

JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO

Taloustieteiden tiedekunta

TYÖMARKKINOIDEN ALUEELLINEN KOHTAANTO

Keski-Suomen ja Uudenmaan vertailu

Kansantaloustiede

Pro gradu -tutkielma

Tammikuu 2008

Laatija: Henna Nivalainen

Ohjaaja: Professori Jaakko Pehkonen

JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO TALOUSTIETEIDEN TIEDEKUNTA

Tekijä Henna Nivalainen	
Työn nimi Työmarkkinoiden alueellinen kohtaanto – Keski-Suomen ja Uudenmaan vertailu	
Oppiaine Kansantaloustiede	Työn laji Pro gradu -tutkielma
Aika Tammikuu 2008	Sivumäärä 57 + 8
Tiivistelmä – Abstract <p>Tutkimuksessa tarkastellaan työmarkkinoiden kohtaannon alueellista vaihtelua ja kohtaannon tehokkuutta vuosina 2000–2004 erityisesti Keski-Suomen ja Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskuksissa. Tutkimusaineistona on työministeriön työnvälitystilasto, joka sisältää kuukausittaiset tiedot työvoimatoimistojen työnhakijoista sekä täyttyneistä ja avoimista työpaikoista. Lisäksi työnhakijoista löytyy tietoa muun muassa työmarkkina-aseman, iän ja työttömyyden keston perusteella.</p> <p>Tutkimusmenetelmänä käytetään niin sanottua kohtaantofunktiota, joka kertoo kuinka tehokkaasti avoimet työpaikat ja työnhakijat kohtaavat työmarkkinoilla. Kohtaantofunktion yhteydessä tarkastellaan skaalatuottoja, jotka kertovat missä suhteessa täyttyneiden työpaikkojen määrä kasvaa työnhakijoihin ja avoimiin työpaikkoihin verrattuna. Skaalatuottojen avulla voidaan myös tehdä päätelmiä agglomeraation eli keskittymisen ilmenemisestä työmarkkinoilla. Agglomeraatiota esiintyy, jos kohtaantofunktion skaalatuotot ovat kasvavat.</p> <p>Tutkimuksen mukaan työmarkkinoiden kohtaanto Suomessa ei ole tehokasta. Koko maan tasolla kohtaantofunktion skaalatuotoiksi saatiin noin yksi. Uudenmaan ja Keski-Suomen työvoima- ja elinkeinokeskuksissa skaalatuotot olivat joko kiinteitä tai laskevia. Täten estimointitulokset sulkevat pois agglomeraation esiintymisen työmarkkinoilla. Molemmilla alueilla avoimilla työpaikoilla on työnhakijoita suurempi vaikutus kohtaantoon. Itse asiassa työnhakijoilla havaittiin olevan vaikutusta vain osassa malleista, mutta avoimien työpaikkojen kertoimet olivat tilastollisesti merkitseviä malleista riippumatta. Sekä Keski-Suomen että Uudenmaan alueilla ikääntyvillä työttömällä on huomattavan suuri negatiivinen vaikutus kohtaantoon. Uudellamaalla myös nuorilla työttömällä on kohtaantoa heikentävä vaikutus. Sen sijaan pitkäaikaistyöttömyydellä havaittiin olevan vaikutusta vain Keski-Suomen alueella.</p>	
Asiasanat alueelliset työmarkkinat, kohtaantofunktio, skaalatuotot, agglomeraatio	
Säilytyspaikka Jyväskylän yliopisto / Taloustieteiden tiedekunta	

SISÄLTÖ

1	JOHDANTO.....	1
2	TYÖMARKKINOIDEN KOHTAANNON TEOREETTISIA LÄHTÖKOHTIA	4
2.1	Tasapainomalli.....	4
2.2	Kohtaamisfunktio.....	5
2.3	Skaalatuotot ja agglomeraatio.....	7
2.3.1	Skaalatuotot.....	7
2.3.2	Agglomeraatio.....	9
2.4	UV-käyrä.....	10
3	KESKI-SUOMEN JA UUDENMAAN TYÖMARKKINAT.....	12
4	AIKAISEMPIA TUTKIMUKSIA	17
5	AINEISTO JA MENETELMÄT.....	23
5.1	Aineisto ja muuttajat.....	23
5.1.1	Koko Suomi.....	23
5.1.2	Keski-Suomen ja Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskukset.....	27
5.2	Tutkimusmenetelmä.....	34
5.2.1	Kiinteiden ja satunnaisvaikutusten mallit.....	35
5.2.2	Hausmanin testi	36
5.3	Kohtaantofunktion estimointi	37
6	TYÖMARKKINOIDEN ALUEELLINEN KOHTAANTO SUOMESSA VUOSINA 2000–2004.....	39
6.1	Koko Suomi	39
6.2	Keski-Suomen työvoima- ja elinkeinokeskus.....	42
6.3	Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskus	44
6.4	Lisätarkasteluja	46
7	JOHTOPÄÄTÖKSET	51
	LÄHTEET	55
	LIITTEET	

1 JOHDANTO

Työttömyys kasvoi Suomessa voimakkaasti 1990-luvun alkupuolella. Laman seurauksena työpaikkoja hävisi ja erityisesti heikosti koulutettujen ja ikääntyvien uudelleen työllistyminen vaikeutui. Laman jälkeen työllisyys on kasvanut nopeasti. Vuosina 1994–2001 työpaikat lisääntyivät keskimäärin 1,7 prosenttia vuodessa ja samalla ajanjaksolla keskimääräinen työllisyysaste nousi 59 prosentista liki 68 prosenttiin. Myös työttömien määrä on jatkuvasti vähentynyt, niin että työttömyysaste on lähes puolittunut laman aikaisista lukemista. (Suomen työllisyyspolitiikan toimintasuunnitelma 2002, 9-10.) Kuitenkin työttömyysaste on edelleen korkea verrattuna lamaa edeltävään aikaan. Myös kansainvälisessä mittakaavassa Suomen työttömyysaste on korkea.

Alueelliset työttömyys- ja työllisyserot Suomessa ovat osoittautuneet ajallisesti varsin pysyviksi. Vaikka talouden hyvä yleistilanne on vaikuttanut työllisyyteen kautta koko Suomen, ei kehitys ole ollut tasaista koko maassa, vaan työpaikkojen lisäys on keskittynyt lähinnä Etelä- ja Lounais-Suomeen (PTT -katsaus 3/2006). Joillakin alueilla työllisyys ei ole kasvanut juurikaan laman jälkeen. Korkeimman työttömyyden alueilla Pohjois- ja Itä-Suomessa työttömyysaste on kolminkertainen verrattuna parhaimpien alueiden työttömyyteen. Esimerkiksi vuonna 2001 16,3 prosenttia Lapin seudun työvoimasta oli työttömänä, kun taas vastaava luku Uudellamaalla oli vain 5,5 prosenttia (Suomen työllisyyspolitiikan toimintasuunnitelma 2002, 10). Alueiden välisten erojen lisäksi alueiden sisäiset erot ovat suuria.

Työttömyyden alue-erojen kehitystä voidaan selittää muun muassa työmarkkinoiden alueellisella kohtaannolla. Työn tarjonnan ja kysynnän heikko yhteensopivuus jollakin alueella merkitsee sitä, että työttömyysaste voi pysyä korkeana huolimatta voimakkaasta kokonaistuotannon ja työn kysynnän kasvusta (Böckerman 1998, 50). Työvoiman alueellisen kysynnän ja tarjonnan kohtaannon taustalla vaikuttaa monia eri tekijöitä, ja eri ajanjaksoina nämä tekijät voivat olla erilaisia. Työmarkkinoiden alueellinen kohtaanto voi heiketä esimerkiksi maan sisäisen muuttoliikkeen seurauksena. Muuttoliike voi muuttaa muuttotappioalueelle jäävän työvoiman rakennetta esimerkiksi siten, että alueelta muuttaa pois paljon korkeasti koulutettuja ihmisiä, jolloin työn tarjonta ei vastaakaan enää työn kysyntää. Perinteisesti muuttoliikettä on pidetty keskeisenä talouden

tasapainotusmekanismina. Työmarkkinoiden alueellisen kohtaannon heikkeneminen voi osaltaan selittää sitä, että alue-erot eivät Suomessa ole pienentyneet huolimatta voimakkaasta muuttoliikkeestä (ks. esim. Tervo 2002). Myös lähitulevaisuudessa tapahtuva suurten ikäluokkien työelämästä poistuminen voi vaikuttaa työmarkkinoiden alueelliseen kohtaantoon. Työpaikkoja vapautuu ympäri maan, mutta avoimiin työpaikkoihin ei välttämättä löydy sopivia työntekijöitä samalta alueelta.

Työpoliittisilla toimilla on pyritty vaikuttamaan työttömyyteen. Eräs keino, millä valtio pystyy vaikuttamaan alueellisiin työttömyyseroihin, on ollut aktiivinen työvoimapolitiikka. Aktiivinen työvoimapolitiikka voidaan jakaa kolmeen osa-alueeseen: työmarkkinoiden kohtaantoa parantavaan työnvälitystoimintaan, julkiselle tai yksityiselle sektorille suunnattuun tukityöllistämiseen ja työnhakijoille tarkoitettuun työllisyyskoulutukseen. Aktiivisella työvoimapolitiikalla on ollut vaikutusta erityisesti alueelliseen pitkäaikaistyöttömyyteen. Työllistämistoimien ansiosta korkean työttömyyden alueilla pitkäaikaistyöttömyys on ollut keskimääräistä vähäisempää. (Kiander, Pehkonen & Pohjola 1998, 437.)

Tässä tutkielmassa selvitetään Suomen työmarkkinoiden kohtaannon alueellista vaihtelua ja kohtaannon tehokkuutta. Aineistona käytetään työministeriön työnvälitystilastoja vuosilta 2000–2004. Tutkimuksessa tarkoituksena on vertailla Keski-Suomen ja Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskuksia. Molemmat alueet ovat kasvavia yliopistoseutuja, mutta eroavat toisistaan työmarkkinoiden rakenteelta. Keski-Suomen alueella työmarkkinoiden keskeisimpinä ongelmina ovat avointen työpaikkojen vähäisyys suhteessa työnhakijoihin sekä työn kysynnän ja tarjonnan huono kohtaaminen (Työmarkkinakatsaus 1/2000). Uudenmaan ongelmat puolestaan liittyvät lähinnä ammattialakohtaisiin muutoksiin. Avoimia työpaikkoja syntyy sellaisille aloille, joihin ei ole riittävästi työnhakijoita tarjolla (Työmarkkinakatsaus 1/2002). Keski-Suomen voidaan katsoa olevan keskiverto alue niin työllisyys- kuin työttömyyslukujen perusteella, kun vastaavasti Uusimaa sijoittuu maan parhaimpien alueiden joukkoon.

Tutkimusmenetelmänä käytetään kohtaamisfunktiota, joka kertoo kuinka tehokkaasti avoimet työpaikat ja työvoima kohtaavat työmarkkinoilla. Kohtaamisfunktion yhteydessä tarkastellaan skaalatuottoja, jotka kertovat missä suhteessa uusien työsuhteiden määrä kasvaa, jos avoimien työpaikkojen ja työnhakijoiden määrät kasvavat. Kohtaamisfunktiota on viimeisten parinkymmenen vuoden ajan estimoitu useissa eri maissa. Suomessa kohtaamisfunktion

empiirinen tarkastelu ei ole ollut kovin yleistä ja erityisesti skaalatuottojen osalta tarkastelu on ollut niukkaa. Tältä osin olemassa olevat tutkimukset jättävät aukon lisätutkimukselle. Tuoreen aineiston avulla saadaan uutta tietoa työmarkkinoiden alueellisesta kohtaannosta.

Työ etenee seuraavasti. Aluksi käydään läpi teoriaa työmarkkinoiden kohtaannosta sekä työvoiman ja avoimien työpaikkojen kohtaamisessa käytettäviä tutkimusmenetelmiä. Lisäksi selvitetään miten skaalatuotot ja edelleen agglomeraatio ovat yhteydessä kohtaamisfunktioon. Ennen työn empiiriseen osioon siirtymistä tarkastellaan Keski-Suomen ja Uudenmaan työmarkkinoita sekä aikaisempia tutkimuksia 1990- ja 2000-luvulta. Erityistä huomiota kiinnitetään kohtaannon tehokkuuteen eli skaalatuottojen asteeseen. Työn empiirinen osio koostuu kolmen eri kohtaantofunktion mallispesifikaation estimoinnista kiinteiden ja satunnaisvaikutusten malleilla. Ennen varsinaista regressioanalyysia tehdään aineiston ja keskeisimpien muuttujien kuvailua. Aineiston kuvailu ja varsinainen regressioanalyysi suoritetaan erikseen koko Suomelle sekä Keski-Suomen että Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskuksille. Viimeisessä kappaleessa kootaan tutkielman keskeiset tulokset ja päätelmät.

2 TYÖMARKKINOIDEN KOHTAANNON TEOREETTISIA LÄHTÖKOHTIA

Kohtaanto-ongelma, samanaikainen työvoimapula ja työttömyys, on ollut voimistuva ilmiö, mikä kertoo Suomen työmarkkinoiden toiminnan heikkenemisestä. Työmarkkinoiden kohtaanto-ongelmaa on tutkittu paljon muun muassa kysynnän heikkenemisen ja siihen vaikuttavien tekijöiden näkökulmasta. Näitä tekijöitä ovat esimerkiksi koulutuksen taso, alueellinen kehitys sekä ammatti- ja toimialarakenne. Koulutuksen tasoa ja ammattirakennetta tutkimalla on havaittu, että työvoiman kysyntä on heikentynyt eniten vähän koulutetuilla. Uudet työpaikat syntyvät korkeaa osaamista vaativille aloille, joihin suurimmalla osalla työttömistä ei ole riittävää koulutusta. Tästä johtuen avoimet työpaikat ja työttömät eivät kohtaa ja työvoiman ammattirakenne vastaa entistä huonommin yritysten työvoiman tarpeita. (Uusitalo 1999, 15.) Alueellista kehitystä tutkittaessa on havaittu, että työmarkkinoiden alueellinen kohtaanto voi heiketä esimerkiksi maan sisäisen muuttoliikkeen seurauksena. Muuttoliike voi valikoida muuttotappioalueelle jäävää työvoimaa siten, että alueelta muuttaa pois paljon korkeasti koulutettuja ihmisiä, jolloin työn tarjonta ei vastaakaan enää työn kysyntää. (Böckerman 2000, 7). Muita kohtaanto-ongelmaa selittäviä tekijöitä ovat muun muassa työn teon kannattamattomuus, työehtojen heikkous ja työolojen epämukavuus (Hyvää työtä osaavaa työvoimaa 2006, 7).

2.1 Tasapainomalli

Pissarideksen (2000) kehittämä etsintäteoreettinen tasapainomalli (*equilibrium search model*) sekä siihen läheisesti liittyvät kohtaamisfunktio ja UV-käyrä ovat saavuttaneet laajaa kansainvälistä suosiota työmarkkinoiden analyysivälineenä. Mallin avulla voidaan tutkia kuinka tehokkaasti työmarkkinat toimivat, eli miten hyvin avoimet työpaikat ja työttömät työnhakijat kohtaavat. Lisäksi malli antaa vastauksen kysymykseen: Miksi työttömyyttä esiintyy työmarkkinoiden tasapainossa?

Tasapainomallin keskeisenä lähtökohtana on, että työmarkkinoilla esiintyy erilaisia kitkatekijöitä, joiden seurauksena avoimien työpaikkojen ja työttömien¹ työnhakijoiden yhteensovittaminen vie aikaa. Näitä kohtaamista hidastavia kitkatekijöitä ovat muun muassa informaation epätäydellisyys, työvoiman ja pääoman hidas liikkuvuus sekä työnhakijan taitojen ja työpaikan pätevyysvaatimusten eroavuus. Mikäli kohtaamisprosessi olisi täydellinen, kaikki avoimet työpaikat täytettäisiin välittömästi niiden synnyttyä edellyttäen, että työnhakijat ja avoimet työpaikat ovat ominaisuuksiltaan homogeenisia. Todellisuudessa näin ei kuitenkaan tapahdu. Kahden ajanjakson aikana osa työttömistä työllistyy avoimiin työpaikkoihin ja osa työllisistä puolestaan joutuu työttömäksi. Työmarkkinat ovat tasapainossa, kun työllistyvien työttömien ja työttömiksi joutuvien työllisten määrät ovat tietyn ajanjakson aikana yhtä suuret. Tuolla hetkellä vallitsevaa työllisyysastetta sanotaan talouden tasapainotyöttömyydeksi. Tasapainotyöttömyys on nolaa suurempi, koska on epätodennäköistä, että kaikki työttömät löytäisivät työtä saman ajanjakson aikana. Tästä johtuen työttömyyttä esiintyy työmarkkinoiden tasapainossa.

Työmarkkinoiden kitkatekijöiden seurauksena etsintäprosessista aiheutuu molemmille osapuolille kustannuksia. Tämä johtuu niin sanotun markkinakoordinaattorin puuttumisesta. Koordinaattorin puuttuessa markkinaosapuolet joutuvat etsimään toinen toisensa päästäkseen tekemään kauppaa keskenään (Andersson & Burgess 2000, 93). Työnantajat haluavat löytää työntekijän, jonka taidot vastaavat yrityksen tarpeita. Samoin työntekijät haluavat löytää työpaikan, joka vastaa heidän taitojaan. Työnantaja ja työnhakija huomioivat nämä etsintäkustannukset tehdessään työsopimusta. Sopimus syntyy, mikäli se tuottaa molemmille osapuolille taloudellista hyötyä.

2.2 Kohtaamisfunktio

Työvoiman ja avoimien työpaikkojen kohtaamisprosessin mallintamiseen käytetään yleensä niin sanottua kohtaamisfunktiota (*matching function*), joka liittää uusien työsuhteiden virran avoimien työpaikkojen ja työttömien määriin. Kohtaamisfunktiota voidaan pitää eräänä muotona tuotantofunktiosta. Panoksia kohtaamisfunktiossa vastaavat avoimet työpaikat sekä työvoima ja tuotosta syntyneiden työpaikkojen lukumäärä. Tuotantofunktion tavoin

¹ Työnhakijat voivat olla myös muita kuin työttömiä, mutta yksinkertaisuuden vuoksi heidän oletetaan yleensä olevan työttömiä.

kohtaamisfunktio ei eksplisiittisesti ota huomioon kohtaannon taustalla vallitsevaa teknologiaa eli työmarkkinoiden ominaisuuksia. Kohtaamisfunktio kertoo kuinka paljon tietyllä panosmäärällä syntyy tuotantoa, mutta se ei anna tietoa siitä kuinka itse tuotanto tapahtuu. Pissarides (2000) onkin sanonut, että varsinainen kohtaamisprosessi on eräänlainen ”musta laatikko”, jonka sisältöön ei puututa (Pesola 2002, 11).

Yksinkertaisin muoto kohtaamisfunktiosta on

$$(1) \quad M = m(U, V),$$

jossa M on uusien työsuhteiden määrä tietyllä aikavälillä ja V on avoimien työpaikkojen määrä (Petrongolo & Pissarides 2001, 392). Yleensä U :lla tarkoitetaan nimenomaan työttömien työnhakijoiden määrää, mutta se voi myös sisältää uutta työtä hakevat työlliset. Kohtaamisten määrä M voi osoittaa uusien työsuhteiden määrää tai ulosvirtausta työttömyydestä. Yksinkertaisimmissa malleissa oletetaan, että vain työttömät etsivät työpaikkaa. Lisäksi oletetaan, että kohtaamisfunktio on kasvava molempien muuttujien U ja V suhteen, konkaavi, sekä toteuttaa ehdon $m(0, V) = m(U, 0) = 0$. (Ilmakunnas & Pesola 2003, 415).

Kohtaamisfunktion mallissa avoimet työpaikat ja työnhakijat kohtaavat työmarkkinoilla satunnaisesti (Bunders 2003, 9). Työttömän työntekijän todennäköisyys löytää työpaikka tietyllä ajanhetkellä saadaan jakamalla kohtaamisten lukumäärä työttömien lukumäärällä. Tätä todennäköisyyttä merkitään funktiolla

$$(2) \quad p_U(U, V) = m(U, V) / U .$$

Samaten avoimena olevan työpaikan täyttymisen todennäköisyys saadaan jakamalla kohtaamisten lukumäärä avoimien työpaikkojen lukumäärällä. Tätä merkitään funktiolla

$$(3) \quad p_V(U, V) = m(U, V) / V .$$

Työmarkkinoiden ollessa tasapainossa, eli kun U ja V ovat vakioita, työtön on työttömänä keskimäärin ajan $1 / p_U(U, V)$. Vastaavasti avoin työpaikka on täyttämättömänä keskimäärin

ajan $1/p_V(U, V)$. (Petrongolo & Pissarides 2001, 392.) Avoinna olevien työpaikkojen keskimääräistä täyttymisnopeutta on eräissä tutkimuksissa käytetty kohtaantoprosessin tehokkuuden mittarina (ks. esim. Bunders 2003).

Yksinkertaista kohtaamisfunktiota on kritisoitu siitä, että mallissa oletetaan työttömien työnhakijoiden määrän olevan yhtä suuri kaikkien työnhakijoiden määrän kanssa. Tämä oletus ei ole realistinen, sillä osa työnhakijoista voi olla muitakin kuin työttömiä, kuten työmarkkinoiden ulkopuolella tai työssä olevia henkilöitä. Suurin osa tutkimuksista tutkii vain työttömien muodostamia työsuhteita. Perusteluna tälle ovat muun muassa mallien monimutkaisuus ja aineistojen puutteellisuus (Boersma & Van Ours 1999, 78). Petrongolo ja Pissarides (2001, 416) kuitenkin väittävät, että yksinkertaista mallia voidaan laajentaa ottamaan huomioon muiden kuin työttömien työnhaku. Työllisten työnhakijoiden lisääminen malliin ei ole monimutkaista, jos työvoiman ulkopuolisia työnhakijoita käsitellään työttöminä. Kun tarkasteluajanjakso on tarpeeksi lyhyt, työvoiman ulkopuolelta tulevat työnhakijat ehtivät kuulua työttömiin ennen työsuhteiden solmimista.

2.3 Skaalatuotot ja agglomeraatio

2.3.1 Skaalatuotot

Yleinen lähestymistapa kohtaamisfunktiota käytettäessä on ollut keskittyminen skaalatuottoihin ja erityisesti siihen ovatko ne kiinteitä, kasvavia vai laskevia. Mikäli kohtaamisfunktio on homogeeninen ja sen skaalatuotot ovat suuremmat kuin yksi, toisin sanoen kasvavat, työmarkkinoilla on mahdollista saavuttaa useampi tasapainotila (Bunders 2003, 9). Tämä tarkoittaisi, että esimerkiksi poliittisilla toimenpiteillä voitaisiin siirtyä korkean tasapainotyöttömyyden tasolta matalan tasapainotyöttömyyden tasolle (Mortensen 1989, 907).

