

Muuttoliikkeen alueelliset muodostumat ja pulssi Suomessa 1980–2006

OLLI LEHTONEN & MARKKU TYKKYLÄINEN
Maantieteen oppiaineryhmä, Joensuun yliopisto



Lehtonen, Olli & Markku Tykkyläinen (2009). Muuttoliikkeen alueelliset muodostumat ja pulssi Suomessa 1980–2006 [Regional formations and pulse of migration in Finland, 1980–2006]. *Terra* 121: 2, 119–137.

What are the impacts of economic development on spatio-temporal fluctuations in intermunicipal migration? Do specific spatial patterns emerge owing to migration, and how regular are the pulses of intermunicipal migration in time and space? To answer these questions, we apply spatial and temporal autocorrelation analysis to the formations of intermunicipal migration and investigate the dependence of its dynamics on fluctuations in gross domestic product. The regional formations of migration are constructed by identifying autocorrelative clusters of municipalities with a net migration surplus or deficit. The results show that migration drains the younger generations and labour force from declining areas, including some high-fertility ones. A regional pulse of diffusion with business cycles at intervals of eleven years boosts in-migration to the Finland's largest travel-to-work areas, commencing with early economic growth in the urban cores and diffusing later to neighbouring municipalities and beyond. Intermunicipal net migration is attenuated during economic recessions and recovers later.

Keywords: intermunicipal migration, economic development, business cycles, spatial autocorrelation, Finland.

Olli Lehtonen & Markku Tykkyläinen, Department of Geography, University of Joensuu, P. O. Box 111, FI-80101 Joensuu, Finland. E-mails: <olli.lehtonen@joensuu.fi>, <markku.tykkylainen@joensuu.fi>

Suurta lamaa seurannut talouskasvu alkoi suurista kaupungeista ja jatkui maantieteellisesti epätasaisena. Tämä näkyy kuntien välisen muuttoliikkeen voimistumisena ensin suurimpien kaupunkiseutujen keskustaupungeissa ja myöhemmin niiden ympäristössä. Muuttoliikkeen luonne muuttui edellisistä nousukaudesta. Työpaikat keskittyivät muutamalle kasvuseudulle, koska suurimpien kaupunkiseutujen attraktiivisuus ja tuotantorakenne olivat talouskasvun kannalta monia maakuntakeskuksia suotuisampia (Mikkonen 1999: 6-9). Talouden kasvu keskittyi maantieteellisesti aikaisempaa voimakkaammin. Samalla myös sijaintiattraktiivisuuden alueelliset erot kasvoivat ja voimistivat muuttoa suurimmille kaupunkiseuduille. Muuttoliikkeen voimistumiseen vaikuttivat myös maaseutumaisten kuntien palvelualojen työllisyyden supistuminen ja pitkään jatkunut alkutuotannon rakennemuutos.

Tässä artikkelissa vastaamme kysymykseen, millainen vaikutus talouskasvulla ja -kehityksellä on kuntien väliseen nettomuuttoon ja minkälaisina alueellisina rakenteina muuttoliike ilmenee talouskehityksen eri vaiheissa. Käytämme *spatialisuutta* terminä, joka kuvaa tilassa tapahtuvaa toi-

mintaa kaikissa tilan skaaloissa, kun taas *alueellisuus* kuvaa ihmistoiminnan toiminnallisuuden ja sosiaalisten käytäntöjen jäsentymistä alueiksi (Giddens 1985). Näitä ovat esimerkiksi työssäkäyntialueet, kaupunkiseudut ja harvaan asuttu maaseutu. Kasvualueiden ohessa erottelemme muuttotappioalueita, joilla taloudellinen toimeliaisuus hiipuu itseään vahvistavana prosessina. Rajamme empiirisesti muuttoliikkeen alueellisia muodostumia ja tutkimme, millaista talouskehityksestä riippuvaa syklistyyttä nettomuutossa ja sen alueellisuudessa maantieteellisesti ilmenee. Alueellisten muodostumien määrittämisen lisäksi vastaamme kysymykseen, kuinka muuttoliikkeen alueellinen pulssi syntyy, kasvaa ja supistuu talouskehityksen vaihtelun myötä ja miten pulssi on muuttunut ajanjaksolla 1980–2006.

Teoreettinen lähtökohtamme on uuden talousmaantieteen tulkinta, jossa pienet alueelliset erot voivat saada aikaan kasaantuvan kasvun ja taantumman alueita. Nämä ovat tulosta kuljetuskustannusten, kasvavien skaalatuottojen, ulkoisvaikutusten, kotimarkkinavaikutusten ja reaalityulojen alueellisista eroista (Krugman 1991; Fujita & Thisse

2009). Tämän kehityksen maantieteelliset ilmenymät voidaan yleistermein tulkita Ron Boschman ja Jan Lambooy'n (1999: 425) esittämiksi spatiaalisiksi muodostumiksi (*spatial formations*). Paikkakunnan yhteiskunnallis-taloudellisten ominaisuuksien vaikutusta näiden muodostumien syntyyn olemme tutkineet toisaalla (Lehtonen & Tykkyläinen 2009a). Talouden prosessit ja niihin liittyvä spatiaalinen vuorovaikutus eri muodoissaan välittävät nettomuuttoliikettä yksittäistä kuntaa laajemmalle alueelle. Tämän ilmiön tuloksena syntyvät leviämisaikutukset sekä kauempana reuna-alueilla poismuutosta ja heikkenevästä kilpailukyvästä aiheutuvat supistumisvaikutukset (Partridge ym. 2007). Nämä on tunnettu jo pitkään erillisinä ilmiöinä, mutta Masahisa Fujitan ja Jacques-François Thissen (2009:10) mukaan vasta Krugman yhtenäisti ne yhteiskunnan spatiaalista dynamiikkaa selittäväksi teoriaksi.

