestön muutoksesta maakunnittain voidaan muodostaa ennuste työn tarjonnalle (työvoiman määrälle) ja työttömyysasteelle. Työn kysyntää ja tarjontaa ennustetaan erikseen, ja mallin jäännöksenä saadaan maakunnittainen työttömyysaste. Työikäisen väestön muutosta ennustettaessa lähtökohtana on ollut se, että nettomuutto reagoi nimenomaan taloudellisiin perustekijöihin (ennen kaikkea tuotannon ja työllisyyden muutokseen) (Moisio 1999). Tilastokeskuksen maakunnittainen väestöennuste perustuu sitä vastoin mekaaniselle laskentakehikolle, jossa trendikehityksen arvioiminen on keskeisessä asemassa. Osallistumisasteen mallintamiseen perustuva lähestymistapa merkitsee sitä, että alue-ennusteen perustana olevan tuotantoarvion avulla muodoste-

<sup>4</sup> Työttömyysasteiden suora mallintaminen olisi neljännesvuosiaineistoa käytettäessä ongelmallista myös sen tähden, että työttömyyden kausivaihtelu on huomattavasti voimakkaampaa Itä- ja Pohjois-Suomessa verrattuna Etelä-Suomeen. Syynä on Etelä-Suomen palveluvaltaisempi tuotantorakenne (Böckerman 1998b, 22-23). Suhdanne tutkimuksissa on havaittu säännönmukaisuus, jonka mukaan palvelutuotannon heilahtelut ovat huomattavasti pienempiä kuin muun tuotantotoiminnan (Pagan 1997, 25). Työvoimapiirittäisten työttömyysasteiden kausivaihtelun rakenne on myös muuttunut ajassa. Itä- ja Pohjois-Suomessa myös työttömyysasteen suhdannevaihtelu on huomattavasti voimakkaampaa kuin Etelä-Suomessa. Vastaava säännönmukaisuus on havaittu toimiala-aineistossa (Beaulieu, MacKie-Mason & Miron 1992). Syynä on Etelä-Suomen palveluvaltainen toimialarakenne.

taan ennuste sekä nettomuutolle että työmarkkinamuuttujille<sup>6</sup>. Työmarkkinoiden kehitystä arvioidaan alue-ennusteessa työn tarjonnan ja työttömyysasteen avulla vuosina 1998-2002. Alueellisen työn tarjonnan ennustamisessa keskeistä on osallistumisasteen mallintaminen. Mallintamisen lähtökohtana on se, että talouskasvun voimistuminen nostaa osallistumisastetta. Väite on sopusoinnussa vakiintuneiden kokonaistaloudellisten havaintojen ja laajan empiirisen tutkimuksen kanssa.

Suomessa osallistumisasteen alueellista käyttäytymistä voidaan luonnehtia kahdella piirteellä (Böckerman 1998b, 34-41). Ensinnäkin osallistumisasteessa on pysyviä alueellisia tasoeroja. Osallistumisaste on hieman korkeampi Etelä-Suomessa verrattuna Itä- ja Pohjois-Suomeen. Syynä on varttuneiden suurempi osuus väestöstä Itä- ja Pohjois-Suomessa. Osallistumisastetta Itä- ja Pohjois-Suomessa alentaa myös heikko taloudellinen aktiviteetti. Toiseksi työvoimapiirittäisiä vektoriautoregressiivisiä malleja hyödyntävä tarkastelu viittaa siihen, että osallistumisaste ei reagoi kovinkaan voimakkaasti työn kysyntämuutoksiin, vaan sopeutuminen työn kysynnän muutoksiin tapahtuu lähinnä työttömyysasteen välityksellä<sup>7</sup>.

Aiempien tutkimusten mukaan Yhdysvalloissa sopeutuminen aluekohtaisiin häiriöihin tapahtuu lähinnä muuttoliikkeen kautta (Blanchard & Katz 1992). EEC-alueella sopeutuminen on sitä vastoin aiempien tutkimusten mukaan tapahtunut lähinnä osallistumisasteen välityksellä<sup>8</sup> (Decressin & Fatás 1995). Suomen ohella Euroopan maista Espanjan aineistolla on raportoitu tuloksia, joiden mukaan työn kysyntä välittyy lähinnä työttömyysasteen kautta (Bentolila & Jimeno 1995). Ruotsissa on tutkittu myös reaali-palkkojen roolia alueellisessä sopeutumisessa (Fredriksson 1995). Tutkimuksissa on osoitettu se, että reaali-palkkojen muutoksilla ei ole suurta roolia työn kysyntäsokkien välittymisessä.

Isserman, Taylor, Gerking ja Schubert (1986, 560) ehdottavat, että osallistumisasteen määrittämistä voidaan luonnehtia alue-ennusteessa regressioyhtälöllä

$$(1) \ln L_i = a \ln w_i + b \ln X_i + e_i$$

jossa  $L$  on alueellinen osallistumisaste,  $w$  reaali-palkka, ja  $X$  on muiden vaikuttavien tekijöiden muodostama vektori. Alaindeksi  $i$  viittaa alueeseen. Lucas ja Rapping (1970) tarkastelivat

---

<sup>5</sup> Määritelmän mukaan osallistumisaste on työvoiman suhde työikäiseen väestöön.