Empiirisessä työssä kohtaamisfunktion oletetaan usein olevan Cobb–Douglas -muotoinen ja homogeeninen astetta yksi². Funktio on useasti kirjoitettu muotoon

² Cobb–Douglas -funktio kiinteiden skaalatuottojen oletuksella on useissa tutkimuksissa katsottu soveltuvan hyvin saatavilla olevaan aineistoon (Petrongolo & Pissarides 2001, 393).

$$(4) \quad M = cU^\alpha V^\beta,$$

jossa α kuvaa kohtaannon tehokkuutta suhteessa työttömiin työnhakijoihin ja β kohtaannon tehokkuutta suhteessa avoimiin työpaikkoihin. Muuttujat M , U ja V ovat samoja kuin yksinkertaisessa kohtaamisfunktiossa (1). Skaalaparametrin c oletetaan sisältävän työnhakijoiden ja avoimien työpaikkojen ominaisuuksia, jotka ovat kohtaannon kannalta oleellisia. Näitä ominaisuuksia ovat esimerkiksi etsintäkäyttäytyminen, työnhakijan kyvykkyys sekä maantieteellinen sijainti. (Lahtonen 2006, 63.) Cobb-Douglas -funktion ohella toinen paljon käytetty funktiomuoto on translog -funktio. Osa tutkijoista on suosinut translog -funktion käyttämistä Cobb-Douglas -funktion sijasta, koska se minimoi skaalatuottojen harhamahdollisuuden ottamalla huomioon funktion taustalla vallitsevan teknologian eli työmarkkinoiden ominaisuudet (Warren 1996, 140).

Kohtaamisfunktion skaalatuotot määräytyvät summana kohtaannon tehokkuudesta avoimien työpaikkojen ja työttömien määrien suhteen. Pesola (2002, 12) on valaissut skaalatuottojen asteen määräytymistä esimerkin avulla. Kohtaannon tehokkuutta suhteessa muuttujiin kuvaa summa $\alpha + \beta$. Kun työttömien ja avoimien työpaikkojen määrä k -kertaistuvat, uusien työsuhteiden määrä kasvaa $k^{\alpha+\beta}$ -kertaiseksi³. Jos funktiolla on vakioiset skaalatuotot eli $\alpha + \beta = 1$, työttömien ja avoimien työpaikkojen määrien yhtä suuri suhteellinen kasvu lisää uusien työsuhteiden määrää saman verran. Jos taas puolestaan skaalatuotot ovat kasvavat, $\alpha + \beta > 1$, uusien työsuhteiden määrä kasvaa suhteessa enemmän kuin avoimien työpaikkojen ja työttömien määrät. Sen sijaan, jos skaalatuotot ovat laskevia, $\alpha + \beta < 1$, uusien työsuhteiden määrä kasvaa suhteessa vähemmän kuin avoimien työpaikkojen ja työttömien määrät.

Kasvat skaalatuotot merkitsevät suurempaa kohtaamistehokkuutta työmarkkinoilla, joka puolestaan merkitsee tasapainotyöttömyyden laskua, vaikkakin tasapainotyöttömyyden yksikäsitteisyys riippuu kohtaamisfunktion muodosta (Bunders 2003, 8). Estimoidun kohtaamisfunktion skaalatuottojen testaus osoittaa, onko työmarkkinoiden teoriassa mahdollista saavuttaa useampi kuin yksi tasapainotila.

³ $m(kU, kV) = c(kU)^\alpha (kV)^\beta = k^{\alpha+\beta} cU^\alpha V^\beta = k^{\alpha+\beta} m(U, V)$ (Pesola 2002, 12.)

2.3.2 Agglomeraatio

Kohtaamisfunktion avulla on tutkittu myös agglomeraation esiintymistä työmarkkinoilla. Agglomeraatiolla työmarkkinoiden yhteydessä tarkoitetaan työnhakijoiden ja avoimien työpaikkojen alueellista keskittymistä. Eräs syy miksi työnhakijat ja yritykset hakeutuvat saman alueen markkinoille on paikallinen erikoistunut työvoima. Erityisesti tietointensiivisillä aloilla keskittyminen kannattaa, sillä yritykset löytävät helpommin erityisen osaamisen työvoimaa ja työnhakijat puolestaan taitojaan vastaavia työpaikkoja.

Muun muassa Sato (2001) on tutkinut agglomeraation esiintymistä kaupunkien työmarkkinoilla. Hänen tutkimuksensa perustuu osittain etsintäteoreettiseen malliin, jonka mukaan työsuhteet ovat heterogeenisiä eli toiset henkilöt ovat tuottavampia tietyissä tehtävissä ja yrityksissä kuin toiset työntekijät. Työntekijä voi parantaa omaa palkkaansa etsimällä työsuhteita, jotka sopivat hyvin yhteen työntekijän taitojen ja ominaisuuksien kanssa, ja jossa työntekijän tuottavuus ja siten myös palkka, on mahdollisimman korkea. Samalla tavalla yritykset etsivät juuri tiettyjä taitoja tai kykyjä omaavia työntekijöitä. Saton mallissa työmarkkinoilla oletetaan esiintyvän erilaisia kitkatekijöitä, joiden seurauksena työntekijä ja yritys kohtaavat sattumalta, eivätkä työntekijät välttämättä löydä heille parhaiten soveltuvaa työpaikkaa.

Saton esittelemä tutkimusmenetelmä on suhteellisen uusi ja kaipaa lisää tutkimustyötä osakseen. Vaikka tulokset ovat kiistanalaisia, voidaan niitä pitää suuntaa-antavina. Tulosten mukaan työntekijöiden ja yritysten heterogeenisuuden sekä työmarkkinoilla esiintyvien kitkatekijöiden seurauksena agglomeraatiota voi esiintyä työmarkkinoilla. Jos kohtaamisfunktion skaalatuotot ovat kiinteät tai laskevat, etsinnän tuotto on myös kiinteä tai laskeva. Näin ollen agglomeraatiota ei esiinny työmarkkinoilla. Jos taas kohtaamisfunktio on homogeeninen ja sen skaalatuotot ovat kasvavat, kasvaa etsinnän tuottoakin. Tästä johtuen agglomeraatiota esiintyy työmarkkinoilla.

Yksi harvoista agglomeraation esiintymistä Suomen työmarkkinoilla tutkineista on Lahtonen (2007), joka on käyttänyt Saton esittelemää menetelmää eli estimoinut kohtaantofunktion skaalatuottoja. Aineistona tutkimuksessa on käytetty työvoimatoimistojen kuukausittaisia tietoja rekisteröityneistä työnhakijoista ja avoimista työpaikoista vuosilta 2000–2003. Skaalatuottoja estimoitiin kahdellekymmenelle työnhakijoiltaan suurimmalle

työssäkäyntialueelle, joiden ydinkeskuksen muodostaa kaupunki. Lisäksi skaalatuottojen merkitsevyyttä testattiin F-testillä.

Tulosten perusteella merkkejä agglomeraation esiintymisestä löytyy muutamilta kasvukeskusalueilta, mutta vain Helsingissä tulokset ovat merkitseviä estimointimallista riippumatta. Kasvukeskuksista erityisesti Tampere antaa viitteitä agglomeraatiosta, kuten myös Hämeenlinna. Saadut tulokset ovat loogisia siinä mielessä, että Helsinki on Suomen suurin yksittäinen työmarkkina-alue, joka voidaan luokitella myös metropolialueeksi. Hämeenlinna ja Tampere puolestaan sijaitsevat lähellä Helsinkiä, ja kulkuyhteydet alueiden välillä ovat hyvät.

2.4 UV-käyrä

Pissarideksen (2000) kuvaaman tasapainotyöttömyyden vallitessa avoimien työpaikkojen ja työttömien määrä heijastaa kohtaamisprosessin tehokkuutta ja työmarkkinoiden vaihtuvuutta. Tasapainotyöttömyys voidaan saavuttaa erilaisilla avoimien työpaikkojen ja työttömien määrien yhdistelmällä ja näitä yhdistelmiä voidaan havainnollistaa niin sanotun UV-käyrän (*beveridge curve*) avulla.

UV-käyrä voidaan johtaa yksinkertaisesta kohtaamisfunktioista (1). U ja V kuvaavat edelleen työttömien ja avoimien työpaikkojen määrää. Työvoiman⁴ määrää kuvaa parametri L ja työllisiä N . Työttömyysaste $u = U/L$ saadaan jakamalla työttömät työvoimalla ja avoimien työpaikkojen suhteellinen osuus eli vakanssisuhde $v = V/L$ saadaan jakamalla avoimien työpaikkojen määrä työvoimalla. Oletetaan, että työsuhteiden päättymisastetta kuvaa parametri λ , joten kaikkia päättäneitä työsuhteita kuvaa parametri $S = \lambda N$. Oletetaan lisäksi, että funktiolla $m(U, V)$ on vakioiset skaalatuotot, ja että työmarkkinoiden tasapainossa kohtaamisten määrä M on yhtä suuri kuin päättäneiden työsuhteiden määrä S . (Petrongolo & Pissarides 2001, 408.) UV-käyrän yhtälöksi saadaan

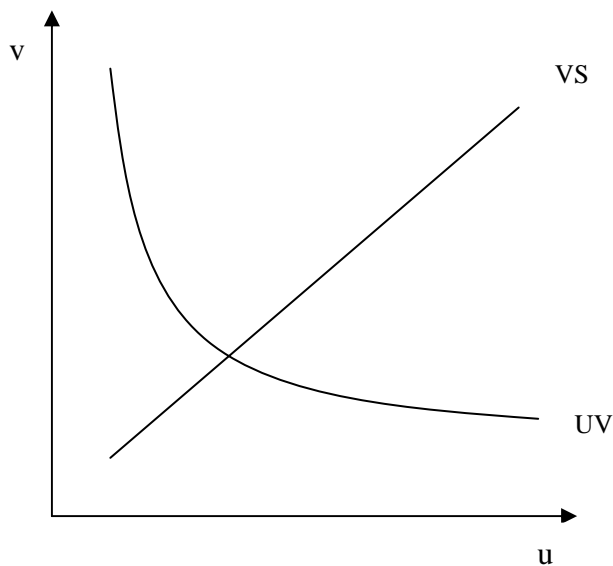
$$(5) \quad \frac{S}{N} = \lambda = m\left(\frac{U}{L}, \frac{V}{N}\right) = m\left(\frac{U/L}{N/L}, \frac{V/L}{N/L}\right) = m\left(\frac{u}{1-u}, \frac{v}{1-u}\right).$$

⁴ Työvoima koostuu työllisistä ja työttömistä eli $L=N+U$

Kun työsuhteiden syntymisaste lasketaan kohtaamisfunktioista, niin UV-käyrä on laskeva ja konveksi uv-koordinaatistossa. Kun avoimia työpaikkoja on paljon eli v on korkea, niin työttömyysaste u on alhainen, koska tällöin työttömät löytävät työpaikan helpommin. Vastaavasti päinvastoin, kun työttömyysaste on korkea, niin avoimia työpaikkoja on vähän, sillä työpaikat täyttyvät nopeasti. UV-käyrän konveksisuus puolestaan johtuu kohtaamisfunktion ominaisuuksista. (Pissarides 2000, 20.)

Kuviossa 1 on esitetty työmarkkinoiden tasapainon muodostumista UV- ja VS -käyrien avulla. Vaaka-akselilla on työttömyysaste ja pystyakselilla vakanssiaste. Käyrä VS kuvaa yritysten voitot maksimoivaa työpaikkojen tarjontaa, kun palkat ja työttömyys ovat tasapainossa. Käyrä on nouseva kahdesta syystä. Ensinnäkin työttömyyden ollessa korkea, avoimet työpaikat täyttyvät nopeasti. Toiseksi työttömyyden noustessa palkkavaateet alenevat, mikä lisää tuotannon kannattavuutta. Tämä puolestaan lisää työvoiman kysyntää eli yritykset tarjoavat enemmän vakansseja (Pehkonen 1998b, 322.) Näin ollen, tasapainossa vallitseva työttömyysaste ja vakanssisuhde määräytyvät UV- ja VS -käyrän leikkauspisteessä. Tällöin siis työttömien ja avoimien työpaikkojen suhteelliset osuudet ovat yhtä suuret.

KUVIO 1 Työmarkkinoiden tasapaino (Pissarides 2000, 20)

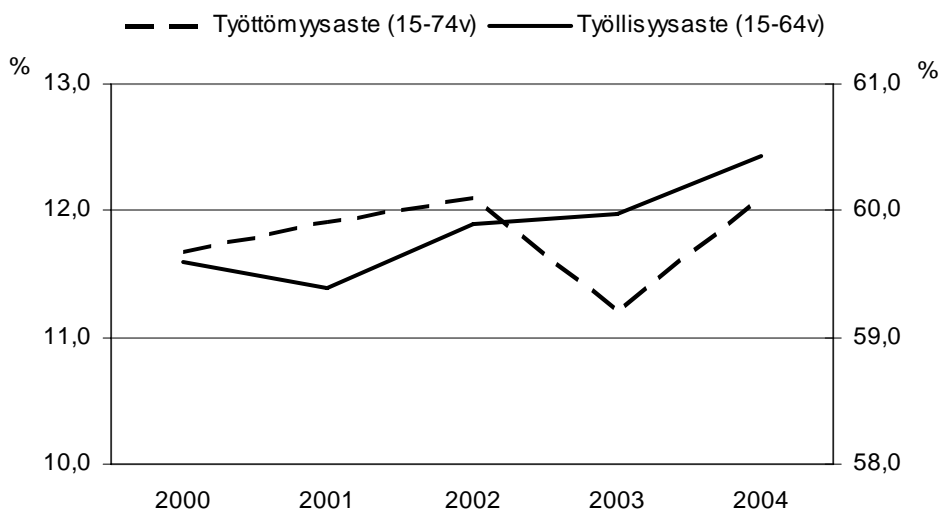


3 KESKI-SUOMEN JA UUDENMAAN TYÖMARKKINAT

Uusimaa ja Keski-Suomi eroavat työmarkkinarakenteiltaan, mutta eroja on myös alueiden sisällä. Työvoima- ja elinkeinokeskukset muodostuvat useista seutukunnista, joilla kaikilla on hieman erilainen kehitysura. Keski-Suomessa seutukuntia on kuusi: Jyväskylä, Joutsa, Jämsä, Keuruu, Äänekoski ja Saarijärvi-Viitasaari. Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskuksen puolestaan muodostavat Helsingin, Lohjan, Tammisaaren, Porvoon ja Loviisan seutukunnat.

Keski-Suomen työttömyysaste on vuosina 2000–2004 pysytellyt 11-12 prosentin tuntumassa, eikä suurempia muutoksia ole tapahtunut (kuvio 2). Samalla tavalla työllisyysaste on vaihdellut 59-61 prosentin välillä. Tosin työllisyys on ajanjaksolla tasaisesti kasvanut. Kauppa- ja teollisuusministeriön selvityksen perusteella työttömyyden kehitys on 2000-luvun lopussa menossa positiivisempaan suuntaan erityisesti metalliteollisuuden, rakentamisen ja matkailun ansiosta. Työpaikkoja syntyy ja työttömyys alenee, mutta pitkäaikaistyöttömyys säilyy edelleen ongelmana alueella. Erityisesti Jämsän, Jyväskylän ja Äänekosken seutukuntien työllisyys sekä työpaikkojen määrä paranee jonkin verran vuoden 2007 aikana. Saarijärvi-Viitasaaren sekä Keuruun seutukunnissa taasen työllisyys pysyy nykyisellä tasollaan. (Nieminen 2007, 8; 60.) Yleisesti ottaen Keski-Suomen alueella työvoiman tarjonta on kysyntää suurempaa.

KUVIO 2 Keski-Suomen työttömyys- ja työllisyysasteet vuosina 2000–2004



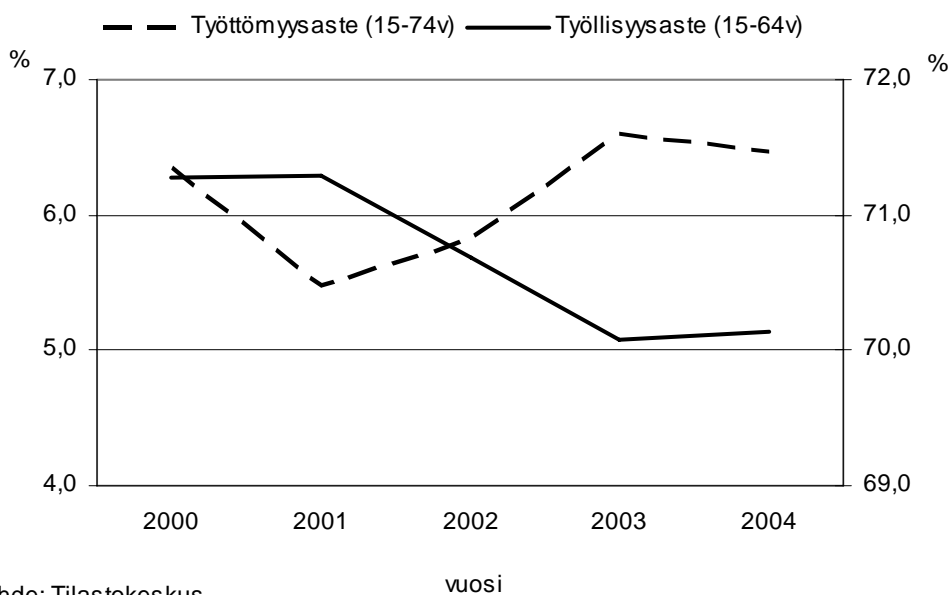
Lähde: Tilastokeskus

vuosi

Keski-Suomessa ikääntyvien osuus on suuri, jonka vuoksi alueen ikärakenne on vinoutunut. Ainoastaan Jyväskylän seutukunnassa väestö- ja elinkeinorakenne on monipuolisempi; opiskelijoista kertyvä muuttovoitto tuo alueella jatkuvasti nuoria ja osaavia työntekijöitä. Sen sijaan pitkäaikaistyöttömyys pysyttelee merkittävänä ongelmana koko alueella samaten kuin yhteiskunnallisen syrjäytymisen voimistuminen (Työmarkkinakatsaus 1/2004). Työpaikkojen korkeat osaamisvaatimukset rajoittavat ikääntyvien ja heikosti koulutettujen työllistymistä. Sama koskee myös vähän työkokemusta omaaviin tai ammatillista koulutusta vailla oleviin nuoriin.

Uudellamaalla työttömyys- ja työllisyysasteet ovat ajanjaksolla 2000–2004 olleet Keski-Suomea positiivisempia. Vuonna 2001 Uudenmaan työllisyysaste on ollut huipussaan eli noin 71 prosentissa, mutta tämän jälkeen työllisyys on lähtenyt laskuun (kuvio 3). Vuoteen 2004 mennessä työllisyysaste on laskenut noin prosenttiyksiköllä. Sen sijaan työttömyyden kehitys on ollut alueella suhteellisen tasaista; työttömyysaste on vaihdellut 6 prosentin molemmin puolin. Vuonna 2007 alueen työttömyyskehityksen näkymät ovat varsin positiivisia; palvelut, logistiikka, rakentaminen ja kauppa vetävät Uudenmaan työllisyyttä ylös. Avointen työpaikkojen määrä ja työttömyys paranee jonkin verran koko alueella. (Nieminen 2007, 4; 8-9.)

KUVIO 3 Uudenmaan työttömyys- ja työllisyysasteet vuosina 2000–2004



Uudenmaan alueella työmarkkinoiden ongelmana on lähinnä työvoiman ylikysyntä. Työpaikkoja syntyy runsaasti erityisesti pääkaupunkiseudulle, mutta soveltuvaa työvoimaa ei kaikkiiin paikkoihin ole saatavilla. Viime vuosina rekrytointiongelmia on ollut erityisesti metalliteollisuuden sekä sosiaali- ja terveystalveluiden alalla. Sen sijaan varsinaista työvoimapolua on kärsitty muun muassa rakentamisen toimialalla, johon työvoimaa on hankittu jopa maan rajojen ulkopuolelta. (PTT-katsaus 3/2007.)

Työmarkkinoiden kohtaanto UV-käyrän avulla

Työmarkkinoiden toimivuuden arviointiin käytetään perinteisesti niin sanottua UV-käyrää, joka kuvaa avoimien työpaikkojen asteen ja työttömyysasteen välistä negatiivista riippuvuutta. Yleisin tapa käyrän laskemiseksi on käyttää työministeriön työnvälitystilaston tietoja avoimista työpaikoista ja työttömistä työnhakijoista⁵. Työttömyysasteena voidaan käyttää myös Tilastokeskuksen virallista työttömyysastetta. Tilastokeskukselta löytyy myös tilasto avoimista työpaikoista, mutta tietoja on alettu kerätä vasta vuodesta 2002 lähtien, joten pitkän aikavälin tarkastelu ei näiden tietojen avulla ole vielä mahdollista. (Räisänen 2005, 46.) Tämän lisäksi Tilastokeskuksen ja työministeriön tilastojen käsitteet eroavat toisistaan (ks. esim. Työttömyys ja työllisyys tilastoissa).

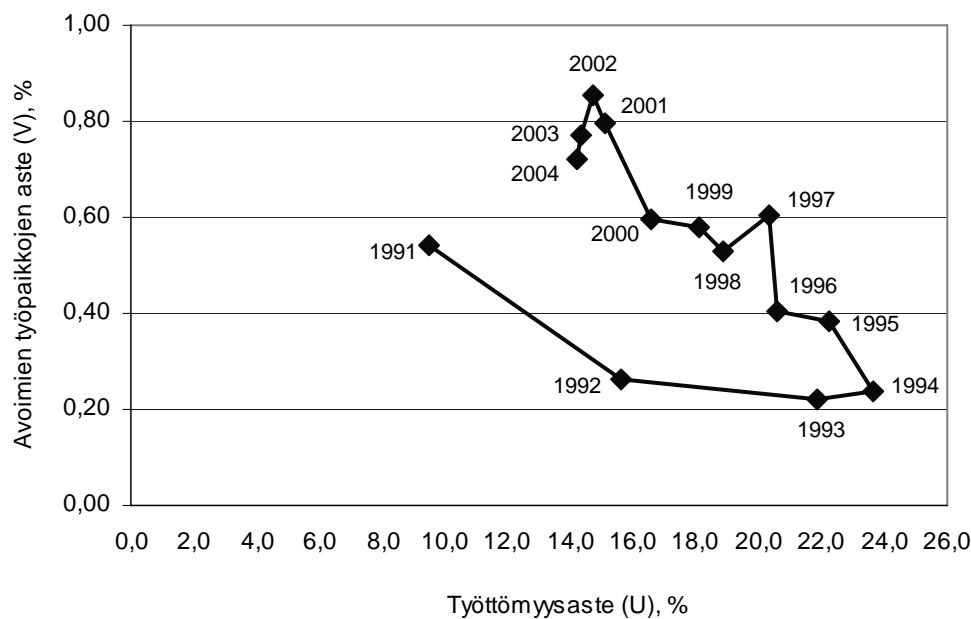
UV-käyrän tulkinta riippuu siitä, liikutaanko käyrällä vai siirtykö käyrä. Noususuhdanteessa avoimien työpaikkojen määrä kasvaa ja työttömyys alenee eli liikutaan käyrällä ylöspäin. Laskusuhdanteessa puolestaan avoimien työpaikkojen määrä laskee, työttömyys nousee ja siirrytään käyrällä alaspäin. Itse työmarkkinoiden kohtaannon heikkeneminen näkyy UV-käyrän siirtymisenä origosta pois päin oikealle. Tällöin samalla avoimien työpaikkojen määrällä työttömyys on suurempaa. (Räisänen 2005, 47.)

