

JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO

Taloustieteiden tiedekunta

**TOIMIPAIKAN LOPETTAMISEN VAIKUTUS HENKILÖN
MUUTTOPÄÄTÖKSEEN**

Kansantaloustiede,
Pro gradu -tutkielma

Lokakuu 2008

Tomi Viander

Ohjaaja: Mika Haapanen

JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO TALOUSTIETEIDEN TIEDEKUNTA

Tekijä Tomi Viander	
Työn nimi Toimipaikan lopettamisen vaikutus henkilön muuttopäätökseen	
Oppiaine Kansantaloustiede	Työn laji Pro gradu
Aika Lokakuu 2008	Sivumäärä 69 + Liitteet
Tiivistelmä	
<p>Talouskehitys on ollut Suomessa vuosina 1993–2003 suotuisaa. Uusia toimipaikkoja ja yrityksiä on perustettu ja työttömyys on ollut laskussa. Alueiden menestys työpaikkojen luomisessa on ollut kuitenkin vaihtelevaa. Muuttoliike on kiihtynyt, suuntautuen maaseudulta kaupunkeihin. Yhteiskuntarakenne on kehittynyt jälkitekolliseksi, mikä on nähtävissä toimialarakenteessa.</p> <p>Tämän tutkimuksen tarkoituksena on selvittää, vaikuttaako toimipaikan lopettaminen henkilön muuttopäätökseen. Toimipaikan lopettamisella on alueellisia vaikutuksia, etenkin, jos se on ollut alueella merkittävä työllistäjä. Jos muuttoliike toimipaikan lopettamisen johdosta kiihtyy, sillä on vaikutuksia alueen yhteiskuntarakenteeseen.</p> <p>Aineistoina käytetään Tilastokeskuksen kattavia henkilö- ja kuntatason aineistoja. Yritysrekisterin toimipaikkatilastoa hyödyntämällä lopettaneet toimipaikat tunnistetaan. Muuttopäätöstä mallinnetaan logistisella regressiomallilla. Analyysi tehdään jokaiselle vuodelle välillä 1999–2003 erikseen siten, että selittäviin muuttujiin otetaan mukaan toimipaikan lopettamista vuonna 1999 kuvaava muuttuja. Propensity Score Matching -menetelmällä luodaan käsittelyryhmälle sopiva vertailuryhmä.</p> <p>Toimipaikan lopettaminen käy ilmi toimipaikkatunnuksen häviämisenä, mutta on huomioitava, että toimipaikkojen tunnukset voivat muuttua myös esimerkiksi yritysjärjestelyjen johdosta. Tästä syystä lopettaneiden toimipaikkojen tunnistamiseksi käytetään aiemmista tutkimuksista sovellettua menetelmää.</p> <p>Henkilön työpaikkana olleen toimipaikan lopettaminen ei ole tilastollisesti merkittävä muuttopäätöstä selittävä tekijä yhtenäkkään tarkasteluperiodin vuotena. Muilla tekijöillä, kuten perheellä ja omistusasumisella, on vaikutusta. Interaktiitermien lisääminen malliin ei muuta tulosta. Jos tilastollisesta merkitsevyydestä tingitään, toimipaikan lopettaminen on muuttopäätöstä edesauttava tekijä parin vuoden ajan tapahtumasta.</p>	
Asiasanat Muuttoliike, toimipaikan lopettaminen, logistinen regressio, propensity score matching	
Säilytyspaikka	Jyväskylän yliopisto / Taloustieteiden tiedekunta

SISÄLLYS

1 Johdanto.....	1
2 Suomen työmarkkinoiden kuvailua.....	4
2.1 Yritykset ja toimipaikat	4
2.2 Muuttoliike	7
2.3 Työttömyys.....	10
2.4 Toimialoittainen kehitys	13
2.5 Tunnuslukuja tilastollisella kuntaryhmityksellä.....	15
3 Työvoiman liikkuvuuden teoriaa ja aiempia tutkimuksia	17
3.1 Inhimillisen pääoman teoria	17
3.2 Työttömyys, muuttoliike ja työn etsintä.....	22
4 Tutkimuksia toimipaikan häviämisen vaikutuksista	28
4.1 Työpaikan menettämisen vaikutukset työuraan ja tuloihin	28
4.1.1 Malli	31
4.1.2 Tulokset.....	33
4.2 Toimialakohtainen henkinen pääoma ja työpaikan menettäminen.....	34
4.2.1 Malli	34
4.2.2 Tulokset.....	35
4.3 Muuttaminen työpaikan menettämisen johdosta	36
4.3.1 Malli	38
4.3.2 Tulokset.....	39
5 Empiirinen osuus	40
5.1 Kuvaileva analyysi	40
5.2 Mikroekonometrinen analyysi	44
5.2.1 Aineiston rakentaminen	44
5.2.2 Propensity Score Matching –menetelmä.....	47
5.2.3 Estimoitava malli ja käytetyt muuttujat	48
5.3 Mikroekonometrisen analyysin tulokset.....	51
5.3.1 Regressiot, ilman yhteisvaikutuksia.....	51
5.3.2 Regressiot, yhteisvaikutukset huomioitu	56
5.3.3 Päätelmiä analyyseistä	60
6 Johtopäätökset	62
Lähteet	65
Liitteet.....	69

1 JOHDANTO

Suomen väestökehitys on jo pitkään ollut voimakkaasti keskittävää. Tilastotietoja tarkasteltaessa voidaan sanoa, että Pohjois- ja Itä-Suomen alueilta ihmiset ovat muuttaneet Etelä-Suomeen, etenkin pääkaupunkiseudulle. Suomen suurimmat kaupungit ovat saaneet muuttoliikkeen vaikutuksesta lisää asukkaita, mutta se on tapahtunut pienten ja syrjäisten kuntien kustannuksella. Suurille kaupungeille asukasmäärien lisääntyminen tuo sekä hyötyjä että haittoja. Uusien työntekijöiden mukana kaupungin verotulot kasvavat, mutta toisaalta lisääntynyt liikenne ja palvelujen kustannusten kohoaminen voivat olla ongelmia. Pienillä muuttotappioida kärsivillä kunnilla ongelmia ovat puolestaan verotulojen menetykset ja, johtuen nuorten aikuisten muita korkeammasta muuton todennäköisyydestä, vääristyvä väestön rakenne.

Muuttoliikkeen taustalla on useita syitä. Ihmiset muuttavat toiselle paikkakunnalle palvelujen perässä, tai he saattavat palata entiselle asuinkunnalleen eläköidyttyään. Muuton syynä voi olla myös työpaikan saaminen toiselta paikkakunnalta. Tällöin toimipaikan sijainnilla on merkitystä ihmisten muuttopäätöksiin. Palkkaerot eri alueiden kesken lisäävät muuttoliikettä, sillä henkilö saattaa uskoa parempiin työ- ja ansaitsemismahdollisuuksiin toisella alueella. Perinteisesti aluetaloustieteessä on tutkittu muuttoliikettä alueiden palkkaerojen ja ihmisten työmahdollisuuksien näkökulmasta.

Tässä pro gradu -työssä on tarkoitus tutkia toimipaikan lopettamisen vaikutuksia alueelliseen muuttoliikkeeseen. Tutkimuksen kohteena on yksilön muuttopäätös hänen työpaikkanaan olleen toimipaikan lopettamisen seurauksena. Esimerkiksi Stora Enson Kemijärven sellutehtaan lopettamisen vaikutukset ovat olleet esillä julkisessa keskustelussa. Kemijärvi sijaitsee Pohjois-Suomessa, joka on ollut pitkään korkean työttömyyden ja negatiivisen nettomuuton aluetta. Tässä tutkimuksessa tarkastellaan, miten Kemijärven sellutehtaan kaltaisten alueellisten työllistäjien lopettaminen vaikuttaa alueen muuttoliikkeeseen. Lähtöoletuksena on, että koska suuren työllistäjän poistuminen alueelta vähentää työvoiman tarvetta, muuttoliike kiihtyy, ja alue joutuu muuttotappiokierteeseen. Tarkasteluperiodina on vuodet 1993–2003, jolloin Suomessa elettiin pääasiassa kasvun aikaa. Lamasta toipuminen oli alkanut ja pääsi vauhtiin 90-luvun puolivälissä. Periodiin osuu myös vuosien 2001–2002 lyhyt taantuma.

Aiemmissä tutkimuksissa on keskitytty toimipaikan lopettamisen vaikutukseen henkilön palkkatuloihin tai työllistymiseen (esimerkiksi Huttunen, Møen & Salvanes 2006). Muuttopäätöstä mallitettaessa työttömyys on usein otettu selittäväksi muuttujaksi, mutta sen sijaan toimipaikan lopettaminen on jätetty huomioimatta (esimerkiksi Lundholm, Garvill, Malmberg & Westin 2004). Teoreettinen tarkastelu on keskittynyt joko muuttoliikkeeseen tai yritysten sijoittautumispäätöksiin. Kun muuttoliikettä tarkastellaan taloustieteen näkökulmasta, erityisesti henkilön työllisyys- ja palkkakehitykseen kiinnitetään huomiota. Yritysten sijoittautumispäätöksillä on vaikutusta toimipaikkarakenteeseen, sillä uudelleen sijoittautuminen voi johtaa lähtöalueilla toimipaikkojen lopetuksiin.

Tutkimuksen aineistoina käytetään Tilastokeskuksen henkilö-, yritys- ja aluetilastoja vuosilta 1993–2003. Henkilötilastoista työssäkäyntitilaston pitkäikäistiedostossa on henkilötasoiset työ-, koulutus- ja asumistiedot, joista tähän tutkimukseen otetaan mukaan sopivimmat. Tarkastelu tehdään työikäisten osalta. Yritysrekisterin toimipaikkatilastossa on vuosittaiset tiedot kaikista Suomessa toimivista toimipaikoista, sekä kotimaisessa että ulkomaisessa omistuksessa olevista. Toimipaikkatilaston perusteella muodostetaan aineisto niistä toimipaikoista, jotka ovat olleet olemassa vuosina 1995–1999, mutta jotka lopettivat vuonna 1999. Useita aluetilastoja sovelletaan tarpeen mukaan. Näitä ovat esimerkiksi aluetietokanta ALTIKA ja ilmainen Statfin.

Muuttopäätöstä mallinetaan logistisella regressiolla, jossa selitettävänä muuttujana on henkilön muuttopäätös. Selittävät muuttujat ovat henkilö- ja aluetasoisia muuttujia. Toimipaikan lopettamista kuvaamaan malliin otetaan oma muuttujansa. Se kuvaa, lopettiko henkilön työpaikkana ollut toimipaikka vuonna 1999. Jos toimipaikka lopetti, henkilö kuuluu käsittelyryhmään. Vertailuryhmä muodostetaan Propensity Score Matching –menetelmällä, jolloin vertailuryhmä on muiden ominaisuuksien, paitsi toimipaikan lopettamisen osalta mahdollisimman samanlainen käsittelyryhmän kanssa. Regressiot tehdään myös interaktiotermejä sisältävälle mallille.

Tutkimus rakentuu seuraavalla tavalla: luvussa 2 kuvataan Suomen työllisyyden, yritystoiminnan ja muuttoliikkeen kehitystä aikaperiodilla 1993–2003. Luvussa 3 esitellään muuttoliikettä, työttömyyttä ja työn etsintää käsitteleviä teoreettisia näkökulmia ja empiirisiä tutkimuksia. Luvussa 4 esitellään kolme aiempaa, toimipaikan lopettamisen vaikutuksia käsittelevää

tutkimusta. Teorian ja aiempien tutkimusten pohjalta muodostetaan varsinaista, luvussa 5 esiteltävää empiiristä tutkimusta varten kattava viitekehys. Luvussa 5 analysoidaan muuttoliikettä ja henkilön muuttopäätöstä toimipaikan lopettamisen, henkilön asuinalueen ja henkilön omien ominaisuuksien pohjalta. Luvussa 6 ovat johtopäätökset.

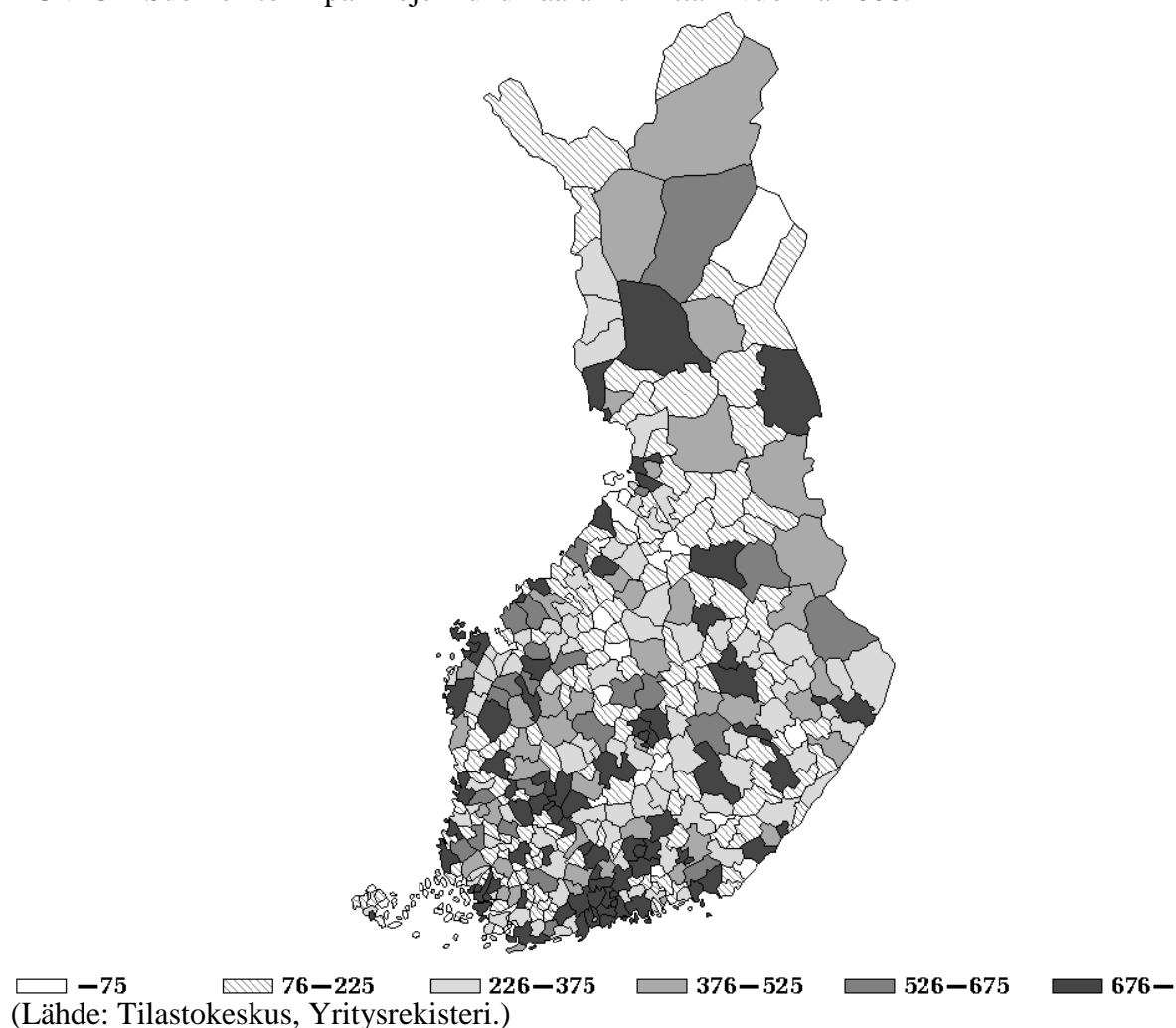
2 SUOMEN TYÖMARKKINOIDEN KUVAILUA

2.1 Yritykset ja toimipaikat

Tässä osassa kuvataan Suomen yritysten ja toimipaikkojen sijaintia ja niiden lukumäärien kehitystä. Suomi on harvaan asuttu maa, mikä heijastaa yritysten ja toimipaikkojen sijoittumista.

Kuviossa 1 on jaoteltu Suomen kunnat vuonna 2006 toimipaikkojen lukumäärän mukaan. Siitä ilmenee, että eniten toimipaikkoja on suurissa keskuskunnissa. Uusimaa erottuu selvästi, ja Lapin toimipaikkatilannetta tarkasteltaessa huomioitavaa on, että vaikka kuntien koot ovat suuret verrattuna Etelä-Suomeen, vain harvan kunnan alueella on yli 500 toimipaikkaa.

KUVIO 1 Suomen toimipaikkojen lukumäärä kunnittain vuonna 2006.



Suomessa vuosina 1995–2003 etenkin palvelualalla ja rakentamisessa on syntynyt uusia yrityksiä. Huolimatta ns. IT-kuplasta kuljetus-, varastointi- ja tietoliikennealalla ei vuosina 2000–2002 uusien yritysten syntyminen vähentynyt, mikä olisi voinut olla mahdollista. Yleisesti yritysten määrän kehitykseen on vaikuttanut Suomessa jo pitkään vallinnut nousukausi, jonka huippu koettiin vuonna 2006 (Sisäasiainministeriö 2007). Palvelualan kasvu ja keskittyminen keskusalueille osoittaa, että Suomessa kaupunkien asema yhteiskunnassa on kasvanut.

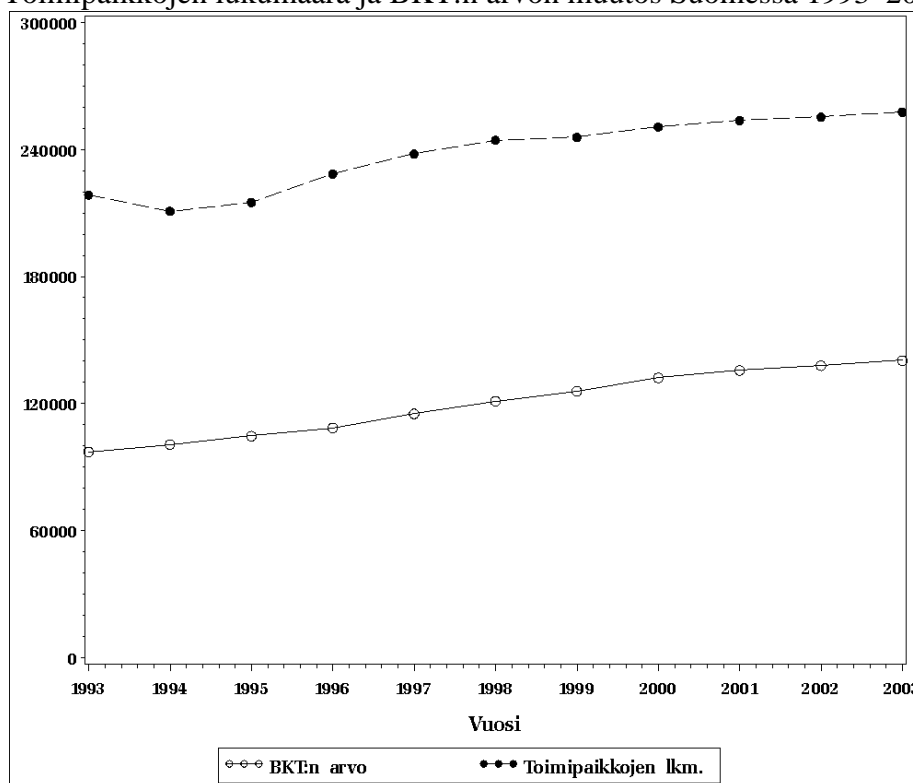
Aloittaneiden ja lopettaneiden yritysten tarkasteleminen maakunnittain täsmentää tarkastelua, jolloin alueiden välinen vertailu on mahdollista. Uudenmaan maakunnassa on jokaisena vuonna syntynyt huomattavasti enemmän yrityksiä kuin muualla. Esimerkiksi vuonna 1995 Suomessa aloitti toimintansa 28 286 yritystä, josta Uudenmaan maakunnan osuus on noin 31 %. Lapissa ja Kainuussa toimintansa aloittavien yritysten määrät ovat laskeneet.

Aloittaneiden ja lopettaneiden yritysten nettomuutoksien tarkastelun perusteella lähes kaikilla alueilla yritysten nettomuutos on ollut periodin alussa voimakkaasti positiivinen, jonka jälkeen vuosina 2000–2001 se on vähentynyt selvästi, ja taas vuonna 2002 lähtenyt uuteen kasvuun. Nettomuutokset paljastavat myös Kainuun huonon tilanteen: siellä nettomäärä ei ole enää lähtenyt vastaavanlaiseen kasvuun.

Toimipaikkojen kehitystä tarkastellaan aikaperiodilla 1995–2003. Koko maassa toimipaikkojen lukumäärä on kasvanut 218 587:stä 257 579:ään. Kasvua on tapahtunut vuosittain keskimäärin 1,5 %. Koko maan toimipaikkojen kasvu on kuitenkin vuosittain tarkasteltuna hieman hidastunut ajan mittaan: aikavälillä 1995–1996 toimipaikkojen lukumäärä lisääntyi 6,3 %, mutta aikavälillä 2002–2003 kasvu oli enää 0,9 %. Vastaava trendi näkyy myös seutukuntatasolla. Laman jälkeen vuonna 1995 toimipaikkojen määrä lisääntyi seutukunnissa keskimäärin 5,8 %. Toimipaikkojen nettomuutos on ollut positiivista koko tarkasteluperiodilla, lukuun ottamatta muutosta vuosina 1993–1994. Keskimäärin toimipaikkojen lukumäärä on kasvanut 3900:lla vuosittain. Toimipaikkojen positiivinen nettomuutos kuvaa taloudellisen aktiivisuuden kasvua, jota Suomessa on tapahtunut 1990-luvun alun laman jälkeen. Kuviossa 2 on esitetty vuodesta 1993 vuoteen 2003 toimipaikkojen lukumäärä Suomessa ja Suomen bruttokansantuotteen arvon muutos vuoden 2000 hinnoilla. Vuodesta 1995 toimipaikkojen lukumäärä on ollut jatkuvasti kasvava, mutta ennen sitä, vuonna 1994, toimipaikkojen lukumäärä väheni. Laman katsotaan yleensä saavuttaneen BKT:lla mitattuna pohjan vuonna 1993 (Conesa, Ke-

hoe & Ruhl 2007, 3), mutta silti vuonna 1994 oltiin Suomen kansantaloudessa vielä laman jäljiltä vaikeassa tilanteessa. Bruttokansantuote oli kuitenkin jo lähtenyt kasvamaan, ja vuoden 1995 jälkeen kasvu oli muutaman vuoden ajan sekä BKT:n että toimipaikkojen lukumäärien osalta nopeaa.

KUVIO 2 Toimipaikkojen lukumäärä ja BKT:n arvon muutos Suomessa 1993–2003

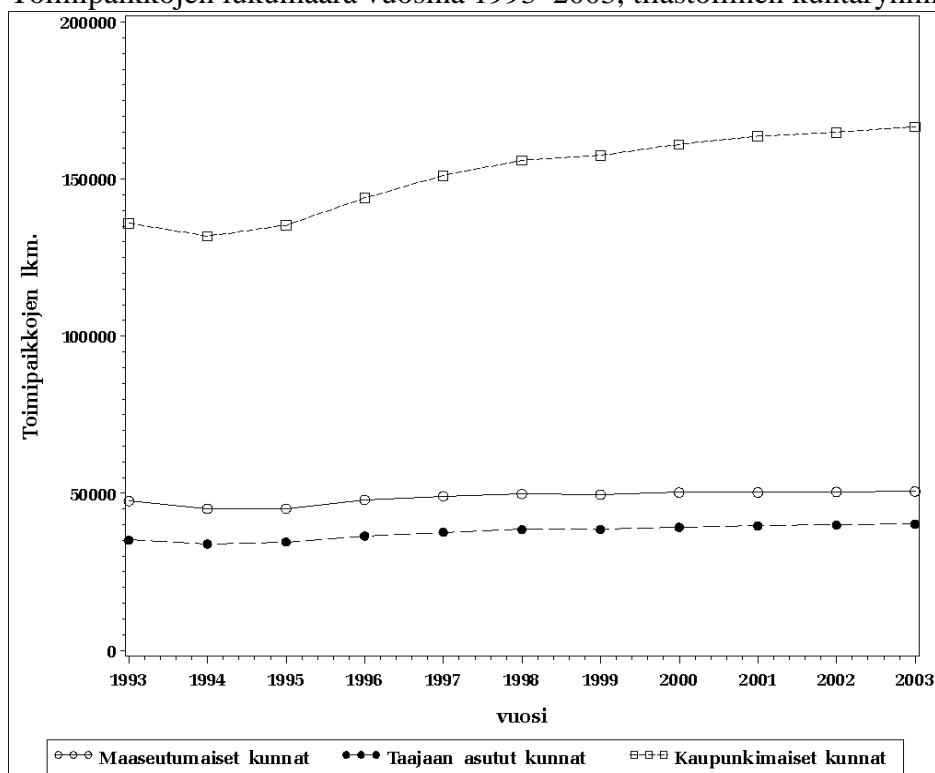


(Lähde: Tilastokeskus, Kansantalouden tilinpito ja Yritysrekisteri.)

Kuvio 2 tukee käsitystä, jonka mukaan taloudellisen aktiivisuuden koheneminen näkyy myös toimipaikkojen, eli toisin sanoen työpaikkojen, lukumäärän lisääntymisenä. Työttömyys jäi laman jälkeen kuitenkin pitkäksi aikaa hyvin korkealle tasolle, josta on vasta 2000-luvulla selvitty (Nurminen 2005, 11). Toimipaikkoja siis syntyi, mutta työllistyminen oli hidasta 1990-luvulla.

Toimipaikat ovat sijoittuneet Suomessa yhä enenevässä määrin kaupunkimaisiin kuntiin. Kuviossa 3 on esitetty toimipaikkojen lukumäärä vuosina 1993–2003 tilastollisen kuntaryhmittäen mukaisesti jaoteltuna, vastaava kehitys näkyy myös kuviosta 1.

KUVIO 3 Toimipaikkojen lukumäärä vuosina 1993–2003, tilastollinen kuntaryhmitys



(Lähde: Tilastokeskus, Maaseutuindikaattorit.)

Kehitys näyttäisi olevan kiihtyvää kaupunkimaisissa kunnissa, sen sijaan taajaan asutut ja maaseutumaiset kunnat ovat pysyneet toimipaikkojen sijainnin osalta melko tasaisena. Kaikissa näkyy vuoden 1994 notkahdus, mutta kaupunkimaisissa kunnissa se on ollut jyrkempi.

2.2 Muuttoliike

Aikaperiodilla 1993–2003 Suomessa lähtömuuttojen lukumäärä on kasvanut noin 2,9 % vuosittain. Kun tarkastellaan lähtömuuttoja seutukuntien tasolla, jolloin lähtömuutto kuvaa seutukunnan alueelta pois muuttaneiden lukumäärää, suurin lähtömuuton kasvu on tapahtunut Oulun seutukunnassa, jossa lähtömuuttojen lukumäärä on kasvanut vuosittain noin 6,3 %. Lähtömuuttojen lukumäärä on pienentynyt muutamassa kunnassa, eniten Torniolaakson seutukunnassa: 3,7 %. Kaikissa seutukunnissa yhteensä lähtömuuttojen lukumäärä on kasvanut noin +2,0 %, joten muuttovilkkaus on lisääntynyt tarkasteluperiodilla. Vuosittain tarkasteltuna lähtömuuton muutoksissa on ollut myös negatiivisia ajanjaksoja, välillä 1998–1999, 2000–2001 ja 2001–2002. Noina ajankohtina lähtömuutto seutukuntatasolla on pienentynyt. Helsingin seutukunnassa lähtömuuton kasvu on ollut toiseksi suurinta.

Tulomuuttojen kasvu on ollut suurinta Tunturi-Lapin seutukunnassa. Tulomuutto on kasvanut siellä vuosittain noin 9,7 %. Tulomuutto on pienentynyt ainoastaan Itä-Lapin seutukunnassa, keskimäärin 0,2 % vuodessa. Keskimäärin tulomuutto on kasvanut vuosina 1995–2003 seutukunnissa noin 3,7 %. Vuosittainen tulomuuttojen muutosten keskiarvo on ollut positiivinen kaikkina muina ajankohtina, paitsi vuosien 2001 ja 2002 välisenä aikana. Tuolloin tulomuuttojen muutosten keskiarvo pieneni 0,2 %.

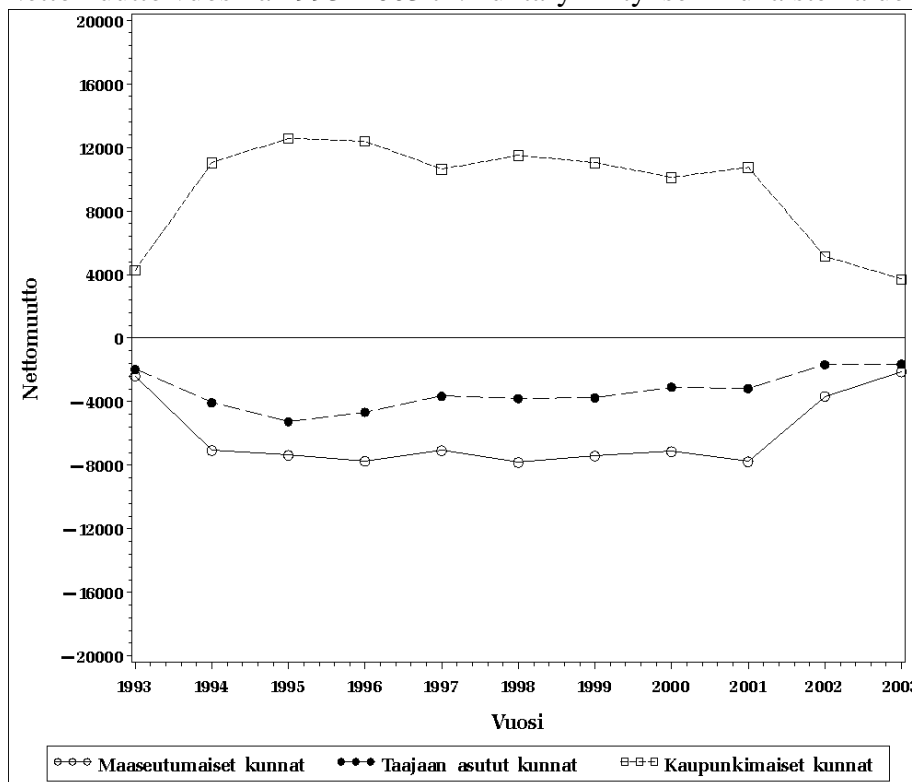
Tulo- ja lähtömuuton kehitys on monen seutukunnan kohdalla hyvin vaihtelevaa. Harvaan asutuissa seutukunnissa, joita esimerkiksi yllä mainitut Lapissa sijaitsevat seutukunnat ovat, vaihtelu on vuosittain hyvin suurta, esimerkiksi Itä-Lapin seutukunnassa tulomuutto vaihtelee välillä -19,4 % (2002–2003) ja +16,5 % (2001–2002). Näissä seutukunnissa väestön määrä on pieni, joten tulo- ja lähtömuutot vaihtelevat vuosittain hyvin suuresti. Verrattuna väestömäärältään suuriin kuntiin pienissä kunnissa tulo- ja lähtömuuttojen määrien absoluuttiset muutokset vaikuttavat muuttoprosenttiin enemmän.