<sup>6</sup> Voimakas muutto voi vaikuttaa myös tuotantoon, joten tuotannon, muuttoliikkeen ja työn tarjonnan liittäminen osaksi samaa ennustekehikkoa olisi hyödyllistä tulevilla tarkasteluilla.

<sup>7</sup> Mallissa työllisyyttä, osallistumisastetta ja työttömyysastetta tarkastellaan siten, että kaikkia kolmea muuttujaa pidetään endogeenisina.

<sup>8</sup> Myös Obstfeld ja Peri (1998) ovat tutkineet alueellisten työttömyysaste-erojen pysyvyyttä Euroopan maissa ja alueellisten työmarkkinoiden sopeutumista lähinnä rahaliiton näkökulmasta.

työn tarjonnan määräytymistä intertemporaalisen valinnan mallilla<sup>9</sup>. Perinteisempi tapa perustella sitä, että taloudellisella aktiviteetilla on vaikutusta osallistumisasteeseen on “discouraged worker effect” (Elliott 1991, 69-70). Työmahdollisuuksien heikkeneminen tuotannon supistuessa (ja/tai reaali-palkkojen laskiessa) johtaa vetäytymiseen työmarkkinoilta. Tämä merkitsee sitä, että yhtälöstä estimoidun parametrin tulisi olla:  $a > 0$ . Alue-ennusteessa ei ole kuitenkaan käytössä alueellista reaali-palkka-aineistoa, joten reaali-palkkaa ei voi sisällyttää selittäjien joukkoon.

Jos osallistumisasteen reagointi tuotannon kasvuun estimoidaan käyttäen alueellista aineistoa, niin estimoitavien yhtälöiden välille olisi järkevää asettaa rajoitteita, jotka voisivat olla peräisin kokonaistaloudellisesta ennusteesta. Osallistumisasteen joustoa ei seuraavassa kuitenkaan estimoida alueellisesta aineistosta, vaan ikäryhmittäisestä kokonaistaloudellisesta aineistosta. Syynä on se, että käytettävissä olevien havaintojen määrä on suurempi käytettäessä kokonaistaloudellista aineistoa. Suurempi havaintomäärä merkitsee luotettavampia tuloksia. Ikäryhmittäisen lähestymistavan perusteena on myös se, että käytettäessä ikäryhmittäistä lähestymistapaa saatuja tuloksia voidaan verrata aiempiin empiirisiin tutkimuksiin. Maakunnittaisten osallistumisasteiden reagoinnista kokonaistuotannon muutoksiin ei ole olemassa juurikaan aiempaa empiirisiin tutkimuksiin pohjautuvaa käsitystä. Alueellisella aineistolla tehdyt aiemmat tutkimukset ovat olleet luonteeltaan alustavia.

Työmarkkinoiden alueellisen kehityksen ennustamisessa ei ole käytettävissä muita muuttujia kuin Elinkeinoelämän tutkimuslaitoksen tuottama maakunnittainen aktiviteetti- ja työllisyysennuste sekä Pellervon taloudellisen tutkimuslaitoksen tuottama arvio työikäisen väestön muutoksesta vuosina 1998-2002. Seurauksena on se, että osallistumisastetta joudutaan selittämään ainoastaan bruttokansantuotteen muutoksella. Böckerman (1998a, 40-49) raportoi havaintoja, joiden mukaan osallistumisasteella ja kokonaistuotannon kehityksellä oli yhteys aluetasolla vuosina 1991-1993 ja 1993-1996 Suomessa. Kokonaistuotannon romahdus Itä- ja Pohjois-Suomessa 1990-luvun alun syvässä lamassa supisti sangen voimakkaasti osallistumisastetta. Syynä oli se, että työttömyyden nousu korkealta lähtötasolta lisäsi vetäytymistä työmarkkinoilta heikenneiden työllistymismahdollisuuden tähden. Ikäryhmittäisten joustojen oletetaan olevan samoja kaikissa maakunnissa<sup>10</sup>. Myös työllisyysasteella voi olla vaikutusta osallistumisasteeseen<sup>11</sup>. Käytetyssä mallissa kokonaistuotannon voidaan tulkita

<sup>9</sup> Kahden periodin mallin tasapainossa pätee:  $u_2(c_1, x_1) / bu_2(c_2, x_2) = R w_1 / w_2$ , jossa  $c$  on kulutus,  $x$  vapaa-aika,  $R$  korkotekijä,  $b$  kuluttajan aikapreferenssi ja  $w$  on reaali-palkka.  $w_2$  voidaan tulkita pysyväksi reaali-palkkatasoksi. Tämä merkitsee sitä, että tilapäisillä muutoksilla reaali-palkassa on intertemporaalisen mallin mukaan suuria vaikutuksia työn tarjontaan. Työn tarjonnan muuttuminen reaali-palkan muuttuessa on keskeinen suhdannesykliä vahvistava mekanismi reaalisten suhdannevaihteluiden malleissa. Mulligan (1998) tarkastelee intertemporaalista substitutiota sota-ajan Yhdysvalloissa.