Keski-Suomen työmarkkinoita vuosina 1991–2004 kuvaavalta UV-käyrältä on havaittavissa kaksi selvää kohtaannon muutosta (kuvio 4). Ensimmäinen ajoittuu 1990-luvun alun lamaan, joka näkyy kohtaannon heikkenemisenä eli käyrän siirtymisenä origosta pois päin. Esimerkiksi vuosina 1991 ja 1998 avoimien työpaikkojen aste on ollut suurin piirtein sama, mutta työttömyysasteissa on ollut kymmenen prosenttiyksikköä eroa. Vuosina 1994–1996 kohtaanto näyttäisi aavistuksen kohentuneen, mutta vuonna 1997 on liikuttu UV-käyrää pitkin, mikä

⁵ Avoimien työpaikkojen aste eli vakanssiaste on laskettu suhteuttamalla avoimien työpaikkojen määrä työllisten ja avoimien työpaikkojen summaan. Työttömyysaste on työttömien työnhakijoiden prosenttiosuus työvoimasta.

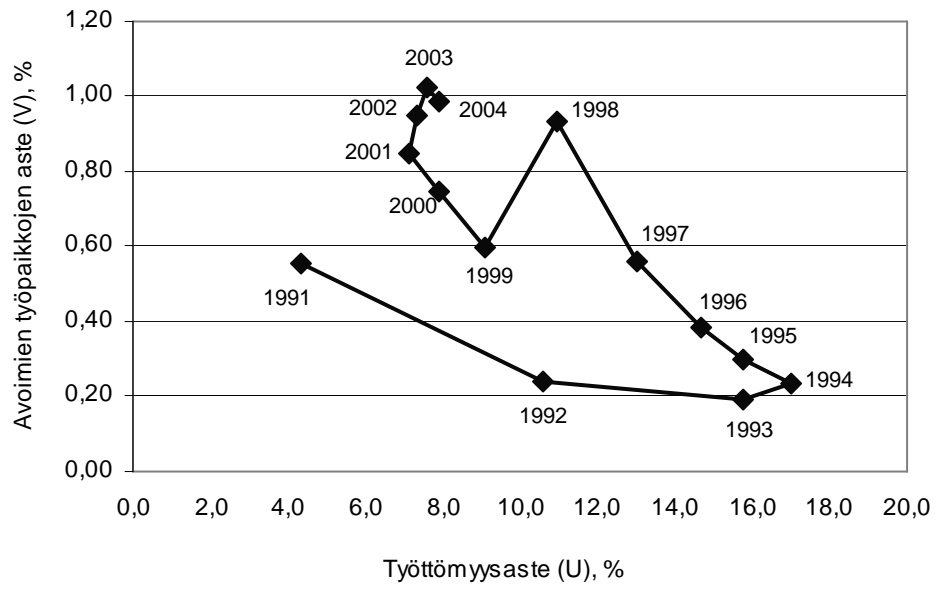
kuvaa työttömyyden rakenteellisten ongelmien kasvua. Toinen selvä muutos kohtaannossa sijoittuu vuoteen 1998 jälkeiseen aikaan, jolloin käyrä on siirtynyt kohti origoa. Vuosina 1999–2000 työmarkkinoiden toimivuus on hieman parantunut, sillä vakanssiaste on pysytellyt samalla tasolla, mutta työttömyysaste on laskenut. Avoimien työpaikkojen asteen nousu 2000-luvulla johtunee lähinnä talouden noususuhdanteesta. Tosin vuosina 2002–2004 työmarkkinoiden kohtaanto on kohentunut, sillä vakanssiaste on laskenut samanaikaisesti työttömyysasteen kanssa.

KUVIO 4 Keski-Suomen UV-käyrä vuosina 1991–2004



Laman vaikutus on havaittavissa myös Uudenmaan UV-käyrältä mutta vakanssi- ja työttömyysasteissa muutokset ovat olleet hieman maltillisempia kuin Keski-Suomessa (kuvio 5). Vuodesta 1994 vuoteen 2001 työmarkkinoiden kohtaanto näyttäisi hitaasti parantuneen. Erityisesti vuosina 1998–1999 työttömyysaste on laskenut samanaikaisesti vakanssiasteen kanssa, mikä kertoo työpaikkojen täyttymisnopeuden kasvamisesta. Sen sijaan vuodesta 2001 eteenpäin työmarkkinoiden toimivuus on heikentynyt, sillä vakanssiaste on noussut tasaisesti, mutta työttömyysaste ei ole alentunut vaan päinvastoin hieman noussut. Työttömyyden rakenneongelmien voimistumisen taustalla todennäköisesti vaikuttaa avoimien työpaikkojen avoinnaoloaikojen pidentyminen.

KUVIO 5 Uudenmaan UV-käyrä vuosina 1991–2004



4 AIKAISEMPIA TUTKIMUKSIA

Työmarkkinoiden empiirinen tutkimus perustui alkujaan UV-käyrän analysointiin ja siitä tehtäviin päätelmiin kohtaamisfunktion ominaisuuksista (ks. esim. Pissarides 1986, Blanchard & Diamond 1989). 1980-luvun loppuun mennessä UV-käyrän ja kohtaamisfunktion yhteys oli selkeytynyt jo siinä määrin, että voitiin siirtyä suoraan kohtaamisfunktion estimointiin. 2000-luvulle tultaessa kohtaamisfunktiota on estimoitu useissa eri maissa. Suomessa kuitenkin kohtaamisfunktion empiirinen tarkastelu ei ole ollut kovin yleistä ja varsinkin skaalatuottojen osalta tarkastelu on ollut melko niukkaa. Vasta viime vuosina Suomessa on tehty tutkimuksia, jotka käsittelevät kohtaamisfunktion skaalatuottoja. Tämä selittynee sillä, että tutkimusmenetelmä on melko uusi, joten aihetta ei ole ehditty tutkia paljoa Suomen aineistolla.

Seuraavaksi esitellään tutkimuksia kohtaamisfunktion estimoinnista 1990- ja 2000-luvulta, ja vertaillaan niiden saamia tuloksia. Erityistä huomiota kiinnitetään käytettyyn funktiomuotoon ja tuloksiin kohtaannon tehokkuudesta eli skaalatuottojen asteesta. Tutkimusten tiedot on koottu taulukkoon 1. Kohtaamisfunktiota estimointitulokset ovat vaihdelleet riippuen käytetystä aineistosta ja funktiomuodosta. Esimerkiksi aggregoitua aikasarja-aineistoa käytettäessä oletetaan koko maan toimivan yksinä markkinoina, kun taas poikkileikkausaineisto mahdollistaa muun muassa aluejaotuksen käytön. Aikasarja-aineistolla tehtyjen tutkimusten erot liittyvät usein käytettyyn aineistoon; osa käyttää vuosi-, osa neljännesvuosi- ja osa taas kuukausiaineistoa. Lisäksi aineistojen laaduissa saattaa olla eroja riippuen tilastoinnin tarkkuudesta. Tuloksiin vaikuttavat merkittävästi myös erot selitettävien ja selittävien muuttujien valinnassa, ja usein tutkimukset eroavat muidenkin selittävien muuttujien kuin avoimien työpaikkojen ja työttömien työnhakijoiden valinnan suhteen.

Suurpiirteisesti voidaan sanoa, että tutkimuksissa, joissa on käytetty log-lineaarisia (Cobb-Douglas) kohtaamisfunktioita on usein päädytty kiinteisiin skaalatuottoihin. Puolestaan translog kohtaamisfunktioita estimoidessa on saatu kasvaviin skaalatuottoihin viittaavia tuloksia.

TAULUKKO 1 Aikaisempia tutkimuksia vuosilta 1996–2006

TUTKIMUS	MAA	AIKAVÄLI	AINEISTO	FUNKTIO- MUOTO	SKAALA- TUOTOT
Warren 1996	Yhdysvallat	1969–73	poikkileikkaus	translog	kasvavat
Coles & Smith 1996	Englanti, Wales	1987	poikkileikkaus	Cobb-Douglas	kiinteät
Berman 1997	Israel	1978–90	aikasarja	Cobb-Douglas	kiinteät
Münich, Svejnar & Terrell 1998	Tsekki	1991–96	paneeli	translog	kasvavat
Andersson & Burgess 2000	Yhdysvallat	1979–84	paneeli	Cobb-Douglas	kiinteät
Burgess & Profit 2001	Englanti	1985–1995	paneeli	Cobb-Douglas	laskevat
Pesola 2002	Suomi	1988–97	paneeli	Cobb-Douglas	kasvavat
Bunders 2003	Suomi	1988–2002	poikkileikkaus	Cobb-Douglas	kasvavat
Kangasharju, Pehkonen & Pekkala 2005	Suomi	1991–2002	paneeli	Cobb-Douglas translog	kiinteät kasvavat
Lahtonen 2006	Suomi	1991–2002	paneeli	Cobb-Douglas	laskevat
Hynninen, Kangasharju & Pehkonen 2006	Suomi	1995–2003	paneeli	Cobb-Douglas	kiinteät

Log-lineaarisen -funktioimuodon tutkimukset

Kohtaamisfunktiota Yhdysvaltojen työmarkkinoilla ovat estimoineet Andersson ja Burgess (2000). Heidän neljännesvuosiaineistonsa on aikaväliltä 1979–1984 ja se käsittää neljä osavaltiota ja kaksikymmentä toimialaa. Selitettävänä muuttujana Andersson ja Burgess ovat käyttäneet yksilötason aineistosta koottua uusien työsuhteiden virtaa. Selittävinä muuttujia puolestaan ovat työttömyysaste ja työpaikkailmoitusten perusteella lasketut avoimet työpaikat. Saadut estimointitulokset tukevat kiinteitä skaalatuottoja. Lisäksi Andersson ja Burgess ovat estimoineet toisen funktion, jossa selittävinä muuttujina ovat avoimien työpaikkojen ja työttömyysasteen lisäksi työntekijöiden järjestäytymisaste sekä yrityskohtaisia ja demografisia tekijöitä. Skaalatuottoestimaatit tässä tapauksessa ovat hieman korkeammat, mutta erot estimaateissa voivat johtua käytetyn aineiston epätarkkuudesta. Tehokkuus työnhakijoiden suhteen on 0,4 ja avoimien työpaikkojen suhteen 0,8.

Samankaltaisia estimointituloksia kiinteistä skaalatuotoista ovat saaneet Coles ja Smith (1996) sekä Berman (1997). Coles ja Smith ovat estimoineet kohtaamisfunktiota englantilaisella ja walesilaisella poikkileikkausaineistolla vuodelta 1987. Heidän mallissaan selittävinä muuttujina ovat ilmoitetut avoimet työpaikat ja työttömät sekä demografisia ja aluetta kuvaavia muuttujia. Selitettävänä muuttujana ovat täyttyneet työpaikat. Berman puolestaan on tutkinut Israelin työmarkkinoiden kohtaamista funktiolla, joka sisältää uudet työsuhteet, avoimet työpaikat ja työttömät työnhakijat. Aineistona Berman on käyttänyt aikasarja-aineistoa vuosilta 1978–1990. Molempien tutkimuksien estimointitulokset tukevat kiinteitä skaalatuottoja. Lisäksi Coles ja Smith havaitsevat, että kohtaamisaste on sitä korkeampi mitä nuorempaa alueen väestö on, ja puolestaan sitä alhaisempi mitä korkeampi väestön koulutusaste on. Ikä- ja koulutusvaikutukset saattavat heijastaa suurempaa valikoituvuutta erikoistuneiden työntekijöiden joukossa.

Cobb-Douglas -funktiota käyttäen kiinteisiin skaalatuottoihin ovat päätyneet myös Hynninen, Kangasharju ja Pehkonen (2006). He ovat tutkineet Suomen työmarkkinoiden kohtaantoa yhdeksällätoista työssäkäyntialueella vuosina 1995–2003. Työttömien ulosvirtausta työllisyyteen on selitetty avoimilla työpaikoilla ja työttömien työnhakijoilla. Lisäksi malleihin on lisätty työnhakijan ikää, työmarkkina-asemaa ja työttömyyden kestoa kuvaavia muuttujia. Myös aktiivisen työvoimapolitiikan avulla työllistyneet on huomioitu osassa malleista. Käytetty menetelmä poikkeaa aiemmista tutkimuksista, sillä Hynninen ym. ovat käyttäneet

niin sanottua stokastisen rintaman mallia. Menetelmän avulla voidaan tarkastella miten kohtaannon alueelliset tehokkuuserot ja rakenteelliset tekijät vaikuttavat työttömyysasteeseen. Tulosten mukaan avoimien työpaikkojen täyttyminen oli heikointa Vaasassa ja Lahdessa, ja tehokkainta puolestaan Turussa, Seinäjoella ja Kajaanissa. Hynnisen ym. mukaan tehokas kohtaanto ei vielä takaa matalaa työttömyysastetta. Työnhakijoiden ominaisuuksien havaittiin vaikuttavan merkittävästi kohtaannon tehokkuuteen. Esimerkiksi Kuopion työssäkäyntialueen työnhakijarakenteella koko maan työttömyysaste laskisi nykyisestä noin puolentoista prosenttiyksikön verran. Hynnisen ym. mukaan työvoimapolitiittisilla toimenpiteillä voitaisiin vaikuttaa työttömyyteen mikäli alueilla, joissa kohtaanto on heikkoa, työvoiman kysyntää on riittävästi.

Yleisestä linjauksesta poikkeavia tuloksia ovat saaneet muun muassa Burgess ja Profit (2001) sekä Lahtonen (2006). Molemmissa tutkimuksissa Cobb-Douglas -muotoista kohtaantofunktiota estimoidessa tulokseksi on saatu laskevat skaalatuotot. Burgess ja Profit ovat käyttäneet tutkimuksessaan englantilaista paneeliaineistoa, joka sisältää kuukausittaiset tiedot yli kolmelta sadalta työssäkäyntialueelta vuosina 1985–1995. Mallin selittävinä muuttujina ovat työttömät työnhakijat ja avoimet työpaikat. Selitettävä muuttujana puolestaan on ulosvirtaus työttömyydestä. Lisäksi Burgess ja Profit havaitsevat alueiden välillä olevan epäsuoria ulkoisvaikutuksia (*spillovers*). Esimerkiksi naapurialueiden korkea työttömyysaste nostaa alueen täytettyjen työpaikkojen määrää, mutta laskee ulosvirtausta työttömyydestä. Lahtosen käyttämä paneeliaineisto puolestaan sisältää kuukausittaiset tiedot vajaasta kahdesta sadasta työvoimatoimistosta Suomessa vuosina 1991–2002. Mallissa täyttyneitä työpaikkoja selitetään kaikkien työnhakijoiden ja avoimien työpaikkojen varannoilla. Lisäksi selittävinä muuttujina on käytetty eri koulutustason omaavien työnhakijoiden, pitkäaikaistyöttömien, alle 25-vuotiaiden työttömien ja yli 50-vuotiaiden työttömien työnhakijoiden osuuksia kaikista työnhakijoista. Tulosten mukaan toisen asteen koulutustason omaavien työnhakijoiden, pitkäaikaistyöttömien, alle 25-vuotiaiden työttömien ja yli 50-vuotiaiden työttömien osuuksilla on negatiivinen vaikutus kohtaantoon. Sen sijaan ensiasteen koulutustason omaavilla ja korkeasti koulutetuilla työnhakijoilla näyttäisi olevan positiivinen vaikutus kohtaantoon.

Bunders (2003) on tutkinut kohtaannon tehokkuutta Suomen eri alue- ja ammattiryhmien välillä. Tehokkuuden mittarina on käytetty avoimien työpaikkojen täyttymisnopeutta. Aineisto on peräisin työministeriön työnvälitystilastoista ja se kattaa vuodet 1988–2002.

Tuloksien perusteella voidaan sanoa, että kohtaanto-ongelma työmarkkinoilla on kasvanut ajanjakson loppupuolella ja alueiden ja ammattiryhmien välillä on suuria eroja. Työmarkkinat toimivat heikoimmin Uudellamaalla ja Hämeessä sekä teollisuudessa ja kaupan alalla. Parhaiten työmarkkinat puolestaan toimivat Kainuussa, Oulussa ja Lapissa sekä rakennus- ja kuljetusalalla. Tulokset selittyvät sillä, että Kainuun ja Lapin työttömyys johtuu vähäisestä kysynnästä heikon kohtaannon sijasta, kun puolestaan Uudellamaalla ja Hämeessä suhteellisen korkeana jatkunut työllisyys kuvastaa huonoa kohtaantoa työntekijöiden ja avoimien työpaikkojen välillä. Estimoidulla kohtaamisfunktiolla havaittiin olevan kasvavat skaalatuotot, mikä poikkeaa yleisestä linjauksesta.

Avoimien työpaikkojen ja työttömien työnhakijoiden kohtaamista Suomen työmarkkinoilla on tutkinut myös Pesola (2002). Pesola on estimoinut Cobb-Douglas -muotoista kohtaamisfunktiota paneeliaineistolla, joka sisältää vuodet 1988–1997. Selitettävänä muuttujana Pesola on käyttänyt ulosvirtausta työttömyydestä ja selittävinä muuttujina työvoimatoimistossa avoinna olleiden työpaikkojen määrää, työttömien työnhakijoiden määrää sekä työvoiman rakennetta kuvaavia muuttujia, kuten koulutustaso, työttömyyden kesto ja työvoiman ikärakenne. Estimointitulokset osoittavat selkeästi kasvavia skaalatuottoja. Tuloksiin luultavasti vaikuttaa ajanjaksolle osuva lama, jolloin työttömyys nousi rajusti. Havaintojen perusteella kohtaamiseen vaikuttaa positiivisesti, jos työnhakija on alle 35-vuotias ja hänellä on vähintään keskiasteen tutkinto.

Translog -funktioimuodon tutkimukset

Warren (1996) on tutkinut skaalatuottojen astetta Yhdysvaltojen työmarkkinoilla estimoimalla translog-muotoista kohtaamisfunktiota. Aineistona Warren on käyttänyt kuukausittaisia tietoja Yhdysvaltojen tuotantosektorilta vuoden 1969 huhtikuusta vuoden 1973 joulukuuhun. Työttömien ja avoimien työpaikkojen skaalaestimaattien summa on 1,33 eli tulokset ilmentävät kasvavia skaalatuottoja työmarkkinoilla. Warren kuitenkin mainitsee, että on huomioitava rajoitteellinen aineisto ja aikaväli. Tuloksiin vaikuttaa muun muassa se seikka, että aineisto käsittää vain tuotantosektorilta työttömäksi jääneet työnhakijat. Lisäksi ajanjaksolla tapahtuneella öljyshokilla on ollut vaikutusta Yhdysvaltojen talouteen.

Samankaltaisia tuloksia ovat saaneet Münich, Svejnar ja Terrell (1998). He ovat tutkineet työllistymistä Tsekissä ja Slovakiassa paneeliaineistolla, joka ulottuu vuodesta 1991 vuoteen

1996. Aineisto mahdollistaa lyhyt- ja pitkäaikaistyöttömien vaikutusten erottamisen. Tulosten mukaan pitkäaikaistyöttömien vaikutus kohtaamisasteeseen näyttäisi olevan negatiivinen ja työttömien koulutuksen vaikutus kohtaamisasteeseen vaihtelee alueittain. Munich ym. havaitsivat, että tsekkiläisellä aineistolla on selkeästi kasvavat skaalatuotot, kun taas slovakialaisella aineistolla huomattavasti alhaisemmat.

Kangasharju, Pehkonen ja Pekkala (2005) ovat tutkineet kohtaamisteknologian vaikutusta vertaamalla kahta erilaista kohtaamisfunktioita: Cobb-Douglas ja translog -funktioita. Malleissa muuttujina ovat avoimet työpaikat sekä kaikki mahdolliset työnhakijat. Kangasharju ym. (2005) ovat tutkineet myös mittausvälin vaikutusta vertaamalla tuloksia puolivuotis- ja kuukausiaineistolla. Tutkimuksessa on käytetty työministeriön työnvälitystilastoa, joka ulottuu vuoden 1991 tammikuusta vuoden 2002 syyskuuhun. Paneeliaineisto on kerätty joka kuukauden lopussa työvoimatoimistoittain ja siihen sisältyvät tiedot täytetyistä työpaikoista, avoimista työpaikoista sekä kaikista työnhakijoista mukaan lukien työvoiman ulkopuolella ja työssä olevat henkilöt. Näitä henkilöitä ovat muun muassa osa-aikatyöläiset, opiskelijat ja armeijassa olevat henkilöt. Tulosten mukaan teknologialla ja mittausvälillä on merkitystä. Estimointitulokset osoittavat, että kuukausiaineistolla mitattuina tulokset ovat alaspäin harhaiset. Lisäksi Cobb-Douglas -funktioilla havaitaan olevan kiinteät skaalatuotot ja translog-funktioilla puolestaan kasvavat skaalatuotot.

5 AINEISTO JA MENETELMÄT

5.1 Aineisto ja muuttujat

Tutkimuksen aineistona käytettiin työministeriön työnvälitystilastoja vuoden 2000 tammikuusta vuoden 2004 syyskuuhun. Aineisto on paneeliaineisto ja se sisältää jokaisen kuukauden lopussa mitatut tiedot työvoimatoimistoihin rekisteröityneistä työnhakijoista, avoimista ja täyttyneistä työpaikoista sekä työvoimapolitiittisista toimenpiteistä. Lisäksi työnhakijoista löytyvät tiedot muun muassa työmarkkina-aseman, ikäryhmän ja työttömyyden keston mukaan. Liitteessä 1 on näiden käsitteiden tarkempia määrittelyjä.