Muuttoliikkeen suunnasta saadaan havainnollinen kuva, mikäli kuntien välistä nettomuuttoa tarkastellaan tilastollisen kuntaryhmän mukaan aggregoituna. Kuviossa 4 on esitetty tilastollisen kuntaryhmän mukaan jaoteltuna Suomessa tapahtunut nettomuutto vuosina 1993–2003. Vuonna 1993 voimaan tuli kotikuntalaki, jonka mukaan henkilön kotikunta määräytyy tosiasiallisen asumisen perusteella (Sisäasiainministeriö 2005, 8). Tämä aiheutti sen, että esimerkiksi opiskelijat saivat rekisteröityä opiskelupaikkakunnalleen, jolloin muuttovirrat lisääntyivät tilastoissa huomattavasti. Ilmiö on nähtävissä kuviossa 4.

Kuviossa näkyy kaupunkimaisten kuntien saama muuttovoitto. Ajankohdan loppupuolella muuttoliikkeessä on tapahtunut hidastumista, sillä alueiden välisten nettomuuttojen määrä on konvergoitunut. Lajiteltaessa kunnat suuruusjärjestykseen vuosien 1993–2003 väkilukuun suhteutetun nettomuuton keskiarvon mukaan, Pornainen (+1,35 %) ja Sipoo (+1,30 %) ovat ensimmäisinä, ja kymmenen suurimman joukossa on myös Nurmijärvi (+1,09 %). Suurimmista kaupungeista Espoo (+0,96 %) on sijalla 15. Sijainti Helsingin läheisyydessä vaikuttaa. Nettomuuton absoluuttisella keskiarvolla mitattuna eniten kasvanut kunta on Helsinki, jossa nettomuutto on kasvanut jokaisena vuonna noin 2900 henkilöllä. Väkilukuun suhteutettuna Helsinki (+0,55 %) on sijalla 40. Tulos ei juuri muutu, vaikka vuoden 1993 muutot jätetään huomiotta. Vuonna 1993 kotikuntalaki ei vielä vaikuttanut. Suurimmat tappiot ovat olleet Ka-

jaanilla, jossa nettomuutto on ollut keskimäärin 320 henkilöä negatiivinen. Positiivisen nettomuuton keskiarvolla mitattuna viisi suurinta kaupunkia ovat olleet suuruusjärjestyksessä Helsinki (2900), Espoo (1930), Tampere (1620), Oulu (1000) ja Turku (920).

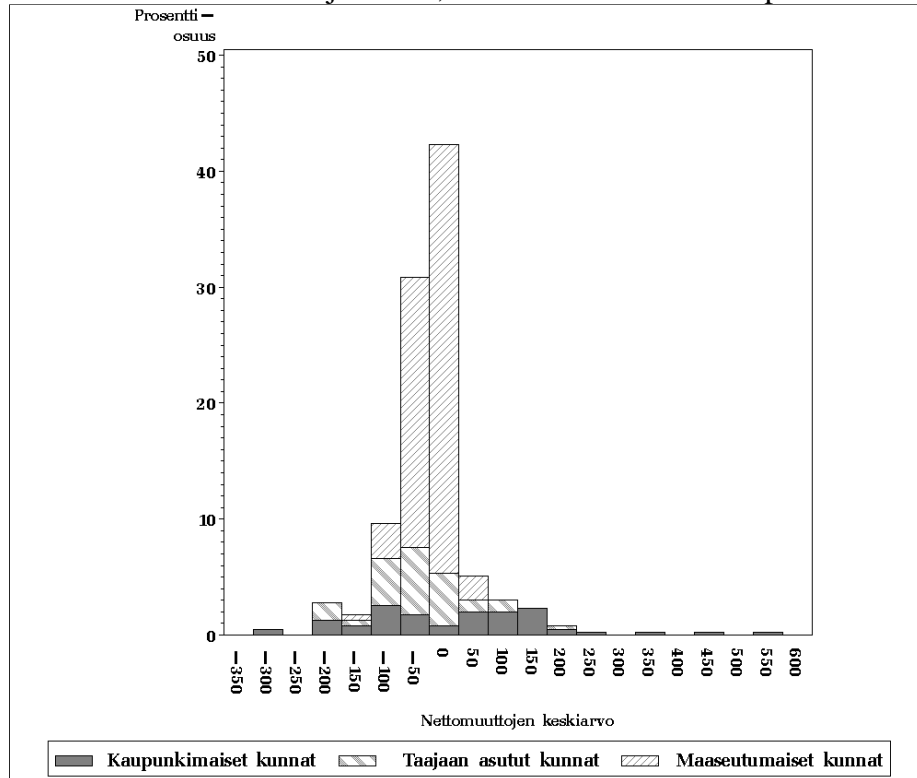
KUVIO 4 Nettomuutto vuosina 1993–2003 til. kuntaryhmittymisen mukaisten alueiden kesken



(Lähde: Tilastokeskus, ALTIKA.)

Kuviossa 5 on nettomuuton keskiarvon jakauma, josta yllä mainitut viisi suurinta kaupunkia on jätetty huomioimatta havainnollisuuden vuoksi. Kuvioista ilmenee, että tarkasteltaessa nettomuuton keskiarvon jakaumaa tilastollisen kuntaryhmittymän mukaisesti jaoteltuna, suurin osa havainnoista on nollan ympärillä. Kaupunkimaisia kuntia on sekä jakauman ylä- että alapäässä, mutta niiden absoluuttinen osuus on kuitenkin suurempi positiivisella osuudella, 38 kaupunkia positiivisella osalla ja 28 negatiivisella. Huomioitavaa on myös se, että suurin osa maaseutumaisista kunnista sijoittuu lähelle nollaa, ja positiivisia havaintoja on negatiivisia vähemmän: 43 positiivista ja 217 negatiivista. Taajaan asuttuja kuntia on myös nollan molemmin puolin, mutta pääasiassa negatiivisella puolella: 15 positiivista ja 59 negatiivista havaintoa.

KUVIO 5 Nettomuuton keskiarvon jakauma, ilman viittä suurinta kaupunkia



(Lähde: Tilastokeskus, ALTIKA.)

2.3 Työttömyys

Työttömyys on vähentynyt Suomessa 1990-luvun alun jälkeen. Maakunnittain erot ovat kuitenkin huomattavat. Työttömyysluvutkin heijastavat Suomessa meneillään olevaa korkeasuhdannetta, sillä sen lisäksi, että uusia yrityksiä syntyy kiihtyvällä nopeudella, myös työllistyminen (työttömyyden väheneminen) on parantunut. Liitteen taulukossa 6 on Suomen työttömyystilanteen kehitys vuosina 1995–2003. Liitteen taulukkojen 5 ja 6 perusteella on nähtävissä Etelä-Suomen menestys ja toisaalta Pohjois- ja Itä-Suomen ongelmat. Lappi ja Kainuu ovat molemmat olleet korkean työttömyyden alueita, ja Lappia koskettaa Stora Enson päätös lopettaa Kemijärven tehtaansa huhtikuussa 2008 (Arvopaperi 2008). Lapin ja Kainuun kaltaisilla alueilla suurten toimipaikkojen lopetuksilla voi olla vakavia vaikutuksia alueiden tulevaan kehitykseen. Työttömyysprosentti on laskettu jakamalla työttömien lukumäärä työvoiman lukumäärällä.

Tarkasteluissa on käytetty Tilastokeskuksella käytössä olevaa työttömyyden määritelmää. Sen mukaan henkilö on työtön, jos hän on hakenut työtä neljän viikon aikana ja on työhön käytettävissä kahden viikon aikana, tai jos hän odottaa sovitun työn alkamista noin kahden viikon

kuluessa. Henkilön tulee aktiivisesti osallistua työn hakuun ja hänellä pitää olla valmiutta ottaa työ vastaan (Tilastokeskus, työmarkkinatilastot.)

Työttömyys on ollut Suomessa laman jälkeen hyvin korkeaa. Koko maan tasolla työttömyys oli korkeimmillaan vuonna 1994 (Böckerman 1998, 15), jonka jälkeen työttömyys on alkanut vähitellen hellittää. Työttömyys kuitenkin jakaantuu epätasaisesti. Samalla kun Uudellamaalla työttömyys on ollut jatkuvasti alle maan keskiarvon, Kainuussa se on ollut selvästi maan keskiarvon yläpuolella. Kainuussa työttömyys ei edes näytä hellittävän: vuoden 1994 jälkeen Kainuun työttömyysaste on jatkanut kasvuaan ainakin muutaman vuoden (Böckerman 1998, 15).

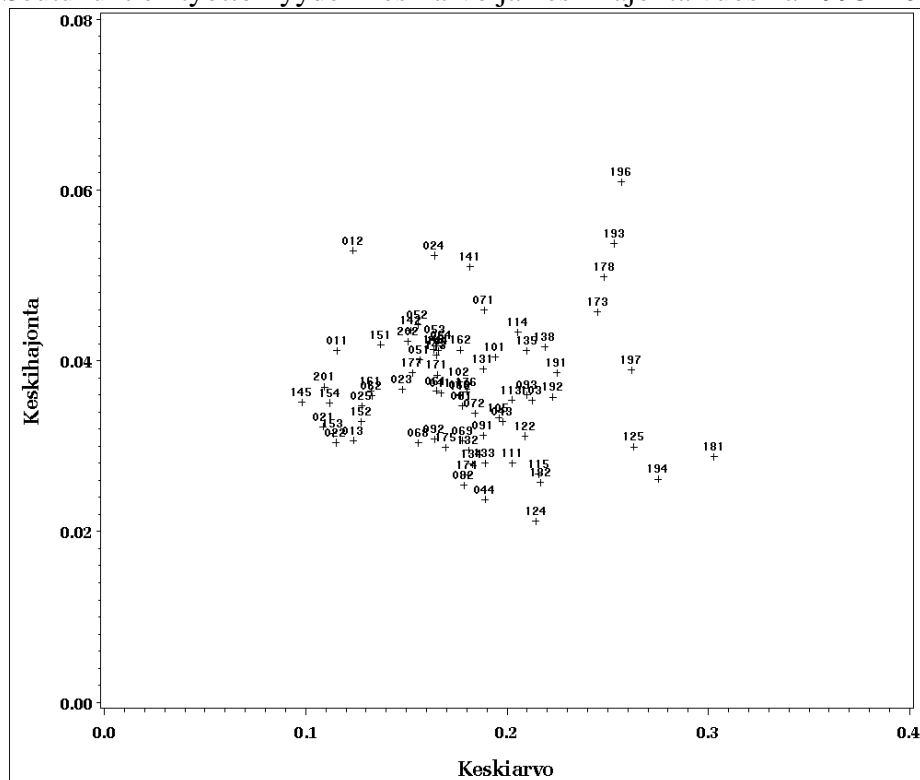
Tätä tutkimusta varten laskettiin työttömyysprosentit Suomen seutukunnissa vuosina 1993–2003. Työttömyys on laskenut jatkuvasti, alentuen 22,2 prosentista (vuonna 1995) 11,9 prosenttiin (vuonna 2003). Vuosien 1996 ja 1997 välillä lasku oli suurin: 2,7 prosenttiyksikköä.

Seutukuntien tasolla tarkasteltaessa vuosien 1993–2003 välisenä aikana keskimääräisesti korkein työttömyysaste on ollut Kehys-Kainuun seutukunnassa, jossa työttömyysprosentti on ollut keskimäärin 30,3 %. Kuten Suomessa yleensä, myös Kehys-Kainuun alueella työttömyys on laskenut tarkasteltuna ajanjaksona, mutta se on pysynyt huomattavan korkealla, eikä lasku ole ollut tasaista. Huipussaan työttömyysprosentti Kehys-Kainuun alueella kävi vuonna 1996, jolloin se oli 35,1 %, ja alimmillaan (25,9 %) se oli vuonna 2003. Vertailun vuoksi samana vuonna (2003) koko Suomen työttömyysprosentti oli 11,9 % (ks. yllä), joten Kehys-Kainuun seutukunnassa työttömyys on pysytellyt muuhun maahan verrattuna hyvin korkeana, Suomen kansantalouden suotuisasta kehityksestä huolimatta. Tätä tukee myös se aineistosta ilmi käyvä asia, että keskihajonnalla mitattuna Kehys-Kainuun seutukunta sijoittuu suuruusjärjestyksessä sijalle 65. Toisin sanoen sen lisäksi, että Kehys-Kainuun seutukunta on ollut hyvin korkean työttömyyden aluetta, työttömyysasteen muutokset ovat olleet siellä muihin Suomen seutukuntiin verrattuna pieniä. Kehys-Kainuun seutukuntaan kuuluu neljä kuntaa: Hyrynsalmi, Kuhmo, Puolanka ja Suomussalmi.

Kemijärvi sijaitsee Itä-Lapin seutukunnassa, jossa keskimääräinen työttömyysprosentti on vuosien 1993–2003 aikana ollut 27,5 %. Korkeimmillaan työttömyysprosentti on ollut vuonna 1996, kuten Kehys-Kainuussa, jolloin se oli 31,3 %.

Samalla ajanjaksolla keskimääräisesti pienin työttömyys on ollut Härmänmaan seutukunnassa, jossa työttömyysprosentti on keskimäärin ollut 9,8 %. Härmänmaan seutukuntaan kuuluvat Alahärmä, Kauhava ja Ylihärmä.

KUVIO 6 Seutukuntien työttömyyden keskiarvo ja keskihajonta vuosina 1993–2003



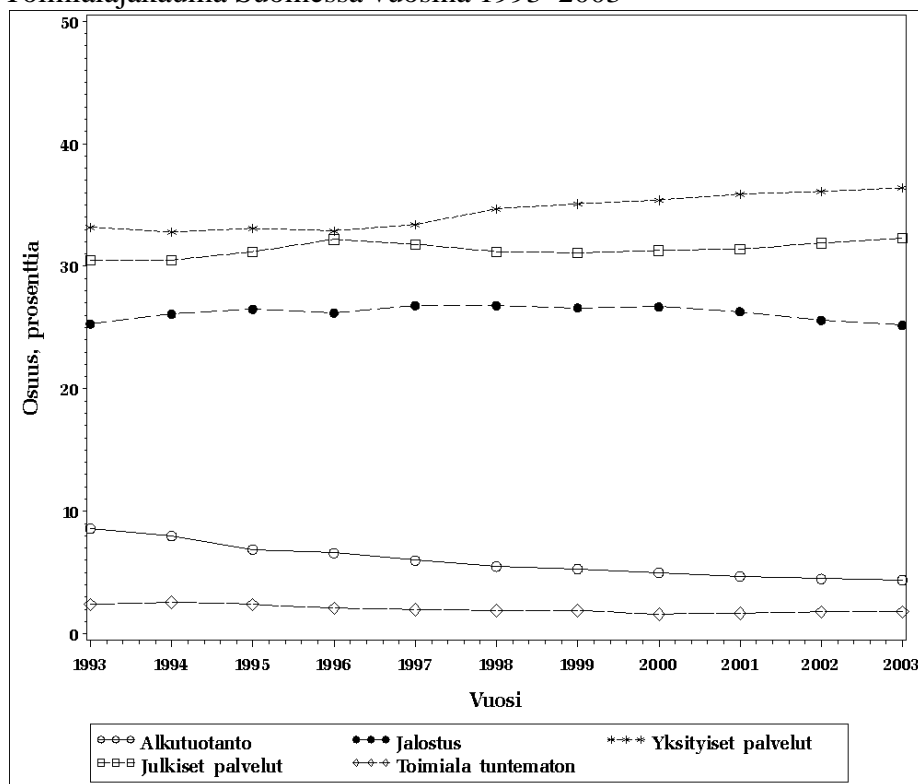
(Lähde Tilastokeskus, ALTIKA.)

Kuviossa 6 on kuvattu seutukuntien työttömyyden keskiarvon ja keskihajonnan välistä suhdetta. Suurin osa havainnoista muodostaa yhtenäisen ryhmän, mutta muutama poikkeava havainto erottuu selvästi. Kuviossa 6 ne seutukunnat, joilla keskimääräinen työttömyys on ollut yli 23 %, näyttävät muodostavan oman ryhmänsä. Tähän ryhmään kuuluvat monet Lapin seutukunnat, esimerkiksi Tunturi-Lappi (196) ja Torniolaakso (193). Kehys-Kainuun (181) korkea keskimääräinen työttömyys ja matala työttömyyden alueellinen vaihtelu käyvät myös ilmi.

2.4 Toimialoittainen kehitys

Suomen yhteiskuntaa voidaan nykyään pitää jälkitekollisena tietoyhteiskuntana (Valtioneuvoston kanslia 1999, 28). Jälkitekollisen yhteiskunnan piirteitä ovat muun muassa panostus koulutukseen ja tietoyhteiskunnan kehittäminen. Palveluiden tuottaminen korostuu tavaroiden tuottamisen sijaan (Pyöriä 2006, 26). Kuviossa 7 on esitetty työpaikkojen suhteellisten osuuksien kehitys Suomessa vuosina 1993–2003 toimialoittain, käyttäen suppeampaa, viiden toimialan jakoa.

KUVIO 7 Toimialajakauma Suomessa vuosina 1993–2003

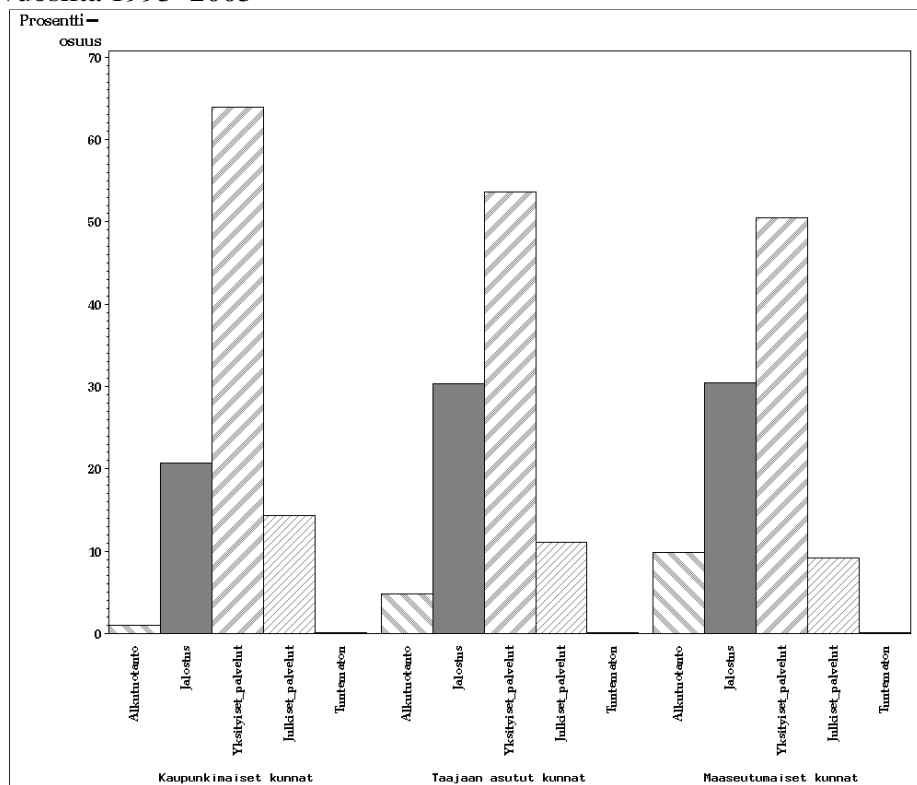


(Lähde: Tilastokeskus, Yritysrekisteri.)

Yksityisten palveluiden työpaikkojen osuus kaikista työpaikoista on kasvanut vuoden 1997 jälkeen. Julkisten palveluiden osuus on myös kasvanut, mutta hitaammin ja epätasaisemmin: vuonna 1996 julkisten palveluiden osuus kävi huipussaan, jonka jälkeen se ensin laski, ja sen jälkeen kasvoi uudestaan, hitaammin. Jalostuksen toimialan työpaikkojen osuus on laskussa, samoin alkutuotannon, joka on vähentynyt jokaisena vuonna tarkasteluperiodilla. Kuvio 7 tukee näkemystä, jonka mukaan Suomi on jälkitekollinen yhteiskunta. Julkisten palveluiden osuus on myös ollut jatkuvasti korkealla tasolla, mikä osoittaa, että Suomessa julkinen sektori on merkittävä työllistäjä.

Seuraavassa (kuvio 8) on esitetty vuosien 1993–2003 tilastollisen kuntaryhmyksen ja toimialan mukaan jaetut toimipaikkojen lukumäärien keskiarvojen osuudet. Jokaiselle toimialalle on laskettu tarkasteluperiodilla keskiarvo, joka on suhteutettu kaikkiin alueen toimipaikkoihin.

KUVIO 8 Til. kuntaryhmyksen ja toimialan mukaan jaetut toimipaikkojen määrien osuudet, keskiarvo vuosilta 1993–2003



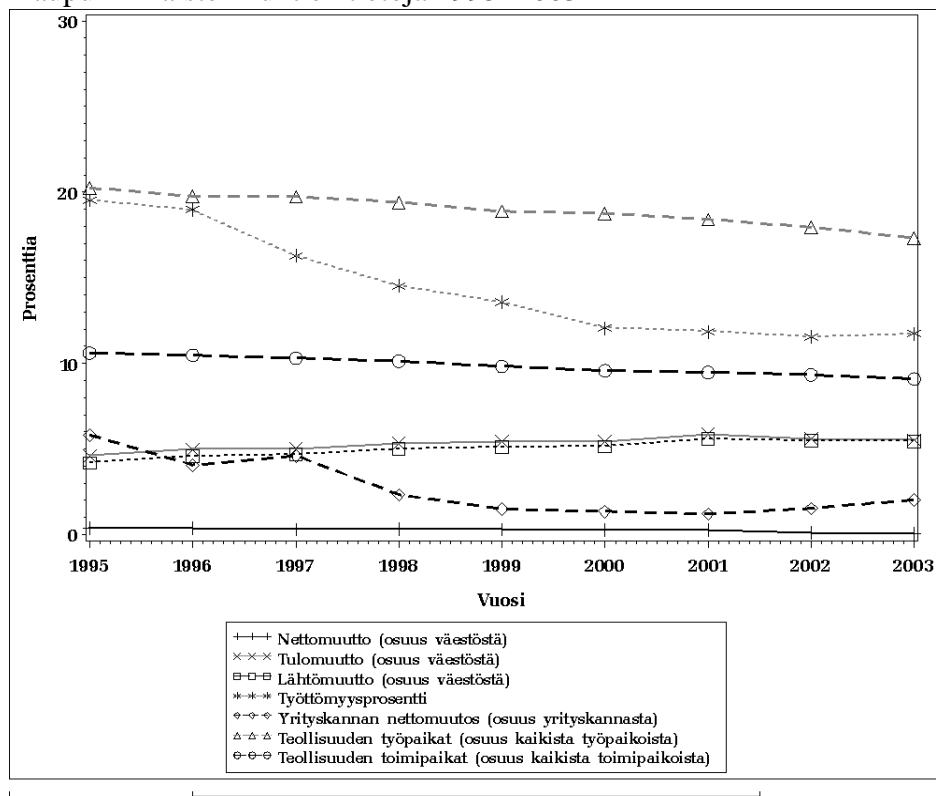
(Lähde: Tilastokeskus, Maaseutuindikaattorit.)

Kuvion 8 perusteella kaupunkimaisissa kunnissa alkutuotannon osuus on pieni, ja yksityisten palveluiden osuus on suuri. Taajaan asuttujen ja maaseutumaisten kuntien toimialajakaumat ovat melko samanlaisia, erona ovat maaseutumaisten kuntien suurempi alkutuotannon osuus ja taajaan asuttujen kuntien julkisten palveluiden osuus. Suomi on palveluvaltainen maa, mikä ilmenee siten, että alkutuotannosta ja jalostuksesta on siirrytty palveluiden tuottamiseen: kaupunkimaisissa kunnissa yksityisten ja julkisten palveluiden toimipaikkojen yhteinen osuus on noin 78 %. Taajaan asutuissa kunnissa osuus on noin 65 %, ja maaseutumaisissa kunnissa noin 60 %. Yksityisten palvelualojen osuus bruttokansantuotteesta oli kuitenkin vuonna 2003 vain 44 % (Kaitila, Mankinen & Nikula 2006, 12-14), joten teollisuuden toimiala ei ole menettänyt merkitystään kansantulon kasvattamisessa.

2.5 Tunnuslukuja tilastollisella kuntaryhmityksellä

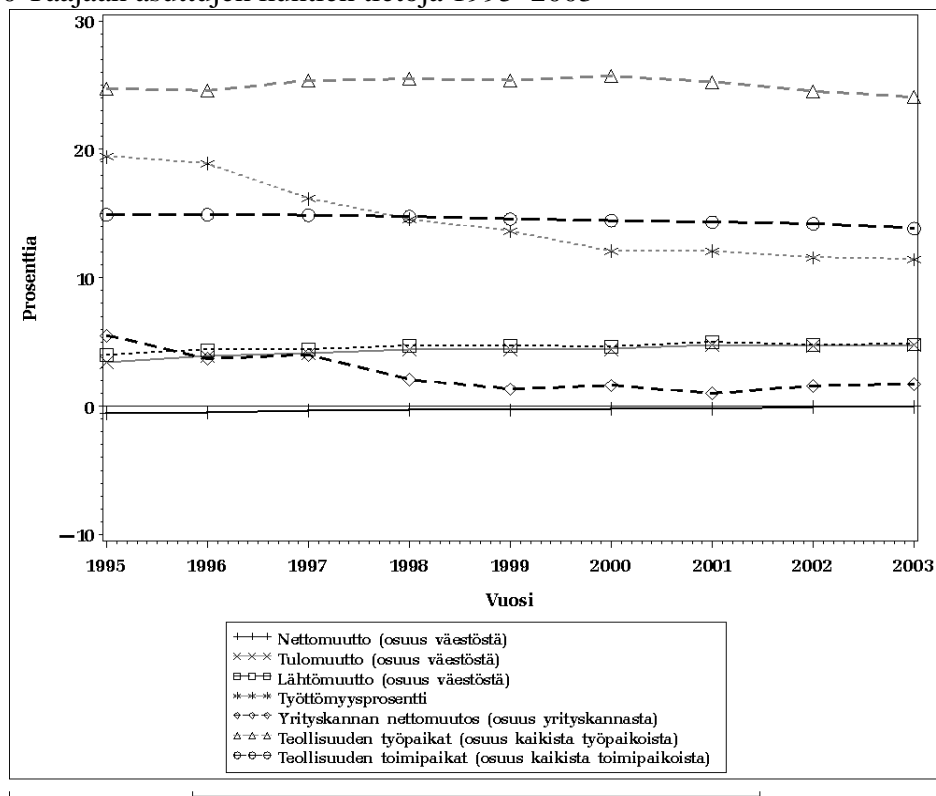
Kuvioissa 9-11 on esitelty tietoja tilastollisen kuntaryhmityksen mukaisesta alueiden kehityksestä Suomessa. Kuvattuna on tulo-, lähtö- ja nettomuutto; työttömyysprosentti (lasketaan jakamalla työttömien lukumäärä työvoiman lukumäärällä, joka on työlliset ja työttömät yhteensä); yrityskannan nettomuutos suhteutettuna alueen yrityskantaan, ja teollisuuden toimipaikkojen ja työpaikkojen osuudet kaikista toimialoista ja työpaikoista. Työttömyysprosentti on ilmoitettu, sillä työttömyysprosentin kasvu voi kertoa alueella tapahtuneista toimipaikkojen ja/tai yritysten lopettamisista. Yrityskannan muutokset liittyvät alueen työpaikkojen lukumäärän kehitykseen. Teollisuuden työpaikat on suhteutettu kaikkiin työpaikkoihin, jotta saadaan kuva alueen teollisuusrakenteesta. Kaupunkimaisissa kunnissa teollisuuden työpaikat ovat vähentyneet suhteessa muihin työpaikkoihin, taajaan asutuissa kunnissa ne ovat pysyneet melko vakiona ja maaseutumaisissa kunnissa teollisuuden työpaikkojen osuus on kasvanut.

KUVIO 9 Kaupunkimaisien kuntien tietoja 1995–2003



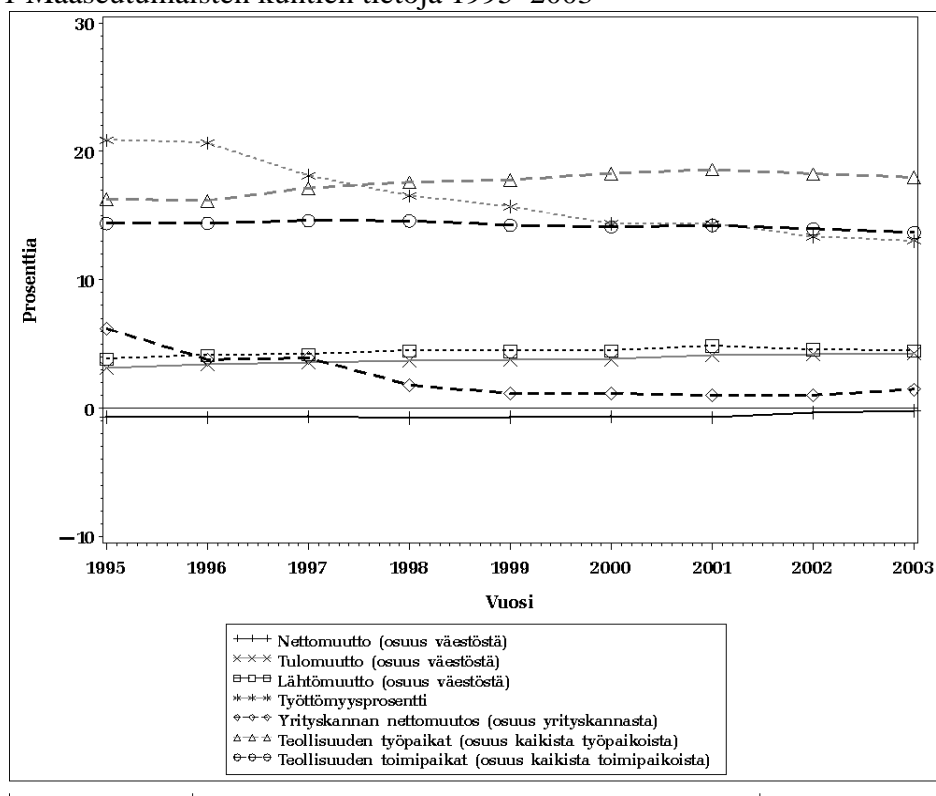
(Lähde: Tilastokeskus, ALTIKA ja StatFin.)

KUVIO 10 Taajaan asuttujen kuntien tietoja 1995–2003



(Lähde: Tilastokeskus, ALTIKA ja StatFin.)

KUVIO 11 Maaseutumaisten kuntien tietoja 1995–2003



(Lähde: Tilastokeskus, ALTIKA ja StatFin.)

3 TYÖVOIMAN LIIKKUVUUDEN TEORIAA JA AIEMPIÄ TUTKIMUKSIA

Muuttoliikettä on tutkittu paljon, ja sen syitä on pyritty selvittämään monissa eri tutkimuksissa. Seuraavaksi esitellään taloustieteen muuttoliiketeorioita ja aiheeseen liittyviä tutkimuksia, työttömyyden, toimipaikkojen häviämisen ja muuttamisen näkökulmasta.