<sup>10</sup> Aitojen aluevaikutusten huomiotta jättäminen heikentää ennusteiden luotettavuutta.

<sup>11</sup> Suomen Pankin neljännesvuosimalli (BOF5) käyttää myös työllisyysastetta osallistumisasteen mallintamisessa. Täsmennyksessä sekä työllisyysaste että osallistumisaste on sisällytetty malliin yhden vuoden viiveellä. Täsmen-



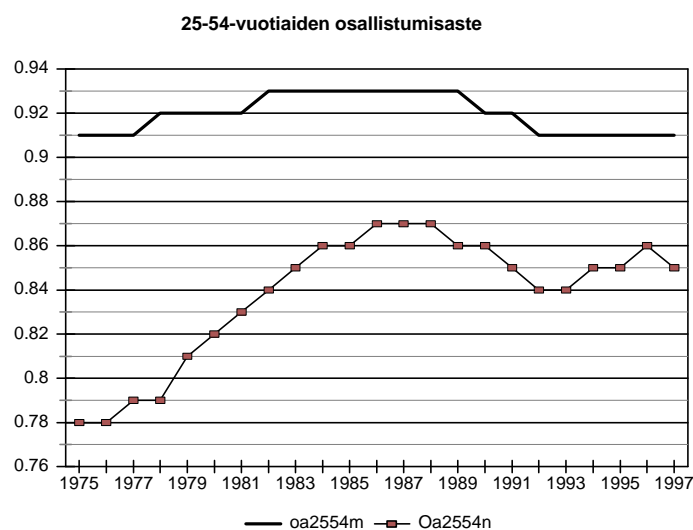
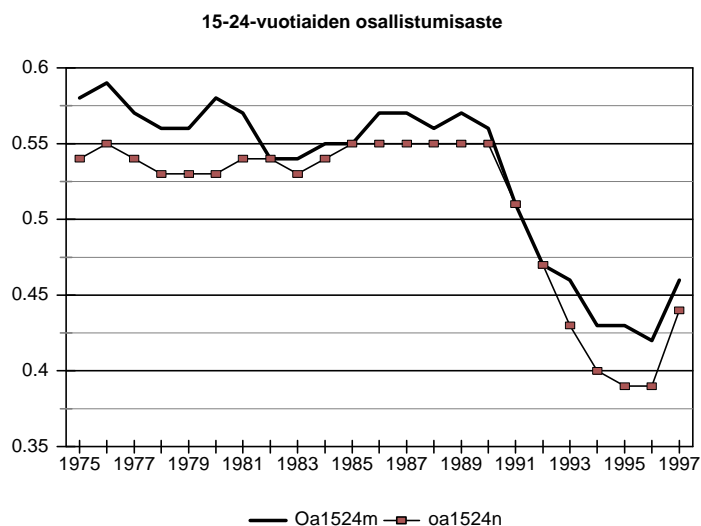
olevan reaali-palkan korvikemuuttuja. Tulkinta on se, että kokonaistuotannon nousu johtaa myös reaali-palkkojen nousuun alueella.

Työn tarjontaa ja työttömyyttä ennustettaessa käytetään syöttötietona Elinkeinoelämän tutkimuslaitoksen tuottamaa alueellista aktiveetti- ja työllisyysennustetta, ja Pellervon taloudellisen tutkimuslaitoksen tuottamaa nettomuutto ja väestöennustetta. Työn tarjonnan ennustamisen lähtökohtana on se, että osallistumisaste on riippuvainen alueellisesta taloudellisesta aktiveetista siten, että talouskasvun voimistuminen nostaa osallistumisastetta. Työmarkkinoiden alueellisen ennustamisen näkökulmasta olennaista on se, että vaikutus poikkeaa ikäryhmittäin. Osallistumisasteen reagointi taloudelliseen aktiveettiin estimoidaan ikäryhmittäin käyttäen koko maan aineistoa vuosilta 1975-1997. Vuosihavaintojen avulla saatu arvio osallistumisasteen joustolle on luonnollisesti karkea, mutta sitä voi kuitenkin pitää suuntaantavana. 1990-luvun alun syvä lama vaikuttaa huomattavasti estimointituloksiin. Kuviotarkastelun perusteella näyttää siltä, että tämä vaikutus on merkittävin nuorten kohdalla. Käyttämällä saatuja osallistumisasteen joustoja, aktiveetti- ja työllisyysennustetta sekä nettomuuttoa ja väestöä koskevia arvioita voidaan muodostaa alueellinen ennuste työn tarjonnalle ja työttömyysasteelle. Aiemmin havaittiin se, että Itä- ja Pohjois-Suomessa osallistumisaste on hieman alhaisemmalla tasolla kuin Etelä-Suomessa. Ikäryhmittäinen tarkastelu viittaa siihen, että syynä on varttuneiden suurempi osuus Itä- ja Pohjois-Suomen väestöstä.