Vuoden 2004 tietojen perusteella työvoimatoimistoja oli Suomessa 181. Käytetyssä aineistossa työvoimatoimistoja on kuitenkin vain 146, koska pienimpiä toimistoja jouduttiin yhdistelemään. Keski-Suomea ja Uttamaata tarkastellaan työvoima- ja elinkeinokeskuksia käyttäen. Osa työvoimatoimistoista kuuluu samanaikaisesti useaan kuntaan, joten niiden tarkastelu kunta-asteella olisi hankalaa.

Seuraavaksi kuvaillaan tutkimuksen aineisto ja sen keskeisimmät muuttujat. Kuvailut tehdään erikseen koko Suomelle sekä Keski-Suomen että Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskuksille.

5.1.1 Koko Suomi

Taulukossa 2 on tilastollisia tunnuslukuja kolmesta keskeisimmästä muuttujasta vuosilta 2000–2004. Taulukosta havaitaan, että avoimien työpaikkojen määrä suhteessa työnhakijoihin on melko pieni. Jokaista avointa työpaikkaa kohti on keskimäärin 67 työnhakijaa. Huomioitavaa on myös, että täytettyjen työpaikkojen keskiarvo 172 ylittää avoimien työpaikkojen keskiarvon 144. Tämä johtuu työpaikkojen lyhyistä avoinna oloajoista ja muuttujien mittaamisajankohdasta. Osa avoimista työpaikoista ehditään täyttää kuukauden aikana, jolloin ne lasketaan kuukauden lopussa tapahtuvan mittauksen yhteydessä täytettyihin työpaikkoihin. Prosenttipisteosuuksista puolestaan voidaan arvioida työvoimatoimistojen mahdollisia kokoeroja. Suurin osa työvoimatoimistoista on melko pieniä, mutta joukkoon

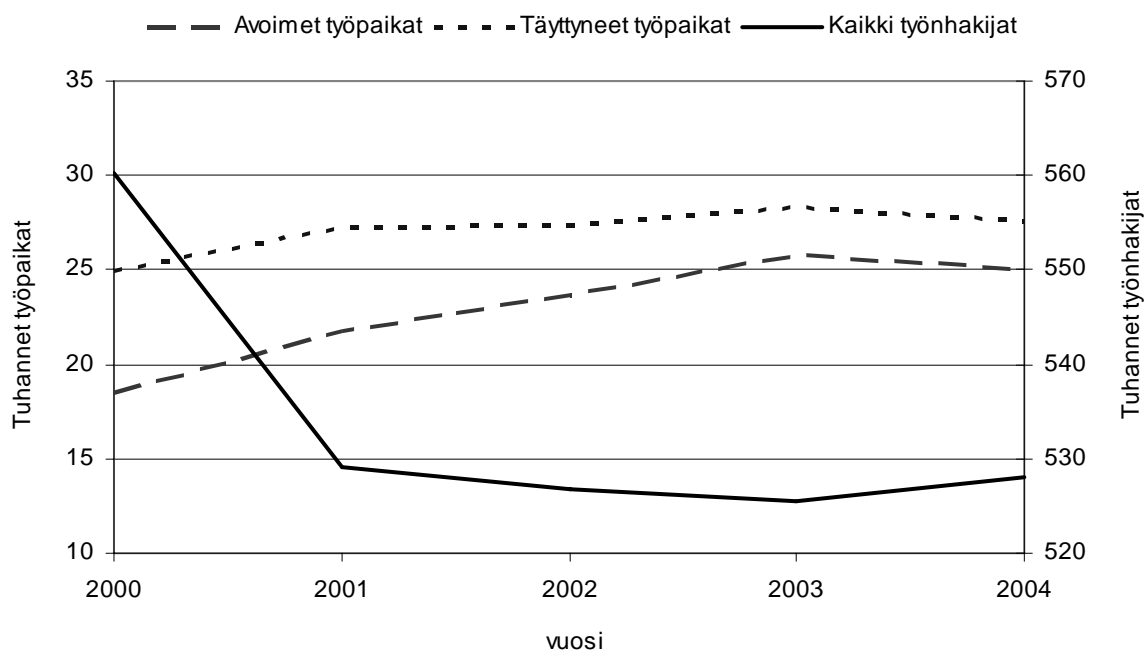
mahtuu myös muutama suuri toimisto. Esimerkiksi kaikkia työnhakijoita tarkasteltaessa yhdeksäskymmenes prosenttiosuus on vain 7022, kun työnhakijoiden maksimi on 77 386.

TAULUKKO 2 Tilastollisia tunnuslukuja, 2000:1–2004:9

	Kaikki työnhakijat	Avoimet työpaikat	Täyttyneet työpaikat	Työnhakijaa/ avoin työpaikka
Keskiarvo	3 634	144	172	67
Keskihajonta	6 724	451	528	86
Minimi	183	0	0	1
10. prosenttipiste	709	8	15	13
25. prosenttipiste	1 119	19	30	25
50. prosenttipiste	1 860	46	64	45
75. prosenttipiste	3343	118	139	78
90. prosenttipiste	7022	278	300	131
Maksimi	77 386	7 566	7 717	1 939

Kaikkien työnhakijoiden, avoimien työpaikkojen ja täyttyneiden työpaikkojen lukumäärien kehitys vuodesta 2000 vuoteen 2004 on esitetty kuviossa 6. Havaitaan, että koko ajanjaksolla avoimien ja täyttyneiden työpaikkojen määrät ovat tasaisesti kasvaneet. Ainoastaan vuonna 2004 avoimien työpaikkojen määrä oli laskenut hieman edellisen vuoden tasosta. Vuonna 2000 täyttyneitä työpaikkoja oli kuukaudessa keskimäärin 25 000, kun vuonna 2004 niitä oli noin 27 000. Nousua täyttyneissä työpaikoissa on siis tapahtunut noin 11 prosenttia. Samalla tavalla avoimien työpaikkojen kuukausittainen määrä on kasvanut välillä 2000–2004 18 000 työpaikasta 25 000 työpaikkaan. Avointen työpaikkojen määrä on siis kasvanut suhteellisen paljon, jopa 35 prosenttia. Sen sijaan kaikkien työnhakijoiden määrä on vuoteen 2003 asti pysytellyt suhteellisen tasaisena, lukuun ottamatta ajanjakson 2000–2001 pienoista laskua. Vuonna 2000 työnhakijoita oli keskimäärin 560 000 kuukaudessa, kun lopputilanne vuonna 2004 oli 528 000 työnhakijaa. Kaikkien työnhakijoiden määrä on laskenut noin 6 prosenttia, mikä on melko vähän.

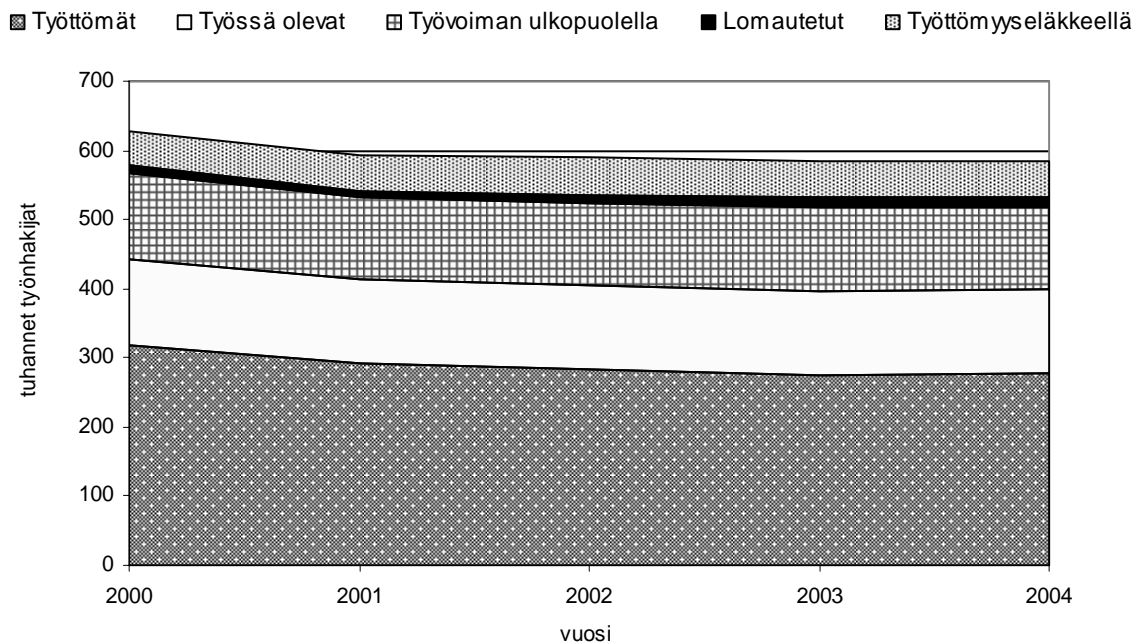
KUVIO 6 Kaikkien työnhakijoiden, avoimien työpaikkojen ja täyttyneiden työpaikkojen keskimääräiset kuukausittaiset lukumäärät vuosina 2000–2004



Lisätietoa työvoimatoimistoihin rekisteröityneistä työnhakijoista saadaan tarkastelemalla hakijoiden työmarkkina-asemaa (kuvio 7). Luvut ovat vuosittaisia keskiarvoja, jotka on laskettu kaikkien työvoimatoimistojen kuukausittaisista aggregaattiarvoista. Kuviosta havaitaan, että koko tarkastelujaksolla työttömien työnhakijoiden määrä on ollut suurin. Koko tarkasteluajanjaksolla työttömiä työnhakijoita on ollut keskimäärin 300 000 henkilöä kuukaudessa. Työvoiman ulkopuolella ja työssä olevia henkilöitä näyttäisi olleen toiseksi eniten, molempia suunnilleen sama määrä eli keskimäärin reilu 120 000 henkilöä jokaisena kuukautena. Kolmanneksi suurin työnhakijaryhmä on ollut työttömyyseläkkeellä olevat henkilöt, joita kuukausittain on ollut hieman yli 50 000. Kaikkein pienin ryhmä puolestaan on ollut lomautetut työnhakijat, joita jokaisena kuukautena on ollut vain noin 10 000 henkilöä. Kaikkien muiden paitsi lomautettujen ja työttömyyseläkkeellä olevien hakijoiden määrät ovat vuosina 2000–2004 laskeneet. Työttömien hakijoiden määrä on laskenut noin 13 prosenttia ja työssä olevien sekä työvoiman ulkopuolella olevien hakijoiden määrä noin kolme prosenttia. Sen sijaan lomautettuja hakijoita oli vuonna 2004 jopa 39 prosenttia enemmän kuin vuonna 2000. Työttömyyseläkkeellä olevien hakijamäärä on pysynyt suhteellisen tasaisena; nousua on tapahtunut vain yhden prosentin verran.

Pitkäaikaistyöttömien, alle 25-vuotiaiden ja yli 50-vuotiaiden työttömien prosenttiosuudet kaikista työttömistä työnhakijoista on esitetty taulukossa 3. Ajanjaksolla 2000–2004 pitkäaikaistyöttömien osuus työttömistä työnhakijoista näyttäisi hieman laskeneen ja yli 50-vuotiaiden työttömien osuus puolestaan nousseen. Muutokset ovat kuitenkin olleet vain muutaman prosenttiyksikön luokkaa. Voidaan sanoa, että yli 50-vuotiaiden osuus työttömistä työnhakijoista on ollut huomattavaa, suurimmillaan noin 37 prosenttia. Myös pitkäaikaistyöttömien osuus ajanjaksolla on ollut melko suuri, noin 26-29 prosenttia. Sen sijaan alle 25-vuotiaiden työttömien osuus on ollut suhteellisen vähäistä ja tasaista koko, vain noin 13 prosenttia kko tarkasteluajanjaksolla.

KUVIO 7 Keskimääräiset kuukausittaiset työnhakijat työmarkkina-aseman mukaan vuosina 2000–2004



TAULUKKO 3 Pitkäaikaistyöttömien, alle 25-vuotiaiden ja yli 50-vuotiaiden työttömien prosenttiosuudet työttömistä työnhakijoista vuosina 2000–2004

Vuosi	Työttömät	Pitkäaikais- työttömät %	Alle 25 v työttömät %	Yli 50 v työttömät %
2 000	316 754	28	13	33
2 001	293 234	29	13	35
2 002	284 229	28	13	35
2 003	275 754	26	13	36
2 004	276 922	26	13	37

5.1.2 Keski-Suomen ja Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskukset

Keski-Suomen ja Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskusten tilastolliset tunnusluvut kolmen keskeisen muuttujan osalta on koottu taulukkoon 4. Keski-Suomen tunnuslukuja tarkasteltaessa havaitaan, että täyttyneitä työpaikkoja on keskimäärin ollut avoimia työpaikkoja vähemmän. Tämä tarkoittaisi, että kaikkia avoimia työpaikkoja ei täytetä kuukauden aikana. Uudellamaalla puolestaan täyttyneiden työpaikkojen määrä ylittää avoimien työpaikkojen määrän. Lisäksi Keski-Suomessa jokaista avointa työpaikkaa kohti on keskimäärin 72 työnhakijaa, kun Uudellamaalla hakijoita on vain noin 31. Havaintojen perusteella Keski-Suomessa vaikuttaisi olevan ongelmia työnhakijoiden ja avoimien työpaikkojen kohtaamisessa. Sen sijaan Uudellamaalla kohtaaminen näyttäisi olevan tehokkaampaa tai ainakin kohtaanto-ongelma vähäisempää. Prosenttipisteosuuksien perusteella työvoimatoimistojen kokoerot ovat suurempia Uudellamaalla kuin Keski-Suomessa. Tämä johtunee osaltaan siitä, että Uudellamaalla toimistoja on enemmän.

TAULUKKO 4 Tilastollisia tunnuslukuja Keski-Suomen ja Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskuksille ajanjaksolle 2000:1–2004:9

	Kaikki työnhakijat	Avoimet työpaikat	Täyttyneet työpaikat	Työnhakijaa/ avoin työpaikka
KESKI-SUOMI				
Keskiarvo	3447	101	82	72
Keskihajonta	4683	171	149	53
Minimi	577	3	3	6
10. prosenttipiste	695	14	10	27
25. prosenttipiste	1512	22	16	38
50. prosenttipiste	1759	35	30	60
75. prosenttipiste	2835	71	53	91
90. prosenttipiste	15893	361	292	131
Maksimi	17534	1000	910	518
UUSIMAA				
Keskiarvo	6205	397	458	31
Keskihajonta	16527	1204	1419	24
Minimi	816	5	10	4
10. prosenttipiste	946	24	28	11
25. prosenttipiste	1275	41	47	16
50. prosenttipiste	1694	79	90	25
75. prosenttipiste	2982	144	147	37
90. prosenttipiste	4319	257	244	56
Maksimi	77386	7566	7717	210

Edellä havaittiin, että Keski-Suomen alueella avoimien työpaikkojen määrä ylittää täyttyneiden työpaikkojen määrän. Havainto antaa viitteitä siihen, että Keski-Suomessa työpaikkojen keskimääräiset avoinna oloajat olisivat pidempiä kuin Uudellamaalla. Oletus ei kuitenkaan saa tukea avoimien työpaikkojen kestoja tarkasteltaessa. Vuosina 2000–2004 työpaikkojen avoinna oloajat ovat olleet lyhytkestoisempia Keski-Suomessa kuin Uudellamaalla (taulukko 5) ⁶. Itse asiassa Keski-Suomessa avoimet työpaikat ovat täyttyneet koko maan keskimääräistä nopeammin. Sen sijaan Uudellamaalla vakanssien kesto on ollut

⁶ Vakanssien kesto on luokiteltu muuttuja, joten muuttujasta laskettu keskiarvo on painotettu keskiarvo.

Painotettu keskiarvo voidaan laskea esimerkiksi seuraavan kaavan avulla: $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k f_i x_i$, jossa k on luokkien lukumäärä, x_i luokkavälien keskipisteet, f_i luokkafrekvenssit ja n havaintojen (painojen) kokonaislukumäärä.

vuosina 2001–2002 jopa koko maan keskimääräistä pidempi. Yhteistä molemmille työvoima- ja elinkeinokeskuksille kuten koko maallekin on, että vakanssien keskimääräiset kestot ovat 2000-luvulla kasvaneet. Tämä viestii työmarkkinoiden kohtaannon tehottomuudesta ja rekrytointiongelmista, jotka ovat viime vuosien aikana lisääntyneet varsinkin Uudenmaan alueella.

TAULUKKO 5 Avoimien työpaikkojen keskimääräiset kestot (vuorokautta) ajanjaksolla 2000:1–2004:9

	2000	2001	2002	2003	2004
Koko maa	28	30	32	34	35
Keski-Suomi	24	27	28	30	30
Uusimaa	27	34	37	34	34

Taulukossa 6 avoimien työpaikkojen kestot on luokiteltu kolmeen luokkaan: yli kuukauden, yli kolme kuukautta ja yli kuusi kuukautta avoinna olleisiin työpaikkoihin. Keski-Suomessa jokaisessa luokassa prosenttiosuudet ovat suurempia kuin Uudellamaalla, vaikkakin ajanjaksolla 2000–2004 yli kuukauden avoinna olleiden työpaikkojen osuudet ovat Keski-Suomessa laskeneet ja Uudellamaalla puolestaan nousseet. Kahden muun luokan osuudet ovat molemmilla alueilla nousseet, mutta Keski-Suomessa nousu on ollut huomattavasti suurempaa. Yli kolme kuukautta avoinna olleiden työpaikkojen osuudet ovat Keski-Suomen alueella kasvaneet huomattavasti, neljästä prosentista kymmeneen prosenttiin. Uudenmaalla avoimien työpaikkojen kestojen kehitys on ollut maltillisempaa, kolmesta viiteen prosenttiin. Merkittävä ero alueiden välillä on myös yli kuusi kuukautta avoinna olleiden työpaikkojen kohdalla. Keski-Suomessa kyseisten paikkojen osuus avoimista työpaikoista vuonna 2004 oli noin seitsemän prosenttia, kun Uudellamaalla vastaava luku oli vain kolme prosenttia.

Voidaan sanoa, että yli kuukauden avoinna olleiden työpaikkojen osalta eroa alueiden välillä ei juuri ole. Sen sijaan useampia kuukausia avoinna olleiden työpaikkojen osuudet ovat Keski-Suomen alueella kaksinkertaisia verrattuna Uudenmaan osuuksiin. Avoimien työpaikkojen pitkä avoinna oloaika kertoo työmarkkinoiden huonosta kohtaannosta, joka varsinkin Keski-Suomen alueella vaikuttaisi olevan ongelma.

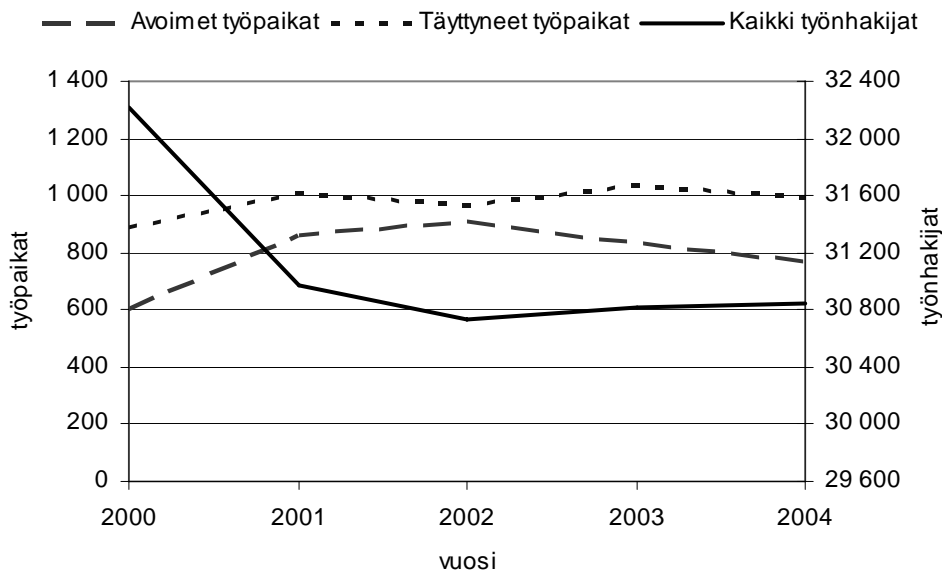
TAULUKKO 6 Yli kuukauden, yli kolme kuukautta ja yli kuusi kuukautta avoimna olleiden työpaikkojen prosenttiosuudet Keski-Suomen ja Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskuksissa ajanjaksolla 2000:1–2004:9.

	Avoimet työpaikat	> 1 kuukausi, %	> 3 kuukautta, %	> 6 kuukautta, %
KESKI-SUOMI				
2000	568	33	4	1
2001	697	39	8	3
2002	745	36	10	7
2003	711	34	10	7
2004	705	29	10	7
UUSIMAA				
2000	4 591	22	3	1
2001	5 243	25	4	1
2002	6 068	28	5	2
2003	6 636	32	6	2
2004	6 665	33	5	3

Kolmen keskeisimmän muuttujan vuosittainen kehitys on Keski-Suomen osalta esitetty kuviossa 8 ja Uudenmaan osalta kuviossa 9⁷. Kuvioita tarkasteltaessa havaitaan, että vuonna 2000 kaikkia työnhakijoita oli Keski-Suomessa reilu 32 000 hakijaa kuukaudessa, kun vuonna 2004 hakijoita oli vajaa 31 000. Samaisina vuosina työnhakijoiden määrät Uudellamaalla olivat 102 000 ja 105 000. Kuvioiden perusteella voidaan sanoa, että molemmilla alueilla työnhakijoiden määrä on vuosina 2000–2001 laskenut, mutta tämän jälkeen alueiden kehitys on ollut vastakkaisuuntaista. Keski-Suomessa työnhakijoiden määrä on edelleen laskenut vuoteen 2002 saakka ja tämän jälkeen pysynyt suhteellisen tasaisena. Uudellamaalla puolestaan kaikkien työnhakijoiden määrä on vuoden 2001 jälkeen lähtenyt nopeaan nousuun. Uudellamaalla myös avoimien työpaikkojen määrä on ajanjaksolla 2000–2004 noussut. Sen sijaan Keski-Suomessa avoimien työpaikkojen määrä on kolmena ensimmäisenä vuotena kasvanut hieman, mutta tämän jälkeen laskenut.