Henkilöiden työperäistä muuttoliikettä tarkastelemalla voidaan analysoida työpaikkojen katoamisen vaikutuksia alueelliseen muuttoliikkeeseen. Viitetapauksina pidetään Kemijärven sellutehtaan kaltaisten merkittävien alueellisten työllistäjien lopettamisia alueilta, joiden väestökehitys saattaa vaarantua työpaikkojen poistumista. Oletus on, että suuren yksittäisen työnantajan poistuminen alueelta, jonka kehitys on ollut riippuvainen kyseisestä työnantajasta, aiheuttaa alueelle työllisyyteen liittyviä ongelmia. Alueellisen työllistäjän poistuminen vaikuttaa alueen työllisyyskehitykseen aluksi siten, että poistuneessa työpaikassa työskennelleitä työntekijöitä uhkaa työttömyys. Mikäli työttömiksi joutuvat eivät ole valmiita muuttamaan työn perässä, esimerkiksi kohonneet sosiaalimaksut ja vähentyneet verotulot vaarantavat alueen talouskehityksen. Työpaikkojen katoamisesta seuraa vähentynyttä kulutusta alueella, myös paikalliset palvelu- ja kauppayritykset kärsivät. Epäsuotuisa sokki työllisyyteen vaikuttaa alueen kehitykseen pitkään, ja jos sen vaikutuksia ei aluepolitiikalla pyritä lieventämään, vaikutus saattaa olla pysyvä työllisyys- ja työttömyystilastoissa ilmenevän hystereesin takia (Mäki-Arvela 2003, 438-439).

3.1 Inhimillisen pääoman teoria

Työvoiman liikkuvuuden teoreettinen tarkastelu perustuu oletukseen, että kilpailluilla markkinoilla työntekijöiden kohdentuminen yrityksiin maksimoi työntekijöiden tuotoksen kokonaisarvon. Kilpailtujen markkinoiden oletuksen mukaisesti työmarkkinoilla ei ole mitään kilpailua häiritseviä tekijöitä. Todellisuudessa työmarkkinat ovat hyvin epätäydelliset: mm. ammattiliitot, verotus ja lainsäädäntö vääristävät työmarkkinoita.

Alueiden välisiä taloudellisia eroja, pääasiassa palkkaeroja, pidetään muuttoliikkeen tärkeimpänä lähteenä. Inhimillisen pääoman teorian mukaan henkilöt pyrkivät maksimoimaan inhi-

milliseen pääomavarantoonsa perustuvaa nettohyötyään tehdessään muuttopäätöstä (Haapanen 2003, 435). Työntekijät suhteuttavat muuton kustannukset ja palkkaerot eri alueilla omaan nykytilanteeseensa, ja tekevät muuttopäätöksen sen perusteella. Muuton kustannuksiin lasketaan mukaan paitsi varsinaiset matkustus- ja asumiskustannukset, myös henkiset kustannukset, eli muutosta aiheutuvat sosiaaliset ja henkiset muutokset. Muuttopäätöksiin vaikuttavat elinikäisten tulojen nykyarvon vertailu eri työkohteissa:

$$PV^{NYK} = w_A^{NYK} + \frac{w_{A+1}^{NYK}}{(1+r)} + \frac{w_{A+2}^{NYK}}{(1+r)^2} + \dots, \quad (3.1)$$

jossa PV^{NYK} on nykyisessä työpaikassa koko elinaikana saatujen tulojen nykyarvo, w_A^{NYK} on nykyisessä työssä ansaittu palkka vuonna A , ja r on diskonttaustekijä. Summa jatkuu eläkeikään saakka.

$$PV^{UUSI} = w_A^{UUSI} + \frac{w_{A+1}^{UUSI}}{(1+r)} + \frac{w_{A+2}^{UUSI}}{(1+r)^2} + \dots, \quad (3.2)$$

jossa PV^{UUSI} on uudessa työpaikassa koko elinaikana saatujen tulojen nykyarvo, ja w_A^{UUSI} on uudessa työssä ansaittu palkka vuonna A . Muuttajan nettohyöty on siten:

$$PV^{UUSI} - PV^{NYK} - M, \quad (3.3)$$

jossa M on muutosta aiheutuvat kustannukset. Muutto tapahtuu, mikäli nettohyöty on positiivinen.

Suomessa alueiden väliset tuloerot ovat kasvaneet (Tolkki 2004). Kaavan (3.3) perusteella ainoastaan muuttaja M pystyy selittämään tällaisen kehityksen: muutosta aiheutuvat kustannukset ovat niin suuret, että ne kompensoivat tai ylittävät uuden alueen tarjoaman hyödyn, ja ihmiset eivät muuta parempien työmahdollisuuksien alueille. Jos henkilöt muuttaisivat aina havaitessaan, että toisella alueella työtulot ovat henkilön kotialuetta korkeammat, syntyisi kilpailua, ja ajan mittaan alueiden tuloerot häviäisivät. Kansainvälisessä muutossa muuttokustannukset ovat oletettavasti vieläkin korkeammat. Muuton kustannuksista johtuen työntekijöiden liikkuvuus on rajoitettua, joten alueelliset tuloerot ovat pitkäaikaisia.

Muuttamisen todennäköisyyteen vaikuttavia tekijöitä on tutkittu paljon. Muuttamisen todennäköisyys riippuu lähtö- ja kohdealueiden välisistä tuloeroista (Nakosteen & Zimmer 1980). Työllistymisen mahdollisuuksien paranemisella ja muuttamisella on positiivinen yhteys, sen sijaan etäisyyden ja muuttamisen välillä on negatiivinen yhteys, sillä etäisyys on muuttokustannusten mitta (Schwarz 1973). Tulokset tukevat teoreettista viitekehystä, etenkin jos etäi-

syyden oletetaan kuvaavan muuttokustannuksia. Teorian ongelma on *M*-termin suurpiirteisyys: koska siihen sisällytetään kaikki ei-rahalliset kustannukset (ja osa rahallisistakin), se on tärkeä tekijä muuttopäätöstä selitettäessä, ja Sjaastadin (1962, 84) mukaan jopa rahallisia kustannuksia suurempi. Muuttokustannukset itsessään ovat melko riippumattomia henkilön koulustasosta (Mauro & Spilimbergo 1999, 8). Henkilökohtainen työttömyys lisää muuton alttiutta, sillä, inhimillisen pääoman teoriaan viitaten, työttömän lähtöalueelta saatavat tulot ovat työttömyyden johdosta pienet ja muuttamisesta seuraava työllistyminen lisää tuloja. Suomessa henkilökohtaisen työttömyyden vaikutus muuttamiseen ei ole kansainvälisiin tutkimuksiin verrattuna niin suuri (Tervo 2002, 27).

Taloudellisiin vaikuttimiin keskittymisen lisäksi on tutkittu työntekijöiden omien ominaisuuksien vaikutuksia muuttamiseen. Näitä kutsutaan demografisiksi ominaisuuksiksi. Muuttaminen on yleisintä nuorten ja korkeammin koulutettujen keskuudessa. Vanhemmilla työntekijöillä on vähemmän aikaa kerätä muuttamisesta koituneet hyödyt. Lisäksi muuttopäätöstä tehdessään henkilö joutuu ottamaan huomioon perhesiteensä, joilla saattaa olla vaikutusta päätöksentekoon: esimerkiksi naimisissa olevilla muuton todennäköisyys on pienempi kuin yksin elävillä (Mincer 1978).

Korkeammin koulutetuilla saattaa olla paremmat kyvyt hankkia tietoa vaihtoehtoisilta työmarkkinoilta, mikä laskee muuttamisesta aiheutuvia kustannuksia. Heillä on myös laajempi maantieteellinen alue, jolta työtä voidaan etsiä, kuin vähemmän koulutetuilla henkilöillä (Schwarz 1973). Lisäksi korkeasti koulutetuilla työttömänä olemisen vaihtoehtokustannus (opportunity cost) on vähemmän koulutettua korkeampi (Mauro & Spilimbergo 1999, 1). Työntekijöiden vapaaehtoista työpaikkojen vaihtamista kuvataan kirnuamisasteen avulla, ja se on riippumaton työpaikan muutoksista toimipaikkatasolla. Kirnuamisaste on korkeammalla tasolla korkeasti koulutetuilla, joilla inhimillisen pääoman määrä on vain perustutkinnon hankkineita suurempi. Laman aikana kirnuamisaste laski molemmissa ryhmissä. Kirnuamisasteen kehitys laman jälkeen osoittaa, että 1990-luvun lama jäykisti suomalaisia työmarkkinoita. (Böckerman & Piekkola 2000, 261-263).

Niillä henkilöillä, jotka ovat juuri muuttaneet, on hyvin korkea todennäköisyys muuttaa uudelleen. Tutkimuksissa on huomioitu neljä erityispiirrettä uudelleen muuttajien tapauksessa:

- Mitä pidemmälle ensimmäinen muutto suuntautuu, sitä todennäköisempää on, että henkilö muuttaa uudelleen.

- Työttömyyden vaikutuksesta muuttavat useinkin takaisin lähtöalueilleen.
- Nuorilla muuttajilla on todennäköistä, että he muuttavat uudelleen.
- Vähemmän koulutetuilla muuttajilla on suuri todennäköisyys muuttaa takaisin lähtöalueelleen, kun taas uudelleen muuttavat korkeammin koulutetut muuttavat uusille alueille.

(DaVanzo 1983).

Yllä mainitut erityispiirteet ovat ristiriidassa inhimillisen pääoman teorian kanssa, jos tiettyjä oletuksia ei tehdä. Joko ensimmäinen muuttopäätös oli virheellinen, eli henkilö ei laskenut oikein muuton jälkeisten tulojen nykyarvoa, tai muutto uudelle alueelle oli alun perinkin tarkoitettu väliaikaiseksi.

Kaavan 3.3 mukaan tehdessään muuttopäätöksen henkilö ottaa huomioon lähtö- ja tuloalueiden erot, sekä itse muuttotapahtumassa syntyvät kustannukset. Empiiristen tutkimusten mukaan etäisyyden vaikutus maan sisäiseen muuttoon on liian voimakas este kuvatakseen ainoastaan suoria muutosta aiheutuvia kustannuksia. Kun mahdollisen muuton kohdealueita on kaksi, joiden ominaisuudet ovat objektiivisesti tarkasteltuna (muutosta aiheutuvat kustannukset ja uudelta alueelta saatavat hyödyt) samanlaiset, suurempi osa muuttajista valitsee lähempänä lähtöpaikkaa sijaitsevan kohdealueen. Muuton etäisyyttä on usein käytetty kuvaamaan informaatiokustannuksia, jolloin suurempi etäisyys kahden paikan välillä tarkoittaa suurempia informaatiokustannuksia. (Allen & Eaton 2005, 1.)

Muuttopäätöstä tekevien henkilöiden riskiasenteilla on vaikutusta siihen, miten henkilö tekee päätöksensä: riskiä karttava yksilö noudattaa perinteistä käyttäytymismallia, ja muuttaa alueelle, josta hänellä on enemmän tietoa. Sen sijaan riskineutraali henkilö saattaa valita alueen, josta hänellä on vähemmän tietoa (Allen & Eaton 2004, 2-3.)

Tiedon lisääntyminen lisää todennäköisyyttä huomata muutosta seuraavat hyödyt ja haitat. Talusteorian mukaan suurin osa maan sisäisistä työmarkkinoiden dynamiikkaan perustuvista muutoista ovat sellaisia, että lähtö- ja tuloalueiden väliset taloudelliset erot ovat henkilön nykyisellä ja tulevilla reaaliarallisuudella tarkasteltuna pienet. Täydellisen taloudellisen tasapainon tilassa, kun esteitä muutolle ei ole ja kun informaatio on täydellistä, erot alueiden välisissä saavutettavissa tuloissa lähestyvät nolaa. Sen sijaan jos informaatio ei ole täydellistä, yleiseen tasapainoon ei välttämättä päästä. Siitäkin huolimatta muuton esteet ovat hyvin pie-

net. Myös empiria tukee teoreettista näkemystä muuttojen neutraalisuudesta: (1) nettomuutto on vain pieni osa bruttomuutosta ja (2) vertailut, joita on tehty muuttaneiden ja jääneiden tulojen välillä, ovat osoittaneet, että muutosta saadut hyödyt ovat olleet hyvin pienet ainakin viiden muuttoa seuranneen vuoden ajan. (Allen & Eaton 2004, 6-7.)

Useiden tutkimusten mukaan ne muuttajat, joita on käytetty kuvaamaan tietyn alueen informaatiokustannuksia, ovat auttaneet selittämään alueen valintaa muuton kohteeksi. Esimerkiksi on havaittu, että kohde, jonka työmarkkinoiden piirteet olivat samanlaiset lähtöpaikan kanssa, valikoitui todennäköisemmin muuton kohteeksi. Lisäksi etäisyydellä ja paluumuutolla ei ole havaittu olevan merkittävää yhteyttä. (Allen & Eaton 2004, 8-9.)

Epätäydellisen informaation vallitessa todellinen saatavissa oleva hyöty ei ole tiedossa, joten henkilön täytyy arvioida se ennen muuttopäätöstä. Muuttopäätöstä pohtiva henkilö joutuu maksimoi odotettua hyötyä, ei odotettua varallisuutta. Jos riskin karttaminen huomioidaan, informaation määrän kasvattamisella on kaksi vaikutusta odotetun hyödyn arvioihin: 1) arvioidun hyödyn varianssi pienenee kun informaation määrä lisääntyy ja 2) informaation määrän kasvattaminen kasvattaa arviota odotetusta hyödystä (riskin karttamisvaikutus – risk-aversion effect) (Allen & Eaton 2004, 10). Riskin karttamisvaikutuksesta seuraa, että riskiä karttavan henkilön todennäköisyys muuttaa tietylle alueelle j usean vastaavan alueen joukosta saattaa kasvaa, kun henkilöllä on alueelta j enemmän tietoa.

Etäisyyden vaikutus muuttamiseen on liian voimakas kuvatakseen pelkkiä muutosta aiheutuvia kustannuksia. Muita kuin muutosta aiheutuvien kustannusten vaikutusta muuttamiseen voidaan kutsua lisärajoitteiksi (extra-deterrent). Etäisyyttä on pidetty hyvänä oletuksena informaatiokustannuksista: etäisyyden kasvaessa informaatiokustannuksetkin kasvavat. Empiiristen tulosten perusteella henkilöt ovat ainakin jossain määrin riskiä karttavia (Allen & Eaton 2004, 14-15). Lisärajoitteet osoittavat, että etäisyyden kasvu vähentää informaatiota ja että henkilöt ovat riskiä karttavia. Allenin ja Eatonin käyttämä malli pystyy ennustamaan muuttovirrat molempiin suuntiin, alueelle suuntautuvat ja alueelta suuntautuvat. Mallin mukaan, mikäli henkilöt ovat riskineutraaleja, muuttovirrat ovat hyvin suuria määriltään. Riskin karttamisen lisääntyminen pienentää niitä. Riskin karttaminen toimii eräänlaisena ”sosiaalisena liimana”, ja vähentää riskineutraalien ominaisuuksien taipumusta aiheuttaa huonoja muuttovalintoja epätäydellisen informaation vallitessa (Allen & Eaton 2004, 15).

3.2 Työttömyys, muuttoliike ja työn etsintä

Työttömyyden ja muuttoliikkeen välinen yhteys on kahdensuuntainen. Tarkasteluissa voidaan huomioida, miten työttömäksi joutuminen vaikuttaa muuttopäätökseen, tai miten muuttopäätös vaikuttaa työttömyyden jatkumiseen. Työttömyyden vaikutuksella muuttoliikkeeseen on kolme syytä:

- talouden kokonaistyöttömyys,
- aluetalouden työttömyys, tai
- henkilökohtainen työttömyys

(Tervo 2002, 27). Korkea kokonaistyöttömyys heijastaa kansantalouden tilaa, ja voi olla esteenä muuttopäätökselle, mikäli henkilö ei usko parempia työpaikkoja löytyvän muualta. Korkea työttömyys alueella voi sen sijaan olla muuttopäätöstä kannustava tekijä, sillä henkilö voi nähdä paremmat työpaikkamahdollisuudet muualla. Henkilökohtainen työttömyys vaikuttaa siten, että työttömälle voi olla kannattavaa etsiä työtä laajemmalla alueella (Tervo 2002, 27). Työttömäksi joutuvalla henkilöllä on kolme menettelytapaa. Hän voi jatkaa työnhakua omalla alueellaan, hän voi lopettaa työnhaun ja poistua työvoimasta, tai hän voi muuttaa toiselle alueelle (Mauro & Spilimbergo 1999, 5).

Uudelleen työllistyminen työpaikan menettämisen jälkeen riippuu työn hakijan ominaisuuksista, sekä mahdollisessa uudessa työpaikassa vaadittavista ominaisuuksista. Työpaikka- ja työntekijäkohtaisten ominaisuuksien lisäksi alueiden rakenteelliset erot voivat vaikuttaa työn saantiin. (Herzog & Schlottmann 1995, 554). Rakenteellisten muutosten syitä ovat esimerkiksi yritysten tuotannon siirto halvemmän työvoiman maihin. Työn etsintään liittyvä muuttaminen (relocation) ei merkittävästi vaikuta työn saannin todennäköisyyteen. Iän karttuminen ja tuotantotyön tekeminen vähentävät, mutta naimisissa olo ja koulutus kasvattavat todennäköisyyttä työllistyä uudelleen. Henkilön työpaikkana olleen toimipaikan sulkemisella on todennäköisyyttä kasvattava vaikutus. USA:ssa henkilön asuinsijainnilla on tilastollisesti merkittävä vaikutus työllistymiseen: tietyllä väestönlaskenta-alueella asuminen parantaa todennäköisyyttä työllistyä. Ainakin USA:ssa alueiden välillä oli eroja, jotka vaikuttivat työnsaantiin. (Herzog & Schlottmann 1995, 559-561). Maan sisäisten alueellisten työmarkkinoiden kehitys vaihtelee johtuen eroista alueiden tuottavuudessa, tulomuutossa, ja väestö- ja toimialarakenteessa. Työpaikkoja syntyy enemmän kasvavilla alueilla, joissa palveluala on suhteessa muihin toimialoihin suuri. (Böckerman, Hämäläinen & Maliranta 2004, 123-124). Alueet, jotka onnistuvat hyvin luomaan työpaikkoja, kärsivät myös huomattavasta työpaikkojen kadosta.

Alueiden teollisuusrakenteiden erot eivät pysty selittämään tätä vaihtelua kokonaan (Böckerman et al. 2004, 111).

Tarkasteltaessa kahta aluetta, *i* ja *j*, työllistymistodennäköisyyden erotus näiden alueiden välillä voidaan jakaa kahteen vaikutukseen, ”endowment” ja ”structural”. Structural- eli rakennevaikutus kuvaa todennäköisyyttä saada työpaikka alueelta *i* verrattuna alueeseen *j*. Se mittaa alueellisesti sitä, miten hyvin työpaikoissa vaaditut ominaisuudet vastaavat työpaikkansa menettäneiden ja työpaikkaa etsivien ominaisuuksia. Se on siten mittari alueelliselle rakenteelliselle työttömyydelle. Rakennevaikutusten tarkastelun perusteella USA:ssa Southväestönlaskenta-alueella oli parhaimmat uudelleen työllistymisen mahdollisuudet (Herzog & Schlottmann 1995, 567). Siten alueella on merkitystä, ja politiikkavaihtoehtoja mietittäessä rakenteellisten vaikutusten huomiointi on tärkeää. Alueellisten työttömyserojen vähentämisen ja paikallisiin työvoiman kysyntään kohdistuviin shokkeihin reagoinnin merkittävä este on keskitetty palkkaneuvottelujärjestelmä, Espanjassa tehdyn tutkimuksen päätelmien mukaan (Mauro & Spilimbergo 1999, 12). Suomessa on myös ollut käytössä keskitetty tulopolitiikka 1960-luvulta lähtien (Korkman 2007, 33).

Työttömyyden, muuttamisen ja uudelleen työllistymisen välisiä yhteyksiä käsittelevissä tutkimuksissa sovellettuihin ekonometrisiin malleihin on otettu sekä henkilökohtaisia, että alueellisia muuttujia. Muuttopäätöstä on mallinnettu binäärisellä (muuttaa – ei muuta) muuttujalla, ja muuton kohdealuetta ei aina ole huomioitu mitenkään. Useiden tutkimusten tuloksena on, että henkilön työttömyys merkittävästi kasvattaa muuton todennäköisyyttä. Vaikutus vaihtelee voimakkuudeltaan valtioiden ja väestön alaryhmien, kuten rodun, sukupuolen, ammatin, aiemman liikkuvuuden ja syntymäpaikan mukaan. Työttömyyden vaikutus todennäköisyyteen, että henkilö muuttaa, vähenee työttömyyden pitkittyessä, mutta se lisääntyy

- jos henkilö kuuluu ammattiliittoon.
- henkilölle mahdollisten muuttojen etäisyyksien vaihtelun mukaan.
- henkilön lähtöalueen matalasuhdanteen vakavuuden mukaan.

Henkilön työttömyyden näkökulmasta työperäinen muutto on mikrotasolla tehokasta. (Herzog, Schlottmann & Boehm 1993, 329-332.)

Työntekijöillä muuttopäätös työttömäksi joutumisen seurauksena riippuu vallitsevasta työllisyystilanteesta alueiden välillä (Pekkala & Tervo 2002, 4). Suomea koetellut lama 1990-luvun

alussa aiheutti muutoksia työpaikkojen jakautumiseen alueiden kesken, ja siitä seurasi alueiden väliseen työpaikkakehitykseen liittyen seuraavia piirteitä:

- Alueet eroavat huomattavasti siinä, miten ne onnistuvat luomaan työpaikkoja.
- Työpaikkojen häviämisen vaihtelu ei ole yhtä huomattavaa.
- Elpyminen lamasta alueittain tapahtui sekä uusien työpaikkojen luomisen kautta että työn häviämistason pienemisen kautta.

(Böckerman et al. 2004, 110). Useilla alueilla lama hävitti työpaikoista noin viidenneksen, mikä osaltaan tukee havaintoa, että alueet ovat työpaikkojen häviämisten osalta samanarvoisia (Tervo 2002, 26). Poliittikaohjelmat, joilla pyritään tukemaan työttömäksi jääneitä taantuvilla alueilla, vähentävät näiden henkilöiden kannustimia ottaa vastaan matalampipalkkaisia töitä tai muuttaa, joten työttömyysturva vähentää työnhakua ja nostaa osallistumisastetta (Mauro & Spilimbergo 1999, 12-13).

Lähtöalueen työttömyysastetta käytetään usein yhtenä selittävästä muuttujista. Sen merkittävyys lähtömuuton selittäjänä vaihtelee. Sitä työttömyysastetta, joka implikoi korkeaa alueellista työttömyyttä, ja jolla on poismuuttoa kiihdyttävä vaikutus, voidaan käyttää aggregaattitasolla mittana työmarkkinoiden tehokkuudesta (Herzog et al. 1993, 332-333). Tutkimusten perusteella vaikutus on lisäksi makrotasolla tehokasta Yhdysvaltojen työmarkkinoilla. Taloudellisen aktiivisuuden lisääntyminen Suomessa laman jälkeen kiihdytti myös muuttoliikettä (Tervo 2002, 27).

Mikro- ja makrotason tehokkuusarvioinnin lisäksi monissa tutkimuksissa on tarkasteltu sitä, miten työttömien muuttaminen vaikuttaa heidän uudelleen työllistymisen todennäköisyyteen. Monimuuttuja-analyysin ja mikrotason aineistojen avulla muuttamisen vaikutus uudelleen työllistymiseen voidaan arvioida, mutta muuttajien valinnoilla on suuri merkitys tuloksiin, ja on mahdollista, ettei tutkimuksissa ole onnistuttu määrittämään sopivia *ceteris paribus* -ehtoja (Herzog et al. 1993, 334-335). Siksi tutkimusten tulokset ovat usein keskenään ristiriitaisia. Työttömän muuttajan uudelleen työllistymisessä informaatiolla on tärkeä merkitys (Herzog et al. 1993, 336). Muuttopäätöksiä ja informaation merkitystä on käsitelty luvussa 3.1. Henkilöillä, joilla on vähän koulutusta, on vähemmän informaatiota vaihtoehtoisista työmarkkinoista korkeammin koulutettuihin verrattuna, joten heillä on suurempi todennäköisyys poistua työmarkkinoilta kokonaan (Mauro & Spilimbergo 1999, 8).

Seuraava työn etsinnän teoreettinen malli kuvaa työttömän työnhakijan optimaalista menettelytapaa työpaikkaa etsiessään, kun hän haluaa maksimoida odotettua, etsintäkustannuksilla vähennettyä tuloaan. Mallissa on seuraavat oletukset:

- Aikajänne on ääretön.
- Työn hakijat saavat yhden työtarjouksen jokaista aikaperiodia kohden, mistä koituu etsintäkustannuksia ja -kuluja c .
- Työpaikat ovat palkkoja lukuun ottamatta homogeenisiä.
- Palkkojen jakautuminen $F(x)$ on annettu, ja kaikki työnhakijat tuntevat jakauman parametrit.
- Etsijöiden taidot ovat identtiset, ja he käyttäytyvät riskineutraalisti, eli he maksimoivat odotettua nettotuloa, eivät hyötyfunktioitaan.

Optimaalinen menettelytapa työnhakijalle näiden ehtojen vallitessa on asettaa reservaa-tiopalkka (*reservation wage*) ja hyväksyä ensimmäinen tarjous, joka ylittää sen. Tällä palkka-tasolla on se vaikutus, että etsinnän jatkamisella seuraavaan periodiin on rajakustannus, joka on yhtä suuri kuin tarjouksesta saatava odotettu rajahyöty:

$$c = \int_{\psi}^{\infty} (x - \psi) f(x) dx, \quad (3.4)$$

jossa ψ on reservaa-tiopalkka.

Työn etsinnän mallissa on kuitenkin puutteita. Yksittäisellä henkilöllä on epävarmuus palkan jakaumasta, mutta työnantajalla ei ole epävarmuutta työntekijöistä. Työnhakijat saavat jokai-nen yhden työtarjouksen aikaperiodissa, eli malli jättää kilpailun huomioimatta. Lisäksi palk-kajakaumien dynaamiset muutokset ja työmarkkinoilla ajan oloon tapahtuvat muutokset jää-vät vähälle huomiolle. (Rogerson & MacKinnon 1981, 89-90.)

Kaavassa 3.4 esitettyä mallia voidaan kehittää ottamalla huomioon n eri aluetta, ja sallimalla muuttoliike. Muuttajilla voi olla eri motiivit muutolle: he voivat olla joko spekulatiivisia muuttajia, jotka muuttavat ensin ja etsivät työtä vasta sitten, tai työsopimuksen kanssa muutta-jia, jotka muuttavat vasta työsopimuksen tehtyään (Rogerson & MacKinnon 1981, 93). Aluksi tarkastellaan spekulatiivisia muuttajia.

Oletetaan, että aikaperiodissa on R kierrosta. Muutto tapahtuu vastauksena todelliselle tai ole-tetulle alueiden välisten avoimien työpaikkojen jakautumiselle jokaisen aikaperiodin alussa. Muutot jakautuvat tasan yhden aikaperiodin kierrosten R kesken. Muuttaminen on vastaus

informaatioon, jota henkilöt ovat saaneet ystäviltä, sukulaisilta, mediasta ja työn antajien tai työvoimatoimistojen mainoksista. Henkilöt muuttavat havaintojensa perusteella, jotka he perustavat vaihtoehtoisten kohdealueiden suhteelliseen vetovoimaan. Muutto i :stä j :hin on funktion kohteiden suhteellisesta vetovoimasta, mitattuna informaation virralla, joka on diskontattu etäisyyden mukaan:

$$M_{ij}^t = f[(A_{ji}^t / d_{ji}^\beta) / (\sum_j A_{ji}^t / d_{ji}^\beta)]. \quad (3.5)$$

Tieto työpaikoista, joka i :ssä olevalla henkilöllä on j :stä, voidaan jakaa kolmeen komponenttiin:

$$A_{ji}^t = \frac{\gamma M_{ij}^{t-1} V_j^t}{N_i^t} + \kappa V_j^t d_{ij}^\phi + \alpha A_{ji}^{t-1}. \quad (3.6)$$

Oikealla puolella olevat kolme termiä ovat: (1) yhteydenpito aiemmilta alueelle j muuttaneilta, kuten ystäviltä tai sukulaisilta (interaktiivinen informaatio), (2) etäisyyden mukaan diskontattu informaatiovirta työnantajilta j :ssä henkilöille i :ssä (lähdeinformaatio, *source information*), ja (3) aiemmilta aikaperiodeilta saadun informaation säilyminen. Termi γ kuvaa interaktiivisen yhteydenpidon tehokkuutta, κ kuvaa lähdeinformaation tehokkuutta ja α sitä astetta, jolla työntekijät säilyttävät aiempaa informaatiota. (Rogerson & MacKinnon 1981, 93-94.)

Tietokonesimulaatioiden perusteella henkilöiden reagoissa työpaikoista tekemiinsä havaintoihin, spekulatiivinen muutto voi olla tehokas keino vähentää alueellisia eroja työttömyysasteissa. Kun muuton kustannukset ovat nolla (ts. kun kaavassa (3.5) $\beta = 0$), ja jos informaatio on täydellistä, väestö jakaantuu uudelleen siten, että mahdolliset alussa olevat erot alueellisessa kilpailussa työpaikoista häviävät. Jos informaatio on epätäydellistä, ja mikäli sama määrä työpaikkoja syntyy eri alueilla, havainnot tulevat jossain vaiheessa olemaan oikeat. Tasapainossa työttömyysaste tulee olemaan sama kuin täydellisen informaation vallitessa, mutta se aika, joka tasapainoon pääsemiseen tarvitaan, on negatiivisessa suhteessa yhteydenpitoasteeseen ja positiivisessa suhteessa vanhan tiedon säilyttämisen asteeseen. (Rogerson & MacKinnon 1981, 94.)

Täydellinen työvoiman liikkuvuus saattaa olla ei-toivottavaa, mikäli syntyvien työpaikkojen määrässä on alueiden välisiä eroja. Liian monen henkilön reagoissa informaatioon suuresta määrästä avoimia työpaikkoja sellaisilla alueilla, joilla työpaikkojen vaihtuvuus on suurta, henkilöt jatkavat alueen työmarkkinoille tuloa, vaikka työpaikat olisivat jo täytetty. Tietokonesimulaation perusteella jonkin asteinen kitkaisuus saattaa estää liiallisen muuton korkean

työpaikkojen vaihtuvuuden alueille. Jos muuttokustannukset ovat niin korkeat, ettei kukaan muuta, kaikille alueille voidaan laskea omat työttömyysasteen ja työpaikkojen määrän tasapainoarvot, sillä silloin jokainen yksittäinen alue on suljettu työmarkkina. Tällöin, jos alussa alueiden välillä oli eroja työvoiman kilpailussa työpaikoista, seurauksena ovat alueelliset erot työttömyysasteissa. Käytännössä kuitenkin tasapaino itsessään ei ole kiinnostavin, vaan poikkeamat siitä. Eri alueilla on eri liikkumisasteet, mikä puolestaan vaikuttaa alueellisiin työttömyyseroihin. Liikkuvuuden ja informaation puute estää henkilöitä tulemasta alueille, jossa olisi enemmän työpaikkoja. Työvoiman liikkuvuuden avustaminen voi olla tehokkaampi ja kustannuksiltaan vähäisempi keino vähentää työttömyyttä kuin työpaikkojen luominen korkean työttömyyden alueelle. (Rogerson & MacKinnon 1981, 94-95.)