Tarkastelussa työikäinen väestö jaetaan kolmeen ikäryhmään (liite 1). Osallistumisasteen ikäryhmittäisen kehityksen luonnehdinta luo pohjan osallistumisasteen jouston arvioinnille. Nuorten (15-24-vuotiaiden) osallistumisaste oli suhteellisen vakaa vuodesta 1975 aina 1980-luvun lopulle (kuvio 1). 1980-luvun lopun ylikuumeneminen ei nostanut juurikaan nuorten osallistumisastetta. Nuorten osallistumisaste romahti kuitenkin 1990-luvun alun syvässä lammassa. Syynä on nuorten hakeutuminen opiskelun pariin. Kansantalouden elpymisen vanavedessä nuorten osallistumisaste on noussut hieman. Nuorten osallistumisasteen käyttäytyminen viittaa siihen, että se näyttäisi reagoivan sangen epäsymmetrisesti kokonaistuotannon muutoksiin. Seuraavassa tarkastelussa kuitenkin oletetaan, että osallistumisaste reagoi symmetrisesti kokonaistuotannon kasvuun ja supistumiseen.

---

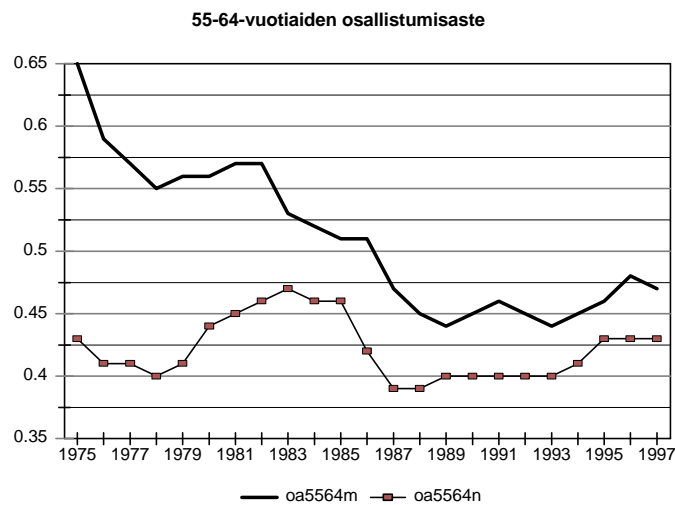
nyksenä käytetään virheenkorjausmalleja osallistumisasteen määräytymiselle (Willman, Kortelainen, Männistö ja Tujula 1998).



Parhaassa työiässä olevien (25-54-vuotiaiden) osalta nähdään naisten osallistumisasteen jatkuva nousu (kuvio 2). Syynä on lähinnä tuotannon palveluvaltaistuminen, naisten koulutustason nousu ja julkisen sektorin laajeneminen<sup>12</sup>. Naisten osallistumisaste nousi erityisen voimakkaasti 1970-luvun lopulla. Naisten osallistumisastetta on nostanut ajan myötä myös se, että ikärakenne on painottunut 40-vuotiaiden ryhmään, jossa osallistumisaste on korkeimmillaan. Miesten osallistumisaste on ollut vakaa. Se ei juuri lainkaan reagoi taloudellisen aktiiviteetin muutoksiin.

<sup>12</sup> Koulutustason nousulla on osallistumisastetta nostava vaikutus. Syynä on se, että vetäytyminen työmarkkinoiden ulkopuolelle tuottaa korkeasti koulutetuille suurempia tulomenetyksiä.

Varttuneiden (55-64-vuotiaiden) osallistumisaste laski miesten osalta melko tasaisesti aina 1980-luvun lopulle asti (kuvio 3). Naisten osallistumisasteessa on ollut vähäisempiä muutoksia. Varttuneiden osalta eläkkeelle siirtymisen hankaloittaminen ilmenee selvästi osallistumisasteen nousuna 1990-luvulla. Varttuneiden kohdalla eläkepoliittisten ratkaisujen rooli on keskeinen osallistumisasteen kehityksen näkökulmasta, eikä taloudellisella aktiviteetilla ole suurta suoraa vaikutusta osallistumisasteeseen (1980-luvun lopulla osallistumisasteissa ei ole juuri lainkaan nousua).



Eläkepoliittisten ratkaisujen merkittävä rooli varttuneiden osallistumisasteen määräytymisessä johtaa siihen, että osallistumisasteen reagointi taloudelliseen aktiviteettiin asetetaan nol-laksi varttuneiden osalta työn tarjontaa ja työttömyysastetta laskettaessa. Perusteluna on se, että tavoitteena on suhdanne-ennuste vuosille 1998-2002 eikä rakennemuutoksen arvioiminen.