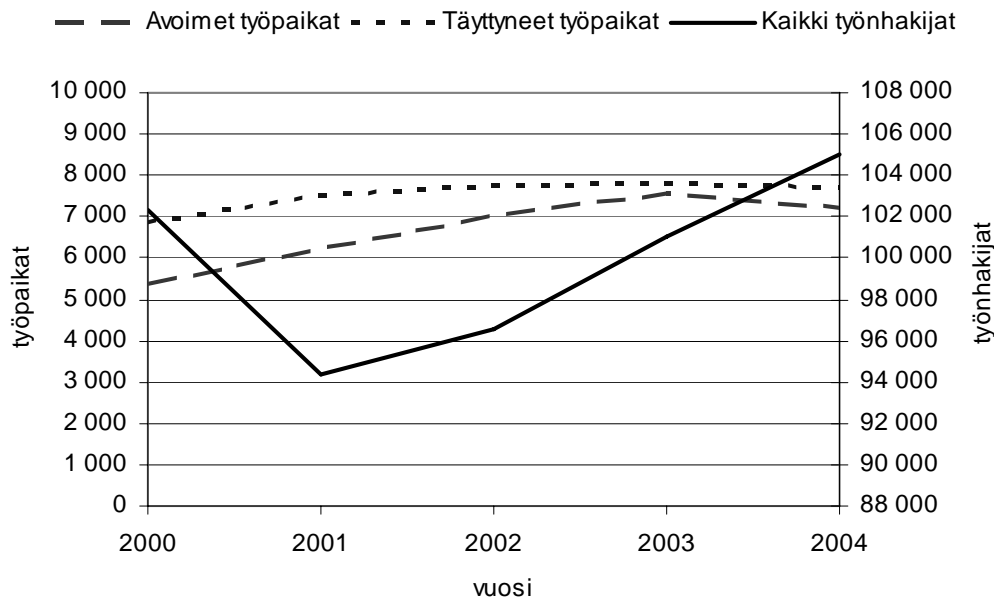
Molemmissa työvoima- ja elinkeinokeskuksissa täyttyneiden työpaikkojen määrä on ajanjaksolla kasvanut. Vuonna 2000 Uudellamaalla täyttyneitä työpaikkoja oli keskimäärin vajaa 7 000 ja Keski-Suomessa noin 900 paikkaa kuukaudessa. Vuoteen 2004 tultaessa täyttyneiden työpaikkojen määrä oli Uudellamaalla noussut tuhannella ja Keski-Suomessa sadalla työpaikalla.

KUVIO 8 Keski-Suomen työvoima- ja elinkeinokeskuksen kaikkien työnhakijoiden, avoimien työpaikkojen ja täyttyneiden työpaikkojen keskimääräiset kuukausittaiset lukumäärät vuosina 2000–2004



⁷ Muuttujien lukumäärät ovat keskiarvoja jokaisen vuoden tammi-syyskuulta. Tämä selittää taulukon 4 ja kuvion 8 eroavaisuudet Keski-Suomen avoimien työpaikkojen ja täyttyneiden työpaikkojen määrien välillä. Taulukossa 4 luvut ovat kaikkien havaintojen keskiarvoja, kun kuviossa luvut ovat kuukausittaisia keskiarvoja.

KUVIO 9 Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskuksen kaikkien työnhakijoiden, avoimien työpaikkojen ja täyttyneiden työpaikkojen keskimääräiset kuukausittaiset lukumäärät vuosina 2000–2004



Keski-Suomen ja Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskuksissa suurin työnhakijaryhmä on ollut työttömät työnhakijat (taulukko 7). Ajanjaksolla 2000–2004 työttömien työnhakijoiden osuus kaikista työnhakijoista on kummallakin alueella ollut vajaa 60 prosenttia. Keski-Suomessa työttömien osuus on laskenut noin viisi prosenttiyksikköä, mutta Uudellamaalla osuus on pysynyt suhteellisen tasaisena. Toiseksi suurin hakijaryhmä näyttäisi olevan työssä olevat työnhakijat, joiden osuus Keski-Suomen alueella on vaihdellut 23 prosentin ja Uudellamaalla puolestaan 19 prosentin molemmin puolin. Vuodesta 2000 vuoteen 2004 tultaessa työssä olevien osuus on noussut kaksi prosenttiyksikköä Keski-Suomessa ja laskenut saman verran Uudellamaalla.

Työvoiman ulkopuolella ja työttömyyseläkkeellä olevien työnhakijoiden osuus kaikista työnhakijoista on molemmilla alueilla ollut suurin piirtein samaa luokkaa ja pysytellyt 10 prosenttiyksikön pinnassa koko ajanjakson ajan. Uudellamaalla osuudet ovat olleet muutamaa prosenttiyksikköä suuremmat. Kaikkein pienin hakijaryhmä on ollut lomautetut, joita niin Keski-Suomen kuin Uudenmaankin alueella on ollut noin kaksi prosenttia. Uudellamaalla lomautettujen osuus on noussut prosenttiyksikön verran.

TAULUKKO 7 Keski-Suomen ja Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskuksien eri työmarkkina-
asemassa olevien työnhakijoiden prosenttiosuudet kaikista työnhakijoista vuosina 2000–2004

Vuosi	Kaikki työnhakijat	Työttömät %	Työssä olevat %	Työvoiman ulkopuolella %	Lomautetut %	Työttömyys- eläkkeellä %
KESKI-SUOMI						
2000	31 904	60	22	7	2	8
2001	30 866	59	22	7	2	9
2002	30 656	57	23	8	2	10
2003	30 794	56	24	8	2	9
2004	30 849	55	24	9	2	9
UUSIMAA						
2000	100 544	58	20	10	1	10
2001	94 224	58	19	10	1	11
2002	96 763	58	18	10	2	12
2003	101 304	57	18	12	2	11
2004	104 990	57	18	12	2	10

Keski-Suomen ja Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskuksien työttömät työnhakijat iän ja työttömyyden keston perusteella on esitetty taulukossa 8. Keski-Suomessa alle 25-vuotiaiden työttömien työnhakijoiden osuus on ollut vuosina 2000–2004 tasaisesti 15 prosentin luokkaa, kun vastaava osuus Uudellamaalla on ollut noin kuusi prosenttiyksikköä pienempi. Tulosten perusteella voisi olettaa, että Uudellamaalla nuoret työllistyvät paremmin. Sen sijaan molemmissa työvoima- ja elinkeinokeskuksissa pitkäaikaistyöttömien osuudet ovat olleet jokseenkin samaa tasoa ja osuudet ovat hieman laskeneet vuoteen 2004 tultaessa. Uudellamaalla osuudet ovat kuitenkin laskeneet muutamaa prosenttiyksikköä vähemmän. Tästä huolimatta pitkäaikaistyöttömien osuudet työttömistä työnhakijoista ovat olleet varsin suuria; tarkasteluajanjaksolla osuudet ovat vaihdelleet 30 prosentin molemmin puolin. Samaten ikääntyvien työttömien osuuksia tarkasteltaessa havaitaan, että osuudet ovat molemmilla alueilla olleet varsin huomattavia: reilusti yli 30 prosentin. Uudellamaalla ikääntyvien osuudet ovat ajanjaksolla olleet hieman korkeampia kuin Keski-Suomessa, vaikka osuudet ovat Keski-Suomessa nousseet vuotta 2004 lähestyttäessä.

TAULUKKO 8 Keski-Suomen ja Uudenmaan pitkäaikaistyöttömien, alle 25-vuotiaiden ja yli 50-vuotiaiden työttömien prosenttiosuudet työttömistä työnhakijoista vuosina 2000–2004

Vuosi	Työttömät	Pitkäaikaistyöttömät %	Alle 25 työttömät %	Yli 50 työttömät %
KESKI-SUOMI				
2000	19 374	32	15	32
2001	18 422	31	15	33
2002	17 578	29	15	33
2003	17 255	28	15	34
2004	16 985	28	15	35
UUSIMAA				
2000	58 282	32	9	36
2001	54 476	32	9	37
2002	55 756	30	9	35
2003	57 517	29	10	36
2004	60 196	30	9	36

5.2 Tutkimusmenetelmä

Paneeliaineisto eroaa perinteisistä aikasarja- ja poikkileikkausaineistosta siinä, että paneeliaineiston jokainen muuttuja sisältää sekä aika- että yksikköhavainnon. Paneeliaineiston voidaan siis ajatella olevan yhdistetty aikasarja- ja poikkileikkausaineisto. Koska tässä tutkimuksessa aineistona käytetään nimenomaan paneeliaineistoa, on syytä perehtyä kyseisessä aineistossa käytettäviin regressiomalleihin.

Yhden selittävän muuttujan regressiomalli paneeliaineistossa on muotoa

$$(6) \quad y_{it} = \alpha + X_{it}\beta + u_{it}, \quad ; i = 1, \dots, N ; t = 1, \dots, T$$

jossa y_{it} on selitettävä muuttuja poikkileikkausyksikössä i ajanhetkellä t , X_{it} on selittävä muuttuja ja u_{it} virhetermi (Johnston & Dinardo 1997, 388-389). Yksinkertaista regressiomallia voidaan edelleen kehittää kahteen yleisesti käytettyyn malliin: kiinteiden ja

satunnaisvaikutusten malleihin. Mallien avulla pyritään kontrolloimaan puuttuvia muuttujia, joiden tiedetään aiheuttavan harhaa regressiomallin estimaatteihin.

5.2.1 Kiinteiden ja satunnaisvaikutusten mallit

Kiinteiden vaikutusten mallissa (*fixed effects model*) puuttuvat muuttujat sisällytetään virhetermiin, joka voidaan jakaa kahteen eri komponenttiin. Yhtälöksi saadaan

$$(7) \quad y_{it} = \beta X_{it} + u_{it}, \quad ; u_{it} = \mu_i + v_{it}$$

jossa virhetermi u_{it} sisältää yksilöefektit μ_i (*individual effects*) ja virhetermin v_{it} . Yksilöefektien oletetaan vaihtelevan yksiköiden välillä, mutta ei ajassa. Ideana kiinteiden vaikutusten mallissa on, että paneeliaineiston havainnot eivät todennäköisesti ole täysin toisistaan riippumattomia, vaan samasta poikkileikkausyksiköstä saadut havainnot usein muistuttavat toisiaan enemmän kuin eri yksiköistä saadut havainnot. (Johnston & Dinardo 1997, 390-391.) Nämä erot tulevat huomioiduiksi yksilöefekteillä, jotka tässä tutkimuksessa ovat siis toimistokohtaisia vakioparametreja. Kiinteiden vaikutusten mallin heikkouksina on mahdollinen estimoitavien parametrien suuri määrä. Lisäksi kiinteät vaikutukset ovat kutakin otosyksikköä koskevia parametreja, joten niistä voi tehdä päätelmiä vain otosyksiköiden muodostamaan populaatioon. Nämä ongelmat voidaan ratkaista käyttämällä satunnaisvaikutusten mallia.

Satunnaisvaikutusten mallissa (*random effects model*) osa puuttuvista muuttujista vaihtelee ajassa ja pysyy vakioina havaintojen välissä, mutta osa taas saattaa olla vakioita ajassa ja vaihdella havaintojen välillä. Mallin yhtälö on muotoa

$$(8) \quad y_{it} = \alpha + \beta X_{it} + u_{it}, \quad ; u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it}$$

jossa virhetermi u_{it} koostuu kolmesta komponentista: yksilöefekteistä μ_i , aikaefekteistä λ_t ja virhetermistä v_{it} . Kiinteiden vaikutusten malliin verrattuna erona on siis vain vakio α ja

aikaefektit λ_t ⁸. Yksilöefektit ovat edelleen vakioita ajassa ja vaihtelevat havaintojen välillä, mutta nyt ne tulkitaan yksikkö- eli toimistokohtaisiksi virhetermeiksi. Kiinteiden vaikutusten mallissa yksilöefektit olivat siis toimistokohtaisia vakioparametreja. Aikaefektit puolestaan vaihtelevat nimensä mukaisesti ajassa, mutta eivät havaintojen välillä. Mallin kriittisenä oletuksena on, että yksilöefektit ja mallin selittävät muuttujat eivät korreloi keskenään. (Stock & Watson 2003, 284.)

5.2.2 Hausmanin testi

Merkittävä tekijä mallia valitessa on, korreloivatko ajasta riippumattomat yksilöefektit mallin selittävien muuttujien kanssa. Mikäli näin on, satunnaisvaikutusten mallin oletukset eivät päde. Usein kiinteiden vaikutusten mallia pidetään heikkouksistaan huolimatta suositeltavampana, sillä malli tuottaa harhattomia estimaatteja, vaikka korreloimattomuusehto olisi voimassa.

Sopivan mallin valinnan tueksi on olemassa testejä. Yksi hyvin yleisesti käytetty testausmenetelmä on Hausmanin (1978) testi. Testin oletusten mukaan satunnaisvaikutusten estimaattori (*RE*) on harhaton ja tehokas, jos korreloimattomuusehto pätee. Tällöin kiinteiden vaikutusten estimaattori (*FE*) on harhaton, mutta ei tehokas. Jos taas korreloimattomuusehto ei päde, kiinteiden vaikutusten estimaattori on sekä harhaton että tehokas ja satunnaisvaikutusten estimaattori harhainen. Hausmanin testi on matemaattisesti muotoa

$$(9) \quad H = (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE})(\Sigma_{FE} - \Sigma_{RE})^{-1}(\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE}) \xrightarrow{d} \chi^2(k).$$

Testi perustuu siis mallien estimaattoreiden väliseen erotukseen. Nollahypoteesina testissä on satunnaisvaikutusten estimaattorin harhattomuus eli korreloimattomuusehdon päteminen. Testisuure on nollahypoteesin vallitessa asympotoottisesti χ^2 -jakautunut, ja vapausasteiden lukumäärä, jota merkitään k :lla, määräytyy estimaattoreiden lukumäärän perusteella.

⁸ Aikaefektit voidaan lisätä myös kiinteiden vaikutusten malliin dummy-muuttujien avulla, jolloin yhtälö (7) olisi muotoa $y_{it} = \beta X_{it} + \mu_i + \delta_2 D2_t + \dots + \delta_T DT_t + v_{it}$. (Stock & Watson 2003, 284.)

5.3 Kohtaantofunktion estimointi

Tarkoituksena on tehdä kolme erilaista kohtaantofunktion mallinnusta, joissa käytetyt kohtaantofunktiot ovat Cobb-Douglas -funktioita log-linearisessa muodossa. Lähtökohtana on yksinkertainen kohtaantofunktio, jossa täyttyneiden työpaikkojen virtaa selitetään kaikkien työnhakijoiden ja avoimien työpaikkojen varannoilla. Koska työnhakijoiden ja avoimien työpaikkojen määrät on mitattu jokaisen kuukauden lopussa, alentavat täyttyneet työpaikat molempien muuttujien määriä. Tästä seuraa, että täyttyneiden työpaikkojen tehokkuudet työnhakijoiden ja avoimien työpaikkojen suhteen ovat harhaisia. Ongelman välttämiseksi selittävät muuttujat viivästetään yhdellä periodilla, jolloin kuukauden alussa vallitsevia määriä käytetään koko kuukauden määrien instrumentteina. (Petrongolo & Pissarides 2001, 420.)

Ensimmäinen estimointimalli on yksinkertainen kohtaantofunktio, joka on muotoa

$$(10) \quad \log M_{it} = \alpha + \beta_1 \log U_{i,t-1} + \beta_2 \log V_{i,t-1} + u_{it},$$

jossa M_{it} kuvaa täyttyneitä työpaikkoja toimistossa i kuukauden t aikana, $U_{i,t-1}$ kaikkia työnhakijoita kuukauden $t-1$ lopussa (eli kuukauden t alussa) ja $V_{i,t-1}$ avoimia työpaikkoja. Riippuen siitä, että onko kyseessä kiinteiden vai satunnaisvaikutusten malli, virhetermi u_{it} sisältää yksilöefektit, virhetermin ja mahdollisesti aikaefektit (ks. luku 5.2.1). Tämä pätee jatkossa kaikkiin muodostettuihin malleihin. Skaalatuottoja funktiossa kuvaavat kertoimien β_1 ja β_2 summa.

Edellä todettiin, että täyttyneiden työpaikkojen virta ei sisällä vain kuukauden alussa avoinna olleita työpaikkoja vaan myös kuukauden aikana vapautuneita työpaikkoja. Sama ongelma koskee työllistyneiden työnhakijoiden määrää; täyttyneiden työpaikkojen virta ei sisällä pelkästään kuukauden alussa työllistyneitä työnhakijoita vaan myös kuukauden aikana työllistyneet henkilöt. Tästä johtuen täyttyneitä työpaikkoja voi olla kuukaudessa enemmän kuin alkuperäisiä varantoja, ja siksi malliin on syytä ottaa mukaan osa kuukauden uusista työnhakijoista ja avoimista työpaikoista. (Petrongolo & Pissarides 2001, 421.) Toisessa mallissa yksinkertaiseen kohtaantofunktioon on lisätty kuukauden uudet työnhakijat ja avoimet työpaikat. Funktio voidaan esittää muodossa

$$(11) \quad \log M_{it} = \alpha + \beta_1 \log(U_{i,t-1} + \frac{1}{2}u_{it}) + \beta_2 \log(V_{i,t-1} + \frac{1}{2}v_{it}) + u_{it}.$$

Muuttujat ovat muuten samat kuin ensimmäisessä mallissa (10), mutta nyt lisäksi mukana ovat muuttujat u_{it} ja v_{it} , jotka kuvaavat kuukauden uusia työnhakijoita ja avoimia työpaikkoja.

Kaikki työnhakijat ja avoimet työpaikat eivät yksistään selitä täyttyneitä työpaikkoja, vaan malliin tarvitaan lisäksi muuttujia, jotka kertovat jotain työnhakijoiden ominaisuuksista. Näitä ominaisuuksia ovat esimerkiksi työttömien työnhakijoiden ikä ja työttömyyden kesto. Vaikka kyseisten muuttujien vaikutuksesta kohtaamiseen on empiirisiä todisteita, ei niiden pohjalle ole varsinaista teoriaa. Voidaan ajatella, että työnhakijoiden etsintäintensiteetti vaikuttaa kohtaamiseen, joten siksi työnhakijoiden ominaisuuksia kuvaavien muuttujien lisääminen malliin on perusteltua. Esimerkiksi työnantajat voivat preferoida nuorempia työnhakijoita iäkkäämpien työnhakijoiden sijaan tai vähemmän aikaa työttöminä olleita pitkäaikaistyöttömien sijaan. Lisäksi pitkäaikaistyöttömien voidaan ajatella vaikuttavan kohtaannon tehokkuuteen, sillä pitkään työttömänä olleet henkilöt voivat kärsiä työnhaun lannistumisesta tai työn pätevyysvaatimukseen liittyvistä ongelmista. (Pehkonen 1998a, 236.) Kolmannessa mallissa pitkäaikaistyöttömien, alle 25-vuotiaiden työttömien ja yli 50-vuotiaiden työttömien määrät on suhteutettu kaikkiin työnhakijoihin. Kohtaantofunktion muodoksi saadaan

$$(12) \quad \log M_{it} = \alpha + \beta_1 \log U_{i,t-1} + \beta_2 \log V_{i,t-1} + \beta_j X_{i,t-1} + u_{it},$$

jossa $X_{i,t-1}$ kuvaa suhdemuuttujia kuukauden $t-1$ lopussa. Muut muuttujat ovat edelleen samoja kuin funktiossa (10).

Keski-Suomen ja Uudenmaan aluetarkastelut oli alun perin tarkoitus tehdä aluekohtaisten dummy-muuttujien avulla, mutta niiden käyttö ei ollut mahdollista. Tämä johtui siitä, että kiinteiden vaikutusten mallissa jokaista toimistoa varten on oma vakionsa, joten dummy-muuttujat aiheuttivat täydellisen multikollineaarisuuden näiden vakioden kanssa. Ratkaisuna kohtaantofunktiot (10)-(12) estimoitiin erikseen Keski-Suomen ja Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskuksille niihin kuuluvilla työvoimatoimistoilla (liite 2).

6 TYÖMARKKINOIDEN ALUEELLINEN KOHTAANTO SUOMESSA VUOSINA 2000–2004

Työmarkkinoiden kohtaantoa tarkasteltiin ensin koko Suomen tasolla ja sen jälkeen Keski-Suomen ja Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskuksittain. Tarkastelut suoritettiin estimoimalla kolme eri kohtaantofunktion mallispesifikaatiota⁹ kiinteiden ja satunnaisvaikutusten regressioilla, joiden paremmuutta testattiin Hausmanin testillä. Molempien mallien estimointitulokset näiden kolmen kohtaantofunktioiden osalta on koottu samaan taulukkoon, kuten myös Hausmanin testitulokset. Kiinteiden vaikutusten malleja taulukoissa kuvaavat kolme ensimmäistä saraketta ja satunnaisvaikutusten malleja puolestaan kolme viimeistä saraketta. Vähintään viiden prosentin riskitasolla merkitsevien muuttujien kertoimet on tummennettu. Kaikissa estimointimalleissa regressiokertoimet on laskettu heteroskedastisuuskorjattuina. Lisäksi kaikkiin kiinteiden vaikutusten malleihin lisättiin vuosi- ja kuukausidummy -muuttujat satunnaisvaikutusten mallien aikaefektien vuoksi. Vuosi- ja kuukausidummy -muuttujien estimointituloksia ei kuitenkaan ole raportoitu taulukoissa, vaan ne löytyvät liitteistä 3-5.

6.1 Koko Suomi

Kiinteiden ja satunnaisvaikutusten mallien estimointitulokset koko Suomen osalta on esitetty taulukossa 9. Hausmanin testin perusteella kiinteiden vaikutusten malli on satunnaisvaikutusten mallia parempi kaikissa kolmessa kohtaantofunktion estimoinnissa, mutta molemmissa malleissa työnhakijat ja avoimet työpaikat selittävät täyttyneitä työpaikkoja; muuttujien kertoimet ovat positiivisia ja tilastollisesti erittäin merkitseviä. Lisäksi mallien selitysasteet ovat korkeita, alimmillaan 78 prosenttia, ja selitysvoimat Waldin ja F-testisuureiden perusteella erittäin merkitseviä¹⁰.

Kiinteiden vaikutusten mallissa 1 ja 3 sekä satunnaisvaikutusten malleissa 4 ja 6 kaikkien työnhakijoiden ja avoimien työpaikkojen vaikutus kohtaantoon on samaa luokkaa. Yhden prosentin muutos kaikissa työnhakijoissa tai avoimissa työpaikoissa aiheuttaa noin puolen

⁹ Esitely luvussa 5.3: funktiot (10)-(12)

¹⁰ Kiinteiden vaikutusten mallissa käytössä on F-testi ja satunnaisvaikutusten mallissa Waldin testi.

prosentin nousun täyttyneissä työpaikoissa. Eroja mallien väleiltä löytyy, mutta ne ovat hyvin pieniä. Kiinteiden vaikutusten mallissa 1 työnhakijoiden vaikutus kohtaantoon on noin 0,1 prosenttia suurempi kuin avoimien työpaikkojen. Satunnaisvaikutusten malleissa 4 ja 6 puolestaan avoimien työpaikkojen vaikutus kohtaantoon on noin 0,1 prosenttiyksikköä suurempi kuin kaikkien työnhakijoiden.