Työn etsintä ei ole satunnaista, jos työn etsijät ovat heterogeenisiä. Jos näin olisi, korkeasti koulutetuilla ilmenisi myös työttömyyttä, matalan taitotason työntekijöistä olisi myös kovaa kilpailua ja useampi työpaikka jäisi täyttämättä. On realistisempaa olettaa ei-satunnainen etsintä, jossa henkilöt etsivät töitä oman taitotasonsa mukaisesti. Kun etsintä on ei-satunnaista, parempitaitoisten henkilöiden voi olla vaikeampi löytää töitä verrattuna tilanteeseen, jossa etsintä olisi täysin satunnaista. Tämän vaikutuksen kuitenkin oletetaan kumoutuvan sillä, että mahdollisen saadun työpaikan palkka on korkea. Nyt vähempitaitoisten työntekijöiden voi olla helpompi saada töitä, koska kilpailu työpaikoista vähenee, sillä parempitaitoiset eivät haittele vähempitaitoisten työpaikkoja. Vähempitaitoiset työntekijät eivät voi täyttää sellaisia työpaikkoja, jotka vaativat korkeaa osaamistasoa. Mikäli alueen työllisyystilanne on sellainen, että työpaikkoja on tarjolla vain korkeamman taitotason henkilöille, voidaan tilannetta yrittää auttaa työttömien osalta seuraavin keinoin: 1) voidaan ottaa käyttöön ohjelmia, joilla pyritään luomaan työpaikkoja työttömille tai kouluttaa heitä, ja 2) voidaan luoda ohjelmia, joilla kannustetaan muuttoa alhaisen työttömyyden alueille. (Rogerson & MacKinnon 1981, 99-100.)

4 TUTKIMUKSIA TOIMIPAIKAN HÄVIÄMISEN VAIKUTUKSISTA

Työpaikkojen ja työntekijöiden bruttovirtoja tarkastelleen tutkimuksen mukaan länsimaissa noin 10 % työpaikoista tuhoutuu joka vuosi, ja saman verran syntyy uusia (Davis & Haltiwanger 1999). Tutkimuksessa huomioidaan myös, että suurin osa tuhoutuneista työpaikoista ei avaudu uudelleen ainakaan muutamaan vuoteen. Sama jatkuvuus pätee myös syntyneisiin työpaikkoihin: ne eivät sulkeudu muutamaan vuoteen. Tuottavat ja innovoivat yritykset laajentavat, ja huonommin tuottavat yritykset supistavat tuotantoaan. Tätä prosessia tarkoitetaan luovan tuhon käsitteellä. Luovasta tuhosta aiheutuvat uudelleenjärjestelyt eivät kuitenkaan lankea tasaisesti työntekijöiden kesken. (Huttunen et al. 2006, 1).

Luova tuho liittyy myös toimipaikkojen katoamiseen. Kannattamattoman yrityksen supistaessa tai lopettaessa toimintansa, toimipaikkojen sulkemiset saattavat olla yritysjohdolle mahdollisia ratkaisuja. Tällöin toimipaikan sulkeutuessa myös työntekijät menettävät työpaikkansa ja joutuvat suunnittelemaan tulevia toimiaan muuttuneissa olosuhteissa. Työttömäksi joutuneilla palkka- ja urakehitys vaarantuu, ja uudelleen työllistyminen voi olla vaikeaa, etenkin jos henkilön inhimillinen pääoma on voimakkaasti tietyn toimialan vaatimusten mukaista.

4.1 Työpaikan menettämisen vaikutukset työuraan ja tuloihin

Huttunen et al. (2006) viittaavat useisiin Yhdysvalloissa ja Euroopassa tehtyihin työpaikan menettämistä koskeviin tutkimuksiin. Yhdysvalloissa tehtyjen tutkimusten perusteella työtulojen ja työllisyyden menetykset ovat merkittäviä ja pitkäkestoisia. Eurooppalaisia tutkimuksia on tehty vähemmän ja niiden tulokset eivät ole yhtä selviä. Euroopassa työtulojen menetykset eivät ole yhtä suuria kuin Yhdysvalloissa, mutta työttömyysjaksot ovat pidemmät (Kuhn 2002, 33). Useissa aiemmissä tutkimuksissa käytetään työvoimaan kuuluvia henkilöitä mittaamaan työtulojen menetyksiä ja uudelleen työllistymistä (Huttunen et al. 2006, 1). Tämä saattaa aliarvioida todellisia kustannuksia, sillä työn menettäminen voi saada henkilön poistumaan työvoimasta kokonaan.

Huttunen et al. (2006) käyttävät analyysissään aineistona yhteen sovitettua työntekijä-työnantaja-aineistoa norjalaisista työntekijöistä ja työpaikoista vuosina 1988–1998. Väestönlaskenta-aineiston etu on, että sen avulla voidaan tunnistaa myös ne henkilöt, jotka ovat työvoiman ulkopuolella. Tutkimuksessa tarkastellaan todennäköisyyttä, että työntekijät poistuvat työvoimasta kokonaan työpaikan menettämisen johdosta, ja työpaikan menettämisen vaikutusta ansiotuloihin ja työvoimaan jääneen henkilön uudelleen työllistymisen mahdollisuuteen.

Tutkimuksessa henkilöt jaetaan kolmeen käsittelyryhmään (treatment group) ja kahteen vertailuryhmään (control group). Käsittelyryhmät ovat:

1. Henkilöt, jotka menettivät työpaikkansa, kun toimipaikka lopetti (exit-layoffs).
2. Henkilöt, jotka lähtivät toimipaikasta omatoimisesti ennen kuin se lopetti (early-leavers).
3. Henkilöt, jotka lähtivät toimipaikoista, joissa tehtiin laajoja työntekijöiden määrien vähennyksiä, ilman lopettamista (downsizing-plant-separators).

Vertailuryhmään kuuluvat kaikki muut työntekijät, eivät ainoastaan työpaikkansa säilyttäneet, vaan myös ne, jotka lähtivät toimipaikoistaan muista kuin toimipaikan lopettamiseen liittyvistä syistä. Aineistona Huttunen et al. (2006) käyttivät Norjan tilastoviranomaisen keräämiä tietoja. Ne käsittivät kaikki Norjassa vuosina 1988–1998 asuneet 16–74-vuotiaat henkilöt. Tietoja oli työsuhteista, tötuloista, koulutuksesta, työmarkkinastatuksesta ja useista demografisista muuttujista, kuten sukupuolesta, iästä, kokemuksesta ja perhesuhteista. Jokainen henkilö oli identifioitu omalla tunnistekoodillaan, joten työntekijöiden seuraaminen oli mahdollista myös ajan mukaan. Jokainen yritys oli identifioitu omalla yritys- ja toimipaikkakoodillaan, mikä mahdollisti työntekijän ja työpaikan yhteensovittamisen. Toimipaikkakohtaisia ja alueiden työmarkkinakohtaisia muuttujia oli myös saatavilla. Otos muodostettiin siten, että aluksi valittiin ne 25–55-vuotiaat mieshenkilöt, jotka olivat kokopäivätoisissa vähintään viiden työntekijän tuotantolaitoksissa vuonna 1991. Vuosi 1991 valittiin, koska tutkijat halusivat analysoida paitsi työpaikan menetystä seuraavia vuosia, myös työhistoriaa työpaikan menetystä edeltävinä vuosina. Lisärajoite oli, että työntekijällä ei saanut olla aiempaa työpaikan menetystä ja hänen tuli kuulua työvoimaan vuosina 1988–1991. Otoksen kooksi tuli 114 740 työntekijää.

Määritelmän mukaan työpaikan menettänyt työntekijä on henkilö, joka vastentahtoisesti joutuu luopumaan työpaikastaan eksogeenisen shokin johdosta. Vapaaehtoisesti työpaikkaansa vaihtavat, tai jonkin henkilökohtaisen syyn takia irtisanotut eivät kuulu otokseen. Tutkimuksen kohteena ovat henkilöt, jotka lähtevät toimipaikasta, joka lopettaa toimintansa, tai joka

vähentää työntekijöitään yli 30 % samana vuonna kuin toimipaikasta lähteminen tapahtuu. Työvoiman ulkopuolella oleva on henkilö, jolla ei ole toimipaikkaan viittaavaa tunnusta. Työvoiman ulkopuolella oleviin kuuluvat työntekijät, jotka ovat työkyvyttömyyseläkkeellä, tai jotka kuuluvat johonkin työvoimaohjelmaan. Työllisyyttä mitataan vuoden mittaan kokopäivätyötä vastaavina kuukausina. Työtuloja mitataan vuosittaisena tulona, josta maksetaan eläkettä. Siihen kuuluvat tavallinen työstä saatu tulo, itsenäisenä yrittäjänä saatu tulo, tai sairaudesta, vanhemmuudesta tai työttömyydestä avustuksena saatu tulo.

Tutkimuksessa tarkastellaan myös kaikkien viiden ryhmän (kolme käsittelyryhmää ja kaksi vertailuryhmää) eri ominaisuuksien keskiarvoja. Tuloksena on, että ryhmien väliset havaittavat erot ovat pieniä. Työpaikkansa menettäneet ovat hieman nuorempia, paremmin koulutettuja ja heillä on lyhyemmät työurat toimipaikassa verrattuna vertailuryhmään. Sen lisäksi käsittelyryhmän jäsenet ovat ansainneet hieman enemmän ennen työpaikan menettämistään. Ensimmäisen käsittelyryhmän jäsenet (exit-layoffs) ovat keskimäärin hieman vanhempia muihin käsittelyryhmiin verrattuna.

Toimipaikkatasolla tutkijat huomioivat, että keskimääräinen toimipaikan koko otoksessa on 41 työntekijää, joka heidän mukaansa viittaa Norjan yleiseen teollisuuden rakenteeseen. Lopettavat ja työntekijöitään vähentävät toimipaikat ovat hieman muita pienempiä. Lopettavissa toimipaikoissa on keskimäärin 23 työntekijää ja työntekijöitä vähentävissä 30. Keskimääräinen työsuhteen kesto on lopettavissa toimipaikoissa 1,3 vuotta lyhyempi ja työntekijöitä vähentävissä 0,8 vuotta lyhyempi verrattuna kaikkien toimipaikkojen keskiarvoon. Lopettavat yritykset ovat keskimäärin kaksi vuotta muita nuorempia.

Vuonna t lopettava toimipaikka on sellainen, joka on toiminnassa vuonna t , mutta ei enää vuonna $t+1$, $t+2$, tai siitä eteenpäin. Jos toimipaikka perustetaan uudelleen myöhemmin, sen työntekijöitä ei enää huomioida otoksessa. Sama pätee tapaukseen, jossa toimipaikka lopettaa, mutta jonka työntekijöistä suurin osa työskentelee vastaavanlaisessa toimipaikassa, jolla on eri tunnusnumero. Tällaisessa tapauksessa kyseessä voi olla toimipaikan sijainnin vaihtuminen, tai sen tuotannon tai omistuksen vaihtuminen.

4.1.1 Malli

Huttunen et al. analysoivat ekonometrian avulla työpaikan menettämisen vaikutusta todennäköisyyteen olla työvoiman ulkopuolella seuraavina vuosina. He käyttivät seuraavanlaista probit-mallia:

$$P(E_i) = \Phi(\mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}_i\boldsymbol{\gamma} + D_i\boldsymbol{\delta}), \quad (4.1)$$

jossa E (exit) on dummy-muuttuja, joka kuvaa työntekijän olemista työvoiman ulkopuolella. \mathbf{X} on havaittavien työntekijän ominaisuuksien vektori, johon kuuluu koulutuksen määrä vuosina, ikä, ikä neliötynä, ennen työpaikan menettämistä olleen työsuhteen kesto ja ennen työpaikan menettämistä ollut perhesuhde. \mathbf{Z} on toimipaikka- ja alueellisten työmarkkinakohtaisten ominaisuuksien vektori, johon kuuluu toimipaikan koko ennen työpaikkojen loppumista, työmarkkinoiden koko ennen työpaikkojen loppumista ja alueellinen työttömyysaste ennen työpaikkojen loppumista. D on dummy-muuttuja sille, oliko työntekijä menettänyt työpaikkansa aikavälillä toukokuu 1991 – toukokuu 1992. Malli estimoitiin erikseen jokaiselle työpaikan menettämisen jälkeiselle vuodelle, eli vuosille 1991–1997. Yhtälöä (4.1) muokattiin myöhemmin siten, että kaikki kolme käsittelyryhmää voitiin erottaa. Malli estimoitiin erikseen kaikille eri työntekijöiden ryhmille.

Työpaikkansa menettämisen johdosta henkilön todennäköisyyden poistua työvoimasta lisäksi analysoitiin, miten työpaikan menettäminen vaikuttaa työllistymiseen ja ansiotuloihin työvoimaan jäävillä henkilöillä. Tällöin malli oli seuraavanlainen:

$$Y_{it} = \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}_{it}\boldsymbol{\gamma} + \sum_{j=-3}^7 D_{it-j}\boldsymbol{\delta}_j + \tau_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad (4.2)$$

jossa Y on joko työllisyyskuukausien määrä tai vuosittaisen verotettavan tulon luonnollinen logaritmi. \mathbf{X} ja \mathbf{Z} ovat kuten yllä. Aikadummy-muuttujat, τ_t :t, lisättiin, samoin kuin jossain spesifikaatioissa käytetyt kiinteät vaikutukset (*individual fixed effects*), α_i :t. Mielenkiinnon kohteena ovat dummy-muuttujat D_{it-j} :t, jotka indikoivat, tapahtuiko työpaikan menettäminen ajankohtana $t-j$, jossa t on vuosi, jona havainto tehtiin. Työpaikan menettämisen annettiin vaikuttaa työmarkkinoiden tuloksiin neljän vuoden ajan ennen sen tapahtumista ja seitsemän vuotta sen jälkeen, joten $j = -3, \dots, 0, \dots, 7$.

On tärkeää huomata, että työpaikan menetys ei välttämättä ole eksogeenista työntekijöiden näkökulmasta. Kuitenkin toimipaikkojen sulkeminen ja/tai työntekijöiden vähentäminen on työnantajan toiminnallinen vastaus eksogeeniseen shokkiin. Työntekijän henkilökohtaisilla

ominaisuuksilla siten tuskin on suurta merkitystä toimipaikan lopettamiseen tai laajoihin työvoiman vähentämisiin. Huttunen et al. (2006, 19) huomioivat myös, ettei minkään käsittelyryhmän valinta voi olla täysin satunnaista. Tähän on kaksi syytä. Ensiksi, valikoitumista tapahtuu, kun toimipaikkoja sijoitetaan lopettaviin tai työvoimaansa vähentäviin. Tällaiset toimipaikat ovat keskittyneet aloille ja alueille, joilla työvoiman tarve on vähentynyt. Tämä puolestaan vaikuttanee näissä toimipaikoissa työskennelleiden tuleviin työllistymismahdollisuuksiin, sillä heidän inhimillinen pääomansa on kohdentunut ongelmassa oleville sektoreille tai ammattiteille. Toiseksi, työpaikkansa menettäneet työntekijät saattavat olla valikoitunut otos saman teollisuudenalan, alueen tai yrityksen sisältä.

Valikoitumiseen voi olla useita syitä. Ongelmassa olevilla toimipaikoilla on kannustin irtisanoa ne työntekijät, joilla tuottavuus on matala suhteessa palkkaan. Tässä tapauksessa käsittelyryhmän kaksi viimeistä alaryhmää (early-leavers ja downsizing-plant-separators) voivat olla valikoituneita. Niillä työntekijöillä, joilla on suhteellisesti paremmat edellytykset menestyä ulkoisilla työmarkkinoilla ja joilla on vähemmän yrityskohtaista inhimillistä pääomaa, on suurempi todennäköisyys irtisanoutua, jos heidän työsuhteensa muuttuu epävarmaksi. Toimipaikan sulkemista edeltää usein laajojen työntekijävähennysten kausi, joten jos vähennysten aikana toimipaikasta lähtee valikoitunut joukko, myös lopettamiseen saakka jäävät ovat valikoituneet. Jotta eroja pystyttäisiin vertailemaan, muodostettiin malli, jossa työpaikan menetyksen vaikutuksen annetaan vaihdella koeryhmien kesken:

$$Y_{it} = \mathbf{X}_{it}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{Z}_{it}\boldsymbol{\gamma} + \sum_{j=-2}^8 \text{EXIT}_{it-j}\lambda_j + \sum_{j=-2}^8 \text{EARLY}_{it-j}\mu_j + \sum_{j=-2}^8 \text{DOWN}_{it-j}\nu_j + \tau_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}, \quad (4.3)$$

jossa selitettävä muuttuja ja kovariaatit ovat kuten yhtälössä (4.2). *EXIT*, *EARLY* ja *DOWN* ovat dummy-muuttujia.

Työpaikan menettämisen vaikutukset eivät välttämättä ole jakautuneet samalla tavalla erilaisilla ominaisuuksilla varustettujen työntekijöiden kesken. Tarkastellakseen työpaikan menettämisen vaikutusten heterogeenisyyttä, malliin lisättiin interaktioita työpaikan menettämisen

dummy-muuttujien ja \mathbf{X} ja \mathbf{Z} vektoreiden muuttujien kesken:

$$\begin{aligned}
 Y_{it} = & \mathbf{X}_{it}\beta + \mathbf{Z}_{it}\gamma + \sum_{j=-3}^7 D_{it-j}\delta_j \\
 & + \sum_{j=-3}^7 \mathbf{X}_{it} \times D_{it-j}\theta_j + \sum_{j=-3}^7 \mathbf{Z}_{it} \times D_{it-j}\theta_j + \tau_t + \alpha_i + \varepsilon_{it}
 \end{aligned} \tag{4.4}$$

4.1.2 Tulokset

Seuraavassa on joitakin tutkimuksessa saatuja tuloksia:

- Työpaikan menettäminen kasvattaa todennäköisyyttä poistua työvoimasta etenkin pitkällä aikavälillä. Noin 13 % työpaikkansa menettäneistä henkilöistä poistuu työvoimasta seuraavan seitsemän vuoden aikana. Vertailuryhmällä (muut, kuin työpaikkansa menettäneet) vastaava osuus on 8 %. Tutkittaviksi henkilöiksi on valittu iältään 25–55-vuotiaat, joten eläkkeelle siirtyminen on huomioitu.
- Työpaikkansa menettäneet työvoimaan jäävät henkilöt työskentelevät keskimäärin 2,4 kuukautta vähemmän seuraavana vuonna vertailuryhmään verrattuna. Seitsemän vuoden kuluttua vähennys on keskimäärin vain muutama päivä. Ansiotulo vähenee noin 4 % työpaikan menetyksestä seuraavana vuonna. Työpaikan menetyksestä 2–4 vuotta myöhemmin vähennys on 5 %, mutta sen jälkeen ero vertailuryhmään kaventuu seitsemässä vuodessa nolnaan.
- Lyhyellä aikavälillä niillä työntekijöillä, jotka menettivät työpaikkansa toimipaikan lopettamisen johdosta, on pienempi todennäköisyys olla työttömänä, kuin työntekijöillä, joiden toimipaikat eivät lopeta vaan vähentävät työvoimaansa. Pitkällä aikavälillä tilanne on päinvastainen. Syynä voi olla, että ne toimipaikat, jotka ainoastaan vähentävät työvoimaansa, saattavat myöhemmin palkata uudelleen vanhat työntekijänsä.
- Jos työntekijällä on vähän koulutusta, hänellä on vaikeampaa työllistyä uudelleen työpaikan menetyksen sattuessa. Sama pätee niihin työntekijöihin, jotka menettivät työpaikkansa pienessä toimipaikassa. Selityksenä ensimmäiseen on, että korkeasti koulutetuilla on enemmän henkistä pääomaa ja he ovat joustavampia työmarkkinoilla. Jälkimmäisessä tapauksessa isommilla yrityksillä saattaa olla mahdollisuus avustaa irtisanottuja työntekijöitään löytämään uusia työpaikkoja.
- Siirtyminen saman yrityksen toiseen toimipaikkaan työpaikan menetyksen johdosta on melko yleistä, sillä lyhyellä aikavälillä 20 % entisistä työntekijöistä löysi uuden työpaikan samasta yrityksestä. Sektoreittain tarkasteltuna ilmiö on voimakkaampi: 48 %

työpaikkansa menettäneistä henkilöistä on edelleen töissä samalla teollisuuden alalla. Toiselle tuotantosektorille siirtyy 4 %. Yksityiselle sektorille palvelualalle siirtyy 20 %. Vain 2 % siirtyy julkiselle sektorille. Työpaikkojen menettäminen toimipaikkojen sulkemisen johdosta muokkaa voimakkaasti teollisuusrakennetta.

(Huttunen et al. 2006, 25-32.)

4.2 Toimialakohtainen henkinen pääoma ja työpaikan menettäminen

Inhimillisen pääoman tarkastelussa keskitytään yleensä henkilöiden yleisiin taitoihin ja tietoihin, kiinnittämättä huomiota toimialakohtaiseen inhimilliseen pääomaan (Neal 1995, 653). Nealin (1995, 653-654) mukaan toimialakohtainen inhimillinen pääoma tarkoittaa sellaisia tietoja ja taitoja, joita tarvitaan vain tietyllä toimialalla, ja hän esittää, että toimialakohtaisella pääomalla on merkitystä henkilön tulevalla työuralla. Vastakkaisia näkemyksiä on myös esitetty, eli että toimialakohtaisen inhimillisen pääoman soveltuvuus on laajempaa (Poletaev & Robinson 2008, 28).

Neal käyttää aineistonaan USA:n kuukausittain tehtävää väestölaskennan tilastoa (Current Population Survey), johon oli tehty vuosien 1984, 1986, 1988 ja 1990 tammikuussa lisätilasto Displaced Worker Supplement (DWS). DWS:ssä on muun muassa tietoja siitä, onko henkilö menettänyt työpaikkansa toimipaikan sulkemisen johdosta viimeisen viiden vuoden aikana kyselyyn vastaamisestaan. Neal jättää omasta aineistostaan pois maatalous- ja rakennusaloilla toimivat näiden toimialojen kausittaisuudesta johtuen, ja ottaa mukaan vain sellaiset henkilöt, jotka työskentelevät kokopäiväisesti sekä ennen, että jälkeen työpaikan menetyksen. Neal rajoittaa tarkastelun työntekijöihin, jotka menettivät työpaikkansa toimipaikan sulkemisen johdosta, sillä irtisanomiset muista syistä aiheuttavat valikoitumista. (Neal 1995, 654-655.)

4.2.1 Malli

Neal tekee seuraavanlaiset oletukset mallia rakentaessaan:

- Irtisanoutuminen työpaikasta tapahtuu eksogeenisen sokin johdosta.
- Työttömäksi joutuneet henkilöt työllistyvät uusiin työpaikkoihin satunnaisesti, osa saman toimialan yrityksiin ja osa jonkin muun toimialan yrityksiin.
- Henkilön palkkatiedot kerätään juuri ennen vanhan työpaikan menettämistä ja juuri uuden työn aloittamisen jälkeen.

Henkilön palkkakehitys riippuu hänen kokemuksestaan, hänen samalla toimialalla työskentelemästään ajasta, ja hänen samassa toimipaikassa työskentelemästään ajasta, sillä hän hankkii yleisiä taitoja, toimialakohtaisia taitoja ja toimipaikkakohtaisia taitoja työskentelemällä ja koulutuksessa. Oletus on, että toimialan vaihtajien ja toimialalla pysyvien välinen palkkaero kasvaa toimialalla työskennellyn ajan kasvaessa. Toimialaa vaihtavat henkilöt menettävät keräämänsä toimialakohtaisen palkanosan, sillä heille ei uudella toimialalla enää makseta toimialakohtaisista taidoista. (Neal 1995, 655-657.)

Käyttämässään mallissa Neal käyttää selitettävänä muuttujana logaritmoidun palkan muutosta, jota selitetään ennen työttömäksi joutumista kerätyllä kokemuksella, ennen työttömäksi joutumista työskennellyillä vuosilla, vuosilla työttömäksi joutumisen ajankohdasta ja työttömyyden kestolla. Mallissa on myös ammatinvaihtoa kuvaavat kontrollimuuttujat, työttömäksi joutumisen ajankohtaa kuvaavat dummy-muuttujat, ja useita demografisia muuttujia. (Neal 1995, 657.)

Lisäksi Neal tarkastelee vielä todennäköisyyttä vaihtaa toimialaa, kun henkilö on menettänyt työpaikkansa. Hän käyttää seuraavanlaista mallia:

$$s_i^* = \mathbf{Z}_i \boldsymbol{\beta} + v_i, \quad (4.5)$$

missä s_i^* on todennäköisyys, että henkilö vaihtaa toimialaa. Vektori \mathbf{Z}_i kuvaa työntekijä- ja toimialakohtaisia muuttujia, ja v_i kuvaa yksilökohtaisia muuttujia, joita ei ole mitattu. (Neal 1995, 660.)

4.2.2 Tulokset

Seuraavassa on esitetty Nealin (1995) saamat tulokset:

- Työpaikkansa menettäneet miehet, jotka vaihtavat toimialaa, kärsivät palkkatappioita, jotka kasvavat kokemuksen ja toimialalla olon mukaan noin kaksi kertaa nopeammin verrattuna samalle toimialalle jääneisiin.
- Naisilla toimialan vaihtamisen vaikutus ei ole yhtä voimakas, sillä naisilla ei toimialakohtaisen kokemuksen vaikutus ole vaihtajilla eikä jääjillä merkittävästi erisuuruinen. Ilmeisesti naisilla kokemuksen vaikutus palkkaan on miehiä vaihtelevampaa.

- Tulokset osoittavat, että merkittävä osa palkasta on korvausta toimialakohtaisista tiedoista ja taidoista.
- Jos henkilön vanhan toimialan työllisyystilanne paranee, odotettu toimialan vaihtamisen todennäköisyys pienenee. Työuran pituus ennen työpaikan menettämistä on myös todennäköisyyttä vähentävä tekijä.

(Neal 1995, 658-660.)

4.3 Muuttaminen työpaikan menettämisen johdosta

Rakennemuutosta seuraava työmarkkinoiden sopeutuminen asettaa maantieteellisen muuttoliikkeen on tärkeään tehtävään. Väestön reagoidessa negatiiviseen alueelliseen työmarkkinasokkiin muuttoliike toimii yhtenä sopeutumiskeinona. USA:ssa työvoiman liikkuvuus on merkittävämpi ilmiö vastauksena työttömyysasteen vaihteluihin kuin esimerkiksi palkkojen muutokset (Blanchard, Katz, Hall & Eichengreen 1992, 52).

Boman (2006) tutki Ruotsin sisäistä muuttoa sellaisten henkilöiden osalta, jotka kokivat työpaikkanaan olleen toimipaikan lopetuksen, tai merkittävän henkilöstön vähennyksen vuosina 1987 ja 1988. Tällaisia henkilöitä oli noin 190 000. Tarkoituksena oli selvittää, miten muuttokäyttäytyminen eroaa syntyperäisten ruotsalaisten ja ulkomailla syntyneiden välillä. Boman motivoi tutkimustaan sillä, että mikäli maahanmuuttajien muuttokäyttäytyminen on syntyperäisiä aktiivisempaa, he ovat tehokkaampia työnhakijoita, mikä mahdollistaisi politiikkakeinojen tehokkaan kohdentamisen. On todettu, että maahanmuuton ja sisäisen muuton välillä Ruotsissa on positiivinen yhteys. (Boman 2006, 2.)

Maahanmuuttajien suuremmalle sisäisen muuton todennäköisyydelle on annettu kaksi syytä. Ensinnäkin maahanmuuttajat ovat valikoitunut ryhmä, sillä he ovat jo osoittaneet valmiutensa muuttoon. Toiseksi, heillä on syntyperäisiin kansalaisiin nähden vähemmän sijaintikohtaista inhimillistä ja sosiaalista pääomaa, joten muuton kustannukset ovat heillä matalammat. Muuttokäyttäytyminen vaihtelee kuitenkin esimerkiksi etnisen taustan mukaisesti. Työn etsintä voi olla maahanmuuttajille vaikeampaa, mikä pakottaa heidät muuttamaan. Ennen maahanmuuttoa kerätty lähtömaakohtainen inhimillinen pääoma jää uudessa asuinmaassa hyödyntämättä, mutta mikäli maahanmuuttaja muuttaa alueelle, joka on samasta etnisestä taustasta tulevien asuttama, hän voi hyödyntää ainakin osaa lähtömaakohtaisesta inhimillisestä pääomastaan. Toisaalta asuminen alueella, jossa on vain vähän kantaväestöön kuuluvia voi estää maahan-

muuttajaa keräämässä sellaisia tietoja ja taitoja, jotka olisivat hyödyllisiä maan työmarkkinoilla. Siten teorian valossa ei ole selvää, onko liikkuvuus maahanmuuttajien parissa kantaväestöä aktiivisempaa. (Boman 2006, 3-5.)

Bomanin keräämä data yhdistelee tietoja pääasiassa rekisteripohjaisesta työmarkkinatilastosta, tulo- ja varallisuustilastosta, sekä koulutus- ja työmarkkinatilaston pitkittäisrekisteristä. Se koostuu kaikista niistä henkilöistä, jotka menettivät työpaikkansa toimipaikan sulkemisen tai merkittävän henkilöstön vähennyksen seurauksena joko vuonna 1987 tai 1988. Kaikkien henkilöiden muuttouria seurataan kymmenen vuoden ajan työpaikan menettämisen ajankohdasta lähtien. Tarkastelu rajataan koskemaan 25-55-vuotiaita, sillä tämän ikähaitarin ulkopuolella olevilla muutot tapahtuvat todennäköisesti muista kuin työmarkkinasyistä. (Boman 2006, 5-6.)

Toimipaikan lopettaminen on monimutkainen ja pitkäaikainenkin prosessi. Osa lopettavassa toimipaikassa työskennelleistä on irtisanoutunut jo ennen lopetuksen ajankohtaa. Tästä syystä Bomanin aineistoon otettiin mukaan myös lopettavassa toimipaikassa enimmillään kolme vuotta ennen lopettamisen ajankohtaa työskennelleet. (Boman 2006, 6.)

Boman huomioi, että joissain tapauksissa kunnan sisäinen muutto voi olla etäisyydeltään kuntien välistä muuttoa pitempää. Muuttoliikkeen analysointi pelkästään maantieteellisten rajojen mukaan on ongelmallista. Todellinen pendelöinti voidaan selvittää tarkastelemalla työssäkäyntialueita, tai, kuten tässä tutkimuksessa on paikoitellen tehty, seutukuntia. (Boman 2006, 6-7.)