Osallistumisasteen jousto taloudellisen aktiviteetin suhteen estimoitii useammalla tavalla<sup>13</sup>. Käytetyistä täsmennyksistä toisen ja kolmannen mallin mukaan naisten osallistumisaste on herkkäliikkeisempi aktiviteetin suhteen kuin miesten osallistumisaste. Havainto on sopusoinnussa vallitsevan empiirisen käsityksen kanssa (Ingberg, Lahdenperä, Pulli & Skurnik 1986; Ilmakunnas 1998; Fuchs, Krueger & Poterba 1998). On syytä huomata se, että ennako-dotusten mukaisesti osallistumisasteen reagointi tuotantoon on riippuvainen mallin täsmen-nyksestä. Tulosten mukaan saman vuoden kokonaistuotannon muutos ei vaikuta tilastollises-ti merkittäväällä tavalla osallistumisasteeseen. Viivästettäessä kokonaistuotannon muutosta vuodella saadaan tilastollisesti parempia tuloksia, mutta nuorten osalta saadaan epäuskotta-

<sup>13</sup> Bruttokansantuote on kiinteä tuottajahintaan vuoden 1990 hinnoin.

van suuri jousto, ja lisäksi varttuneiden kohdalla osallistumisasteen joustoja ei voida rajoittaa nollassa. Osallistumisastetta mallinnettiin ikäryhmittäin myös erilaisten virheenkorjaustäsmennysten avulla, jolloin voidaan huomioida se, että sopeutuminen pitkän aikavälin tasapainoon ei tapahdu välittömästi. Virheenkorjausmallien täsmennyksessä korostuu kuitenkin käytettävissä olevan aineiston niukkuus, joten päädyimme alkuvaiheen ennusteiden tekemisessä tavallisiin regressiotuloksiin.

Luonteva valinta ennusteen laadinnan perustaksi on yksinkertainen malli, jossa osallistumisastetta selitetään ainoastaan saman vuoden kokonaistuotannon trendipoikkeamalla. Tehdyä valintaa voi perustella kolmella näkökohdalla. Ensinnäkin naisten osallistumisasteen jousto on vallitsevan empiirisen näkemyksen mukaisesti suurempi kuin miesten. Toiseksi nuorten osallistumisasteen jousto on suurempi kuin parhaassa työiässä olevien ja varttuneiden osallistumisasteen jousto. Havainto vastaa aiemmasta kuviotarkastelusta saatua käsitystä. Kolmanneksi varttuneiden tapauksessa osallistumisaste ei reagoi tilastollisesti merkitsevästi kokonaistuotannon trendipoikkeamaan. Seurauksena on se, että osallistumisasteen reagointi kokonaistuotannon suhteen voidaan asettaa nollassa myös puhtaasti tilastollisin perustein.

### Osallistumisasteen reagointi kokonaistuotannon (ja työllisyysasteen) muutokseen ikäryhmittäin ja sukupuolittain vuosien 1975-1997 aineistolla (suluissa t-arvo)

	Miehet			Naiset		
	15-24-vuotiaat	25-54-vuotiaat	55-64-vuotiaat	15-24-vuotiaat	25-54-vuotiaat	55-64-vuotiaat
...						
Malli1	0.02 (0.03)	0.04 (0.61)	0.43 (0.61)	-0.26 (-0.29)	0.10 (0.47)	0.51 (1.25)
Malli2	1.06 (1.37)	0.10 (1.54)	0.82 (1.21)	0.85 (0.96)	0.16 (0.83)	0.71 (1.72)
<b>Malli3</b>	<b>0.80 (3.54*)</b>	<b>0.06 (2.62*)</b>	<b>0.13 (0.53)</b>	<b>0.74 (2.66*)</b>	<b>0.10 (1.71)</b>	<b>0.23 (0.90)</b>
Malli4	0.81 (10.86*)	0.11 (3.84*)	0.50 (2.21*)	1.15 (12.19*)	-0.15 (-1.07)	-0.11 (-0.67)
Malli5	0.35 (2.30*)	0.03 (0.88)	-0.19 (-0.81)	0.72 (3.54*)	0.02 (0.14)	-0.37 (-1.15)

Mallissa 1 on laskettu osallistumisasteen muutos kokonaistuotannon muutoksen suhteen. Mallissa 2 on laskettu osallistumisasteen muutos vuoden takaisen kokonaistuotannon muutoksen suhteen. **Mallissa 3 on laskettu osallistumisasteen muutos kokonaistuotannon trendipoikkeaman muutoksen suhteen.** Mallissa 4 on laskettu osallistumisasteen muutos vuodella viivästetyn työllisyysasteen suhteen. Mallissa 5 on laskettu osallistumisasteen muutos vuodella viivästetyn työllisyysasteen muutoksen suhteen.

Valitun sovituksen ominaisuudet ja keskeinen regressiodiagnostiikka on raportoitu liitteessä 2 nuorten ja parhaassa työiässä olevien osalta. Mallien selitysaste on melko alhainen (0.13 parhaassa työiässä olevien naisten kohdalla ja 0.25 parhaassa työiässä olevien miesten tapauksessa), joten osallistumisasteeseen vaikuttavat myös monet muut tekijät kuin kokonais-

tuotannon trendipoikkeaman muutos, joita ei ole huomioitu tarkastelussa. Nuorten kohdalla selityksaste on hieman korkeampi, mutta mallien ongelmana on jäännösten epänormaalisuus.

#### **4.2 Maakunnittainen ennuste vuosille 1998-2002**

Mallin tuottamat ennusteet työn tarjonnalle ja työttömyysasteelle käyttäen trendipoikkeaman muutoksesta laskettuja osallistumisastejoustoja on raportoitu maakunnittain oheisissa taulukoissa vuosille 1998-1999 sekä vuosien 2000-2002 osalta keskiarvona<sup>14</sup>. Työttömyysasteet ovat Tilastokeskuksen työvoimatutkimuksen mukaisia. Perusteluna on se, että Tilastokeskuksen työvoimatutkimuksen luvuilla on virallinen asema Suomessa. Vuoden 1998 osalta on käytetty Tilastokeskuksen työvoimatutkimuksen tietoa toteutuneesta kehityksestä. Liitteessä 3 on raportoitu tarkastelun pohjana olevat kokonaistuotannon trendipoikkeaman muutokset maakunnittain ennustevuosille.