TAULUKKO 9 Kiinteiden ja satunnaisvaikutusten mallien estimointituloksia koko Suomelle ajanjaksolla 2000:1 – 2004:9

Selitettävä muuttuja: täyttyneet työpaikat	Kiinteät vaikutukset			Satunnaisvaikutukset		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\log(U)_{t-1}$	0,58 (0,09)***		0,47 (0,09)***	0,47 (0,02)***		0,46 (0,03)***
$\log(V)_{t-1}$		0,46 (0,01)***	0,45 (0,01)***	0,56 (0,01)***		0,55 (0,01)***
$\log(U_{t-1} + 1/2u_t)$		0,23 (0,12)			0,16 (0,03)***	
$\log(V_{t-1} + 1/2v_t)$		0,78 (0,02)***			0,83 (0,02)***	
osuus(pitkäaikais) $_{t-1}$			0,09 (0,40)			0,26 (0,33)
osuus(alle 25) $_{t-1}$			-1,46 (0,59)*			-3,88 (0,50)***
osuus(yli 50) $_{t-1}$			-2,05 (0,49)***			-5,01 (0,19)***
N	8154	8173	8154	8154	8173	8154
R ²	0,80	0,89	0,81	0,78	0,87	0,80
F-testi/Wald	464,93***	324,44***	397,65***	5732,34***	5776,71***	7069,49***
$\beta_1 + \beta_2$	1,04 (0,12)	1,01 (0,00)	0,92 (0,65)	1,03 (1,94)	0,99 (0,10)	1,01 (0,46)
Hausman	266,81***	14,12***	335,86***	266,81***	14,12***	335,86***

Kaikissa malleissa vuosi- ja kuukausidummyt (liite 3); Suluissa kertoimien alla robustit keskivirheet (malleissa 2 ja 5 ryhmitellyt robustit keskivirheet); Skaalatuottojen ($\beta_1 + \beta_2$) alla sulkeissa Waldin/F-testisuure mallista riippuen, $H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 1$; Merkitsevyystasot: *5 % ** 1 % *** 0,1 %

Kuukauden uudet avoimet työpaikat ja työnhakijat sisältävä kohtaantofunktio antaa molemmissa malleissa muista regressioista poikkeavia tuloksia. Kiinteiden vaikutusten mallissa 2 yhden prosentin muutos avoimien työpaikkojen määrässä aiheuttaa noin 0,8 prosentin nousun täyttyneissä työpaikoissa. Kaikkien työnhakijoiden kerroin ei ole merkitsevä viiden prosentin riskitasolla. Satunnaisvaikutusten mallissa 5 puolestaan työnhakijoiden positiivinen vaikutus kohtaantoon on pieni, vain 0,2 prosenttia, kun avoimilla työpaikoilla on paljon suurempi vaikutus, noin 0,8 prosenttia. Poikkeavat tulokset johtuvat malliin mukaan otetuista kuukauden uusista avoimista työpaikoista ja työnhakijoista. Muuttujien ansiosta täyttyneitä työpaikkoja vastaa nyt aikaisempaa todenmukaisempi määrä avoimia työpaikkoja ja työnhakijoita¹¹. Muuttujien lisääminen malliin nostaa molempien mallien selitysasteita 9 prosenttiyksikköä.

Malleissa 3 ja 6 työnhakijoiden ja avoimien työpaikkojen lisäksi mukana ovat pitkäaikaistyöttömien, alle 25-vuotiaiden ja yli 50-vuotiaiden osuudet kaikista työnhakijoista. Kertoimien perusteella alle 25-vuotiaiden ja yli 50-vuotiaiden osuuksilla on melko suuri negatiivinen vaikutus kohtaantoon molemmissa malleissa. Ikärakenteen voidaan ajatella vaikuttavan negatiivisesti kohtaantoon muun muassa siksi, että työnantajat voivat olla haluttomia palkkaamaan liian nuoria ja vastaavasti taas liian vanhoja työntekijöitä. Pitkäaikaistyöttömien vaikutuksesta kohtaantoon ei voida sanoa mitään, koska kerroin ei ole tilastollisesti merkitsevä viiden prosentin riskitasolla.

Tiivistetysti voidaan sanoa, että molemmat mallit antavat samansuuntaisia estimointituloksia muuttujien vaikutuksista kohtaantoon. Täten myös skaalatuottojen ($\beta_1 + \beta_2$) arvot ovat samansuuntaisia. Skaalatuottojen arvoksi kiinteiden ja satunnaisvaikutusten malleissa saatiin noin yksi, minkä perusteella kohtaantofunktioiden skaalatuotot ovat kiinteät. Tulosten varmistamiseksi skaalatuotoille suoritettiin testi. Kiinteiden vaikutusten mallin yhteydessä skaalatuottoja testattiin kaksisuuntaisella F-testillä ja satunnaisvaikutusten mallein yhteydessä kaksisuuntaisella Waldin testillä¹². F-testin ja Waldin testin perusteella skaalatuotot ovat kiinteät kaikkien funktioiden kohdalla. Tulosten perusteella agglomeraatiota ei esiinny koko Suomen työmarkkinoilla (ks. luku 2.3.2).

¹¹ Mittausajankohdasta johtuen täyttyneitä työpaikkoja voi olla kuukaudessa enemmän kuin alkuperäisiä työnhakijoiden ja avoimien työpaikkojen varantoja (ks. luku 5.3).

¹² Kaksisuuntainen testi testaa skaalatuottojen vakioisuutta ($H_A: \beta_1 + \beta_2 \neq 1$).

Tutkimustulosten vertailu aikaisempiin tutkimuksiin on hankalaa, sillä tutkimusmenetelmän lisäksi skaalatuottojen arvoihin vaikuttavat olennaisesti käytetty aineisto ja funktiomuoto. Yleisesti tasolla tulokset ovat linjassa aikaisempien tutkimusten kanssa siinä, että Cobb-Douglas -kohtaantofunktiota käytettäessä usein päädytään kiinteisiin skaalatuottoihin (ks. luku 4). Aineiston perusteella kaikki suomalaiset tutkimukset aiheesta ovat vertailtavissa, mutta jos aineiston lisäksi huomioidaan käytetty funktiomuoto ja menetelmä, niin muun muassa Pesolan (2002), Kangasharjun ym. (2005) ja Lahtosen (2006) tutkimukset ovat vertailukelpoisia. Pesolan ja Lahtosen tutkimuksissa kiinteiden vaikutusten malli osoittautui molemmissa paremmaksi, mutta tulokset skaalatuottojen estimaateista eroavat. Pesola sai tulokseksi hieman yli yhden skaalaestimaatteja ja Lahtonen puolestaan alle yhden. Kangasharju ym. tutkivat funktiomuodon vaikutusta skaalatuottoihin käyttäen satunnaisvaikutusten mallia. Tulosten perusteella Cobb-Douglas -kohtaantofunktiolla saadaan kiinteitä skaalatuottoja.

6.2 Keski-Suomen työvoima- ja elinkeinokeskus

Keski-Suomen estimointitulokset on koottu taulukkoon 10. Hausmanin testin perusteella kiinteiden vaikutusten malli on parempi kaikissa funktioissa. Selitysasteen sekä Waldin ja F-testien perusteella voidaan sanoa, että mallit selittävät melko hyvin Keski-Suomen täyttyneitä työpaikkoja. Tosin kaikissa kiinteiden vaikutusten malleissa vain avoimien työpaikkojen kerroin on tilastollisesti merkitsevä. Sen sijaan kaikissa satunnaisvaikutusten malleissa, funktiota 5 lukuun ottamatta, kaikkien työnhakijoiden ja avoimien työpaikkojen kertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä. Niin kiinteiden kuin satunnaisvaikutusten malleissa avoimien työpaikkojen vaikutus kohtaantoon on suurempaa kuin kaikkien työnhakijoiden.

Malleissa 2 ja 5 avoimien työpaikkojen kerroin on lähes yksi, joten yhden prosentin muutos avoimissa työpaikoissa aiheuttaa lähes vastaavan suuruisen nousun täyttyneissä työpaikoissa. Tämä tarkoittaa, että kuukauden uusien työnhakijoiden ja avoimien työpaikkojen lisääminen kohtaantofunktioon näkyy erityisesti avoimien työpaikkojen vaikutuksessa täyttyneisiin työpaikkoihin. Mallien selitysasteet ovat noin 90 prosenttia, kun muiden mallien selitysasteet ovat yli kymmenen prosenttiyksikköä alhaisemmat.

Keski-Suomen alueella työnhakijoiden ominaisuuksien vaikutukset vaihtelevat kiinteiden ja satunnaisvaikutusten mallien välillä. Itse asiassa kiinteiden vaikutusten mallissa työnhakijoiden ominaisuuksilla ei ole tilastollisesti merkitsevää vaikutusta työllistymiseen. Sen sijaan satunnaisvaikutusten mallissa pitkäaikaistyöttömillä ja yli 50-vuotiailla työttömillä on huomattava vaikutus kohtaantoon. Pitkäaikaistyöttömien määrän muutos aiheuttaa lähes nelinkertaisen nousun täyttyneiden työpaikkojen määrässä ja ikääntyvien työttömien määrän muutos puolestaan noin nelinkertaisen laskun.

Keski-Suomen alueella ikääntyvien työttömien suhteellinen osuus työttömistä työnhakijoista on korkea, joten tulos vaikuttaa loogiselta ja se on linjassa aikaisempien tutkimusten kanssa. Sen sijaan tulos pitkäaikaistyöttömien osuuden positiivisesta vaikutuksesta on erikoinen, sillä aikaisempien tutkimusten perusteella pitkäaikaistyöttömillä olisi negatiivinen vaikutus kohtaantoon. Syynä tähän on esimerkiksi työnantajat voivat preferoida vähemmän aikaa työttöminä olleita pitkäaikaistyöttömien sijaan. Lisäksi pitkäaikaistyöttömien voidaan ajatella vaikuttavan negatiivisesti kohtaannon tehokkuuteen, sillä pitkään työttömänä olleet henkilöt voivat kärsiä työnhaun lannistumisesta tai työn pätevyysvaatimuksiin liittyvistä ongelmista. Keski-Suomen alueella pitkäaikaistyöttömien suhteellinen osuus työttömistä työnhakijoista on varsin korkea. Erilaisten työhallinnon toimenpiteiden kuten esimerkiksi tukityöllistämisen ja työmarkkinatuen harjoittelun kohdentaminen pitkäaikaistyöttömiin voisi mahdollisesti selittää positiivisen vaikutuksen kohtaantoon. Aktiivisen työvoimapolitiikan vaikutusten tutkiminen vaatisi lisäselvitystä, johon tässä tutkimuksessa ei ollut mahdollisuuksia.

Skaalatuottoja tarkasteltaessa havaitaan arvojen olevan kiinteiden vaikutusten malleissa 1 ja 3 alle yhden, mikä viittaisi laskeviin skaalatuottoihin. Satunnaisvaikutusten mallissa 5 puolestaan tulokset viittaavat kasvaviin skaalatuottoihin. Yksisuuntaisen F-testin ja Waldin testin perusteella laskevien ja kasvavien skaalatuottojen oletukset eivät saa tukea¹³. Sen sijaan mallien 2, 4 ja 6 tulokset kiinteistä skaalatuotoista saavat tukea kaikissa tapauksissa. Tulosten perusteella agglomeraation esiintyminen Keski-Suomen työmarkkinoilla on epätodennäköistä.

¹³ Yksisuuntainen testi testaa laskevia ($H_A : \beta_1 + \beta_2 < 1$) tai kasvavia ($H_A : \beta_1 + \beta_2 > 1$) skaalatuottoja.

TAULUKKO 10 Kiinteiden ja satunnaisvaikutusten estimointituloksia Keski-Suomen työvoima- ja elinkeinokeskukselle ajanjaksolla 2000:1–2004:9

Selitettävä muuttuja: täyttyneet työpaikat	Kiinteät vaikutukset			Satunnaisvaikutukset		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\log(U)_{t-1}$	-0,10 (0,58)		0,12 (0,60)	0,37 (0,07)***		0,27 (0,08)***
$\log(V)_{t-1}$	0,45 (0,05)***		0,45 (0,05)***	0,64 (0,04)***		0,66 (0,04)***
$\log(U_{t-1} + 1/2u_t)$		0,10 (0,47)			0,16 (0,07)	
$\log(V_{t-1} + 1/2v_t)$		0,92 (0,03)***			0,99 (0,03)***	
osuus(pitkäaikais) $_{t-1}$			2,02 (1,68)			3,57 (1,21)**
osuus(alle 25) $_{t-1}$			-1,75 (2,95)			-2,48 (1,98)
osuus(yli 50) $_{t-1}$			0,34 (2,29)			-3,60 (1,83)*
N	504	504	504	504	504	504
R ²	0,67	0,90	0,79	0,79	0,88	0,79
F-testi/Wald	30,63***	4,56***	26,43	5923,07***	26950,05***	6498,13***
$\beta_1 + \beta_2$	0,35 (1,19)	1,01 (0,00)	0,57 (0,48)	1,01 (0,04)	1,15 (0,09)	0,93 (0,81)
Hausman	66,87***	7,22*	88,61***	66,87***	7,22*	88,61***

Kaikissa malleissa vuosi- ja kuukausidummyt (liite 4); Suluissa kertoimien alla robustit keskivirheet (malleissa 2 ja 5 ryhmitellyt robustit keskivirheet); Skaalatuottojen ($\beta_1 + \beta_2$) alla sulkeissa Waldin/F-testisuure mallista riippuen, $H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 1$; Merkitsevyytasot: *5 % ** 1 % *** 0,1 %

6.3 Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskus

Estimointitulokset Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskukselle on esitetty taulukossa 11. Hausmanin testin perusteella kiinteiden vaikutusten malli on satunnaisvaikutusten mallia parempi ainoastaan ensimmäisen funktion kohdalla. Tästä huolimatta molempien mallien selitysasteet ovat todella korkeita, yli 90 prosenttia. Jopa yksinkertaisessa kohtaantofunktiossa (mallit 1 ja 4) selitysaste on 94 prosenttia. Tämä tarkoittaa, että kaikki työnhakijat ja avoimet työpaikat selittävät täyttyneitä työpaikkoja erittäin hyvin, ja havaitsemattomille muuttujille jäisi kuusi prosenttiyksikköä selitysvoimaa. Waldin testin perusteella satunnaisvaikutusten

mallilla on selitysvoimaa täyttyneisiin työpaikkoihin, ja samaa kertoo kiinteiden vaikutusten mallin F-testisuure.

Kaikissa malleissa avoimien työpaikkojen vaikutus kohtaantoon huomattavasti suurempaa kuin kaikkien työnhakijoiden. Kiinteiden vaikutusten malleissa kaikilla työnhakijoilla ei ole vaikutusta täyttyneisiin työpaikkoihin: kertoimet ovat lähellä nollaa ja ne eivät ole tilastollisesti merkitseviä. Satunnaisvaikutusten malleissa puolestaan kaikilla työnhakijoilla on vaikutusta kohtaantoon, ja malleissa 4 ja 6 vaikutus on melkein yhtä suuri kuin avoimilla työpaikoilla. Kuukauden uusien avoimien työpaikkojen ja työnhakijoiden lisääminen yksinkertaiseen kohtaantofunktioon nostaa avoimien työpaikkojen kerrointa molemmissa malleissa, mutta pitää työnhakijoiden kertoimen ennallaan kiinteiden vaikutusten malleissa ja laskee kerrointa satunnaisvaikutusten malleissa. Yhden prosentin nousu avoimien työpaikkojen määrässä aiheuttaa lähes 0,9 prosentin nousun täyttyneisiin työpaikkoihin, kun työnhakijoiden määrän noustessa vaikutus on noin 0,2 prosenttia. Muuttujien lisääminen malleihin antaa parhaimmat selitysasteet: 95-96 prosenttia.

Uudellamaalla vain nuorilla työttömillä on melko suuri negatiivinen vaikutus kohtaantoon mallista riippumatta. Sen sijaan yli 50-vuotiailla työttömillä on negatiivinen vaikutus tai vaikutusta ylipäättänsä kohtaantoon vain satunnaisvaikutusten mallissa. Satunnaisvaikutusten mallissa yhden prosentin muutos ikääntyvien työttömien osuudessa laskee täyttyneitä työpaikkoja noin 2 prosentilla. Molemmissa malleissa yhden prosentin muutos nuorten osuuden määrässä laskee täyttyneitä työpaikkoja noin kolmen prosentin verran. Tulokset ovat linjassa aikaisempien tutkimusten kanssa siinä, että myös niissä nuorten ja ikääntyvien työttömien vaikutus kohtaantoon on ollut negatiivista.

Uudenmaan mallien skaalatuottojen arvoiksi saatiin vaihtelevia tuloksia. Kiinteiden vaikutusten malleille 1 ja 3 tulokseksi saatiin laskevat skaalatuotot. Sen sijaan kaikissa muissa malleissa skaalatuotot ovat lähellä yhtä. Waldin ja F-testisuureen perusteella skaalatuotot ovat kiinteät kaikissa muissa paitsi satunnaisvaikutusten mallissa 4. Lisäksi kiinteiden vaikutusten malli 1 saa tukea laskeville skaalatuotoille. Tulokset eivät anna näyttöä agglomeraation esiintymiselle Uudenmaan työmarkkinoilla.

TAULUKKO 11 Kiinteiden vaikutusten ja satunnaisvaikutusten estimointituloksia Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskukselle ajanjaksolla 2000:1 – 2004:9

Selitettävä muuttuja: täyttyneet työpaikat	Kiinteät vaikutukset			Satunnaisvaikutukset		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\log(U)_{t-1}$	0,13 (0,18)		0,14 (0,18)	0,43 (0,03)***		0,42 (0,04)***
$\log(V)_{t-1}$	0,56 (0,02)***		0,56 (0,02)***	0,63 (0,02)***		0,63 (0,02)***
$\log(U_{t-1} + 1/2u_t)$		0,17 (0,26)			0,18 (0,03)***	
$\log(V_{t-1} + 1/2v_t)$		0,81 (0,04)***			0,85 (0,02)***	
osuus(pitkäaikais) $_{t-1}$			1,03 (0,71)			1,09 (0,62)
osuus(alle 25) $_{t-1}$			-3,26 (1,23)**			-3,43 (1,11)**
osuus(yli 50) $_{t-1}$			-1,49 (0,82)			-1,80 (0,81)*
N	896	896	896	896	896	896
R ²	0,94	0,96	0,94	0,94	0,95	0,91
F-testi/Wald	82,41***	291,12***	71,92***	26736,96***	45379,82***	26902,15***
$\beta_1 + \beta_2$	0,69 (2,96)*	0,98 (0,00)	0,70 (2,52)	1,06 (5,56)*	1,03 (3,31)	1,05 (3,19)
Hausman	24,50***	1,09	2,03	24,50***	1,09	2,03

Kaikissa malleissa vuosi- ja kuukausidummyt (liite 5); Suluissa kertoimien alla robustit keskivirheet (malleissa 2 ja 5 ryhmitellyt robustit keskivirheet); Skaalatuottojen ($\beta_1 + \beta_2$) alla sulkeissa Waldin/F-testisuure mallista riippuen, $H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 1$; Merkitsevyystasot: *5 % ** 1 % *** 0,1 %

6.4 Lisätarkasteluja

Keski-Suomen ja Uudenmaan estimointitulokset vaihtelevat huomattavasti. Tulosten perusteella esimerkiksi pitkäaikaistyöttömien osuudella havaittiin olevan negatiivista vaikutusta kohtaantoon Keski-Suomessa, mutta ei lainkaan vaikutusta Uudellamaalla. Tulos on yllättävä, sillä pitkäaikaistyöttömien osuus työttömistä hakijoista on molemmilla alueilla suurin piirtein sama (ks. taulukko 8). Tiedetään myös, että Keski-Suomen alueella ikääntyvien ihmisten osuus väestöstä on suhteellisen suuri, jonka vuoksi alueen ikärakenne on vinoutunut. Tästä huolimatta alueen yli 50-vuotiaiden työttömien osuus työttömistä työnhakijoista on aineiston perusteella maan keskiarvoa ja jopa Uudenmaan vastaavia lukuja alhaisempi (ks.

taulukko 8). Tällöin ikääntyvien työttömien estimointikertoimen olettaisi olevan negatiivisempi Uudenmaan alueella, mutta estimointitulosten perusteella näin ei kuitenkaan ole. Tulosten mukaan yli 50-vuotiaiden osuuden kasvu hidastaa työpaikkojen täyttymistä Keski-Suomessa kaksi kertaa enemmän kuin Uudellamaalla.

Tulokset heijastavat alueiden välisiä eroja työnhakijoiden ja avoimien työpaikkojen ominaisuuksissa. Erityisesti työpaikkojen avoinna oloajat sekä pitkäaikaistyöttömyyden kestot vaihtelevat alueittain. Yleinen käsitys on, että Uudellamaalla pitkäaikaistyöttömyys on hieman pitempi kestoista, mutta taas avoimien työpaikkojen täytyminen nopeampaa kuin Keski-Suomessa. Nämä seikat vaikuttavat todennäköisesti myös estimointituloksiin, joten niiden vaikutusta on syytä tutkia. Tämä toteutetaan muodostamalla yksinkertainen estimointimalli, jossa vakanssien keskimääräistä kestoja selitetään työnhakijoiden ominaisuuksilla¹⁴. Tämän lisäksi alkuperäiseen kohtaantofunktioon (12) (ks. luku 5.3) lisätään interaktiomuuttuja pitkäaikaistyöttömistä ja yli 50-vuotiaista työttömistä¹⁵.