Mahdollinen oman väestöryhmän parissa asuminen huomioidaan Bomanin tutkimuksessa lisäämällä muuttuja, joka kuvaa tiettyjen kansallisuuksien osuutta alueen koko väestöstä. Jos tietyn kansallisuuden osuus alueella on kaksi kertaa koko maan tasoa suurempi, puhutaan potentiaalisesta etnisestä enklaavista. Vain niillä henkilöillä, jotka ovat tästä etnisestä taustasta, dummy-muuttujan arvo on yksi. Yleensä tällaiset etniset enklaavit sijaitsevat suuremmissa kaupungeissa. (Boman 2006, 7.)

Toimipaikan lopettamisen vuonna molemmissa ryhmissä (kantaväestö ja maahanmuuttajat) muuttaminen lisääntyy. Vuoden päästä muuttoaste putoaa alle sen, mitä se oli ennen työn loppumista. Kantaväestöllä asteet ovat hieman maahanmuuttajia korkeammat. Koko kymmenen vuoden tarkasteluperiodilla trendi on laskeva, ja ennen työn menettämistä muuttoasteet ovat

korkeammat. Työpaikan menettämisen vaikutus muuttopäätökseen vähenee ajan mittaan, ja myös henkilön karttuva ikä toimii muuttopäätöstä rajoittavana tekijänä, sillä nuoret ovat muuttoalttiimpia. Etniseen enklaviin kuuluu noin 73 % maahanmuuttajista. Maahanmuuttajat keskittyvät pääasiassa kaupunkeihin, etnisistä ryhmistä keskittyneimpiä ovat afrikkalaiset ja eteläamerikkalaiset. Monet etniset ryhmät ovat myös selvästi miesvoittoisia, ja eteläamerikkalaisilla ja aasialaisilla maahanmuuttajilla on muita ryhmiä enemmän lapsia. Euroopasta muuttaneet ovat pääasiassa kantaväestöä iäkkäämpiä, mutta Euroopan ulkopuolelta muuttaneet ovat useammin nuorempia. Kaikissa ulkomailla syntyneiden ryhmissä henkilöitä, joilla on vain vähän tai ei ollenkaan koulutusta, on suhteellisesti enemmän. Bomanin mukaan muuttajat ovat nuorempia, heillä on vähemmän lapsia, he ovat todennäköisesti muuttaneet aiemmin ja ovat todennäköisemmin naimattomia. Työpaikan menettämisen jälkeen muuttaneista suurempi osa asui kaupungissa ennen työpaikan menettämistä. Myös koulutuksella ja muuton todennäköisyydellä on positiivinen yhteys. (Boman 2006, 7-8.)

4.3.1 Malli

Useissa tutkimuksissa käytetään logit-mallia siten, että selitettävänä muuttujana on dikotominen muuttuja kuvaamassa henkilön muuttopäätöstä. Saatavilla olevista aineistoista johtuen tarkka muuton ajankohta jää epäselväksi, sillä usein väestödatan tiedot julkaistaan vain vuosittain. Ajan kulumisen toimipaikan lopettamisesta vaikuttaa henkilön muuttopäätökseen. Boman päätyy käyttämään seuraavanlaista mallia (complementary log-log):

$$\log[-\log(1 - P_{it})] = \alpha_t + \beta X_{it} \quad (4.6)$$

missä α_t on perusriski (baseline hazard) ja P_{it} on ehdollinen todennäköisyys sille, että henkilö i muuttaa ajankohtana t , jos aiempaa muuttoa ei ole tapahtunut. Logistiseen malliin verrattuna complementary log-log -mallin käyttämisestä on se hyöty, että tarkasteluajavälin pituudella ole vaikutusta mallin muuttujiin. Käytännössä logistisen ja complementary log-log -mallien erot eivät ole merkittäviä, etenkin aikavälin pienenytessä, sillä tällöin logistinen regressiomalli konvergoituu proportional hazard -malliin (Allison 1982, 73). Bomanin mallin ongelma on se, että mahdollisia muuttoa tapahtuu myös tarkasteluperiodin ulkopuolella. Mahdolliseen aineiston heterogeenisyyteen pyritään vaikuttamaan käyttämällä paneeliaineiston käsittelymenetelmiä ja huomioimalla satunnaisvaikutukset. (Boman 2006, 9-10.)

4.3.2 Tulokset

Seuraavassa on Bomanin tutkimuksen tärkeimmät tulokset:

- Kun kaikkien muuttajien vaikutukset on vakioitu, maahanmuuttajien ja kantaväestön välillä ei ole eroja muuttokäyttäytymisessä. Maahanmuuttajien jälkeläiset ovat sen sijaan liikkuvampia.
- Iällä on 60 ikävuoteen saakka muuttoalttiutta vähentävä vaikutus, mutta sen jälkeen vähentävä vaikutus heikkenee. Vanhukset ovat keski-ikäisiä todennäköisempiä muuttajia.
- Miehet ovat naisia alttiimpia muuttajia, mutta jos henkilöllä on lapsia, todennäköisyys pienenee, mahdollisesti siksi, että tällöin perheellä on enemmän sosiaalisia kontakteja, jotka täytyy muuttamisen johdosta katkaista. Naimisissa olevien ja naimattomien muuttamisen todennäköisyyksien välillä ei ole suuria eroja, mutta eronneet ja leskeksi joutuneet ovat alttiimpia muuttamaan. Liikkuvuus lisääntyy koulutuksen mukaan, mutta niillä henkilöillä, joilla ei ole mitään rekisteröityä koulutusta, on suurempi todennäköisyys muuttaa verrattuna henkilöön, jolla on vähän koulutusta (alle yhdeksän vuotta).
- Työssä olo vähentää muuttoalttiutta merkittävästi, ja työttömyydellä on voimakas työntövaikutus. Osallistuminen työmarkkinatoimenpiteeseen vähentää todennäköisyyttä muuttaa. Jos henkilö on aiemminkin muuttanut, todennäköisyys kasvaa. Käytössä olevien tulojen ja muuttamistodennäköisyyden välillä on positiivinen yhteys.
- Ajan kulumisen työttömäksi joutumisesta vähentää todennäköisyyttä muuttaa. Suurin vähennys todennäköisyydessä tapahtuu työttömäksi joutumisen ja sitä seuraavan vuoden välillä, työttömäksi joutumisen vuonna todennäköisyys on korkein.
- Laajentamalla mallia siten, että mukaan otetaan interaktiotermin henkilöille, joka on ulkomailla syntynyt ja joka asuu kaupungissa, tulos on, että vaikutus on negatiivinen ja suurempi kuin kantaväestöön kuuluvalla. Tämän termin lisääminen aiheuttaa myös sen, että ulkomailla syntyneellä on korkeampi todennäköisyys muuttaa. Kaupungissa asuminen vähentää siten ulkomailla syntyneen muuton todennäköisyyttä, ja koska suurin osa maahanmuuttajista asuu kaupungeissa, eli paikoissa, joissa on paljon muitakin maahanmuuttajia, maahanmuuttajan vaikutus pienenee kantaväestöön kuuluvan tasolle.

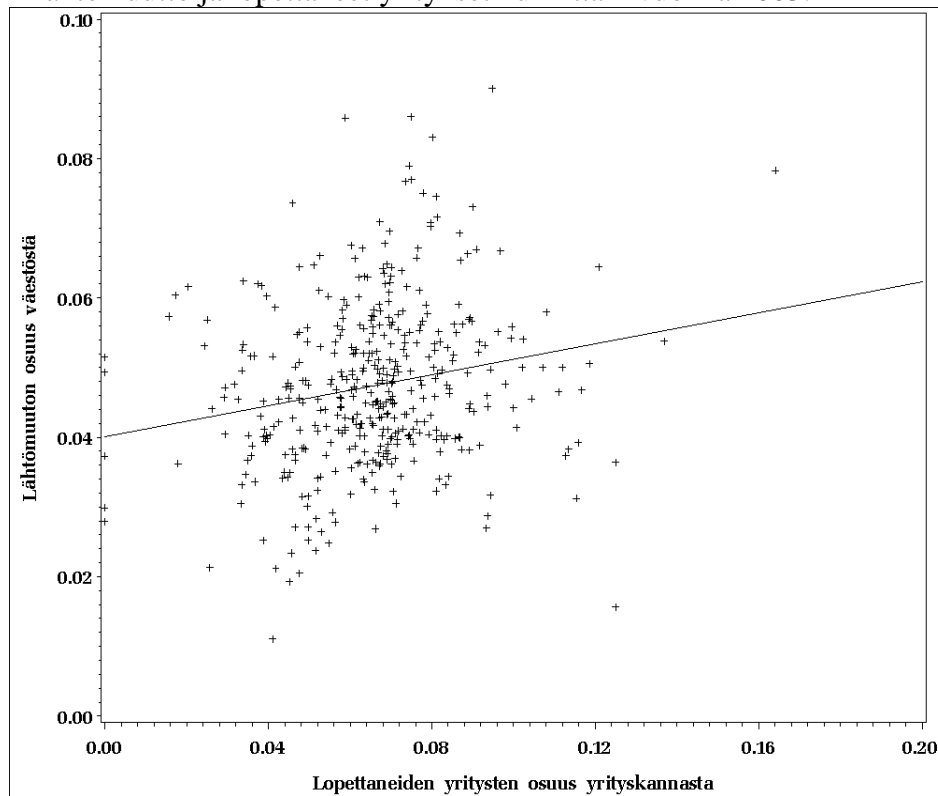
(Boman 2006, 10-12.)

5 EMPIIRINEN OSUUS

5.1 Kuvaileva analyysi

Alueella tapahtuvien toimipaikkojen lopettamisten ja alueelta tapahtuvan lähtömuuton välisen yhteyden selvittämiseksi luotiin regressiomalli, jossa alueelta tapahtuvaa lähtömuuttoa selittää alueella sijaitsevien yritysten lopettamisilla. Analyysiin otettiin mukaan kaikki Suomen kunnat 1.1.2007 voimassa ollutta aluejakoa noudattaen. Alueliitoskuntien tiedot oli tarkastelussa yhdistetty. Tarkasteltavia kuntia oli yhteensä 416, ja tarkasteluvuodeksi valittiin vuosi 2003. Jotta luvut saatiin vertailukelpoisiksi, suhteutettiin ensin alueella lopettaneiden yritysten lukumäärä alueen koko yrityskantaan, ja alueen lähtömuutto sen väestöön. Kuvioon 12 on sijoitettu lähtömuuttojen ja lopettaneiden yritysten lukumäärät kunnittain.

KUVIO 12 Lähtömuutto ja lopettaneet yritykset kunnittain vuonna 2003.



(Lähde: Tilastokeskus, ALTIKA ja StatFin.)

Kuvioon on myös sovitettu yhtälön regressiosuora. Regressioyhtälö on:

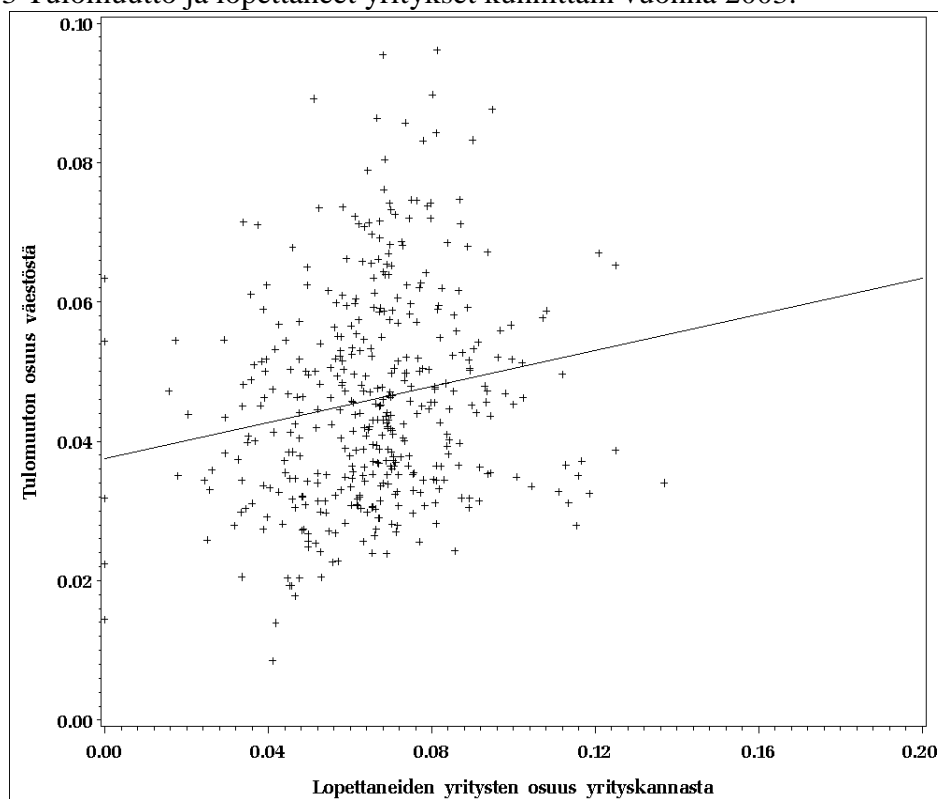
$$lahtom03_i = \alpha + \beta * lopet03_i, \quad (5.1)$$

jossa $lahtom03_i$ on alueelta i lähteneiden henkilöiden lukumäärä koko väestöön suhteutettuna vuonna 2003, ja $lopet03_i$ on alueella i lopettaneet yritykset jaettuna alueen yrityskannalla vuonna 2003. Regressiosuora on estimoitu pienimmän neliösumman menetelmällä.

Regressioyhtälö on $lahtom03 = 0,040 + 0,111 * lopet03$. Yhteys on positiivinen, joten lisääntynyt yritysten lopettaminen johtaa lisääntyvään lähtömuuttoon. Sekä vakiotermin t-arvo on 21,62 ja selittävän muuttujan 4,12. R^2 -selitysaste on 0,039. Jos jätetään pois suurimmat 10 kaupunkia regressiosuorasta, saadaan lähes samanlaiset tulokset.

Sama regressioanalyysi tehtiin myös tulomuutolle. Tällöin regressioyhtälö on $tulom03 = 0,036 + 0,158 * lopet03$. Tulomuuttokin näyttäisi kasvavan lopettaneiden yritysten osuuden kasvaessa. Yhteys on jälleen positiivinen, mikä on yllättävää, mutta saattaa johtua yleisestä muuttovilkkaudesta. Kuviossa 13 on tulomuuton ja lopettaneiden yritysten hajontakuviokuva.

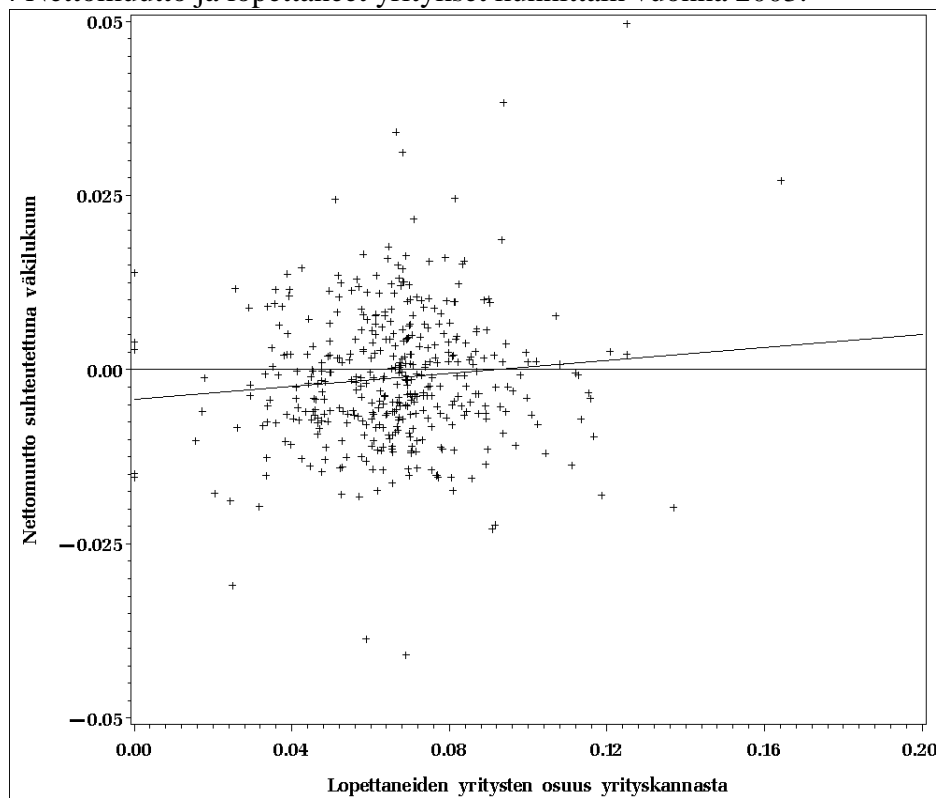
KUVIO 13 Tulomuutto ja lopettaneet yritykset kunnittain vuonna 2003.



(Lähde: Tilastokeskus, ALTIKA ja StatFin)

Molemmat termit ovat jälleen tilastollisesti merkitseviä, ja selitysaste on 0,045. Nettomuuttoa tarkasteltaessa yhtälö on $nettom03 = -0,004 + 0,047*lopet03$, ja termit ovat tilastollisesti merkitseviä. Selitysaste on 0,010. Lopettaneiden yritysten osuuden kasvu johtaa nettomuuton hienoiseen kasvuun. Kuviossa 14 on nettomuuton ja lopettaneiden yritysten välinen hajontakuviio.

KUVIO 14 Nettomuutto ja lopettaneet yritykset kunnittain vuonna 2003.



(Lähde: Tilastokeskus, ALTIKA ja StatFin.)

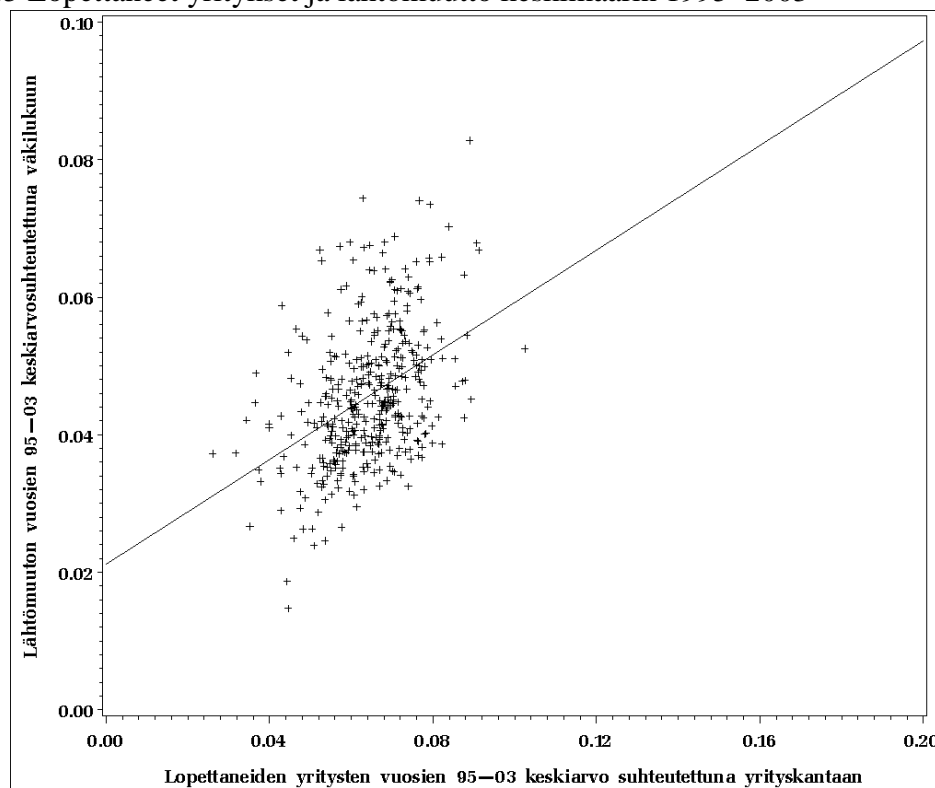
Tarkastelu on tehty vain vuonna 2003 lopettaneiden yritysten vaikutuksesta saman vuoden lähtömuuttoihin. Henkilöt saattavat viivästyttää muuttopäätöstään työpaikkansa menetettyään, mikäli he uskovat työllistyvänsä saman kunnan alueella. Tällöin työpaikan menetyksestä saattaa seurata työn etsintä oman kunnan alueelta, ennen kuin muuttopäätös tehdään. Aiempien tutkimusten mukaan henkilön työttömyys lisää muuttoalttiutta merkittävästi. Tutkimuksissa työttömyyden johdosta tapahtuvaa muuttoa on myös kutsuttu joissakin tapauksissa ”viimeisen mahdollisuuden strategiaksi” (Herzog et al. 1993, 328).

Muuttopäätökseen voi vaikuttaa alueella aiemmin tapahtuneet yritysten lopettamiset, joten lähtömuuttoa selitetään myös koko ajanjaksolla tapahtuvien yritysten lopettamisten keskiarvolla. Tällöin mallista tulee seuraavanlainen:

$y =$ ”keskimääräinen lähtömuutto suhteutettuna väkilukuun vuosina 1995–2003”, ja
 $x =$ ”lopettaneiden yritysten lukumäärä keskimäärin suhteutettuna yrityskantaan vuosina 1995–2003”.

Tämä regressio antaa tulokseksi: $ka_lahtom95-03_i = 0,021 + 0,380 * ka_lopet95-03_i$. Molemmat regression termit ovat tilastollisesti merkitseviä. Vakiotermin t-arvo on 7,90 ja selittävän muuttujan 9,22. Selitysaste on 0,170. Tarkasteluperiodin mukaan keskiarvoistamalla lopettaneiden yritysten osuuden kasvu johtaa lähtömuuton alueen väkilukuun suhteutetun osuuden kasvuun.

KUVIO 15 Lopettaneet yritykset ja lähtömuutto keskimäärin 1995–2003



(Lähde: Tilastokeskus, ALTIKA ja StatFin.)

Yllä olevassa tarkastelussa käsiteltiin lähtömuuton ja lopettaneiden yritysten välistä yhteyttä. Koska alueen työllisyystilanne vaikuttaa henkilön muuttopäätökseen (Herzog & Schlottmann 1995, 575), lopettanutta yritystä, joka kuvaa vähentyneitä työpaikkoja alueella, voidaan pitää yhtenä muuttopäätökseen vaikuttavana tekijänä. Sama pätee myös alueen työttömyysasteeseen, joten seuraavassa vaiheessa tarkastellaan työttömyyden ja lähtömuuton välistä yhteyttä:

$y =$ ”väkilukuun suhteutettu lähtömuutto vuonna 2003”

$x =$ ”työttömyysprosentti vuonna 2003”.

Tämä regressio ei anna merkitseviä tuloksia. Selitysaste on 0,002 ja selittävän muuttujan t -arvo on -0,87. Ainoastaan vakiotermi on tilastollisesti merkitsevä, t -arvolla 31,79. Sama pätee myös, jos regressio tehdään keskiarvoistamalla työttömyysprosentti ja lähtömuutto aikavälillä, kuten edellä tehtiin yritysten lopettamisten ja lähtömuuton välillä.

Työttömyysprosentin ja lopettaneiden yritysten kesken tehty regressio antaa selitysasteeksi 0,024 ja tilastollisesti merkitsevän selittävän muuttujan (t -arvo 3,16). Yritysten lopettaminen selittää huonosti työttömyysprosenttia alueella, mutta kuitenkin alueilla, jossa on korkea työttömyys, on myös enemmän lopettaneita yrityksiä.

5.2 Mikroekonometrinen analyysi

Mikrotason aineiston avulla tutkitaan yksittäisen henkilön muuttopäätöstä siinä tapauksessa, että henkilön työpaikkana ollut toimipaikka lopettaa. Analyysissä hyödynnetään pääasiassa kahta aineistoa, työssäkäyntitilastoa ja yritysrekisteriä.

Analyysin lähtökohtana ovat vuonna 1999 lopettaneet yritysten toimipaikat. Tässä ja myöhemmässä vaiheessa mukaillaan Norjassa tehtyä vastaavanlaista tutkimusta (Huttunen et al. 2006). Huttunen et al. (2006) tutkimuksessa tarkasteltiin työpaikan menettämisen vaikutusta palkkaan. Kuitenkin esimerkiksi toimipaikan häviämisen määritelmä, jonka Huttunen et al. (2006) esittävät, on käyttökelpoinen, ja sitä sovelletaan myös tässä työssä.

5.2.1 Aineiston rakentaminen

Toimipaikan voidaan sanoa lopettaneen, jos se on vuonna t olemassa, mutta seuraavina kahtena vuotena ei. Toimipaikan olemassaolon loppuminen käy ilmi toimipaikka- tai yritystunnuksen häviämisenä, mutta lisäksi on tarkastettava, onko kyseessä toimipaikan sijainnin muutos, toimialan muutos tai omistajan muutos. Näissä tapauksissa toimipaikkatunnus saattaa muuttua, vaikka toimipaikka ei lopullisesti häviäkään (Huttunen et al. 2006, 11). Seuraamalla toimipaikan työntekijöiden työpaikkojen muutoksia, voidaan määrittellä, onko toimipaikka lopullisesti poistunut: jos suurin osa toimipaikassa työskennelleistä henkilöistä vaihtaa samaan uuteen toimipaikkaan, on hyvin todennäköistä, että jokin yllä mainituista kolmesta ”epätodellisesta” lopettamisesta on tapahtunut (Huttunen et al. 2006, 11). Tällöin toimipaikka ei ole lopettanut, mutta varsinkin jos toimipaikan sijainti muuttuu, vaikuttaa se niiden henkilöiden muuttopää-

töksiin, jotka seuraavat toimipaikkaa uudelle alueelle. Vastaavaa menetelmää on sovellettu myös muissa tutkimuksissa, ja määritelmään on kuulunut asettaa siirtyneiden työntekijöiden määrälle tietyt kynnsarvot, joiden ylittyessä voidaan puhua varsinaisesta lopettamisesta. Esimerkiksi eräässä amerikkalaisessa tutkimuksessa kynnykseksi on valittu 80 %, ts. toimipaikan lopetus ei ole todellinen, mikäli 80 % työntekijöistä vaihtaa työpaikkaa samaan uuden tunnuksen kohteeseen (Benedetto, Haltiwanger, Lane & McKinney 2007, 309-311). Vastavasti eräässä Suomessa tehdyssä tutkimuksessa rajana on 60 % (Böckerman & Piekkola 2000, 257).

Tutkimuksessa seurataan niiden työntekijöiden muuttopäätöksiä, joiden työpaikkoina olleet toimipaikat ovat olleet olemassa tietyinä aikoina, vuosina 1995–1999, ja jotka sen jälkeen ovat lopettaneet. Tutkimuksissa on todettu, että yrityksen toiminnassaoloaika ja henkilöstön suuruus ovat käänteisessä suhteessa sen lopettamisen todennäköisyyteen (Caves 1998, 1954). Rajaamalla analyysi niihin toimipaikkoihin, jotka ovat olleet olemassa vuosina 1995–1999, pysytään tutkimaan menestyneempiä ja suurempia yrityksiä paremmin. Tällaisten yritysten lopettamisen todennäköisyys on aiempien tutkimusten perusteella pienempi kuin uudemmilla yrityksillä (Caves 1998, 1955). Pitempään toiminnassa olleiden ja henkilöstöltään suurempien yritysten tai toimipaikkojen lopettaminen voi olla syrjäseuduilla merkki alueen heikosta talouskehityksestä.

Toimipaikoista muodostuvaan otokseen otetaan mukaan ne, jotka työllistävät viisi henkilöä tai enemmän, joten yksityisyrittäjiä ei huomioida. Mikroyritysten rakenne ja toiminta poikkeaa suuremmista yrityksistä, ja mikroyrityksiin luetaan myös yhden ihmisen yritykset, joilla liikkuvuus saattaa olla useamman henkilön yrityksiä vilkkaampaa. Huttunen et al. (2006) rajaavat tutkimuksensa myös vastaavalla tavalla. Yritysten aloituskoolla on myös vaikutus niiden selviämismahdollisuuksiin, mikäli kansantaloudessa vallitsee epätasapaino: yritysten lopettamisten ns. hazard rate on negatiivinen nuorilla, pienillä yrityksillä, mutta se lähestyy nolaa ajan mittaan (Bhattacharjee 2005, 21-22). Lisäksi tutkimus rajataan koskemaan 15-64-vuotiaita, eli työikäisiin.

Toimipaikan häviäminen ilmenee siten, että yrityksellä on ajan hetkellä t sekä yritys- että toimipaikkatunnus, jotka ajan hetkellä $t + 1$ ja $t + 2$ puuttuvat. Jotta mahdollisista ”vääristä” lopettamisista päästiin eroon, piti aineistoa käsitellä seuraavalla tavalla:

1. Aloitettiin vuodesta 1999, jota verrattiin vuoteen 2000. Jos tietty toimipaikkatunnus löytyi vuoden 1999 tiedostosta, mutta ei vuoden 2000, se otettiin toiseen tiedostoon. Näin saatiin aineisto kaikista niistä toimipaikoista, jotka menettivät toimipaikkatunnuksensa vuoden 1999 jälkeen.
2. Aineistoa verrattiin vuoteen 2001. Jos tässä vertailussa jollakin toimipaikalla vuonna 1999 oli sama yritystunnus kuin vuonna 2001, tämä poistettiin. Tässä tapauksessa vuoden 2000 tilastosta puuttunut yritystunnus oli ”palannut” vuonna 2001, minkä ajateltiin tarkoittavan, ettei ko. toimipaikka ollutkaan lopettanut vuonna 1999.
3. Liitettiin toimipaikkatunnuksensa menettäneiden toimipaikkojen tiedostoon työssäkäyntitilaston henkilötason tiedot. Näistä tiedoista käy ilmi henkilön työpaikan tunnus. Aineisto lajiteltiin vuoden 1999 yritys- ja toimipaikkatunnuksien mukaiseen järjestykseen.
4. Käytiin aineisto läpi, ja silmämääräisesti arvioiden poistettiin ne toimipaikat, joihin oli vuonna 1999 lopettaneista toimipaikoista siirtynyt huomattava määrä samoja työntekijöitä. ”Huomattava määrä” oli tässä tapauksessa noin 60 %, ts. yli puolet. Verrattuna aiemmin esitettyihin tutkimuksiin (Benedetto et al. 2007 ja Böckerman & Piekkola, 2000), mitään tarkkaa rajaa ei haluttu määritellä. Monessa tapauksessa yksittäisen toimipaikan lopetus johti siihen, että työntekijät siirtyivät 2-3 eri yksikköön, jolloin esimerkiksi 80 %:n raja olisi tällaisen toimipaikan hyväksynyt lopettaneeksi.

Vuonna 1999 Helsingissä Posti oli sellainen yksikkö, jolla oli vuonna 1999 eri yritystunnus kuin vuonna 2000. Tämä näkyi yritystunnuksesta luopuneiden aineistossa yli 20 000 henkilön toimipaikan menetyksenä. Vastaavanlaiset tapaukset, kuten esimerkiksi Alko, pyrittiin mahdollisuuksien mukaan poistamaan aineistosta, sillä ne eivät olleet todellisia toimipaikkojen lopettamisia.