Ahvenanmaan kohdalla ei ole nojaututtu suoraan laskentakehikon tuottamaan ennusteeseen. Ongelmien taustalla on maakunnan pieni koko sekä elinkeinorakenteen voimakas poikkeaminen maan keskiarvosta.

---

<sup>14</sup> Käytetty laskentakehikko sekä työn tarjonnan ja työttömyysasteen vuosittainen kehitys on saatavissa tekijöiltä pyynnöstä.

## Työn tarjonnan muutos maakunnittain ja koko maassa 1998-2002

	1998*	1999	ka.**
Uusimaa	2.2	1.3	1.0
Itä-Uusimaa	-0.7	1.4	-0.1
Varsinais-Suomi	2.1	0.8	0.2
Satakunta	-0.8	-0.8	-1.6
Kanta-Häme	-3.5	0.0	-1.1
Pirkanmaa	1.2	0.3	0.1
Päijät-Häme	4.6	-0.4	-0.9
Kymenlaakso	2.0	-1.1	-1.4
Etelä-Karjala	0.6	-0.6	-1.1
Etelä-Savo	-2.8	-0.9	-1.2
Pohjois-Savo	0.3	-0.3	-1.1
Pohjois-Karjala	0.3	-0.7	-1.5
Kainuu	-1.4	-0.6	-1.1
Keski-Suomi	1.6	0.3	-0.2
Etelä-Pohjanmaa	-1.2	-0.5	-1.5
Vaasan rannikkoseutu	-0.6	-0.2	-0.2
Keski-Pohjanmaa	4.1	-0.4	-1.3
Pohjois-Pohjanmaa	1.3	1.0	0.1
Lappi	-2.6	-1.2	-0.7
Ahvenanmaa	0.0	0.3	0.4
Koko maa	0.9	0.3	-0.2

\* toteutunut kehitys    \*\* keskiarvo, 2000-2002

## Työttömyysaste maakunnittain ja koko maassa 1998-2002

	1998*	1999	ka.**
Uusimaa	7.7	7.0	5.8
Itä-Uusimaa	5.9	6.5	4.4
Varsinais-Suomi	9.9	9.2	7.2
Satakunta	12.6	12.2	9.1
Kanta-Häme	10.8	11.0	8.5
Pirkanmaa	11.5	10.7	9.3
Päijät-Häme	13.4	12.3	9.7
Kymenlaakso	12.9	11.9	8.9
Etelä-Karjala	13.7	12.4	9.8
Etelä-Savo	13.3	12.2	9.1
Pohjois-Savo	14.7	14.0	11.3
Pohjois-Karjala	15.1	14.0	10.4
Kainuu	18.1	17.3	13.9
Keski-Suomi	15.2	14.8	13.0
Etelä-Pohjanmaa	11.5	10.9	8.1
Vaasan rannikkoseutu	7.7	6.6	4.8
Keski-Pohjanmaa	11.1	11.5	8.9
Pohjois-Pohjanmaa	15.0	14.2	11.9
Lappi	19.8	17.9	15.3
Ahvenanmaa	1.4	1.4	1.0
Koko maa	11.4	10.6	8.5

\*toteutunut kehitys    \*\*keskiarvo, 2000-2002

Ennustelukujen tuottamisessa on käytetty myös muita informaatiolähteitä ja harkintaa. Eräiden maakuntien kohdalle on asetettu trendinousua osallistumisasteeseen. Perusteluna on se, että 55-74-vuotiaiden osalta ikäryhmän rakenteellinen väestökehitys painottuu alle 60-vuotiaiden kasvuun. Heidän osallistumisasteensa on korkeampi kuin 55-74-vuotiaiden keskimääräinen osallistumisaste. Viime vaiheessa ennustelukuja korjattiin myös tarkistamalla maakuntien aggregoituvuus koko maan keskiarvoon. Lisäksi vuosien 2001-2002 kohdalle lisättiin hieman työn tarjontaa, jotta työttömyysaste ei alentuisi epäuskottavan nopeasti eräissä Itä- ja Pohjois-Suomen maakunnissa ennustejakson viimeisinä vuosina.



## 5 Lopputoteamuksia

Tavoitteena oli laatia ennuste työn tarjonnalle ja työttömyysasteelle maakunnittaisella aineistolla vuosille 1998-2002. Tarkastelua rajoittivat olemassa oleva tilastoaineisto. Ennusteen laadinnan lähtökohtana oli se, että osallistumisaste nousee kokonaistuotannon kasvaessa. Vaikutus on ikäryhmäsidonnainen. Se on suurempi naisilla kuin miehillä, ja lisäksi nuorten kohdalla osallistumisaste reagoi voimakkaammin tuotannon muutokseen kuin muiden ikäryhmien kohdalla.