Avoimien työpaikkojen keston estimointitulokset on esitetty taulukossa 12. Keski-Suomen osalta kiinteiden ja satunnaisvaikutusten tulokset ovat samansuuntaisia. Pitkäaikaistyöttömillä ja nuorilla työttömillä näyttäisi olevan huomattava vaikutus vakanssien kestoan. Alle 25-vuotiaat työttömät pidentävät vakanssien keskimääräisiä avoinna oloaikoja, kun taas pitkäaikaistyöttömät lyhentävät niitä. Uudellamaalla puolestaan ainoastaan satunnaisvaikutusten mallissa työnhakijoiden ominaisuuksilla on vaikutusta avoimien työpaikkojen keskimääräiseen kestoan. Estimointitulosten mukaan pitkäaikaistyöttömät lyhentävät avoimien työpaikkojen kestoja myös Uudellamaalla, mutta pitkäaikaistyöttömien kerroin on huomattavasti pienempi kuin Keski-Suomessa. Tulos todennäköisesti heijastaa alueiden välisiä eroja aktiivisen työvoimapolitiikan roolissa. Esimerkiksi vuonna 2002 aktivointiaste¹⁶ Keski-Suomessa oli noin 23 prosenttia, kun vastaava luku Uudellamaalla oli

¹⁴ Estimoitava yhtälö on muutoin sama kuin alkuperäinen funktio (12) (ks. luku 5.3), mutta nyt täyttyneiden työpaikkojen M_{it} sijaan selitetään avoimien työpaikkojen keskimääräistä kestoja V_{it}^d :

$$\log V_{it}^d = \alpha + \beta_1 \log U_{i,t-1} + \beta_2 \log V_{i,t-1} + \beta_j X_{i,t-1} + u_{it}.$$

¹⁵ Estimoitu yhtälö suhdemuuttujat $X_{i,t-1}$ auki kirjoitettuna on nyt muotoa

$$\log M_{it} = \alpha + \beta_1 \log U_{i,t-1} + \beta_2 \log V_{i,t-1} + \beta_3 \text{osuus}(\text{pitkäaikais})_{i,t-1} + \beta_4 \text{osuus}(\text{alle25})_{i,t-1} + \beta_5 \text{osuus}(\text{yli50})_{i,t-1} + \beta_6 (\text{osuus}(\text{pitkäaikais})_{i,t-1} * \text{osuus}(\text{yli50})_{i,t-1}) + u_{it}.$$

¹⁶ Aktivointiasteella tarkoitetaan toimenpiteiden piirissä olevien työnhakijoiden osuutta kaikista työttömistä työnhakijoista: aktivointiaste = toimenpiteissä olevat / (työttömät + toimenpiteissä olevat).

vain 17 prosenttia (Työmarkkinakatsaus 1/2003; Työmarkkinakatsaus 2/2003). On kuitenkin syytä huomioida, että mallien selitysasteet ovat hyvin pieniä, suurimmillaankin vain 18 prosenttia. Työnhakijoiden ominaisuudet selittävät siis vain pienen osuuden vakanssien kestoista. Esimerkiksi työhallinnon toimenpiteitä kuvaavan muuttujan lisääminen malliin voisi mahdollisesti nostaa selitysastetta.

TAULUKKO 12 Avoimien työpaikkojen keston estimointituloksia kiinteiden ja satunnaisvaikutusten malleilla Keski-Suomen ja Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskuksille ajanjaksolla 2000:1 – 2004:9

Selitettävä muuttuja: avoimien työpaikkojen kesto	Keski-Suomi		Uusimaa	
	kiinteät vaikutukset	satunnais- vaikutukset	kiinteät vaikutukset	satunnais- vaikutukset
$\log(U)_{t-1}$	-3,37 (0,67)***	-0,47 (0,08)***	-0,65 (0,26)*	-0,31 (0,06)***
$\log(V)_{t-1}$	0,27 (0,05)***	0,24 (0,04)***	0,35 (0,03)***	0,28 (0,02)***
osuus(pitkäaikais) $_{t-1}$	-8,95 (1,59)***	-6,09 (1,22)***	-1,29 (1,04)	-2,38 (1,02)*
osuus(alle 25) $_{t-1}$	7,43 (2,71)**	6,28 (2,08)**	0,92 (1,64)	-1,28 (1,45)
osuus(yli 50) $_{t-1}$	0,14 (2,56)	-0,64 (1,66)	1,72 (1,24)	1,81 (1,21)
N	503	503	896	896
R ²	0,10	0,18	0,04	0,05
F-testi/Wald	9,00***	101,99***	17,48***	2822,79***
Hausman	31,73***	31,73***	89,52***	89,52***

Kaikissa malleissa vuosi- ja kuukausidummyt (liite 6); Suluissa kertoimien alla robustit keskivirheet; Merkitsevyystasot: * 5 % ** 1 % *** 0,1 %

Interaktiomuuttujan lisääminen malleihin ei juuri muuta tuloksia (taulukko 13). Itse asiassa ainoa huomattava muutos on pitkäaikaistyöttömien kertoimen merkitsevyyden häviäminen Keski-Suomen alueella. Nuorten työttömien kerroin on edelleen negatiivinen ja tilastollisesti merkitsevä ainoastaan Uudenmaan alueella mallista riippumatta. Työnhakijoiden muilla ominaisuuksilla ei havaita olevan vaikutusta kummallakaan alueella. Myöskään interaktiomuuttujalla ei ole tilastollisesti merkitsevää vaikutusta. Työnhakijoiden ominaisuuksilla ja erityisesti nuorilla työttömillä on siis merkitystä vain Uudenmaan alueella. Tulos on erikoinen, sillä alle 25-vuotiaiden työttömien osuus on Keski-Suomessa suurempi kuin Uudellamaalla (ks. taulukko 8).

TAULUKKO 13 Interaktiomuuttujan sisältävien kiinteiden ja satunnaisvaikutusten mallien estimointituloksia Keski-Suomen ja Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskuksille ajanjaksolla 2000:1 – 2004:9

Selitettävä muuttuja: täyttyneet työpaikat	Keski-Suomi		Uusimaa	
	kiinteät vaikutukset	satunnais- vaikutukset	kiinteät vaikutukset	satunnais- vaikutukset
$\log(U)_{t-1}$	0,15 (0,60)	0,27 (0,08)***	0,14 (0,19)	0,42 (0,04)***
$\log(V)_{t-1}$	0,45 (0,05)***	0,66 (0,04)***	0,56 (0,02)***	0,63 (0,02)***
osuus(pitkäaikais) $_{t-1}$	-4,16 (10,26)	4,29 (9,74)	0,66 (3,34)	0,87 (3,57)
osuus(alle 25) $_{t-1}$	-1,74 (2,95)	-1,94 (1,97)	-3,24 (1,24)**	-3,42 (1,11)**
osuus(yli 50) $_{t-1}$	-3,23 (6,57)	-2,38 (6,86)	-1,72 (2,04)	-1,94 (2,19)
osuus(pitkäaikais) $_{t-1}$ * osuus(yli 50) $_{t-1}$	27,56 (45,40)	-4,48 (44,99)	1,67 (14,46)	1,15 (15,45)
N	504	504	896	896
R ²	0,79	0,79	0,94	0,94
F-testi/Wald	25,20***	10311,81***	68,42***	25291,84***
$\beta_1 + \beta_2$	0,60 (0,42)	0,93 (1,11)	0,70 (2,46)	1,05 (2,91)
Hausman	76,38***	76,38***	4,98	4,98

Kaikissa malleissa vuosi- ja kuukausidummyt (liite 7); Suluissa kertoimien alla robustit keskivirheet; Skaalatuottojen ($\beta_1 + \beta_2$) alla sulkeissa Waldin/F-testisuure mallista riippuen, $H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 1$; Merkitsevyystasot: * 5 % ** 1 % *** 0,1 %

Aikaisempien tutkimuksien valossa tiedetään, että työntekijät ja työnantajat keskittyvät voimakkaammin Uudellemaalle kuin Keski-Suomeen, mikä tarkoittaa, että agglomeraatiohyötyjä koetaan Uudenmaan alueella (ks. esim. Lahtonen 2007). Estimointimallit antavat kuitenkin viitteitä päinvastaisesta, sillä Keski-Suomen sekä Uudenmaan osalta tulokset tukevat lähinnä laskevia tai kiinteitä skaalatuottoja. Ainoastaan Keski-Suomen spesifikaatiossa 5 tuloksi saadaan kasvavat skaalatuotot (ks. taulukko 10). Tulokset kertovat mahdollisesti siitä, että alueiden työvoimatoimistoissa on paljon vaihtelua. Erityisesti Uudenmaan toimistojen vaihtelevuudesta kertovat muuttujien keskihajonnat suhteessa keskiarvoihin, jotka Uudenmaan osalta ovat selvästi Keski-Suomea suuremmat (ks. taulukko 4). Tämän vuoksi pelkällä Helsingin seudun toimistoilla (ks. liite2) estimoidulla malleilla tulokseksi voitaisiin saada kasvavat skaalatuotot.

Estimointitulokset Helsingin seutukunnalle vaihtelevat mallien välillä (taulukko 14). Ainoastaan satunnaisvaikutusten malleissa sekä avoimien työpaikkojen että työnhakijoiden kertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä. Kiinteiden vaikutusten mallissa puolestaan vain avoimilla työpaikoilla on vaikutusta kohtaantoon. Tulosten mukaan myöskään työnhakijoiden ominaisuuksilla ei näyttäisi olevan mallista riippumatonta vaikutusta. Satunnaisvaikutusten mallissa alle 25-vuotiailla on negatiivinen vaikutus kohtaantoon, mutta kiinteiden vaikutusten mallissa vaikutusta on vain pitkäaikaistyöttömällä ja sekin positiivista. Sen sijaan Helsingin seudulle estimoidut skaalatuotot ovat mallista riippumatta lähes yksinomaan kiinteitä. Ainoastaan kiinteiden vaikutusten mallissa 2 skaalatuotot ovat yli yhden. F-testin perusteella kasvavien skaalatuottojen oletus ei kuitenkaan saa tukea, joten tulosten perusteella agglomeraatiohyötyjä ei esiinny Helsingin seudulla.

TAULUKKO 14 Kiinteiden ja satunnaisvaikutusten estimointituloksia Helsingin seutukunnalle ajanjaksolla 2000:1 – 2004:9

Selitettävä muuttuja: täyttyneet työpaikat	Kiinteät vaikutukset			Satunnaisvaikutukset		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\log(U)_{t-1}$	0,46 (0,24)		0,42 (0,28)	0,37 (0,03)***		0,38 (0,03)***
$\log(V)_{t-1}$	0,60 (0,03)***		0,60 (0,03)***	0,67 (0,02)***		0,67 (0,03)***
$\log(U_{t-1} + 1/2u_t)$		0,33 (0,22)			0,17 (0,03)***	
$\log(V_{t-1} + 1/2v_t)$		0,86 (0,04)***			0,86 (0,03)***	
osuus(pitkäaikais) $_{t-1}$			1,95 (0,89)*			0,20 (0,64)
osuus(alle 25) $_{t-1}$			-2,38 (1,72)			-3,88 (1,42)**
osuus(yli 50) $_{t-1}$			-0,93 (1,12)			-0,09 (0,99)
N	448	448	448	448	448	448
R ²	0,97	0,98	0,97	0,97	0,97	0,97
F-testi/Wald	58,23***	75,50***	51,17***	65760,41***	134324,83***	76574,85***
$\beta_1 + \beta_2$	1,06 (0,06)	1,19 (0,75)	1,02 (0,01)	1,04 (8,42)**	1,03 (8,62)**	1,05 (5,67)*
Hausman	11,96**	0,53	21,61***	11,96**	0,53	21,61***

Kaikissa malleissa vuosi- ja kuukausidummyt (liite 8); Suluissa kertoimien alla keskivirheet; Skaalatuottojen ($\beta_1 + \beta_2$) alla sulkeissa Waldin/F-testisuure mallista riippuen, $H_0 : \beta_1 + \beta_2 = 1$; Merkitsevyystasot: * 5 % ** 1 % *** 0,1 %

7 JOHTOPÄÄTÖKSET

Tutkielmassa selvitettiin Suomen työmarkkinoiden kohtaannon alueellista vaihtelua ja kohtaannon tehokkuutta. Erityistapauksena olivat Keski-Suomen ja Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskukset. Aineistona käytettiin työministeriön työnvälitystilastoja vuosilta 2000–2004. Kyseinen paneeliaineisto sisälsi kuukausittaiset tiedot työvoimatoimistoihin rekisteröityneistä työnhakijoista, avoimista työpaikoista ja täyttyneistä työpaikoista. Lisäksi aineisto sisälsi tietoja työnhakijoiden työmarkkina-asemasta, iästä ja työttömyyden kestosta.

Tutkimusmenetelmänä käytettiin niin sanottua kohtaantofunktiota, jonka yksinkertaisimmassa kohtaantofunktion versiossa täyttyneiden työpaikkojen määrää selitetään työnhakijoiden ja avoimien työpaikkojen määrällä. Kohtaantofunktion yhteydessä tarkasteltiin myös skaalatuottoja, jotka kertovat missä suhteessa täyttyneiden työpaikkojen määrä kasvaa työnhakijoihin ja avoimiin työpaikkoihin verrattuna. Yksinkertaisen kohtaantofunktion lisäksi muodostettiin kaksi muuta funktiota, joissa perusmuuttujien lisäksi mukana olivat kuukauden uudet avoimet työpaikat ja työnhakijat sekä työnhakijoiden ominaisuuksia kuvaavia muuttujia. Kolme erilaista kohtaantofunktiota estimoitiin sekä kiinteiden että satunnaisvaikutusten regressiomalleilla. Kyseiset regressiomallit ovat hyvin yleisesti käytettyjä paneeliaineistojen yhteydessä. Käytännössä mallit eroavat toisistaan siten, että kiinteiden vaikutusten malli sisältää yksikkökohtaiset vakioparametrit, kun satunnaisvaikutusten mallissa jokaiselle yksikölle on oma virhetermi.

Tutkimustulosten perusteella voidaan sanoa, että työmarkkinoiden kohtaanto Suomessa ei ole tehokasta. Koko maan tasolla kohtaantofunktion skaalatuotoiksi saatiin kiinteät skaalatuotot, mikä tarkoittaa, että täyttyneiden työpaikkojen määrää kasvaa samassa suhteessa työnhakijoiden ja avoimien työpaikkojen kanssa. Samaten TE-keskuksittainen tarkastelu antaa viitteitä alueellisten työmarkkinoiden tehottomuudesta. Uudenmaan ja Keski-Suomen alueilla skaalatuotot olivat joko kiinteitä tai laskevia, eli työpaikkoja täytetään saman verran tai vähemmän kuin niitä syntyy tai työnhakijoita ilmaantuu. Estimointitulokset sulkevat täten pois agglomeraation esiintymisen työmarkkinoilla, mikä uusien tutkimustulosten perusteella olisi mahdollista, jos tulokseksi saataisiin kasvavia skaalatuottoja.

Estimoidut vuosidummy-muuttajat kertovat myös osaltaan työmarkkinoiden kohtaannon heikkenemisestä 2000-luvulla (liitteet 3-5). Vuosidummy -muuttuja saa ennen vuotta 2001 positiivisen kertoimen, mutta vuoden 2001 jälkeen kertoimet ovat negatiivisia. Osaltaan tähän vaikuttanee 2000-luvun alkupuolelle osuva talouden laskusuhdanne, jolloin työpaikkojen määrät laskivat. Kuukausidummy -muuttujien perusteella puolestaan havaitaan, että tehokkainta työmarkkinoiden toiminta on huhti-kesäkuussa, mikä kertoo työmarkkinoiden kausiluonteisuudesta. Loppukevään ja kesän aikana työmarkkinoille ilmaantuu runsaasti työpaikkoja ja työntekijöitä, kuten esimerkiksi opiskelijoita. Uudenmaan estimointituloksissa kausivaikutus ei ole kuitenkaan niin suuri kuin Keski-Suomessa, jossa työmarkkinat ovatkin huomattavasti pienemmät.

Aikaisempien tutkimuksien perusteella työntekijät ja työnantajat keskittyvät voimakkaammin Uudellemaalle kuin Keski-Suomeen, mikä tarkoittaa, että Uudellamaalla koetaan agglomeraatiohyötyjä. Estimointimallit eivät kuitenkaan anna viitteitä agglomeraation esiintymisestä kummallakaan alueella. Tulokset johtuvat todennäköisesti siitä, että alueiden työvoimatoimistoissa ja erityisesti Uudenmaan toimistoissa on paljon vaihtelua. Tästä syystä mallit estimointiin vielä erikseen Helsingin seutukunnan toimistoilla. Tulokset eivät kuitenkaan muuttuneet merkittävästi. Agglomeraatiota ei edelleenkään havaittu esiintyvän Helsingin seudulla.

Viime aikoina Uudellamaalla on havaittu merkkejä työvoimapulasta. Tällöin voisi odottaa että työnhakijoiden kertoimet malleissa olisivat suurempia Uudellamaalla kuin Keski-Suomessa, jossa on työvoiman ylitarjontaa. Estimointitulokset tukevat oletusta, sillä mallit antavat Keski-Suomen työnhakijoille hieman pienemmät kertoimet kuin Uudenmaan työnhakijoille. Tosin työnhakijoiden kertoimien havaittiin olevan tilastollisesti merkitseviä vain satunnaisvaikutusten malleissa. Niin Uudellamaalla kuin Keski-Suomessakin avoimilla työpaikoilla on suurempi vaikutus kohtaantoon kuin kaikilla työnhakijoilla, ja työpaikkojen kertoimet ovat tilastollisesti merkitseviä mallista riippumatta. Koko maassa puolestaan molempien muuttujien vaikutus näyttäisi olevan lähes yhtä suuri.

Sekä Keski-Suomessa että Uudellamaalla ikääntyvillä työttömillä on huomattavan suuri negatiivinen vaikutus työpaikkojen täyttymiseen. Keski-Suomen alueella yli 50-vuotiaiden kerroin on kuitenkin kaksinkertainen Uuteenmaahan verrattuna. Lisäksi Uudellamaalla nuorilla työttömillä on huomattava negatiivinen vaikutus kohtaantoon, mutta Keski-Suomessa

vaikutusta ei ole. Mielenkiintoista on, että vaikka molemmilla alueilla pitkäaikaistyöttömien osuus on suurin piirtein samaa luokkaa, on muuttujalla vaikutusta kohtaantoon vain Keski-Suomessa. Tulos todennäköisesti heijastaa alueiden välisiä eroja pitkäaikaistyöttömyyden luonteessa. Pitkäaikaistyöttömiksi tässä tutkimuksessa on luokiteltu kaikki yli vuoden työttömänä olleet henkilöt. Pitkäaikaistyöttömyyden positiivinen kerroin Keski-Suomessa selittyy erilaisten työhallinnon toimenpiteiden kuten esimerkiksi tukityöllistämisen ja työmarkkinatuen harjoittelun kohdentamisesta pitkäaikaistyöttömiin. Aktivointiaste Keski-Suomessa onkin melko korkea. Vuonna 2002 aktivointiaste Keski-Suomessa oli noin 23 prosenttia, kun vastaava luku Uudellamaalla oli vain 17 prosenttia (Työmarkkinakatsaus 1/2003; Työmarkkinakatsaus 2/2003).

Työpaikkojen avoinna oloajat ja pitkäaikaistyöttömyyden kestot vaihtelevat alueittain. Uudellamaalla pitkäaikaistyöttömyys on tyypillisesti pitempi kestoista, mutta taas avoimien työpaikkojen täytyminen nopeampaa kuin Keski-Suomessa. Nämä seikat vaikuttavat todennäköisesti myös estimointituloksiin, joten lisätarkasteluja suoritettiin.

Ensimmäiseksi, työpaikkojen keskimääräistä avoinna oloaika selitettiin työnhakijoiden ominaisuuksilla. Keski-Suomen osalta pitkäaikaistyöttömillä ja nuorilla työttömillä oli huomattava vaikutus vakanssien keston. Alle 25-vuotiaat työttömät lyhentävät työpaikkojen keskimääräisiä avoinna oloaikoja, kun taas pitkäaikaistyöttömät pidentävät niitä. Uudellamaalla puolestaan estimointitulokset vaihtelivat mallien välillä. Satunnaisvaikutusten mallissa pitkäaikaistyöttömät pidentävät avoimien työpaikkojen kestoja, kun kiinteiden vaikutusten mallissa vakanssien keston vaikuttavat ikääntyvät työttömät, joiden osuus lyhentää avoimien työpaikkojen keskimääräistä avoinna oloaika. Työnhakijoiden ominaisuudet selittävät kuitenkin vain pienen osuuden vakanssien kestoista, sillä mallien selitysasasteet ovat melko alhaisia. Esimerkiksi työhallinnon toimenpiteitä kuvaavan muuttujan lisääminen malliin voisi mahdollisesti nostaa selitysasastetta.

Toiseksi, alkuperäiseen työnhakijoiden ominaisuuksia sisältäneeseen kohtaantofunktion lisättiin interaktiomuuttuja pitkäaikaistyöttömistä ja yli 50-vuotiaista työttömistä. Tulokset eivät juuri muuttuneet alkuperäisistä estimointituloksista. Ainoa huomattava muutos on pitkäaikaistyöttömien kertoimen merkitsevyyden häviäminen Keski-Suomessa. Työnhakijoiden ominaisuuksilla ja erityisesti nuorilla työttömillä on edelleen vaikutusta vain

Uudenmaan alueella. Interaktiomuuttujan ei havaittu olevan tilastollisesti merkitsevä kummallakaan alueella.

Tutkimusaihe kaipaa lisäselvitystä. Aineiston päivittäminen 2000-luvun lopulle kertoisi työmarkkinoiden kohtaannon viimeaikaisesta kehityksestä. Työvoiman rekrytointiongelmat ovat vuoteen 2007 tultaessa kasvaneet koko Suomessa, mutta erityisesti Uudellamaalla. Työmarkkinoiden toimivuuden tarkastelu Keski-Suomen ja Uudenmaan lisäksi myös muissa työvoima ja elinkeinokeskuksissa olisi mielenkiintoista. Lisäksi kiinnostavaa olisi estimoida kohtaantofunktiot käyttäen selitettävänä muuttujana ulosvirtausta työttömyydestä, ja katsoa vaihtelevatko kiinteiden ja satunnaisvaikutusten mallien estimointitulokset tässä tapauksessa yhtä paljon kuin nyt saadut tulokset.