Aineistoon jäi lopulta 1983 henkilöä, joiden työpaikkana ollut toimipaikka oli vuonna 1999 lopettanut. Aineiston pienuus on seurausta siitä, että lopettaneiden toimipaikkojen valinta pyrittiin tekemään mahdollisimman varmaksi. Mitään absoluuttista rajaa ei otettu määrittelemään toimipaikan lopettamista tai toimipaikkatunnuksen vaihtumista. Nämä 1983 henkilöä olivat kaikki vuonna 1999 päätoimisesti työntekijöitä. Käyttämällä *Propensity Score Matching* –menetelmää (PSM) aineistoon valittiin toimipaikan menettäneille ominaisuuksiltaan mahdollisimman samanlainen vertailuryhmä.

5.2.2 Propensity Score Matching –menetelmä

Ekonometrisissä tutkimuksissa koeasetelman muodostaminen on vaikeaa. Tutkijan voi olla mahdotonta aineiston perusteella luoda käsittely- ja vertailuryhmät. Ongelma voidaan esittää seuraavalla tavalla. Olkoon i indeksi tutkimuksen kohteena olevan populaation yksikölle. Kun i :s yksikkö on altistuu toimenpiteelle, tarkasteltava muuttuja saa arvon Y_{i1} , ja jos yksikkö kuuluu vertailuryhmään, eli ei altistu toimenpiteelle, tarkasteltavan muuttujan arvo on Y_{i0} . Käsittelyn vaikutus i :nteen yksikköön on τ_i , ja sen määritelmä on $\tau_i = Y_{i1} - Y_{i0}$. Kiinnostuksen kohteena on odotettu käsittelyn vaikutus:

$$\tau \Big|_{T=1} = E(\tau_i | T_i = 1) = E(Y_{i1} | T_i = 1) - E(Y_{i0} | T_i = 1), \quad (5.2)$$

missä $T_i = 1$, jos i :s yksikkö oli altistui toimenpiteelle. Ongelma on yhtälön oikean puolen jälkimmäinen termi, jota ei voida estimoida. Jos sen sijasta käytetään käsittelyä kokemattomia yksiköitä, saadaan seuraavanlainen yhtälö:

$$\begin{aligned} E(Y_i | T_i = 1) - E(Y_i | T_i = 0) &= E(Y_{i1} | T_i = 1) - E(Y_{i0} | T_i = 0) = \\ E(Y_{i1} - Y_{i0} | T_i = 1) &+ [E(Y_{i0} | D_i = 1) - E(Y_{i0} | T_i = 0)] \end{aligned}, \quad (5.3)$$

joka tuottaa harhattoman tuloksen vain, mikäli viimeinen, hakasulkeissa oleva termi on nolla. Se kuvaa valikoitumisharhaa. (Deheija & Wahba 2002, 152-153.)

Ongelma voidaan kiertää, jos vertailuryhmän muodostamista varten voidaan sen yksiköiltä kerätä sama muuttujajoukko, joka käsittelyryhmänkin yksiköillä oli ennen käsittelyä. Toisin sanoen, vertailuryhmä muodostetaan etsimällä käsittelyryhmän jäseniä mahdollisimman hyvin taustaominaisuuksiltaan vastaavia vertailuyksiköitä. Kun havaittavat taustaominaisuudet kontrolloidaan, toimenpiteeseen osallistumattomien Y_i :t ovat sellaiset, joita toimenpiteeseen osallistuneilla olisi ollut ilman osallistumista. Tätä tarkoitetaan kaltaistamisella (matching).

PSM-menetelmällä pyritään saamaan tapaus-verrokki-tutkimukseen (case-control study) ominaisuuksiltaan mahdollisimman samanlaiset ryhmät. PSM:in käyttö on perusteltua, sillä lopettaneiden toimipaikkojen henkilöstö voi olla jollain tavalla valikoitunutta. Valitsemalla verrokkiryhmä muiden työntekijöiden keskuudesta siten, että he ovat tietyiltä ominaisuuksiltaan tapausryhmää muistuttavia, vertailtavuus paranee. Propensity score on ehdollinen todennäköisyys sille, että henkilö, jolla on havaitut ominaisuudet \mathbf{x} , kuuluu tapausryhmään, ts.

$$e(\mathbf{x}) = \Pr(z = 1 | \mathbf{x}), \quad (5.4)$$

jossa $e(\mathbf{x})$ on propensity score ja z indikoi, kuuluuko henkilö tapausryhmään ($z = 1$) vai verrokkiryhmään ($z = 0$) (Rosenbaum & Rubin 1983, 42). PSM:issä kaikille henkilöille lasketaan propensity score -arvot, joita vertaillaan tapaus- ja verrokkiryhmän välillä. Koeasetelma ei ole täysin satunnaistettu, eikä $e(\mathbf{x})$:lle ole yhtä oikeaa spesifikaatiota (Rosenbaum & Rubin 1983, 43). Sille voidaan estimoida arvo, käyttämällä esimerkiksi logit-mallia. Estimointi tehtiin käyttämällä PSM-makroa, joka soveltaa logit-mallia (Parsons 2001, 1). Propensity score -arvon laskemista varten tulee soveltuvat muuttujat valita. Tässä noudatettiin aiempaa muutto-liikettä käsitellyttä tutkimusta (Ham, Li & Reagan 2006), jossa tekijät valitsivat muuttujiksi iän, koulutuksen, ammatin ja kodin omistajuuden, sekä useita muita muuttujia, joita ei voitu tässä tutkimuksessa käytetyllä aineistolla soveltaa. PSM:iä varten valittiin seitsemän muuttujaa: henkilön siviilisääty, omistusasuminen, ikä, koulutus, nettotulot, lasten lukumäärä ja asuinkunta vuonna 1999.

Propensity Score Matching –käsittelyn jälkeen analysoitavaan aineistoon tuli 1509 toimipaikan lopettamisen kokenutta ja 1509 vertailuhenkilöä. Vertailuryhmässä naisia on 47,0 % ja käsittelyryhmässä 51,4 %. Vertailuryhmän keski-ikä oli vuonna 1999 noin 42,2 vuotta, toimipaikan lopettamisen kokeneilla keski-ikä oli 40,3 vuotta. Nettotulot vertailuryhmällä olivat keskimäärin 24 970 euroa ja käsittelyryhmällä (toimipaikan lopettamisen kokeneet) 19 992 euroa. Molemmissa ryhmissä oli selvästi eniten keskiasteen koulutuksen saaneita, vertailuryhmässä 43,7 % ja käsittelyryhmässä 55,7 %. Vertailuryhmän kuntien keskimääräinen palvelutoimialan osuus työpaikoista oli 70,4 % ja käsittelyryhmällä 71,9 %, jalostustoimialalla keskiarvot olivat vertailuryhmällä 20,4 % ja käsittelyryhmällä 19,4 %. Asunnon omistaneita oli vertailuryhmästä 64,1 %:lla ja käsittelyryhmällä 64,5 %:lla. Asunnon omistamiseen lasketaan myös asunto-osakkeiden omistajuus. Käsittely- ja vertailuryhmien eroavaisuudet selittyvät tarkasteluperiodin lyhyydellä ja valittujen muuttujien vähyydellä.

5.2.3 Estimoitava malli ja käytetyt muuttujat

Varsinaista henkilön i muuttotapahtumaa selitetään seuraavan logit-mallin avulla:

$$\log\left[\frac{p_i}{1-p_i}\right] = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} x_{ij}, \quad (5.5)$$

jossa selitettävä muuttuja on logaritminen vedonlyöntisuhde (*log-odds*), α on vakiotermi, β_{ij} :t ovat selittävien muuttujien kertoimet ja x_{ij} :t ovat selittäviä muuttujia. Vedonlyöntisuhde kuvaa ”onnistumisen” todennäköisyyden p suhdetta ”epäonnistumisen” todennäköisyyteen $1-p$

(Allison 1999, 11). ”Onnistuminen” tarkoittaa, että jotakin tapahtuu, ts. että tulos on 1 eikä 0. Todennäköisyyttä p voidaan kuvata ykkösten (onnistumisten) osuutena kaikista tapahtumista, eli s/n -suhteella. Kaavasta (5.5) voidaan ratkaista p_i , jolloin saadaan:

$$p_i = \frac{1}{1 + \exp\left(-\alpha - \left(\sum_{j=1}^k \beta_{ij} x_{ij}\right)\right)}, \quad (5.6)$$

mikä mahdollistaa sen, että riippumatta siitä, mitkä arvot x_{ij} :t ja β_{ij} :t saavat, p_i on aina välillä 0...1 (Allison 1999, 14).

Tavallisessa regressiomallissa selittävän muuttujan arvo kertoo yhden yksikön muutoksen vaikutuksen selitettävään muuttujaan. Logistisessa regressiossa joudutaan soveltamaan sellaista funktiota, jolla selitettävän muuttujan arvo pakotetaan välille 0...1, mikä vaikeuttaa tulosten tulkintaa. Selittävässä muuttujissa tapahtuvat muutokset eivät tässä tapauksessa suoraan kerro mitään vaikutuksesta selitettävään muuttujaan, mikä on poikkeus lineaarisesta regressiomallista. Kaavan (5.6) perusteella *odds ratio*:lle (suomeksi vetosuhde, Rita 2004, 208) saadaan arvo muunnoskaavaa käyttämällä. Jos esimerkiksi muuttopäätöstä selittävä muuttuja on henkilön työpaikkana ollut toimipaikan lopettaminen ja sen kertoimeksi tulee 0,274, käyttämällä kaavaa e^β saadaan vetosuhteelle arvo 1,315.

Vetosuhde ei ole todennäköisyyksien suhde. Se on oikeammin vedonlyöntisuhdeiden (*odds*) osamäärä (*ratio*). Vedonlyöntisuhde (*odds*) liittyy esimerkiksi todennäköisyyksiin seuraavalla tavalla: vedonlyöntisuhde on $v(p) = p/(1-p)$ (ks. kaava (5.5)). Esimerkiksi tapahtumien osuutta 50 % kuvaa vedonlyöntisuhde 1. Vetosuhde vertaa osuuksia tai todennäköisyyksiä vertaamalla niitä vastaavia vetoja suhteellisesti, mutta se ei suoraan kerro osuuksien tai todennäköisyyksien suhdetta, ts. vetosuhde $VS = v(p_1)/v(p_2)$ on vetojen suhde. Mikäli verrattujen osuuksien tarkkoja arvoja ei tiedetä, tietty vetosuhde VS vastaa ääretöntä määrää eri osuuspareja. Vetosuhdetta tulkittaessa voidaan joutua tyytymään vedonlyöntisuhdeiden erojen tarkasteluun (Rita 2004, 208-210). Jos kyseessä on esimerkiksi tarkastelu toimipaikan menetyksen kokeiden henkilöiden ja vertailuryhmän välillä, ja tulos on 1,35, tarkoittaa se, että menettäneiden muuton vedonlyöntisuhde on 35 % suurempi kuin vertailuryhmällä. Hankalasta tulkittavuudesta huolimatta vetosuhde antaa kuvan tarkasteltavana olevien muuttujien eroista. Vetosuhde muistuttaa myös suhteellisen riskin käsitettä, joka voi olla helpompi ymmärtää (Westergren 2001, 268). Eräs analogia, jonka vetosuhteelle voi esittää, on lämpötilojen vertailu. Jos esimerkiksi sanotaan, että ulkona on viisi astetta lämpimämpää kuin eilen, ei lämpötiloista

voida vielä sanoa muuta, kuin että lämpimämpää on. Tulee myös tietää viitetaso, johon tämän päivän lämpötilaa on verrattu.

TAULUKKO 1 Ekonometrisessä analyysissä käytetyt muuttujat

Muuttujan nimi	Muuttujan kuvaus
Nainen	Muuttuja saa arvon 1, jos henkilö on nainen, 0 muutoin
Ikä	Henkilön ikä
Iän neliö	Henkilön ikä neliöitynä
Tutkija	Muuttuja saa arvon 1, jos henkilöllä on tutkijataason koulutus, 0 muutoin
Ylempi korkeakoulututkinto	Muuttuja saa arvon 1, jos henkilöllä on ylempi korkeakoulututkinto, 0 muutoin
Alempi korkeakoulututkinto	Muuttuja saa arvon 1, jos henkilöllä on alempi korkeakoulututkinto, 0 muutoin
Alin korkeakoulututkinto	Muuttuja saa arvon 1, jos henkilöllä on alin korkeakoulututkinto, 0 muutoin
Pendelöikö henkilö	Muuttuja saa arvon 1, jos henkilö asuu eri paikkakunnalla, kuin missä hänen työpaikkansa sijaitsee, 0 muutoin
Asunnon omistaja	Muuttuja saa arvon 1, jos henkilö omistaa asuttamansa asunnon, 0 muutoin
Nettotulot	Henkilön palkka-, eläke-, yrittäjäyys-, ja sosiaalietuustulot, verot vähennettynä
Avo-/avioliitto	Muuttuja saa arvon 1, jos henkilö on avo- tai avioliitossa, 0 muutoin
Lasten lukumäärä	Henkilön lasten lukumäärä
Jalostustyöpaikkojen osuus alueella	Henkilön asuinkunnan jalostustoimialan työpaikkojen osuus kunnan kaikista työpaikoista
Palvelutyöpaikkojen osuus alueella	Henkilön asuinkunnan palvelutoimialan työpaikkojen osuus kunnan kaikista työpaikoista
Työttömyysprosentti alueella	Henkilön asuinkunnan työttömyysprosentti, lasketaan jakamalla työttömien lukumäärä työvoiman lukumäärällä
Lopettiko toimipaikka v. 1999	Muuttuja saa arvon 1, mikäli henkilön työpaikkana toiminut toimipaikka lopetti vuonna 1999, 0 muutoin

Taulukossa 1 on malliin valitut muuttujat. Muuttujia on sekä alue- että henkilökohtaisia. Henkilökohtaisiin muuttujiin kuuluivat ikä, iän neliö, nettotulot, koulutusaste (joka saatiin aineistoa muokkaamalla siten, että henkilön kouluskoodista otettiin talteen ensimmäinen luku, joka kuvaa koulutusastetta: 0 = Esiaste, 1 = Alempi perusaste, 2 = Ylempi perusaste, 3 = Keskiaste, 5 = Alin korkea-aste, 6 = Alempi korkeakouluaste, 7 = Ylempi korkeakouluaste, 8 = Tutkijakoulutusaste ja 9 = Tunteaton), pendelöinti (dikotominen muuttuja), avio- tai avioliitto (dikotominen), sukupuoli, omistusasuminen (dikotominen), työmarkkinastatus (dikotominen) ja lasten lukumäärä. Alueellisia muuttujia olivat alueen toimialarakenteeseen liittyvä jalostuksen ja palveluiden alojen työpaikkojen osuus, sekä alueellinen työttömyysprosentti.

Kaikki muuttajat on mitattu tarkasteluvuonna, paitsi lopettiko toimipaikka –muuttuja, joka koskee vuotta 1999.

Muuttajien valinta on tehty aiempien tutkimusten (esimerkiksi Huttunen et al. 2006, 18 ja Heiskanen 2001, 33) perusteella, sillä niissä toistui usein mainittujen muuttajien soveltaminen. Iän neliöinti on keino kontrolloida iästä aiheutuva epälineaarisuus (Clark, Oswald & Warr 1996, 67).

5.3 Mikroekonometrisen analyysin tulokset

Ensimmäisessä muodostetussa mallissa ei huomioitu ristikkäisvaikutuksia, jotka otettiin mukaan myöhemmin. Kaikki analyysit tehtiin SAS-tilasto-ohjelmalla. Tulokset on esitetty tiivistetysti seuraavissa alaluvuissa.

5.3.1 Regressiot, ilman yhteisvaikutuksia

Taulukossa 2 on esitetty logistisen regression tulokset, kun valituilla muuttujilla on selitetty henkilön muuttopäätöstä vuosien 1999–2000 aikana.

TAULUKKO 2 Logistisen regression tulokset, tarkasteluperiodi 1999-2000

Muuttuja	Estimaatti	SE	Odds Ratio
Nainen	-0.0139	(0.0952)	0.973
Ikä	-0.0132	(0.0809)	0.987
Iän neliö	-0.00077	(0.00108)	0.999
Tutkija	0.2255	(0.5047)	1.570
Ylempi korkeakouluaste	0.4142	*	(0.2372) 1.896
Alempi korkeakouluaste	-0.1733	(0.3127)	1.053
Alin korkeakouluaste	-0.2410	(0.2221)	0.984
Pendelöikö henkilö	0.2196	**	(0.0982) 1.552
Asunnon omistaja	-0.3190	***	(0.1072) 0.528
Nettotulot	-6.21E-7	(4.9E-6)	1.000
Avo-/avioliitto	-0.0264	(0.1069)	0.949
Lasten lukumäärä	-0.1767	(0.1077)	0.838
Jalostustyöpaikkojen osuus alueella	3.4800	*	(1.8409) 32.461
Palvelutyöpaikkojen osuus alueella	2.1113	(1.3444)	8.259
Työttömyysprosentti alueella	1.5451	(1.8501)	4.688
Lopettiko toimipaikka v. 1999	0.1167	(0.0992)	1.263

(**** p < 0,001 *** p < 0,01 ** p < 0,05 * p < 0,10; 3018 havaintoa; mallissa on myös vakio-termi)

Muutto saa arvokseen 1, jos henkilön kuntakoodi on muuttunut vuonna 2000 verrattuna vuoteen 1999. Mahdollinen kuntakoodin muutos muusta kuin muuttamissyystä on otettu huomioon muuntamalla kaikki kuntakoodit vastaamaan vuoden 2007 kuntaluokitusta. Taulukon 2 muuttujista esimerkiksi koulutusmuuttajat ovat luokittelevia muuttujia, joten niitä verrataan johonkin asteeseen, koulutusmuuttujan tapauksessa arvoon 3, eli keskiasteen koulutuksen saaneisiin. Vetosuhte kertoo tietyn asteen vedonlyöntisuhteen vertautuvuutta tähän vertailutasoon. Vuonna 1999 aineiston perusteella 129 henkilöä muutti 3018:sta.

Taulukossa lopettiko-muuttuja kuvaa sitä, lopettiko henkilön työpaikkana ollut toimipaikka vuonna 1999. Sen vetosuhteen arvo on 1,263, mikä merkitsee, että tällaisella henkilöllä on 26,3 % suurempi vedonlyöntisuhde muuttamiseen kuin henkilöllä, jolta toimipaikka ei lopetanut. Tulos ei ole merkitsevä 95 % luottamusvälillä. Tulosten mukaan avo- tai avioliitto, asunnon omistaminen, korkeampi ikä ja lapset ovat kaikki muuton vedonlyöntisuhdetta pienentäviä tekijöitä. Samansuuntaisia tuloksia on saatu myös muissa tutkimuksissa (ks. esimerkiksi Lundholm 2007, 344-346). Taulukon 2 *Odds Ratio* -sarakkeen vetosuhteen arvot ovat korjattuja (adjusted), sillä ne huomioivat muiden muuttujien vaikutuksen (Allison 1999, 29).

Logistisen regression selittävien muuttujien yhteistesti on χ^2 -testi, joka testaa nollahypoteesia, että kaikki selittävät muuttajat ovat nolla. Testejä on erikseen kolme kappaletta: 1) Likelihood Ratio, 2) Score ja 3) Waldin testi. Taulukon (2) tuloksiin johtaneen estimoinnin testiarvot olivat seuraavat:

1. Likelihood Ratio -testi: $\chi^2 = 127,132$ ja DF (vapausasteet) = 16, H_0 hylätään
2. Score-testi: $\chi^2 = 136,527$ ja DF = 16, H_0 hylätään
3. Waldin testi: $\chi^2 = 108,005$ ja DF = 16, H_0 hylätään

Kaikkien testien perusteella voidaan sanoa, että ainakin yksi taulukon (2) muuttujien kertoimista poikkeaa nolasta. Yksittäisten muuttujien testaukset, joiden tuloksia ei taulukossa (2) ole esitetty muuten kuin tilastollisen merkitsevyyden osoittamisella, tehdään jakamalla jokainen kerroin omalla keskivirheellään ja neliöimällä tulos. Saatua testisuureta kutsutaan Waldin χ^2 -arvoksi, ja se poikkeaa z - ja t -testeistä ainoastaan neliöintinsä takia (Allison 1999, 20).

Multikollinearisuuden selvittämiseksi jouduttiin suorittamaan tavallinen regressioanalyysi samoilla selitettävällä ja selittävillä muuttujilla. Tästä regressiosta tarkasteltiin arvoja ”Tolerance” ja ”Variance Inflation”, jotka molemmat kuvaavat mahdollista multikollinearisuutta. Variance Inflation Factor, eli lyhyemmin VIF, on toleranssin vastaluku. Jos toleranssi on pie-

ni, eli lähellä nollaa, voi multikollinearisuutta esiintyä (Allison 1999, 50-51). Ajetun regressio perusteella multikollinearisuutta ilmeni iän ja sen neliön välillä, mikä ei ole yllättävää. Kuitenkin iän neliön jättäminen pois regressiosta huononsi AIC-arvoa (Akaike Information Criterion), mikä merkitsee, että estimoitu malli myös huononi. Tästä syystä iän neliö päätettiin jättää malliin kaikesta huolimatta. Mallin sopivuuden (Goodness-of-Fit) testaamista varten Hosmer ja Lemeshow ovat kehittäneet testin, jolla sopivuutta voidaan testata. Testiin kuuluu havaintojen ennustettujen todennäköisyyksien luominen, niiden lajittelu ja jako eri ryhmiin, sekä odotettujen ja havaittujen frekvenssien vertaaminen Pearsonin χ^2 -testillä (Allison 1999, 54-55). Oikeastaan testi mittaa mallin sopimattomuutta, ja esimerkiksi SAS-ohjelmassa sen nimi on LACKFIT, joka on lyhenne sanoista lack of fit, eli sopivuuden puute. Kun aineistoa mallinnettiin, tarkasteltiin samalla Hosmer'in ja Lemeshow'n testiarvoa. Sen χ^2 -testisuureen arvo oli 9,849 ja vapausasteita oli 8. Täten H_0 jää voimaan, ja mallin sopivuus on riittävä (p-arvo on 0,276).

Logistisesta regressiosta voidaan laskea R^2 -arvo, jolla mitataan selittävien muuttujien ennustuskykyä suhteessa selitettävään muuttajaan. Logistisessa regressiossa R^2 perustuu yllä mainittuun Likelihood Ratio -arvoon. Merkitään Likelihood Ratio -arvoa L^2 :lla, ja olkoon n otoskoko. Tällöin yleistetty (generalized) R^2 -arvo on:

$$R^2 = 1 - \exp\left\{-\frac{L^2}{n}\right\}. \quad (5.7)$$

(Allison 1999, 56). Suoritetussa analyysissä R^2 -arvo on hyvin pieni, ainoastaan 0,041. Selitettävän muuttujan dikotomisuudesta johtuen yleistetyn R^2 :n ylempi raja on ykköstä pienempi. Siksi voidaan lisäksi ilmoittaa skaalattu R^2 -arvo (Max-rescaled R^2), joka jakaa alkuperäisen R^2 :n ylärajallaan. Tällöin R^2 :n arvoksi tulee hieman parempi 0,139. Molemmat R^2 arvot ovat pieniä, mutta samansuuruisia tuloksia on saatu myös muissakin muuttoliikettä käsitelleissä tutkimuksissa (ks. esim. Lundholm 2007).

Vuosien 2000 ja 2001 välillä tässä aineistossa muuttaneita oli yhteensä 132 henkilöä 3018:sta. Edelleen toimipaikan lopettaminen vuonna 1999 on vaikuttanut henkilön muuttopäätökseen: vetosuhde on toimipaikan lopetuksen kokeneen henkilön tapauksessa 23,5 % suurempi kuin vertailuryhmällä. Avo- tai avioliitolla, iällä, sukupuolella (nainen=1), asunnon omistamisella ja lapsilla on rajoittava vaikutus. Vuonna 1999 toimipaikan lopetuksen kokeneet ovat yhä, vuoden viipeelläkin muuttoalttiimpia. Vaikutus muuttopäätökseen on hieman pienempi kuin ensimmäisenä vuotena. Tulokset on esitetty taulukossa 3.

TAULUKKO 3 Logistisen regression tulokset, tarkasteluperiodi 2000–2001

Muuttuja	Estimaatti		SE	Odds Ratio
Nainen	-0.1621	*	(0.0963)	0.723
Ikä	-0.2328	***	(0.0728)	0.792
Iän neliö	0.00204	**	(0.000929)	1.002
Tutkija	0.4193		(0.4471)	1.809
Ylempi korkeakouluaste	0.0163		(0.2581)	1.209
Alempi korkeakouluaste	-0.3751		(0.3231)	0.818
Alin korkeakouluaste	0.1132		(0.2076)	1.332
Pendelöikö henkilö	0.2229	**	(0.1002)	1.562
Asunnon omistaja	-0.1491		(0.1040)	0.742
Nettotulot	-2.08E-6		(6.98E-6)	1.000
Avo-/avioliitto	-0.1026		(0.1052)	0.814
Lasten lukumäärä	-0.2252	**	(0.1116)	0.798
Jalostustyöpaikkojen osuus alueella	0.0661		(1.7487)	1.068
Palvelutyöpaikkojen osuus alueella	1.6738		(1.2623)	5.332
Työttömyysprosentti alueella	5.5672	***	(1.8140)	261.712
Lopettiko toimipaikka v. 1999	0.1055		(0.1001)	1.235

(**** p < 0,001 *** p < 0,01 ** p < 0,05 * p < 0,10; 3018 havaintoa; mallissa on myös vakio-termi)

Skaalattu R^2 -arvo on 0,153, ja sen Likelihood Ratio, Score ja Waldin testit hylkäävät kaikki nollahypoteesin. Hosmer'in ja Lemeshow'n Goodness-of-Fit testi antaa p-arvoksi 0,672, eli mallin sopivuus on hyvä (ts. nollahypoteesia mallin sopivuudesta ei voida hylätä). Toleranssi ja VIF osoittavat taas iän ja iän neliön välisen multikollinearisuuden.

TAULUKKO 4 Logistisen regression tulokset, tarkasteluperiodi 2001–2002

Muuttuja	Estimaatti		SE	Odds Ratio
Nainen	0.0325		(0.1001)	1.067
Ikä	-0.3079	****	(0.0757)	0.735
Iän neliö	0.00314	****	(0.000923)	1.003
Tutkija	0.5199		(0.4131)	1.921
Ylempi korkeakouluaste	-0.5643	*	(0.3157)	0.650
Alempi korkeakouluaste	0.5140	**	(0.2471)	1.910
Alin korkeakouluaste	-0.3364		(0.2238)	0.816
Pendelöikö henkilö	0.1219		(0.1109)	1.276
Asunnon omistaja	-0.3233	***	(0.1109)	0.524
Nettotulot	-7.76E-7		(3.976E-6)	1.000
Avo-/avioliitto	-0.0329		(0.1113)	0.936
Lasten lukumäärä	-0.3221	**	(0.1262)	0.725
Jalostustyöpaikkojen osuus alueella	-0.6387		(1.8274)	0.528
Palvelutyöpaikkojen osuus alueella	-0.1686		(1.2618)	0.845
Työttömyysprosentti alueella	0.4750		(2.0827)	1.608
Lopettiko toimipaikka v. 1999	-0.1112		(0.1039)	0.801

(**** p < 0,001 *** p < 0,01 ** p < 0,05 * p < 0,10; 3018 havaintoa; mallissa on myös vakio-termi)

Tulokset poikkeavat aiemmista, kun toimipaikan lopettamisesta on kulunut kaksi vuotta. Nyt toimipaikan lopettamisella on taulukon (4) perusteella muuttopäätöstä rajoittava vaikutus: vetosuhde on 0,801, eli noin 20 % pienempi toimipaikan lopettamisen kokeneella henkilöllä. Tulos ei ole tilastollisesti merkitsevä. Asunnon omistaminen on edelleen voimakkaasti muuttopäätöstä rajoittava, kuten myös avo- tai avioliitossa oleminen ja lapset.

Tilastolliset testaukset tuottivat seuraavat tulokset. Skaalattu R^2 -arvo on nyt 0,122, joka on edelleen samansuuntainen vuosien 1999–2000 ja 2000–2001 analyysien kanssa. Selittävien muuttujien yhteistestit (Likelihood, Score ja Wald) hylkäävät kaikki H_0 :n, joten mallin selittävistä muuttujista ainakin yksi poikkeaa nollassa. Hosmer'in ja Lemeshow'n testin p-arvo on 0,790, mistä syystä nollahypoteesia ei voida hylätä ja voidaan sanoa, että mallin sopivuus on hyvä. Toleranssin arvot osoittavat taas iän ja sen neliön välisen multikollinearisuuden.

TAULUKKO 5 Logistisen regression tulokset, tarkasteluperiodi 2002–2003

Muuttuja	Estimaatti	SE	Odds Ratio
Nainen	-0.3133	*** (0.1050)	0.534
Ikä	0.0506	(0.0901)	1.052
Iän neliö	-0.00141	(0.00112)	0.999
Tutkija	0.5664	(0.5176)	1.998
Ylempi korkeakouluaste	0.4057	(0.2712)	1.701
Alempi korkeakouluaste	-0.7828	** (0.3962)	0.518
Alin korkeakouluaste	-0.0636	(0.2375)	1.064
Pendelöikö henkilö	0.2249	** (0.1124)	1.568
Asunnon omistaja	-0.1817	* (0.1078)	0.695
Nettotulot	-0.00004	*** (0.000013)	1.000
Avo-/avioliitto	-0.2769	** (0.1105)	0.575
Lasten lukumäärä	-0.3585	*** (0.1259)	0.699
Jalostustyöpaikkojen osuus alueella	-1.6749	(1.7906)	0.187
Palvelutyöpaikkojen osuus alueella	-0.2163	(1.2495)	0.806
Työttömyysprosentti alueella	2.7418	(1.9893)	15.515
Lopettiko toimipaikka v. 1999	-0.00278	(0.1041)	0.994

(**** p < 0,001 *** p < 0,01 ** p < 0,05 * p < 0,10; 3018 havaintoa; mallissa on myös vakio-termi)

Kolmen vuoden kulumisen toimipaikan lopettamisesta aiheuttaa sen, ettei toimipaikan lopettamisen kokeminen vaikuta henkilön muuttopäätökseen. Vetosuhde on lähellä ykköstä, ja lopettiko-muuttuja ei ole tilastollisesti merkitsevä. Pendelöinnillä on edelleen edistävä vaikutus muuttopäätökseen, ja ylempään korkeakoulututkintoon tai tutkijatason koulutuksen suorittaneella on muuttamisen vetosuhde korkeampi kuin keskiasteen koulutuksen suorittaneella. Asunnon omistaminen, lapset ja henkilön ollessa nainen vaikuttavat siten, että muuttopäätök-

sen vetosuhte on pienempi kuin henkilöllä, joka ei asu omistamassaan asunnossa, jolla ei ole lapsia tai joka on mies.

Malli huononee tässä vaiheessa selvästi Hosmer'in ja Lemeshow'n testin osalta. Testisuureen χ^2 -arvo on 12,179, vapausasteita on 8 ja p-arvoksi tulee 0,143, joten vaikka H_0 :aa ei voidaakaan hylätä 95 % luottamusvälillä, on χ^2 -arvo kuitenkin jo huomattavasti heikompi kuin aiemmissa tapauksissa. Mallin sopivuus on kyseenalaista. Yhteistestit ovat kaikki tilastollisesti merkitseviä, joten ne kaikki hylkäävät omat H_0 :nsa. Skaalattu R^2 on 0,157.