Kokonaistaloudellisesta aineistosta vuosilta 1975-1997 estimoitujen osallistumisastejoustojen avulla rakennettiin laskentakehikko, jonka avulla saatiin ennuste maakuntien työn tarjonnalle ja työttömyysasteelle.

Ekonometrisen mallintamisen osalta voisi olla järkevää edetä kohti alueellista tasa-painotyöttömyysastetta, jota kohti pitkällä aikavälillä hakeudutaan. Mallintamisessa voitaisiin käyttää virheenkorjausmalleja. Ongelmana on tosin aikasarjojen lyhyys käytettäessä maakunnittaista aineistoa.

## Kirjallisuus

- Beaulieu, J. J. & J. K. MacKie-Mason & J. R. Miron (1992), Why do countries and industries with large seasonal cycle also have large business cycle? *The Quarterly Journal of Economics*, CVII:2, 621-656.
- Bentolila, S. & J. F. Jimeno (1995), Regional unemployment persistence (Spain, 1976-94). Centre for Economic Policy Research, Discussion Papers, 1259.
- Blanchard, O. J. & L. F. Katz (1992), Regional evolutions. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, 1-75.
- Böckerman, P. (1998a), Alueet työttömyyden kurimuksessa. *Kunnallisalan kehittämissäätö, Tutkimuksia*, 14.
- Böckerman, P. (1998b), Regional evolutions in Finland. *Palkansaajien tutkimuslaitos, Tutkimuslustoja*, 148.
- Decressin, J. & A. Fatás (1995), Regional labor dynamics in Europe. *European Economic Review*, 39:4, 1627-1655.
- Elliott, R. F. (1991), *Labour Economics. A Comparative Text*. McGraw-Hill.
- Eriksson, T. (1997), Unemployment in Finland. Teoksessa Wadensjö, E. (toim.): *The Nordic Labour Markets in the 1990s. Part 1*. North-Holland.
- Fredriksson, P. (1995), The dynamics of regional labor markets and active labor market policy: Swedish evidence. Uppsala University, Department of Economics, Working Papers, 20/95.
- Fuchs, V. R. & A. B. Krueger & J. M. Poterba (1998), Economists' views about parameters, values, and policies: Survey results in labor and public economics. *Journal of Economic Literature*, XXXVI:3, 1387-1425.
- Hyypiä, M. (1987), Helsingin alueen teollisuustuotannon ennustaminen. Kokeilu Etlan valtakunnallisen ennusteen käyttömahdollisuudesta. Helsingin kaupungin tilastokeskus, *Tutkimuksia ja Selvityksiä*, 1987:9.
- Ilmakunnas, S. (1997), Female labour supply and work incentives. *Palkansaajien tutkimuslaitos, Tutkimuksia*, 68.
- Ingberg, M. & H. Lahdenperä & M. Pulli & S. Skurnik (1986), *Työvoiman tarjonta. Pellervon taloudellinen tutkimuslaitos, Julkaisuja*, 7.

- Isserman, A. & C. Taylor, S. Gerking & U. Schubert (1986), Regional labour market analysis. Handbook of Regional and Urban Economics, Volume I. Elsevier Science Publishers.
- Kangasharju, A. & J. Pehkonen (1999), Employment and output growth: A regional-level analysis. Jyväskylän yliopisto, Taloustieteen laitos, Working Papers, 193.
- Lucas, R. E. Jr. & L. J. Rapping (1970), Real wages, employment and inflation. *Journal of Political Economy*, 77:4, 721-754.
- Moisio, A. (1999), Muuttoliikkeen ennustamisesta. Pellervon taloudellinen tutkimuslaitos. Kä-sikirjoitus.
- Mulligan, C. B. (1998), Pecuniary incentives to work in the United States during World War II. *Journal of Political Economy*, 106:5, 1033-1077.
- Obstfeld, M. & G. Peri (1998), Asymmetric shocks. Regional non-adjustment and fiscal policy. *Economic Policy*, April, 206-259.
- Pagan, A. (1997), Policy, theory, and the cycle. *Oxford Review of Economic Policy*, 13:3, 19-33.
- Pehkonen, J. & H. Tervo (1995), Persistence and turnover in regional unemployment disparities. Jyväskylän yliopisto, Taloustieteen laitos, Working Papers, 154.
- Rantala, O. (1998), Tuotannon ja työllisyyden alueellisen ennustamisen menetelmät. Elinkei-noelämän tutkimuslaitos.
- Tervo, H. (1998), The development of regional unemployment differentials in Finland in the 1990s. *Finnish Economic Papers*, 11:1, 37-49.
- Työministeriö (1999), Työllisyys ja hyvinvointi uuden vuosituhannen alkaessa. Työvoima 2017. Työpoliittinen tutkimus, 200.
- Willman, A. & M. Kortelainen & H-L Männistö & Mika Tujula (1998), The BOF5 macroeconomic model of Finland, structure and equations. Suomen Pankki, Keskustelualoitteita, 10/98.