LÄHTEET

- Anderson, P. & Burgess, S. 2000. Empirical Matching Functions: Estimation and Interpretation Using State-level Data. *The Review of Economics and Statistics* 82 (1), 93-192.
- Berman, E. 1997. Help Wanted, Job Needed: Estimates of a Matching Function from Employment Service Data. *Journal of Labor Economics* 15 (1), 251-291.
- Blanchard, O. & Diamond, P. 1989. The Beveridge Curve. *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1-76.
- Boersma, L. & Van Ours, J. 1999. Job Searchers, Job Matches and the Elasticity of Matching. *Labour Economics* 6 (1), 77-93.
- Bunders, M. 2003. Kohtaantofunktio suomalaisilla työmarkkinoilla vuosina 1988–2002 – alue- ja ammattiryhmien väliset erot kohtaannon tehokkuudessa. Suomen pankki. Keskustelualoitteita 32. Helsinki: Suomen pankin monistuskeskus.
- Burgess, S. & Profit, S. 2001. Externalities in the Matching of Workers and Firms in Britain. *Labour Economics* 8 (3), 313-333.
- Böckerman, P. 2000. Suomen työttömyys – alueellinen näkökulma. Palkansaajien tutkimuslaitos. Työpapereita 164. Helsinki: Palkansaajien tutkimuslaitos.
- Böckerman, P. 1998. Alueet työttömyyden kurimuksessa. Kunnallisan alan kehittämissäätö. Tutkimusjulkaisuja 14. Vammala: Vammalan kirjapaino oy.
- Coles, M. & Smith, E. 1996. Cross-section Estimation of the Matching Function. *Economica* 63 (252), 589-598.
- Hausman, J.A. 1978. Specification Tests in Econometrics. *Econometrica* 46 (6), 1251-1271.
- Hynninen, S-M., Kangasharju, A. & Pehkonen, J. 2006. Regional Matching Frictions and Aggregate Unemployment. Valtion taloudellinen tutkimuskeskus. Keskustelualoitteita 383. Helsinki: Oy Nord Print Ab.
- Ilmakunnas, P. & Pesola, H. 2003. Regional Labour Market Matching Function and Efficiency Analysis. *Labour* 17 (3), 413-437.
- Johnston, J. & Dinardo, J. 1997. *Econometric Methods*. 4. ed. New York: McGraw-Hill.
- Kiander, J., Pehkonen, J. & Pohjola, M. 1998. Työttömyyden alentaminen: Mitä pitäisi tehdä? Teoksessa Pohjola, M. (toim.) *Suomalainen työttömyys*. Helsinki: Taloustieto oy, 429-443.
- Kangasharju, Pehkonen & Pekkala. 2005. Returns to Scale in a Matching Model: Evidence from Disaggregated Panel Data. *Applied Economics* 37 (1), 115-118.
- Lahtonen, J. 2007. Agglomeration Economies in Local Labour Markets. University of Jyväskylä. School of Business and Economics. Working papers 335/2007.
- Lahtonen, J. 2006. Matching Heterogeneous Job Seekers and Vacancies: Empirical Studies using Finnish Data. University of Jyväskylä. School of Business and Economics. Dissertation.
- Mortensen, D. 1989. The Persistence and Indeterminacy of Unemployment in Search Equilibrium. *The Scandinavian Journal of Economics* 91 (2), 347-370.

- Münich, D., Svejnar, J. & Terrell, K. 1998. Worker-firm Matching in Transition Economies: (Why) Are the Czechs More Successful Than Others. University of Michigan Business School. The William Davidson Institute. Working paper 107.
- Nieminen, J. (toim.) 2007. Alueelliset talousnäkömät kesällä 2007 – TE-keskusten näkemykset seutukuntien lähitulevaisuudesta. Kauppa- ja teollisuusministeriö. http://www.ktm.fi/files/17918/Alueelliset_talouksnakymat_kesa_2007.pdf 23.10.2007
- Pehkonen, J. 1998a. Pitkääikaistyöttömyys. Teoksessa Pohjola, M. (toim.) Suomalainen työttömyys. Helsinki: Taloustieto oy, 219-244.
- Pehkonen, J. 1998b. Työmarkkinoiden kohtaanto ja alueelliset työttömyyserot. Teoksessa Pohjola, M. (toim.) Suomalainen työttömyys. Helsinki: Taloustieto oy, 317-336.
- Pesola, H. 2002. Kohtaamisfunktio Suomessa. Työministeriö. Työpoliittinen tutkimus 235. Helsinki: Hakapaino oy.
- Petrongolo, B. & Pissarides, C.A. 2001. Looking into the Black Box: A Survey of the Matching Function. *Journal of Economic Literature* 29 (2), 315-431.
- Pissarides, C. 2000. *Equilibrium Unemployment Theory*. 2.ed. Cambridge: MIT Press.
- Pissarides, C. 1986. Unemployment and Vacancies in Britain. *Economic Policy* 1 (3), 499-559.
- PTT -katsaus 3/2007. Suhdannekuva. Pellervon taloudellinen tutkimuslaitos. Helsinki: Punamusta oy.
- PTT -katsaus 3/2006. Suhdannekuva. Pellervon taloudellinen tutkimuslaitos. Helsinki: Punamusta oy.
- Räisänen, H. 2005. Kaksi korjausta UV-käyrään: muuttuuko käsityksemme? Työministeriö. Työpoliittinen aikakauskirja 4. Katsauksia ja keskusteluja. Helsinki: Työministeriö.
- Sato, Y. 2001. Labor Heterogeneity in an Urban Labor Market. *Journal of Urban Economics* 50 (2), 313-337.
- Stock, J. & Watson, M. 2003. *Introduction to Econometrics*. International edition. Boston MA, USA: Addison-Wesley.
- Suomen työllisyyspolitiikan toimintasuunnitelma 2002. http://ec.europa.eu/employment_social/employment_strategy/nap_2002/nap_finland_fi.pdf 12.11.2006
- Tervo, H. 2002. Muuttoliike ei ratkaise työttömyysongelmaa. *Talous & Yhteiskunta* 4/2002. Palkansaajien tutkimuslaitos. Helsinki: Jaarli oy.
- Työmarkkinakatsaus 1/2004. Keski-Suomen työvoima- ja elinkeinokeskus. Työvoimaosasto. Jyväskylä: Keski-Suomen työvoima- ja elinkeinokeskus.
- Työmarkkinakatsaus 2/2003. Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskus. Työvoimaosasto. Jyväskylä: Keski-Suomen työvoima- ja elinkeinokeskus.
- Työmarkkinakatsaus 1/2003. Keski-Suomen työvoima- ja elinkeinokeskus. Työvoimaosasto. Jyväskylä: Keski-Suomen työvoima- ja elinkeinokeskus.
- Työmarkkinakatsaus 1/2002. Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskus. Työvoimaosasto. Helsinki: Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskus.
- Työmarkkinakatsaus 1/2000. Keski-Suomen työvoima- ja elinkeinokeskus. Työvoimaosasto. Jyväskylä: Keski-Suomen työvoima- ja elinkeinokeskus.

- Työttömyys ja työllisyys tilastoissa - Tilastokeskuksen ja työministeriön tilastojen vertailua. Tilastokeskus. Työmarkkinat 2002:17. Helsinki: Valopaino oy.
- Hyvää työtä ja osaavaa työvoimaa 2006. Työministeriön tulevaisuuskatsaus ensi hallituskaudelle. Työministeriö.
http://www.mol.fi/mol/fi/99_pdf/fi/06_tyoministerio/06_julkaisut/10_muut/tm_tulevaisuuskatsaus.pdf 12.11.2006
- Uusitalo, R. 1999. Miten kävi hallituksen rakennemuutoksen? Valtion taloudellinen tutkimuskeskus. Keskustelualoitteita 206. Helsinki: Yliopistopaino oy.
- Warren, R. 1996. Returns to Scale in a Matching Model of the Labor Market. *Economic Letters* 50 (1), 135-142.

LIITTEET

LIITE 1 Työministeriön työnvälitystilastojen muuttujien määrittelyt

Avoimet työpaikat ovat työnantajien täytettäväksi ilmoittamat työpaikat työvoimatoimistojen avulla.

Täyttyneet työpaikat ovat kuukauden aikana täytetyt avoimet työpaikat.

Työnhakijana pidetään työnvälitystilastossa henkilöä, joka ilmoittautuu henkilökohtaisesti työnhakijaksi työvoimatoimistoon. Työnhakijat jaetaan työllisyystilanteensa mukaan seuraaviin ryhmiin:

Työtön on työnhakija, joka on ilman työtä ja kokopäivätyöhön käytettävissä tai joka odottaa sovitun työn alkamista. Työnhakijaa, joka voi ottaa tarjotun työn vastaan vasta määräajan kuluttua tai joka hakee vain työtä, jossa työaika on lyhyempi kuin puolet alan normaalista työajasta, ei merkitä työttömäksi. Työnvälitystilastossa ei lueta työttömiksi työnhakijoiksi työttömyyseläkkeen saajia eikä päätoimisia koululaisia ja opiskelijoita.

Lomautettuna pidetään työnhakijaa, jonka työnantaja on lomauttanut ilman palkkaa joko määräajaksi tai toistaiseksi.

Työssä olevissa työnhakijoissa ovat mukana työpaikan vaihdosta hakevat, työttömyysuhan alaiset sekä ne tukityöllistetyt, jotka työllistämisaikanaan ovat edelleen työnhakijana työvoimatoimistossa.

Työssä olevaksi luetaan työnhakija, joka on jatkuvasti vähintään yhtenä päivänä viikossa (vähintään 4 tuntia) työssä palkansaajana, yrittäjänä tai itsenäisenä ammatinharjoittajana tai joka työskentelee avustavana perheenjäsenenä 1/3 alan normaalista työajasta. Työssä olevaksi luetaan myös henkilö, joka on tilapäisesti poissa työpaikastaan sairauden, loman, työriidan, huonon sään (pakkasloma), koneiden rikkoutumisen tai muun tällaisen syyn vuoksi.

Työvoiman ulkopuolella olevana pidetään työnhakijaa, joka ei ole työssä eikä välittömästi kokopäivätyöhön käytettävissä. Tällainen henkilö on työnhakijaksi ilmoittautuessaan vielä esimerkiksi koulussa, opiskelemassa, varusmiespalveluksessa tai palkattomassa kotitaloustyössä, mutta on myöhemmin työhön käytettävissä. Työvoiman ulkopuolella oleviin luetaan myös työnhakijat, jotka ovat määräaikaisella työkyvyttömyyseläkkeellä, sukupolvenvaihdoseläkkeellä, sekä vanhempainlomalla olevat.

Työttömyyseläkettä saa yli 60-vuotias, pitkään työttömyysturvaa saanut henkilö, jonka tulee olla työnhakijana työvoimatoimistossa.

Lähde: Työministeriö

LIITE 2 Keski-Suomen ja Uudenmaan työvoimatoimistot työvoima- ja elinkeinokeskuksittain ja seutukunnittain vuonna 2004

Toimistokoodi ja -nimi		Työvoima- ja elinkeinokeskus	Seutukunta
201	HAAPANIEMI/HELSINKI	UUSIMAA	HELSINKI
202	ESPOO	UUSIMAA	HELSINKI
203	HANKO	UUSIMAA	TAMMISAARI
204	HYVINKÄÄ	UUSIMAA	HELSINKI
205	JÄRVENPÄÄ	UUSIMAA	HELSINKI
206	KARJAA	UUSIMAA	TAMMISAARI
207	KARKKILA	UUSIMAA	LOHJA
208	KERAVA	UUSIMAA	HELSINKI
209	LOHJA	UUSIMAA	LOHJA
210	LOVIISA	UUSIMAA	LOVIISA
211	MÄNTSÄLÄ	UUSIMAA	HELSINKI
212	NURMIJÄRVI	UUSIMAA	HELSINKI
213	PORVOO	UUSIMAA	PORVOO
215	TAMMISAARI	UUSIMAA	TAMMISAARI
216	VANTAA	UUSIMAA	HELSINKI
217	VIHTI	UUSIMAA	LOHJA
218	KIRKKONUMMI	UUSIMAA	HELSINKI
219	TUUSULA	UUSIMAA	HELSINKI
221	SIPOO (ST)	UUSIMAA	PORVOO
250	HELSINKI (PALVELUKESKUS=PK)	UUSIMAA	HELSINKI
254	ESPOO (PK)	UUSIMAA	HELSINKI
256	VANTAA (PK)	UUSIMAA	HELSINKI
271	TAPIOLA/ESPOO	UUSIMAA	HELSINKI
272	ESPOON KESKUS	UUSIMAA	HELSINKI
273	MALMI/HELSINKI	UUSIMAA	HELSINKI
274	KLUUVI/HELSINKI	UUSIMAA	HELSINKI
275	HELSINKI	UUSIMAA	HELSINKI
276	TIKKURILA/VANTAA	UUSIMAA	HELSINKI
277	MYYRMÄKI/VANTAA	UUSIMAA	HELSINKI
278	ITÄKESKUS/HELSINKI	UUSIMAA	HELSINKI
279	KAMPPI/HELSINKI	UUSIMAA	HELSINKI
280	HALLINTOYKSIKKÖ/HELSINKI MAAHANMUUTTAJAPALVELUIDEN	UUSIMAA	HELSINKI
281	YKSIKKÖ/HELSINKI	UUSIMAA	HELSINKI
282	YRITYSPALVELUT/VANTAA	UUSIMAA	HELSINKI
801	JYVÄSKYLÄ	KESKI-SUOMI	JYVÄSKYLÄ
802	JOUTSA	KESKI-SUOMI	JOUTSA
803	JÄMSÄ	KESKI-SUOMI	JÄMSÄ
804	KARSTULA	KESKI-SUOMI	SAARIJÄRVI-VIITASAARI
805	KEURUU	KESKI-SUOMI	KEURUU
806	LAUKAA	KESKI-SUOMI	JYVÄSKYLÄ
807	SAARIJÄRVI	KESKI-SUOMI	SAARIJÄRVI-VIITASAARI
809	VIITASAARI	KESKI-SUOMI	SAARIJÄRVI-VIITASAARI
810	ÄÄNESEUTU	KESKI-SUOMI	ÄÄNEKOSKI
850	JYVÄSKYLÄ (PK)	KESKI-SUOMI	JYVÄSKYLÄ

LIITE 3 Kiinteiden vaikutusten mallien vuosi- ja kuukausidummyjen estimointitulokset koko Suomelle ajanjaksolla 2000:1 – 2004:9.

Selitettävä muuttuja: täytyneet työpaikat	Kiinteät vaikutukset		
	(1)	(2)	(3)
2000	0,04 (0,02)*	0,05 (0,01)***	0,04 (0,02)*
2002	-0,02 (0,01)	-0,02 (0,01)	-0,02 (0,02)
2003	-0,02 (0,01)	-0,04 (0,01)*	-0,02 (0,02)
2004	-0,07 (0,02)***	-0,07 (0,02)***	0,06 (0,02)***
Tammikuu	0,08 (0,02)***	-0,06 (0,03)*	0,11 (0,02)***
Helmi­kuu	-0,08 (0,02)***	-0,26 (0,03)***	-0,04 (0,03)
Maaliskuu	0,31 (0,03)***	0,02 (0,04)	0,34 (0,03)***
Huhtikuu	0,37 (0,03)***	0,14 (0,04)***	0,38 (0,03)***
Toukokuu	0,59 (0,03)***	0,32 (0,04)***	0,59 (0,03)***
Kesäkuu	0,42 (0,03)***	0,27 (0,03)***	0,40 (0,03)***
Heinäkuu	0,13 (0,02)***	0,10 (0,03)***	0,13 (0,02)***
Elokuu	0,23 (0,02)***	0,16 (0,02)***	0,25 (0,02)***
Syyskuu	0,09 (0,02)***	0,07 (0,02)***	0,10 (0,02)***
Marraskuu	-0,02 (0,02)	0,01 (0,02)	-0,01 (0,02)
Joulukuu	-0,20 (0,02)***	-0,11 (0,02)***	-0,19 (0,02)***

LIITE 4 Kiinteiden vaikutusten mallien vuosi- ja kuukausidummyjen estimointitulokset Keski-Suomen työvoima- ja elinkeinokeskukselle ajanjaksolla 2000:1–2004:9.

Selitettävä muuttuja: täytyneet työpaikat	Kiinteät vaikutukset		
	(1)	(2)	(3)
2000	0,11 (0,06)	0,13 (0,06)	0,08 (0,07)
2002	-0,06 (0,06)	-0,04 (0,05)	-0,02 (0,06)
2003	-0,04 (0,06)	-0,05 (0,09)	0,02 (0,07)
2004	-0,13 (0,07)	-0,10 (0,10)	-0,07 (0,08)
Tammikuu	0,16 (0,09)	-0,06 (0,10)	0,15 (0,10)
Helmi- kuu	-0,03 (0,10)	-0,06 (0,12)	-0,01 (0,10)
Maaliskuu	0,34 (0,10) ^{***}	-0,06 (0,10)	0,32 (0,10) ^{**}
Huhtikuu	0,52 (0,13) ^{***}	-0,06 (0,18)	0,49 (0,13) ^{***}
Toukokuu	0,79 (0,12) ^{***}	0,31 (0,13) [*]	0,76 (0,12) ^{***}
Kesäkuu	0,70 (0,13) ^{***}	0,31 (0,10) [*]	0,69 (0,13) ^{***}
Heinäkuu	0,31 (0,11) ^{**}	0,15 (0,11)	0,33 (0,11) ^{**}
Elokuu	0,36 (0,09) ^{***}	0,20 (0,08) [*]	0,38 (0,10) ^{***}
Syyskuu	0,22 (0,08) ^{**}	0,17 (0,08)	0,23 (0,09) [*]
Marraskuu	-0,01 (0,10)	-0,00 (0,05)	-0,01 (0,10)
Joulukuu	-0,16 (0,10)	-0,09 (0,07)	-0,16 (0,10)

LIITE 5 Kiinteiden vaikutusten mallien vuosi- ja kuukausidummyjen estimointitulokset Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskukselle ajanjaksolla 2000:1–2004:9.

Selitettävä muuttuja: täyttyneet työpaikat	Kiinteät vaikutukset		
	(1)	(2)	(3)
2000	0,06 (0,03)*	0,04 (0,03)	0,05 (0,03)
2002	-0,01 (0,02)	-0,03 (0,03)	0,00 (0,02)
2003	-0,08 (0,03)**	-0,07 (0,03)*	-0,07 (0,03)*
2004	-0,05 (0,03)	-0,06 (0,03)*	-0,04 (0,03)
Tammikuu	0,13 (0,04)**	-0,07 (0,03)*	0,14 (0,04)***
Helmi­kuu	-0,06 (0,04)	-0,24 (0,05)***	-0,02 (0,05)
Maaliskuu	0,21 (0,05)***	0,04 (0,05)	0,23 (0,05)***
Huhtikuu	0,14 (0,04)**	0,04 (0,05)	0,15 (0,04)***
Toukokuu	0,28 (0,04)***	0,15 (0,05)*	0,27 (0,04)***
Kesäkuu	0,16 (0,04)***	0,12 (0,04)**	0,13 (0,04)***
Heinäkuu	-0,10 (0,04)*	-0,09 (0,03)*	-0,09 (0,04)*
Elokuu	0,24 (0,04)***	0,12 (0,03)***	0,27 (0,04)***
Syyskuu	0,11 (0,03)***	0,08 (0,03)*	0,12 (0,03)***
Marraskuu	0,01 (0,03)	0,00 (0,03)	0,01 (0,03)
Joulukuu	-0,16 (0,03)***	-0,09 (0,02)***	-0,16 (0,03)***

LIITE 6 Avoimien työpaikkojen keston vuosi- ja kuukausidummyjen estimointituloksia kiinteiden vaikutusten malleilla Keski-Suomen ja Uudenmaan työvoima- ja elinkeino-keskuksille ajanjaksolla 2000:1 – 2004:9.

Selitettävä muuttuja: täyttyneet työpaikat	Kiinteät vaikutukset	
	Keski-Suomi	Uusimaa
2000	0,40 (0,08)	-0,01 (0,05)
2002	0,31 (0,07)	0,03 (0,04)
2003	-0,12 (0,07)	0,21 (0,04)***
2004	-0,16 (0,07)*	0,21 (0,04)***
Tammikuu	-0,01 (0,13)	-0,20 (0,07)**
Helmikuu	0,09 (0,12)	-0,26 (0,07)***
Maaliskuu	-0,25 (0,12)*	-0,22 (0,08)**
Huhtikuu	-0,18 (0,13)	-0,14 (0,07)
Toukokuu	-0,10 (0,11)	-0,14 (0,07)*
Kesäkuu	-0,08 (0,10)	-0,13 (0,07)
Heinäkuu	-0,03 (0,11)	0,06 (0,07)
Elokuu	-0,13 (0,12)	-0,09 (0,07)
Syyskuu	-0,05 (0,09)	-0,09 (0,07)
Marraskuu	0,06 (0,10)	0,10 (0,07)
Joulukuu	0,22 (0,10)*	0,26 (0,07)***

LIITE 7 Interaktiomuuttujan sisältävien kiinteiden vaikutusten mallien vuosi- ja kuukausidummyjen estimointitulokset Keski-Suomen ja Uudenmaan työvoima- ja elinkeinokeskuksille ajanjaksolla 2000:1 – 2004:9.

Selitettävä muuttuja: täyttyneet työpaikat	Kiinteät vaikutukset	
	Keski-Suomi	Uusimaa
2000	0,09 (0,07)	0,05 (0,03)
2002	-0,02 (0,06)	0,00 (0,02)
2003	0,01 (0,07)	-0,07 (0,03)*
2004	-0,08 (0,08)	-0,04 (0,03)
Tammikuu	0,15 (0,10)	0,14 (0,04)**
Helmikuu	0,01 (0,10)	-0,02 (0,05)
Maaliskuu	0,32 (0,10)**	0,23 (0,05)***
Huhtikuu	0,49 (0,13)***	0,15 (0,05)***
Toukokuu	0,76 (0,12)***	0,27 (0,04)***
Kesäkuu	0,69 (0,13)***	0,13 (0,04)***
Heinäkuu	0,34 (0,11)**	-0,09 (0,04)*
Elokuu	0,38 (0,10)***	0,27 (0,04)***
Syyskuu	0,23 (0,09)*	0,12 (0,03)***
Marraskuu	0,01 (0,10)	0,01 (0,03)
Joulukuu	-0,17 (0,10)	-0,16 (0,03)***

LIITE 8 Kiinteiden vaikutusten mallien vuosi- ja kuukausidummyjen estimointitulokset
Helsingin seutukunnalle ajanjaksolla 2000:1–2004:9.

Selitettävä muuttuja: täytyneet työpaikat	Kiinteät vaikutukset		
	(1)	(2)	(3)
2000	-0,01 (0,04)	0,02 (0,03)	-0,03 (0,04)
2002	-0,06 (0,03)*	-0,07 (0,03)*	-0,05 (0,03)
2003	-0,08 (0,03)**	-0,06 (0,03)*	-0,06 (0,03)
2004	-0,11 (0,04)**	-0,07 (0,04)	-0,09 (0,04)*
Tammikuu	0,14 (0,05)**	-0,11 (0,05)*	0,15 (0,05)**
Helmikuu	-0,10 (0,06)	-0,30 (0,06)***	-0,08 (0,06)
Maaliskuu	0,17 (0,05)**	0,02 (0,05)	0,18 (0,06)**
Huhtikuu	0,07 (0,06)	-0,02 (0,05)	0,07 (0,06)
Toukokuu	0,21 (0,05)***	0,10 (0,04)*	0,20 (0,05)***
Kesäkuu	0,12 (0,04)**	0,10 (0,04)*	0,10 (0,04)*
Heinäkuu	-0,12 (0,05)*	-0,11 (0,04)**	-0,10 (0,05)*
Elokuu	0,22 (0,04)***	0,10 (0,04)*	0,25 (0,05)***
Syyskuu	0,09 (0,04)**	0,04 (0,03)	0,09 (0,04)*
Marraskuu	0,05 (0,04)	0,05 (0,03)	0,05 (0,04)
Joulukuu	-0,14 (0,04)***	-0,10 (0,03)**	-0,15 (0,04)***