5.3.2 Regressiot, yhteisvaikutukset huomioitu

Yhteisvaikutusten soveltaminen logistiseen regressioon (tai mihin tahansa epälineaariseen regressioon) aiheuttaa sen, että vaikutusten tulkinta ei ole lineaarisen regression kaltaista. Johdun epälinearisessa regressiossa käytetystä linkkifunktiosta, jolla selitettävän muuttujan arvo saadaan pakotettua välille 0...1, marginaalivaikutukset ovat erilaisia kuin lineaarisessa regressiossa.

$$E[y | x_1, x_2, \mathbf{X}] = \Lambda(\beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \beta_{12} x_1 x_2 + \mathbf{X}\beta) = \Lambda(u), \quad (5.8)$$

missä $\Lambda(u) = \frac{e^u}{1 + e^u}$, eli linkkifunktio (Greene 1997, 874). Yhteisvaikutus on seuraavanlainen:

$$\frac{\partial^2 \Lambda(u)}{\partial x_1 \partial x_2} = \beta_{12} \Lambda'(u) + (\beta_1 + \beta_{12} x_2)(\beta_2 + \beta_{12} x_1) \Lambda''(u). \quad (5.9)$$

Yhtälö (5.9) osoittaa, että yhteisvaikutus ei ole pelkästään yhtälön oikean puolen ensimmäinen termi, minkä tulkintavirheen moni tutkija tekee. Yhtälöstä (5.9) seuraa, että

1. Yhteisvaikutus ei välttämättä ole nolla, vaikka $\beta_{12} = 0$.
2. Yhteisvaikutusta ei voida testata pelkällä t -testillä. Koko ristiderivaatta (cross derivative) pitää testata.
3. Yhteisvaikutus on riippuvainen muuttujista x_i .
4. Termi β_{12} ei välttämättä määrää yhteisvaikutuksen negatiivisuutta tai positiivisuutta.

Yllä olevat neljä kohtaa ovat seurausta epälineaarisuudesta. Jotta epälineaaristen mallien yhteisvaikutukset voidaan laskea oikein, tulee selitettävän muuttujan odotusarvon ristiderivaatta laskea. Yhteisvaikutuksen merkitsevyyden testauksen tulee perustua estimoituun ristikkäiseen osittaisderivaattaan (cross-partial derivative). (Norton, Wang & Ai 2004, 155-156.)

Taulukossa (6) on esitetty vuonna vuosien 1999–2000 ajalta tehty, taulukon (2) mukainen regressio, johon on lisätty lopettiko-muuttujaan tehdyt interaktiot. SAS ei laske vetosuhdetta interaktiolle eikä siihen kuuluville muuttujille. Jotta interaktioiden vetosuhteet saatiin näkyviin ja jotta niille voitiin tehdä tilastolliset testit, ne koodattiin uudestaan ylimääräisessä datankäsittelyvaiheessa. Esimerkiksi sukupuolen ja toimipaikan lopettamisen interaktio laskettiin kertomalla ne keskenään ja lisäämällä saatu uusi muuttuja malliin. Tätä menetelmää on suositeltu kirjallisuudessa, kun käytetään SAS-ohjelmaa (Allison 1999, 25 ja Van Ness & Allore 2006, 3).

TAULUKKO 6 Logistisen regression tulokset, tarkasteluperiodi 1999–2000

Muuttuja	Estimaatti	SE	Odds Ratio
Nainen	-0.0236	(0.1475)	0.954
Ikä	-0.0238	(0.0837)	0.976
Iän neliö	-0.00075	(0.00109)	0.999
Tutkija	0.2299	(0.5092)	1.496
Ylempi korkeakouluaste	0.3665	(0.2686)	1.715
Alempi korkeakouluaste	-0.1981	(0.3176)	0.975
Alin korkeakouluaste	-0.2255	(0.2287)	0.949
Pendelöikö henkilö	0.4758	*** (0.1492)	2.590
Asunnon omistaja	-0.3173	*** (0.1072)	0.530
Nettotulot	-7.17E-7	(5.386E-6)	1.000
Avo-/avioliitto	0.00420	(0.1627)	1.008
Lasten lukumäärä	-0.1732	(0.1079)	0.841
Jalostustyöpaikkojen osuus alueella	3.3727	* (1.8459)	29.157
Palvelutyöpaikkojen osuus alueella	2.1179	(1.3470)	8.314
Työttömyysprosentti alueella	1.9342	(1.8977)	6.918
Lopettiko toimipaikka v. 1999	-0.0334	(0.5105)	0.935
Nainen * lopettiko	0.0311	(0.3811)	1.032
Ikä * lopettiko	0.0174	(0.0219)	1.018
Koulutus * lopettiko	0.0316	(0.1676)	1.032
Pendeloi * lopettiko	-0.8722	** (0.3854)	0.418
Avo-/avioliitto * lopettiko	-0.0984	(0.4000)	0.906

(**** $p < 0,001$ *** $p < 0,01$ ** $p < 0,05$ * $p < 0,10$; 3018 havaintoa; mallissa on myös vakio-termi)

Tulkinnallisista ongelmista huolimatta mallin sopivuus paranee interaktioiden lisäämisen jälkeen huomattavasti: Hosmer'in ja Lemeshow'n testin p -arvoksi tulee 0,897. Se on huomattava parannus interaktioita sisältämättömään malliin. Skaalattu R^2 -arvo on 0,145. Pendelöinnin ja toimipaikan lopettamisen välinen interaktio osoittaa, että vaikka pendelöinti itsessään lisää muuton todennäköisyyttä, yhdistettynä toimipaikan lopettamiseen se vähentää vetosuhdetta. Edelleen asunnon omistaminen ja lapset toimivat muuton rajoittimina. Näidenkin muuttujien osalta sovitettiin interaktiot toimipaikan lopettamisen osalta, mutta tulos huononsi mallin sopivuutta, eivätkä termit olleet tilastollisesti merkitseviä.

Seuraavassa taulukossa (7) on interaktiotermeillä lisätyn mallin tulokset, kun henkilön työpaikkana olleen toimipaikan lopettamisesta on kulunut vuosi. Oletettavasti henkilö pohtii muuttoaan jonkin aikaa työpaikkansa menetettyään.

TAULUKKO 7 Logistisen regression tulokset, tarkasteluperiodi 2000–2001

Muuttuja	Estimaatti	SE	Odds Ratio
Nainen	-0.0600	(0.1478)	0.887
Ikä	-0.2233	*** (0.0780)	0.800
Iän neliö	0.00198	** (0.000955)	1.002
Tutkija	0.4152	(0.4506)	2.130
Ylempi korkeakouluaste	0.1419	(0.2832)	1.621
Alempi korkeakouluaste	-0.2960	(0.3317)	1.046
Alin korkeakouluaste	0.0800	(0.2113)	1.524
Pendelöikö henkilö	0.1853	(0.1566)	1.449
Asunnon omistaja	-0.1530	(0.1042)	0.736
Nettotulot	-1.95E-6	(6.748E-6)	1.000
Avo-/avioliitto	-0.1631	(0.1569)	0.722
Lasten lukumäärä	-0.2282	** (0.1121)	0.796
Jalostustyöpaikkojen osuus alueella	0.0239	(1.7497)	1.024
Palvelutyöpaikkojen osuus alueella	1.5792	(1.2632)	4.851
Työttömyysprosentti alueella	5.2468	*** (1.8381)	189.966
Lopettiko toimipaikka v. 1999	0.6057	(0.5114)	3.358
Nainen * lopettiko	-0.3547	(0.3837)	0.701
Ikä * lopettiko	-0.00797	(0.0197)	0.992
Koulutus * lopettiko	-0.1862	(0.1884)	0.830
Pendeloi * lopettiko	0.1072	(0.3923)	1.113
Avo-/avioliitto * lopettiko	0.1993	(0.3904)	1.221

(**** $p < 0,001$ *** $p < 0,01$ ** $p < 0,05$ * $p < 0,10$; 3018 havaintoa; mallissa on myös vakio-termi)

Taulukon 7 mallin skaalattu R^2 -arvo on 0,155. Sen sopivuus (Hosmer & Lemeshow) on 0,344. Tilastollisesti merkittävät muuttujat ovat ikä, iän neliö, alueen työttömyysprosentti ja lasten lukumäärä. Interaktiotermeistä yksikään ei ole tilastollisesti merkitsevää. Vaikka toimipaikan lopettaminen ei ole tilastollisesti merkitsevää, alueen työttömyysprosentti on. Huonon työllisyyden alueilta ollaan kiinnostuneempia muuttamaan.

Taulukossa 8 on esitetty tulokset, kun selitetään muuttopäätöstä kahden vuoden kuluttua toimipaikan lopettamisesta. Mallin skaalattu R^2 -arvo on 0,123 ja sopivuus 0,653. Interaktiotermeillä ei ole tilastollista merkitsevyyttä. Taulukon 8 jälkeen on esitetty taulukossa (9) tulokset, kun toimipaikan lopettamisesta on kulunut kolme vuotta. Oletettavasti mitä pitempi aika toimipaikan lopettamisesta on kulunut, sitä vähemmän muuttaminen kiinnostaa. Työntekijä on esimerkiksi saattanut jo työllistyä uudelleen, tai hän on siirtynyt koulutukseen.

TAULUKKO 8 Logistisen regression tulokset, tarkasteluperiodi 2001–2002

Muuttuja	Estimaatti		SE	Odds Ratio
Nainen	0.1062		(0.1405)	1.237
Ikä	-0.3162	****	(0.0787)	0.729
Iän neliö	0.00321	****	(0.000937)	1.003
Tutkija	0.5318		(0.4169)	2.000
Ylempi korkeakouluaste	-0.5578	*	(0.3364)	0.673
Alempi korkeakouluaste	0.5260	**	(0.2573)	1.989
Alin korkeakouluaste	-0.3385		(0.2287)	0.838
Pendelöikö henkilö	0.1230		(0.1505)	1.279
Asunnon omistaja	-0.3254	***	(0.1110)	0.522
Nettotulot	-7.02E-7		(3.685E-6)	1.000
Avo-/avioliitto	-0.0237		(0.1558)	0.954
Lasten lukumäärä	-0.3214	**	(0.1263)	0.725
Jalostustyöpaikkojen osuus alueella	-0.6016		(1.8258)	0.548
Palvelutyöpaikkojen osuus alueella	-0.1238		(1.2660)	0.884
Työttömyysprosentti alueella	0.4396		(2.1082)	1.552
Lopettiko toimipaikka v. 1999	-0.0630		(0.5117)	0.882
Nainen * lopettiko	-0.2955		(0.3952)	0.744
Ikä * lopettiko	0.00590		(0.0179)	1.006
Koulutus * lopettiko	-0.0378		(0.1974)	0.963
Pendeloi * lopettiko	-0.0187		(0.4152)	0.982
Avo-/avioliitto * lopettiko	-0.0391		(0.4127)	0.962

(**** $p < 0,001$ *** $p < 0,01$ ** $p < 0,05$ * $p < 0,10$; 3018 havaintoa; mallissa on myös vakio-termi)

TAULUKKO 9 Logistisen regression tulokset, tarkasteluperiodi 2002–2003

Muuttuja	Estimaatti		SE	Odds Ratio
Nainen	-0.3673	**	(0.1550)	0.480
Ikä	0.1069		(0.0993)	1.113
Iän neliö	-0.00189		(0.00119)	0.998
Tutkija	0.5861		(0.5161)	1.787
Ylempi korkeakouluaste	0.2943		(0.3144)	1.335
Alempi korkeakouluaste	-0.8593	**	(0.4049)	0.421
Alin korkeakouluaste	-0.0266		(0.2456)	0.968
Pendelöikö henkilö	0.2008		(0.1623)	1.494
Asunnon omistaja	-0.1800	*	(0.1082)	0.698
Nettotulot	-0.00004	***	(0.000013)	1.000
Avo-/avioliitto	-0.1063		(0.1618)	0.808
Lasten lukumäärä	-0.3613	***	(0.1262)	0.697
Jalostustyöpaikkojen osuus alueella	-1.6969		(1.7955)	0.183
Palvelutyöpaikkojen osuus alueella	-0.2985		(1.2544)	0.742
Työttömyysprosentti alueella	2.7355		(2.0071)	15.417
Lopettiko toimipaikka v. 1999	0.4904		(0.5813)	2.666
Nainen * lopettiko	0.2097		(0.4102)	1.233
Ikä * lopettiko	-0.0344		(0.0236)	0.966
Koulutus * lopettiko	0.1394		(0.1847)	1.150
Pendeloi * lopettiko	0.0951		(0.4195)	1.100
Avo-/avioliitto * lopettiko	-0.5939		(0.4098)	0.552

(**** $p < 0,001$ *** $p < 0,01$ ** $p < 0,05$ * $p < 0,10$; 3018 havaintoa; mallissa on myös vakio-termi)

Kolmen vuoden kuluttua toimipaikan lopettamisen tapahtumasta toimipaikassa työskennelleellä henkilöllä on suurempi vedonlyöntisuhde muuttaa kuin henkilöllä, joka ei toimipaikan menetystä ole kokenut. Tämä tulos, samoin kuin kaikkien muiden interaktiotermejä sisältäneiden analyysien, ei ole tilastollisesti merkitsevä. Hosmer'in ja Lemeshow'n sopivuustesti hylätään tässä tapauksessa jo 90 % luottamusvälillä, joten mallin sopivuus kärsii interaktiotermejä lisäämisestä. Skaalattu R^2 -arvo on 0,163, joten selityskyky on hieman interaktiotermejä sisältämätöntä mallia parempi. Jälleen interaktiotermit eivät ole tilastollisesti merkitseviä.

5.3.3 Päätelmiä analyyseistä

Toimipaikan lopettamisella ei ole tilastollisesti merkittävää selityskykyä henkilön muuttopäätökseen yhtenäkin vuotena toimipaikan lopettamisesta lähtien. Silti toimipaikan lopettamisen vetosuhteet eri vuosina osoittavat, että mikäli henkilön työpaikkana ollut toimipaikka lopettaa, tällä henkilöllä on suurempi vedonlyöntisuhde muuttaa kuin henkilöllä, jolla toimipaikka ei lopettanut. Vedonlyöntisuhde ei ole sama kuin todennäköisyys, mutta vedonlyöntisuhde antaa kuitenkin kuvan todennäköisyyksistä: mitä suurempi vedonlyöntisuhde, sitä suurempi todennäköisyys.

Merkittävämpiä vaikuttimia muuttopäätökseen ovat pendelöinti, asunnon omistaminen ja lasten lukumäärä. Nämä muuttujat olivat useissa analyyseissä tilastollisesti merkitseviä. Pendelöinti tietynä vuonna vaikuttaa usein edistävästi samana vuonna tapahtuvaan muuttopäätökseen, mutta sen sijaan asunnon omistaminen ja lapset toimivat muuttopäätöstä rajoittavina tekijöinä.

Interaktiotermejä lisääminen malliin paransi sopivuutta, mutta niillä ei ollut tilastollista merkitsevyyttä. Interaktiotermejä sovellettaessa käytettiin muutamissa eri lähteissä mainittua keinoja, jossa interaktiotermeille luodaan omat muuttujansa, jotka sitten lisätään malliin. Näin voidaan verrata mallia, jossa interaktiotermit ovat mukana malliin, josta ne puuttuvat. Kirjallisuudessa menetelmälle on annettu nimitys *nesting* (Van Ness & Allore 2006, 3). Koska toimipaikan lopettaminen -muuttuja on dikotominen, interaktiotermejä sisältävä malli muistuttaa interaktiotermejä sisältämätöntä mallia, lisättyinä niillä muuttujilla, joita on henkilöillä, joilla toimipaikka on lopettanut.

Aineistosta pyrittiin saamaan mahdollisimman homogeeninen molempien ryhmien (toimipaikan lopettamisen kokeneiden ja vertailuryhmän) kesken. Tämä tehtiin käyttämällä *Propensity Score Matching* -menetelmää, jolla vertailuryhmä muodostetaan hakemalla jokaiselle koe-ryhmän henkilölle vastinpari *Propensity Score* -arvoja vertaamalla. Aineisto jäi melko pieneksi, se käsitti vain 3018 henkilöä. Menetelmän käyttö on perusteltua, sillä toimipaikan lopettamisen kokeneiden ryhmä saattaa olla jollain tavalla valikoitunutta. *Propensity Score Matching* tehtiin henkilökohtaisten ominaisuuksien perusteella, mutta mikäli olisi ollut mahdollista, myös toimipaikan ominaisuuksien perusteella tehty valinta olisi saattanut olla hyödyllinen vertailua varten. Tällainen PSM-analyysi yritettiin tehdä, mutta *Propensity Score* -arvoa laskehtaessa regressiossa oli separoituvuutta (Quasi-complete Separation), eikä *Propensity Score* -arvoja saatu vertailua varten.

Quasi-complete Separation tarkoittaa, että jokin selittävä muuttuja (yleensä dikotominen) on ”liian hyvä”. Jos se on mukana mallissa, se jakaa havainnot vasteryhmiinsä seuraavalla tavalla:

$$\begin{cases} \mathbf{b}'\mathbf{x}_i \geq 0 & Y_i = 1 \\ \mathbf{b}'\mathbf{x}_i \leq 0 & Y_i = 2 \end{cases}$$

Tällöin tietyllä muuttujan arvolla kaikki havainnot kuuluvat samaan ryhmään. Tästä seuraa, että suurimman uskottavuuden (maximum likelihood) estimaattia ei ole olemassa. (So 1995, 2.)

6 JOHTOPÄÄTÖKSET

Tämän tutkimuksen tarkoitus oli selvittää, miten toimipaikan lopettaminen vaikuttaa henkilön muuttopäätökseen. Jos tuloksena olisi ollut, että toimipaikan lopettaminen on merkittävä tekijä henkilön muuttopäätöksen taustalla, se olisi ollut alueiden eriarvoisuuden kehityksen kannalta huomioitavaa. Tällöin esimerkiksi suuren alueellisen toimipaikan, kuten Kemijärven selutehtaan lopettamisella olisi ollut henkilöiden poismuuton myötä alueellisia vaikutuksia, jotka korostuvat syrjäseutujen tapauksissa. Pääkaupunkiseudulla yhden toimipaikan lopettamisella on erilainen vaikutus alueen työttömyyskehitykseen, kuin syrjäisemmillä, heikomman työllisyyden alueilla.

Tutkimuksen tekemisen mahdollistivat Tilastokeskuksen kattavat aineistot, joita ilman vastaavanlaista mikroekonometristä aineistoa ei olisi voitu rakentaa. Aineistojen rakentaminen ja muokkaus osoittautuivat monimutkaiseksi prosessiksi, missä auttoi aiempien tutkimusten hyödyntäminen. Vaikka toimipaikka-aineistoja on käytetty aiemmissä tutkimuksissa vastaavalla tavalla lopettaneiden toimipaikkojen selvittämiseksi, jouduttiin kehitettyjä menetelmiä soveltamaan ja muokkaamaan, jotta saatiin analysointia varten sopiva aineisto. Aineiston rakentamisen monimutkaisuudesta ja käytettävissä olleen ajan rajallisuudesta johtuen toimipaikkojen lopettamisten seurauksia tarkasteltiin vain vuonna 1999 lopettaneiden toimipaikkojen osalta. Ideaalitulanteessa olisi voitu lopettaneiden toimipaikkojen aineisto kaikille tarkasteluperiodin vuosille, ja suorittaa analyysi paneelina.

Propensity Score Matching –menetelmän hyödyistä huolimatta vertailuryhmän muodostaminen sen avulla osoittautui hankalaksi. Kaltaistamista tehtäessä jouduttiin tyytymään vain pienen määrään henkilö- ja perhekohtaisia muuttujia, sillä jos PSM:iä varten luodussa regressiossa oli enemmän muuttujia, vertailuryhmää ei saatu muodostettua ”Quasicomplete Separation”-ilmiön takia. Kaltaistamisen jälkeenkin aineisto jäi melko pieneksi, mikä osaltaan saattaa vaikuttaa tulosten yllättävän huonoihin tilastollisiin merkitsevyyksiin.

Tarkasteluperiodi oli mikroekonometrisessä analyysissä vuodesta 1999 vuoteen 2003, ja vuonna 1999 lopettaneella toimipaikalla ei ollut tilastollisesti merkittävää vaikutusta henkilön

muuttopäätökseen kolmena seuraavana vuotena. Jos merkitsevyydestä tingitään, ovat tulokset kuitenkin sen suuntaisia, että mikäli henkilön työpaikkana ollut toimipaikka lopettaa, tällä henkilöllä on suurempi vetosuhde (ja epäsuorasti suurempi todennäköisyys) muuttaa. Työpaikan menettämisen on työttömyyskorvauksista huolimatta niin suuri vaikutus henkilön varallisuuteen, että muuttopäätös on varteen otettava vaihtoehto tulevaisuutta suunniteltaessa. On kuitenkin huomioitava, että esimerkiksi asunnon omistaminen on muuttopäätöstä rajoittava tekijä. Tuloksissa ilmenevä tilastollisen merkitsevyyden puute saattaa johtua melko lyhyestä tarkasteluperiodista. Muuttopäätös saattaa viivästyä toimipaikan lopettamisen jälkeen esimerkiksi asunnon myymiseen liittyvien tekijöiden johdosta, joten tarkasteluperiodin pidentäminen voisi olla keino tuoda esiin toisenlaisia tuloksia.

Työttömyysturvan korkea taso Suomessa voi vaikuttaa työpaikan menettämisen jälkeiseen muuttopäätökseen estävästi, sillä inhimillisen pääoman teorian mukaan henkilö tekee muuttopäätöksen vertailtuaan nykyisen ja mahdollisen muuton kohteena olevan kunnan palkkatasoa keskenään. Mikäli työttömyyskorvaus on riittävän suuri, ei henkilön kannata muuttaa, sillä toiselta alueelta saatava korvaus ei ole riittävä rahallinen kannustin. Tästä syystä toimipaikan lopettamisesta johtuvalla työttömyydellä ei välttämättä ole vaikutusta muuttopäätökseen.

Tarkasteluperiodin valinnalla on todennäköisesti merkitystä saatuihin tuloksiin. Suosiollisesta talouskehityksestä johtuen työllisyystilanne on kohentunut Suomessa laman jälkeen, ja vaikka työpaikkakehitys ei ole ollut pääkaupunkiseudun kaltaista, hyvin nopeaa koko maassa, on jonkin asteista edistystä tapahtunut joka puolella maata. Siksi muuttaminen työpaikan menetyksen johdosta on saattanut jäädä monella tekemättä: on uskottu siihen, että oman asuin ympäristön alueelta on saatavissa töitä. Tarkastelun siirtäminen muutama vuosi taaksepäin laman ajankohtaan olisi todennäköisesti tuottanut toisenlaisia tuloksia, sillä tällöin esimerkiksi uudelleen kouluttautuminen oli vaikean työllisyystilanteen johdosta vaihtoehto.

Toimipaikan lopettamisen seurauksena muuttavien henkilöiden tulevaa työllistymistä ei tässä tutkimuksessa käsitelty lainkaan. Jos henkilön koulutustaso ei ole korkea, hänellä saattaa olla henkistä pääomaa hyvin kapealta alalta. Tämä korostuu, mikäli henkilö on ollut pitkään saman yrityksen palveluksessa ja tehnyt saman sisältöistä työtä. Tällaisella henkilöllä työllistyminen muuton jälkeen voi olla hyvin vaikeaa. Vanhemmilla työntekijöillä uudelleen kouluttautuminen ei todennäköisesti auta.

Ulkomaisen omistuksen lisääntyminen suomalaisissa yrityksissä ei todennäköisesti merkitse syrjäseutujen toimipaikoille menestystä. Suomen kaltaisessa maassa, jossa välimatkat ovat pitkiä ja väestön koko on pieni, yritysten ei kannata sijoittautua kovin kauas suurista keskuksista, sillä näissä keskuksissa ovat suurimmat markkinat. Helpompi sopeutumiskeino on osaan työvoiman siirtyminen sinne, missä toimipaikkoja sijaitsee. Tämä kehitys on Suomessa jo nähtävissä, sillä etenkin pääkaupunkiseutu on laman jälkeen kasvanut voimakkaasti väestömäärältään, mikä näkyy jo työvoimapulana ja toisaalta ruuhkaongelmina. Laman jälkeinen muuttoliike on suuntautunut maaseutumaisista ja taajaan asutuista kunnista kaupunkeihin. Muuttojen määrät ovat vähentyneet merkittävästi, joten jonkinlainen saturaatio on saavutettu.

Muuttopäätöksen tekeminen työpaikan menettämisen johdosta on varmasti hyvin vaikeaa, etenkin perheelliselle ihmiselle. Koko kansantalouden tasolla muuttoliike, mikäli se suuntautuu sinne, missä työpaikat ovat, on kuitenkin hyödyllistä, sillä se parantaa työpaikkojen ja työttömien kohtaantoa. Myöhemmissä tutkimuksissa esimerkiksi koulutukseen tulisi kiinnittää huomiota enemmän. Myös sitouttaviin tekijöihin, kuten asunnon omistamiseen ja perheen ominaisuuksiin, voitaisiin perehtyä tarkemmin.

LÄHTEET

- Allen, J. ja Eaton, B. 2004. Incomplete Information and Migration: The Grass is Greener Across the Higher Fence. *Journal of Regional Science* 45 (1), 1 – 19.
- Allison, P. 1982. Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories. *Sociological Methodology* 13, 61-98.
- Allison, P. 1999. *Logistic Regression Using SAS® System: Theory and Application*. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Stora Enso: Kemijärven tehdas suljetaan huhtikuun lopussa. 2008. Arvopaperi 17.1.2008.
- Benedetto, G., Haltiwanger, J., Lane, J. & McKinney, K. 2007. Using Worker Flows to Measure Firm Dynamics. *Journal of Business & Economic Statistics* 25 (3), 299-313.
- Bhattacharjee, A. 2005. Models of Firm Dynamics and the Hazard Rate of Exits: Reconciling Theory and Evidence using Hazard Regression Models. CRIEFF Discussion Papers 0502.
- Blanchard, O., Katz, L., Hall, R. & Eichengreen, B. 1992. Regional Evolutions. *Brookings Papers on Economic Activity* 1992 (1), 1-75.
- Boman, A. 2006. Internal Migration of Natives and Immigrants Following Job Displacement. *Working Papers in Economics*, nr 192. Göteborg University. School of Business, Economics and Law.
- Böckerman, P. 1998. Alueet työttömyyden kurimuksessa. *Kunnallisalan kehittämissäätiö, Tutkimuksia* 14.
- Böckerman, P. & Piekkola, H. 2000. Työntekijöiden koulutus ja kokemus rakennemuutoksen muovaajana toimipaikkatasolla. *Kansantaloudellinen aikakauskirja* 96 (2), 256-267.
- Böckerman, P., Hämäläinen, K. & Maliranta, M. 2004. Sources of Job and Worker Flows: Evidence from a Panel of Regions. *Labour* 18 (1), 105 – 129.
- Caves, R. 1998. Industrial organization and new findings on the turnover and mobility of firms. *Journal of Economic Literature* 36 (4), 1947-1982.
- Clark, A., Oswald, A. & Warr, P. 1996. Is Job Satisfaction U-shaped in Age? *Journal of Occupational and Organizational Psychology* 69 (1), 57-81.
- Conesa, J., Kehoe, T. & Ruhl, K. 2007. Modeling Great Depressions: The Depression in Finland in the 1990s. NBER Working Papers 13591.
- DaVanzo, J. 1983. Repeat Migration in the United States: Who Moves Back and Who Moves On? *Review of Economics and Statistics* 65 (4), 552 – 559.
- Davis, S. & Haltiwanger, J. 1999. Gross Job Flows. Teoksessa Ashenfelter, O. & Card, D. (toim.) *Handbook of Labor Economics Volume 3B*. Amsterdam: Elsevier, 2712-2803.

- Deheija, R. & Wahba, S. 2002 Propensity Score-Matching Methods for Nonexperimental Causal Studies. *The Review of Economics and Statistics* 84 (1), 151-161.
- Greene, W. 1997. *Econometric Analysis*. 3. painos. New Jersey: Prentice Hall.
- Haapanen, M. 2003. Tutkimuksia muuttoliikettä selittävistä tekijöistä ja työvoiman alueellisesta keskittymisestä. *Kansantaloudellinen aikakauskirja* 2003 (4), 431-436.
- Ham, J., Li, X. & Reagan, P. 2006. Propensity Score Matching, a Distance-Based Measure of Migration, and the Wages of Young Men. *Federal Reserve Bank of New York Staff Report* 212.
- Heiskanen, M. 2001. *Kunta-alan palkkatasoselvitys*. Helsinki: Kunnallinen työmarkkinalaitos.
- Herzog, H. & Schlottmann, A. 1995. Worker Displacement and Job-search: A Regional Analysis of Structural Impediments to Reemployment. *Journal of Regional Science* 35 (4), 553-557.
- Herzog, H., Schlottmann, A. & Boehm, T. 1993. Migration as Spatial Job-search: A Survey of Empirical Findings. *Regional Studies* 27 (4), 327 – 340.
- Huttunen, K., Møen, J. & Salvanes, K. 2006. How destructive is creative destruction? *Institute for the Study of Labor (IZA) Discussion Papers* 2316.
- Kaitila, V., Mankinen, R. & Nikula, N. 2006. Yksityisten palvelualojen kansainvälinen tuotavuusvertailu. *ETLA Keskustelunaiheita* 1043.
- Korkman, S. 2007. *Onko tupolla tulevaisuutta? EVA raportti*.
- Kuhn, P. 2002. Summary & Synthesis. Teoksessa Kuhn, P. (toim.) *Losing Work, Moving On: International Perspectives on Worker Displacement*. Kalamazoo, Michigan USA: W.E. Upjohn Institute for Employment Research, 1 – 103.
- Lundholm, E. 2007. *New Motives for Migration? On Interregional Mobility in the Nordic Context*. Department of Social and Economic Geography, Umeå University, Sweden. 2007:2.
- Lundholm, E., Garvill, J., Malmberg, G. & Westin, K. 2004. Forced or Free Movers?: the Motives, Voluntariness and Selectivity of Interregional Migration in the Nordic Countries. *Population, Space and Place* 10 (1), 59-72.
- Lundholm, E. 2007. *Are Movers Still the Same?: Characteristics of Interregional Migrants In Sweden 1970-2001*. *Tijdschrift voor economische en sociale geografie* 98 (3), 336-348.
- Mauro, P. & Spilimbergo, A. (1999): How do the skilled and the unskilled respond to regional shocks? The case of Spain. *IMF Staff Papers* 46 (1), 1-17.
- Mincer, J. 1978. Family Migration Decisions. *Journal of Political Economy* 86 (5), 749 - 773.