## Liite 1. Mallien estimoinnissa käytetty ikäryhmittäinen osallistumisasteaineisto

	Oa1524m	oa2554m	oa5564m	oa1524n	Oa2554n	oa5564n
1975	0.58	0.91	0.65	0.54	0.78	0.43
1976	0.59	0.91	0.59	0.55	0.78	0.41
1977	0.57	0.91	0.57	0.54	0.79	0.41
1978	0.56	0.92	0.55	0.53	0.79	0.40
1979	0.56	0.92	0.56	0.53	0.81	0.41
1980	0.58	0.92	0.56	0.53	0.82	0.44
1981	0.57	0.92	0.57	0.54	0.83	0.45
1982	0.54	0.93	0.57	0.54	0.84	0.46
1983	0.54	0.93	0.53	0.53	0.85	0.47
1984	0.55	0.93	0.52	0.54	0.86	0.46
1985	0.55	0.93	0.51	0.55	0.86	0.46
1986	0.57	0.93	0.51	0.55	0.87	0.42
1987	0.57	0.93	0.47	0.55	0.87	0.39
1988	0.56	0.93	0.45	0.55	0.87	0.39
1989	0.57	0.93	0.44	0.55	0.86	0.40
1990	0.56	0.92	0.45	0.55	0.86	0.40
1991	0.51	0.92	0.46	0.51	0.85	0.40
1992	0.47	0.91	0.45	0.47	0.84	0.40
1993	0.46	0.91	0.44	0.43	0.84	0.40
1994	0.43	0.91	0.45	0.40	0.85	0.41
1995	0.43	0.91	0.46	0.39	0.85	0.43
1996	0.42	0.91	0.48	0.39	0.86	0.43
1997	0.46	0.91	0.47	0.44	0.85	0.43

Lähde: Tilastokeskuksen työvoimatutkimus.

**Liite 2. Regressiodiagnostiikka ja selitysaste nuorten (15-24-vuotiaat) ja parhaassa työiässä olevien osalta (25-54-vuotiaat). Mallina osallistumisasteen jousto kokonaistuotannon trendipoikkeaman muutoksen suhteen**

<b>MIEHET (15-24)</b>	
AR-2F(2, 18)	0.138 (0.871)
ARCH1F(1, 18)	0.698 (0.414)
NormaalisuusCHI <sup>2</sup> 2(2)	6.37 (0.04)*
RESET F(1, 19)	1.38 (0.279)
Selitysaste	0.39
<b>NAISET (15-24)</b>	
AR-2F(2, 18)	2.47 (0.112)
ARCH1F(1, 18)	0.117 (0.736)
NormaalisuusCHI <sup>2</sup> 2(2)	10.7 (0.005)**
RESET F(1, 19)	0.004 (0.95)
Selitysaste	0.26

<b>MIEHET (25-54)</b>	
AR-2F(2, 18)	0.442 (0.649)
ARCH1F(1, 18)	0.273 (0.607)
NormaalisuusCHI <sup>2</sup> 2(2)	4.30 (0.117)
RESET F(1, 19)	1.79 (0.197)
Selitysaste	0.25
<b>NAISET (25-54)</b>	
AR-2F(2, 18)	3.24 (0.063)
ARCH1F(1, 18)	1.10 (0.308)
NormaalisuusCHI <sup>2</sup> 2(2)	1.52 (0.468)
RESET F(1, 19)	0.96 (0.364)
Selitysaste	0.13

**Liite 3. Kokonaistuotannon trendipoikkeaman muutokset maakunnittain ja koko maassa vuosina 1998-2002. Tuotantomuuttujana on bruttokansantuote tuottajahintaan vuoden 1990 hinnoin**

	1998	1999	2000	2001	2002
Uudenmaan	0.044	0.017	0.021	0.017	0.017
Itä-Uudenmaan	0.041	0.022	0.020	0.015	0.006
Varsinais-Suomi	0.047	0.025	0.026	0.021	0.020
Satakunta	-0.005	0.012	0.019	0.017	0.015
Kanta-Häme	0.033	0.025	0.024	0.023	0.022
Pirkanmaa	0.018	0.016	0.025	0.022	0.021
Päijät-Häme	0.033	0.020	0.027	0.025	0.024
Kymenlaakso	0.017	0.008	0.021	0.018	0.017
Etelä-Karjala	0.042	0.018	0.030	0.031	0.029
Etelä-Savo	0.021	0.024	0.019	0.020	0.020
Pohjois-Savo	0.029	0.023	0.023	0.022	0.021
Pohjois-Karjala	0.033	0.022	0.020	0.021	0.021
Kainuu	0.055	0.030	0.032	0.031	0.030
Keski-Suomi	0.033	0.021	0.032	0.027	0.027
Etelä-Pohjanmaa	0.017	0.020	0.019	0.028	0.018
Vaasan rannikkoseutu	0.028	0.018	0.020	0.014	0.014
Keski-Pohjanmaa	0.037	0.024	0.019	0.018	0.017
Pohjois-Pohjanmaa	0.045	0.025	0.023	0.015	0.016
Lappi	0.052	0.029	0.030	0.033	0.033
Ahvenanmaa	0.039	0.031	0.025	0.028	0.027
Koko maa	0.031	0.014	0.018	0.015	0.014