- Mäki-Arvela, P. 2003. Regional Evolutions in Finland: Panel Data Results of a VAR approach to Labour Market Dynamics. *Regional Studies* 37 (5), 423-443.
- Nakosteen, R. & Zimmer, M. 1980. Migration and Income: The Question of Self-Selection. *Southern Economic Journal* 46 (3), 840 – 851.
- Neal, D. 1995. Industry-Specific Human Capital: Evidence from Displaced Workers. *Journal of Labor Economics* 13 (4), 653-677.
- Norton, E., Wang, H. & Ai, C. 2004. Computing Interaction Effects and Standard Errors in Logit and Probit Models. *The Stata Journal* 4 (2), 154-167.
- Nurminen, R. 2005. Suomen kansantalouden kehitys EU-kaudella. Teoksessa *Kymmenvuotiskatsaus 2005*. Helsinki: Tilastokeskus, 11-15.
- Parsons, L. 2001. Reducing Bias in a Propensity Score Matched-Pair Sample Using Greedy Matching Techniques. *SUGI 26 Proceedings* Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Pekkala, S. & Tervo, H. 2002. Unemployment and Migration: Does Moving Help? *VATT-keskustelunaloitteita* 281.
- Poletaev, M. & Robinson, C. 2008. Human Capital Specificity: Evidence from the Dictionary of Occupational Titles and Displaced Worker Surveys 1984-2000. *CIBC Working Paper* 2008-3
- Pyöriä, P. 2006. Tietotyö Suomessa – teoreettisia ja empiirisiä huomioita. *Työpoliittinen Aikakauskirja* 2006 (3), 23 – 33.
- Rita, H. 2004. Vetosuhde (odds ratio) ei ole todennäköisyyksien suhde. *Metsätieteen aikakauskirja* 2004 (2), 207-212.
- Rogerson, P. & MacKinnon, R. 1981. A Geographical Model of Job Search, Migration and Unemployment. *Papers of the Regional Science Association* 48 (1), 89 – 102.
- Rosenbaum, P. & Rubin, D. 1983. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika* 70 (1), 41-55.
- Schwarz, A. 1973. Interpreting the Effect of Distance on Migration. *Journal of Political Economy* 81 (5), 1153 – 1169.
- Sisäasianministeriö. 2005. Kotikuntalaki ja kotikunnan vaihtamisen rajoitukset. *Sisäasianministeriön julkaisuja* 2005 (24).
- Sisäasiainministeriö. 2007. Maakuntien suhdannekehitys 2003 - 2007. *Sisäasiainministeriön julkaisuja* 2007 (44).
- Sjaastad, L. 1962. The Costs and Returns of Human Migration. *The Journal of Political Economy* 70 (5), 80-93.

- So, Y. 1995. A Tutorial on Logistic Regression. SUGI 20 Proceedings. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Tervo, H. 2002. Muuttoliike ei ratkaise työttömyysongelmaa. *Talous & Yhteiskunta* 2002 (4), 26-30.
- Tilastokeskus Statfin, yritysrekisteri, työssäkäyntitilasto, maaseutuindikaattorit, kansantalouden tilinpito, ALTIKA, työmarkkinatilasto.
- Tolkki, V. 2004. Alueellinen tulontasaus on heikentynyt. *Tietoaika* 2004 (2).
- Valtioneuvoston kanslia. 1999. Tulevaisuusfoorumit 1998 -raportti. Valtioneuvoston kanslian julkaisusarja 1999 (2).
- Van Ness, P. & Allore, H. 2006. Using SAS[®] to Investigate Effect Modification. SAS Institute Inc. 2006. SUGI 31 Proceedings. Cary, NC: SAS Institute Inc.
- Westergren, A. 2001. Information Point: Odds ratio. *Journal Of Clinical Nursing* 10 (2). 268-269.

LIITTEET

LIITE 1 Suomessa vuosina 1995–2003 aloittaneet yritykset, toimialoittain

Toimiala	Aloittaneet yritykset									
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	
Maatalous, riistatalous ja metsätalous	1023	809	877	616	583	563	586	610	610	
Kalatalous	117	53	67	46	47	28	38	44	32	
Kaivostoiminta ja louhinta	122	100	73	62	49	41	47	45	54	
Teollisuus	3046	2652	2454	2320	1981	2082	1849	1742	1757	
Sähkö-, kaasu- ja vesihuolto	85	53	60	67	73	65	78	86	114	
Rakentaminen	3408	3221	3424	3410	3570	3781	3533	3634	3815	
Tukku-, väh.kaup; moot.ajon.; henk.koht., kotital.esin. korj	6700	6442	6558	6148	5242	4864	4711	4905	6164	
Majoitus- ja ravitsemistoiminta	1889	1612	1691	1655	1574	1568	1530	1496	1394	
Kuljetus, varastointi ja tietoliikenne	1561	1525	1634	1444	1420	1350	1426	1384	1407	
Rahoitustoiminta	246	294	432	419	304	353	382	435	389	
Kiinteistö-, vuokraus-, tutkimus- ja liike-elämän palvelut	6598	5961	6294	5714	5673	6098	6420	6414	7063	
Julkishallinto ja maanpuolustus, pakollinen sosiaalivakuutus	3	9	5	11	8	8	8	9	9	
Koulutus	211	177	217	265	218	220	205	233	240	
Terveystieteiden ja sosiaalipalvelut	414	402	629	571	565	596	590	679	773	
Muut yhteiskunnalliset ja henkilökohtaiset palvelut	1673	1618	1795	1897	1896	1969	1975	2010	2094	
Työnant.kotital.; tuott. tav. ja palv. omaan käyt	2	5	43	8	13	3	4	2	6	
Kansainväliset järjestöt ja ulkomaiset edustustot	-	-	1	-	-	1	-	-	-	

(Lähde: Tilastokeskus, StatFin.)

LIITE 2 Suomessa vuosina 1995–2003 lopettaneet yritykset, toimialoittain.

Toimiala	Lopettaneet yritykset								
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Maatalous, riistatalous ja metsätalous	260	350	311	385	446	424	386	404	500
Kalatalous	12	21	24	29	36	32	35	24	26
Kaivostoiminta ja louhinta	89	58	64	87	74	81	60	62	51
Teollisuus	1654	1749	1717	2060	2000	1963	2007	1953	1980
Sähkö-, kaasu- ja vesihuolto	38	28	20	22	25	24	23	39	47
Rakentaminen	1925	2120	1940	2458	2495	2593	2810	2835	2866
Tukku-, väh.kaup; moot.ajon.; henk.koht., kotital.esin. korj	4020	4349	4469	5772	5817	5693	5287	4876	5216
Majoitus- ja ravitsemistoiminta	896	984	1046	1430	1472	1408	1450	1388	1345
Kuljetus, varastointi ja tietoliikenne	535	582	790	1262	1349	1335	1257	1364	1354
Rahoitustoiminta	138	162	142	183	183	234	258	266	289
Kiinteistö-, vuokraus-, tutkimus- ja liike-elämän palvelut	3446	3548	3546	4248	4334	4798	4900	4866	4981
Julkishallinto ja maanpuolustus, 1 pakollinen sosiaalivakuutus	-	-	1	2	3	9	2	5	6
Koulutus	70	74	89	115	120	161	139	155	172
Terveystieteiden ja sosiaalipalvelut	169	177	192	252	327	354	369	368	399
Muut yhteiskunnalliset ja henkilökohtaiset palvelut	661	735	722	1081	1304	1280	1347	1235	1453
Työnant.kotital.; kotital. tuott. tav. ja palv. omaan käyt	-	-	3	10	6	6	7	1	5
Kansainväliset järjestöt ja ulkomaiset edustustot	-	-	-	-	-	1	-	-	-

(Lähde: Tilastokeskus, StatFin.)

LIITE 3 Aloittaneet yritykset maakunnittain, vuosina 1995–2003

Maakunta	Aloittaneet yritykset								
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Uudenmaan maakunta	8734	8313	8469	7888	7663	8012	8032	8211	8727
Itä-Uudenmaan maakunta	486	447	413	423	452	514	474	461	517
Varsinais-Suomen mk	2426	2327	2334	2275	2207	2120	2110	2060	2339
Satakunnan maakunta	1171	1047	1127	1014	951	994	949	945	1166
Kanta-Hämeen maakunta	767	705	834	692	672	687	669	683	769
Pirkanmaan maakunta	2503	2284	2523	2223	2109	2087	2021	2087	2321
Päijät-Hämeen maakunta	1108	965	1033	993	941	931	856	935	902
Kymenlaakson maakunta	817	744	743	747	661	698	633	643	758
Etelä-Karjalan maakunta	593	525	604	563	537	478	506	482	519
Etelä-Savon maakunta	761	692	768	718	642	589	633	555	619
Pohjois-Savon maakunta	1204	1044	1125	1079	905	926	857	864	978
Pohjois-Karjalan mk	734	639	716	599	564	502	492	477	543
Keski-Suomen mk	1277	1135	1133	1164	1052	1122	1014	1015	1153
Etelä-Pohjanmaan mk	1195	1044	975	926	861	868	788	785	865
Pohjanmaan maakunta	1028	878	829	777	671	738	704	736	759
Keski-Pohjanmaan mk	411	344	314	307	304	276	252	299	271
Pohjois-Pohjanmaan mk	1495	1362	1458	1362	1333	1317	1243	1293	1426
Kainuun maakunta	344	277	300	297	299	270	229	254	249
Lapin maakunta	1017	833	901	829	759	770	723	695	750
Ahvenanmaa	215	164	163	155	133	160	176	178	162

(Lähde: Tilastokeskus, StatFin.)

LIITE 4 Lopettaneet yritykset maakunnittain, vuosina 1995–2003

Maakunta	Lopettaneet yritykset								
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Uudenmaan maakunta	5027	5609	5072	5845	5918	6687	6806	6402	6769
Itä-Uudenmaan maakunta	266	274	266	338	355	393	366	354	357
Varsinais-Suomen mk	1210	1309	1314	1717	1564	1693	1650	1790	1809
Satakunnan maakunta	556	641	660	835	845	759	839	835	922
Kanta-Hämeen maakunta	498	471	417	574	630	570	616	561	559
Pirkanmaan maakunta	1421	1429	1407	1801	1870	1752	1863	1799	1800
Päijät-Hämeen maakunta	610	689	671	804	850	803	803	869	897
Kymenlaakson maakunta	396	442	501	608	710	627	607	573	659
Etelä-Karjalan maakunta	267	317	379	502	502	458	453	461	457
Etelä-Savon maakunta	371	400	430	556	610	576	527	528	537
Pohjois-Savon maakunta	595	680	696	869	922	877	817	717	843
Pohjois-Karjalan mk	407	442	421	531	584	606	478	449	505
Keski-Suomen maakunta	715	746	698	864	953	988	973	913	998
Etelä-Pohjanmaan mk	570	600	631	720	691	648	662	644	687
Pohjanmaan maakunta	504	507	545	553	639	600	585	549	590
Keski-Pohjanmaan mk	202	191	208	263	265	219	216	213	224
Pohjois-Pohjanmaan mk	882	959	908	1118	1140	1138	1084	1110	1027
Kainuun maakunta	207	210	208	242	262	269	248	242	260
Lapin maakunta	524	561	585	677	698	707	659	690	638
Ahvenanmaa	77	84	81	77	95	103	115	112	116

(Lähde: Tilastokeskus, StatFin.)

LIITE 5 Yritysten nettomuutokset (aloittaneet - lopettaneet) maakunnittain

Maakunta	Yrityskannan nettomuutokset								
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Uudenmaan maakunta	3707	2704	3397	2043	1745	1325	1226	1809	1958
Itä-Uudenmaan maakunta	220	173	147	85	97	121	108	107	160
Varsinais-Suomen mk	1216	1018	1020	558	643	427	460	270	530
Satakunnan maakunta	615	406	467	179	106	235	110	110	244
Kanta-Hämeen maakunta	269	234	417	118	42	117	53	122	210
Pirkanmaan maakunta	1082	855	1116	422	239	335	158	288	521
Päijät-Hämeen maakunta	498	276	362	189	91	128	53	66	5
Kymenlaakson maakunta	421	302	242	139	-49	71	26	70	99
Etelä-Karjalan maakunta	326	208	225	61	35	20	53	21	62
Etelä-Savon maakunta	390	292	338	162	32	13	106	27	82
Pohjois-Savon maakunta	609	364	429	210	-17	49	40	147	135
Pohjois-Karjalan mk	327	197	295	68	-20	-104	14	28	38
Keski-Suomen maakunta	562	389	435	300	99	134	41	102	155
Etelä-Pohjanmaan mk	625	444	344	206	170	220	126	141	178
Pohjanmaan maakunta	524	371	284	224	32	138	119	187	169
Keski-Pohjanmaan mk	209	153	106	44	39	57	36	86	47
Pohjois-Pohjanmaan mk	613	403	550	244	193	179	159	183	399
Kainuun maakunta	137	67	92	55	37	1	-19	12	-11
Lapin maakunta	493	272	316	152	61	63	64	5	112
Ahvenanmaa	138	80	82	78	38	57	61	66	46

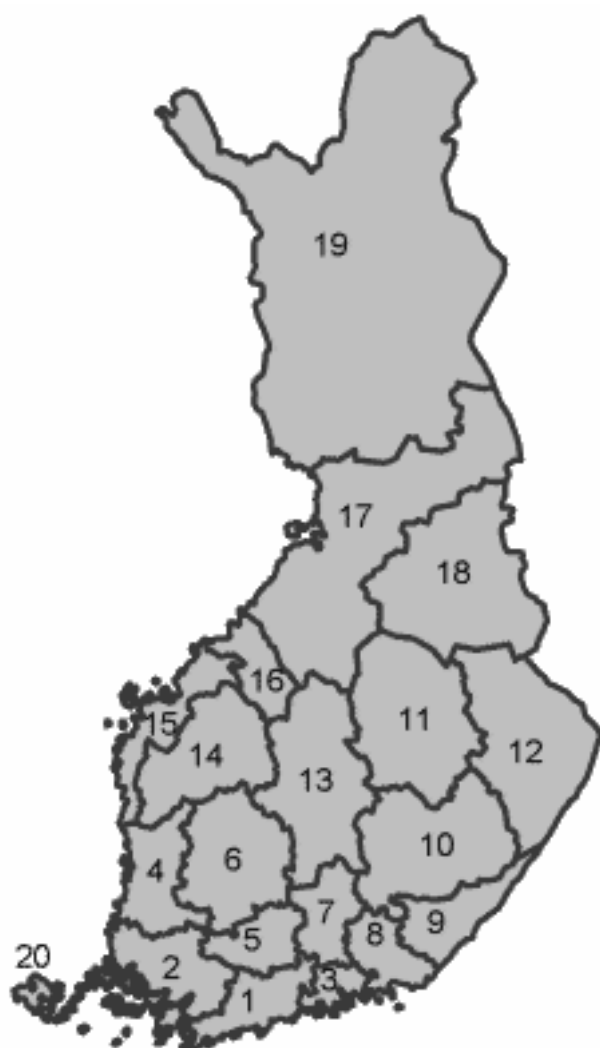
(Lähde: Tilastokeskus, StatFin.)

LIITE 6 Työttömät Suomessa, maakunnittain, vuosina 1995–2003.

Maakunta	Työttömyysprosentti								
	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Uudenmaan maakunta	16,1	15,0	12,2	9,9	8,8	7,4	7,5	7,8	8,2
Itä-Uudenmaan maakunta	15,7	14,6	12,4	10,6	9,5	8,2	8,2	7,9	7,9
Varsinais-Suomen mk	17,1	16,4	14,1	13,0	12,5	10,7	10,9	10,4	10,9
Satakunnan maakunta	21,6	21,7	19,0	17,8	17,9	16,1	15,5	15,2	15,1
Kanta-Hämeen maakunta	20,0	19,5	16,6	14,9	13,8	12,5	11,7	11,1	11,0
Pirkanmaan maakunta	20,0	20,3	17,4	15,4	14,7	13,3	13,1	12,7	13,0
Päijät-Hämeen maakunta	22,7	22,7	19,4	17,9	16,7	14,9	14,5	13,9	14,2
Kymenlaakson maakunta	20,4	20,5	18,5	17,3	16,8	15,8	14,8	14,3	13,7
Etelä-Karjalan maakunta	22,1	22,8	20,4	19,0	18,0	15,6	16,1	15,8	15,3
Etelä-Savon maakunta	23,3	23,4	20,7	19,2	17,9	17,7	16,1	15,3	14,8
Pohjois-Savon maakunta	22,7	22,5	20,1	18,4	17,7	17,0	16,1	14,9	14,5
Pohjois-Karjalan mk	25,1	26,0	23,6	22,3	20,7	19,2	19,4	18,3	18,1
Keski-Suomen maakunta	22,8	22,4	20,3	18,8	17,7	16,0	15,7	15,1	15,0
Etelä-Pohjanmaan mk	20,2	19,0	15,6	14,1	13,7	11,9	12,3	11,2	10,8
Pohjanmaan maakunta	15,7	14,4	12,4	11,2	11,4	9,5	9,2	8,6	8,4
Keski-Pohjanmaan mk	20,4	19,5	17,5	15,5	15,0	14,0	13,0	11,6	11,7
Pohjois-Pohjanmaan mk	21,5	20,9	18,3	17,3	15,7	14,0	14,5	13,7	13,5
Kainuun maakunta	27,0	28,9	25,1	23,7	22,7	22,1	23,3	21,9	20,3
Lapin maakunta	28,0	27,6	25,2	24,0	22,6	21,0	20,7	18,7	17,8
Ahvenanmaa	7,1	6,8	4,5	3,1	2,4	2,0	2,0	1,9	2,3

(Lähde: Tilastokeskus, StatFin.)

LIITE 7 Suomen maakunnat



1. Uusimaa
2. Varsinais-Suomi
3. Itä-Uusimaa
4. Satakunta
5. Häme
6. Pirkanmaa
7. Päijät-Häme
8. Kymenlaakso
9. Etelä-Karjala
10. Etelä-Savo
11. Pohjois-Savo
12. Pohjois-Karjala
13. Keski-Suomi
14. Etelä-Pohjanmaa
15. Pohjanmaa
16. Keski-Pohjanmaa
17. Pohjois-Pohjanmaa
18. Kainuu
19. Lappi
20. Åland

(Lähde: Maakuntien liitot, www.reg.fi)

LIITE 8a Kaupunkimaisten kuntien tietoja 1995–2003

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Väestö	3096335	3122945	3148094	3171716	3193920	3214005	3236976	3253613	3270098
Tulomuutto	142631	155607	157585	169794	173332	174618	190240	182294	180516
Lähtömuutto	130105	143422	147768	159263	163335	165890	180882	178340	178384
Nettomuutto	12526	12185	9817	10531	9997	8728	9358	3954	2132
Netto-osuus väestöstä, %	0,40	0,39	0,31	0,33	0,31	0,27	0,29	0,12	0,07
Tulo-osuus väestöstä, %	4,61	4,98	5,01	5,35	5,43	5,43	5,88	5,60	5,52
Lähtö-osuus väestöstä, %	4,20	4,59	4,69	5,02	5,11	5,16	5,59	5,48	5,46
Työlliset	1219194	1243595	1300471	1371341	1406142	1448285	1460012	1464375	1465414
Työttömät	295932	291331	253321	233290	221080	198550	196294	191246	194722
Työttömyys-%	19,53	18,98	16,30	14,54	13,59	12,06	11,85	11,55	11,73
Yrityskanta	136721	143787	150801	156988	159521	162069	163871	165984	169822
Aloittaneet yritykset	18146	17062	17719	16632	15685	15969	15679	15885	17279
Lopettaneet yritykset	10206	11217	10771	12969	13304	13758	13703	13342	13813
Yrityskannan nettomuutos	7940	5845	6948	3663	2381	2211	1976	2543	3466
Netto-os. yr. kannasta, %	5,81	4,07	4,61	2,33	1,49	1,36	1,21	1,53	2,04
Työpaikat yhteensä	1326386	1353492	1417691	1494270	1532017	1579543	1595055	1602278	1606376
Teollisuuden työpaikat	268544	267521	279804	290068	289330	296272	293583	287600	278253
Teollisuuden osuus, %	20,25	19,77	19,74	19,41	18,89	18,76	18,41	17,95	17,32
Toimipaikk. lkm.	135309	144018	151165	155994	157591	161103	163672	164924	166720
Teollisuuden toimip. lkm.	14357	15087	15588	15823	15496	15441	15508	15405	15176
Teoll. toimp. osuus, %	10,61	10,48	10,31	10,14	9,83	9,58	9,48	9,34	9,10

(Lähde: Tilastokeskus, ALTIKA ja StatFin.)

LIITE 8b Taajaan asuttujen kuntien tietoja 1995–2003

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Väestö	906165	904203	902997	902003	900922	900305	900411	901718	903025
Tulomuutto	31070	35292	37214	40023	39843	40087	43248	42589	43286
Lähtömuutto	36147	39559	40020	42519	42546	41859	45026	42976	43466
Nettomuutto	-5077	-4267	-2806	-2496	-2703	-1772	-1778	-387	-180
Netto-osuus väestöstä, %	-0,56	-0,47	-0,31	-0,28	-0,30	-0,20	-0,20	-0,04	-0,02
Tulo-osuus väestöstä, %	3,43	3,90	4,12	4,44	4,42	4,45	4,80	4,72	4,79
Lähtö-osuus väestöstä, %	3,99	4,38	4,43	4,71	4,72	4,65	5,00	4,77	4,81
Työlliset	334996	337070	350285	363278	368445	376377	375581	376985	378648
Työttömät	80796	78564	67529	61975	58092	51767	51634	49281	48841
Työttömyys-%	19,43	18,90	16,16	14,57	13,62	12,09	12,09	11,56	11,43
Yrityskanta	38452	40320	42327	44005	44806	45553	46171	46753	47866
Aloittaneet yritykset	4474	4016	4184	3906	3690	3770	3612	3708	4055
Lopettaneet yritykset	2358	2525	2493	2997	3083	3031	3150	2964	3226
Yrityskannan nettomuutos	2116	1491	1691	909	607	739	462	744	829
Netto-os. yr. kannasta, %	5,50	3,70	4,00	2,07	1,35	1,62	1,00	1,59	1,73
Työpaikat yhteensä	283995	284722	294358	304258	307368	312808	309300	309033	309706
Teollisuuden työpaikat	70198	70023	74620	77541	78020	80422	78060	75782	74549
Teollisuuden osuus, %	24,72	24,59	25,35	25,49	25,38	25,71	25,24	24,52	24,07
Toimp. lkm.	34528	36449	37615	38473	38512	39208	39676	39900	40231
Teollisuuden toimip. lkm.	5152	5442	5596	5686	5614	5671	5689	5675	5574
Teoll. toimip. osuus, %	14,92	14,93	14,88	14,78	14,58	14,46	14,34	14,22	13,85

(Lähde: Tilastokeskus, ALTIKA ja StatFin.)

LIITE 8c Maaseutumaisten kuntien tietoja 1995–2003

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Väestö	1114326	1105172	1096258	1085927	1076460	1066805	1057514	1050964	1046609
Tulomuutto	35207	37595	38934	40553	40567	40667	43678	44208	44761
Lähtömuutto	42656	45513	45945	48588	47861	47623	51258	47775	46713
Nettomuutto	-7449	-7918	-7011	-8035	-7294	-6956	-7580	-3567	-1952
Netto-osuus väestöstä, %	-0,67	-0,72	-0,64	-0,74	-0,68	-0,65	-0,72	-0,34	-0,19
Tulo-osuus väestöstä, %	3,16	3,40	3,55	3,73	3,77	3,81	4,13	4,21	4,28
Lähtö-osuus väestöstä, %	3,83	4,12	4,19	4,47	4,45	4,46	4,85	4,55	4,46
Työlliset	378562	376479	387241	398085	399298	403895	399724	400943	401718
Työttömät	99839	97963	85653	78852	74414	67787	66813	61794	60191
Työttömyys-%	20,87	20,65	18,11	16,53	15,71	14,37	14,32	13,35	13,03
Yrityskanta	47240	49403	51815	53713	54555	55199	55636	56241	57279
Aloittaneet yritykset	5666	4691	4859	4493	4341	4320	4070	4065	4459
Lopettaneet yritykset	2741	2819	2834	3528	3716	3684	3514	3505	3615
Yrityskannan nettomuutos	2925	1872	2025	965	625	636	556	560	844
Netto-os. yr. kannasta, %	6,19	3,79	3,91	1,80	1,15	1,15	1,00	1,00	1,47
Työpaikat yhteensä	322371	318930	325948	334176	334500	336206	330962	330992	329698
Teollisuuden työpaikat	52543	51551	55885	58814	59472	61447	61493	60359	59283
Teollisuuden osuus, %	16,30	16,16	17,15	17,60	17,78	18,28	18,58	18,24	17,98
Toimp. lkm.	45150	47959	49118	49853	49611	50287	50318	50505	50628
Teollisuuden toimip. lkm.	6499	6913	7175	7275	7069	7101	7159	7058	6929
Teoll. toimip. osuus, %	14,39	14,41	14,61	14,59	14,25	14,12	14,23	13,97	13,69

(Lähde: Tilastokeskus, ALTIKA ja StatFin.)

LIITE 9 Aineistot

Statfin

Statfin-tilastotietokannasta käytetään aloittaneiden ja lopettaneiden yritysten tilastoja kunnittain. Muuttaneiden aineistoa käytetään myös, sillä se on aggregaattitasoinen, kuten yritysaineistokin. Näitä tilastoja yhdistelemällä voidaan selvittää alueellisen muuttoliikkeen ja lopettaneiden yritysten välinen yhteys. Samalla voidaan tarkastella myös toimialajakaumaa kunnittain. Toimialajakauma noudattaa vuoden 2002 toimialaluokitusta, joka on seuraavanlainen:

- A Maatalous, riistatalous ja metsätalous (97115)
- B Kalatalous (1301)
- C Kaivostoiminta ja louhinta (4651)
- D Teollisuus (412085)
- E Sähkö-, kaasu- ja vesihuolto (15895)
- F Rakentaminen (132320)
- G Tukku- ja vähittäiskauppa; moottoriajoneuvojen sekä henkilökohtaisten esineiden ja kotitalousesineiden korjaus (272262)
- H Majoitus- ja ravitsemistoiminta (68705)
- I Kuljetus, varastointi ja tietoliikenne (169479)
- J Rahoitustoiminta (43756)
- K Kiinteistö-, vuokraus- ja tutkimuspalvelut; liike-elämän palvelut (262529)
- L Julkinen hallinto ja maanpuolustus; pakollinen sosiaalivakuutus (124103)
- M Koulutus (157391)
- N Terveystieteiden ja sosiaalipalvelut (326711)
- O Muut yhteiskunnalliset ja henkilökohtaiset palvelut (117038)
- P Työnantajakotitaloudet sekä kotitalouksien itse tuottamat tavarat ja palvelut omaan käyttöön (53)
- Q Kansainväliset järjestöt ja ulkomaiset edustustot (223)
- X Toimiala tuntematon (40163)

Sulkeissa luokituksen perässä on ilmoitettu vuonna 2003 ko. toimialalla työskennelleet työlliseen työvoimaan kuuluvat henkilöt. Määritelmän mukaan työlliseen työvoimaan luetaan kaikki 15-74-vuotiaat henkilöt, jotka vuoden viimeisellä viikolla olivat ansiotyössä eivätkä olleet työttömänä työnhakijana työvoimatoimistossa tai suorittamassa varusmies- tai siviilipalvelua. Henkilön toimiala määräytyy hänen työpaikkansa perusteella. Kaikki samassa työpaikassa työskentelevät saavat saman toimialan ammatistaan riippumatta (Tilastokeskus, 2007).

Toimialaluokitusta voidaan vielä supistaa yhdistelemällä:

- Alkutuotanto yhteensä = A Maatalous, riistatalous ja metsätalous + B Kalatalous

- Jalostus yhteensä = C Kaivostoiminta ja louhinta + D Teollisuus + E Sähkö-, kaasu- ja vesihuolto + F Rakentaminen
- Yksityiset palvelut yhteensä = G Tukku ja vähittäiskauppa; moottoriajoneuvojen sekä henkilökohtaisten esineiden ja kotitalouksesineiden korjaus + H Majoitus- ja ravitsemistoiminta + I Kuljetus, varastointi ja tietoliikenne + J Rahoitustoiminta + K Kiinteistö-, vuokraus- ja tutkimuspalvelut; liike-elämän palvelut
- Julkiset palvelut yhteensä = L Julkinen hallinto ja maanpuolustus; pakollinen sosiaalivaikutus + M Koulutus + N Terveystieteiden- ja sosiaalipalvelut + O Muut yhteiskunnalliset ja henkilökohtaiset palvelut + P Työn-antajakotitaloudet sekä kotitalouksien itse tuottamat tavarat ja palvelut omaan käyttöön + Q Kansainväliset järjestöt ja ulkomaiset edustustot
- Toimiala tuntematon = X

(Tilastokeskus.)

Kuntien välisen muuton aikasarja-aineisto

Kuntien välisen muuton aikasarja-aineisto on mikrotasoinen paneelianeisto, eli siitä käy ilmi yksittäisten ihmisten muutot. Jokainen henkilö on identifioitu henkilötunnuksella, mikä pätee myös työssäkäyntitilastoon. Tällä tavoin pystytään yhdistämään henkilön muutto ja työssäkäynti yhdeksi aineistoksi. Yhdistäminen voidaan tehdä siten, että yhdistämisen jälkeen jokaista henkilöä kuvataan juoksevilla numeroinnilla henkilötunnuksen sijaan. Tällöin aineistoa ja tuloksia voi tarkastella myös ulkopuolinen henkilö, ja tietosuoja säilyy. Aineisto on hyvin laaja ja se sisältää paljon sellaista tietoa, jota pystytään tutkimuksessa hyödyntämään. Toisaalta aineistossa on myös paljon tietoa, jolla ei tässä yhteydessä ole käyttöä.

Työssäkäyntitilaston pitkittäistiedosto

Työssäkäyntitilaston pitkittäistiedostossa jokainen henkilö identifioituu henkilötunnuksella. Kyseinen mikroaineisto sisältää Suomessa työskentelevien henkilöiden henkilö- ja työssäkäyntiin liittyviä tietoja. Tiedot kerätään yrityksiltä, ja ne yhdistetään Tilastokeskuksen muihin aineistoihin. Monet tiedoista ovat samoja muuttoaineiston kanssa, kuten ikä, siviilisääty ja kansalaisuus, mutta tätä tutkimusta varten tärkeimmät aineiston tiedot liittyvät työpaikkoihin. Näitä ovat muun muassa toimipaikan sijainnin tunnus ja työpaikan tarjoaman yrityksen Y-

tunnus. Mikroekonometrisessä analyysissä käytettyyn malliin valitut muuttujat on esitelty luvussa 5.2.3.

Yritysrekisterin toimipaikkatilastot

Tilastokeskuksen yritysrekisterissä on Suomen yrityksistä ja toimipaikoista kattavat tiedot. Jokaisella yrityksellä on oma yritystunnuksensa, ja jokaisella toimipaikalla on oma toimipaikkatunnuksensa. Yritystunnus on ikään kuin yrityksen henkilötunnus, ja toimipaikkatunnus on annettu, jotta saman yrityksen eri yksiköt voidaan erottaa. Aineistoissa on tietoja muun muassa yrityksen ja/tai toimipaikan henkilöstöstä, tarkasteluvuonna maksetusta kokonaispalkkasummasta, liikevaihdosta ja ulkomaisesta omistajuudesta. Tällaisia muuttujia ovat esimerkiksi yrityksen ulkomaisen omistuksen osuus, yrityksen kaikkien toimipaikkojen lukumäärä ja yrityksen liikevaihto. Tilastokeskus kerää yritysrekisterin tiedot sekä julkisista rekistereistä että suoraan yrityksiltä tiedustelemalla.