Muuttoliikkeen volyymit ja niiden yhteys talouden kehitykseen

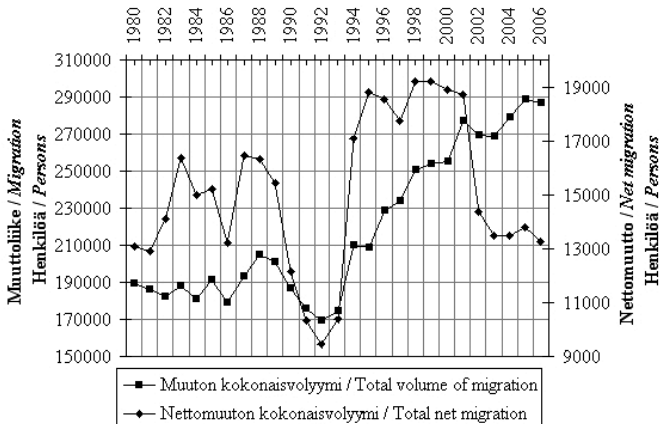
Muuttoliike kasvoi 1990-luvun laman jälkeisten talouden nousukausien ja uudelleenrakenteistumisen myötä merkittävästi. Suomalaiset muuttavat nykyisin huomattavasti enemmän kuin 1980-luvulla (kuva 1), joskaan viime vuosien muutto ei ole määrältään yhtä merkittävää kuin sodanjälkeinen, ja erityisesti suuren muuttoaallon, väestövirta kaupunkiin (OECD:n... 2008: 43). Viime vuosina muuton volyymi on lähestynyt 300 000 muuttajan rajaa (kuva 1). Vuodet eivät ole suoraan keskenään vertailtavissa, koska vuonna 1994 voimaanastuneen kotikuntalain muutoksen on arvioitu nostaneen muuttolukuja 13 000 muuttaneella vuodessa (1994–1997). Tämä johtuu siitä, että opiskelijat

ovat voineet ilmoittaa asuinpaikakseen opiskelupaikkakunnan (STV 2007: 128). Muuton volyymi on joka tapauksessa kasvanut, sillä kotikuntalain osuus on vain noin 5–6 prosenttia kuntien välisistä muutoista. Lisäksi kuntien yhdistämisen on arvioitu vähentäneen kuntien välistä nettomuuttoa noin 4 prosentilla (Myrskylä 2006: 21).

Vuonna 2006 kunnasta toiseen muuttaneita oli lähes 287 000 ja vuonna 2007 noin 290 000 (STV 2008: 154). Muuton kokonaisvolyyymi, eli muuttaneiden yhteenlaskettu lukumäärä, on yhteydessä talouskasvuun. Alimmillaan kuntien välinen muuttoliike oli laman syvimpänä vuonna 1992, jolloin muuttaneita oli 169 000. Muuttoliikkeen hiljentymisen laman aikana johtuu uusien työpaikkojen tarjonnan taantumisesta myös kaikkein kilpailukykyisimmillä talousalueilla.

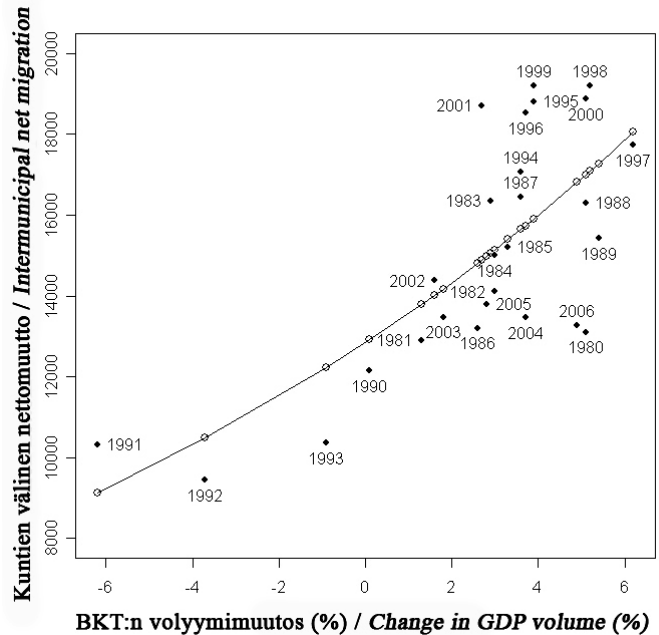
Kuntien välisen muuton kokonaisvolyyymi ei kuitenkaan ole alueellisesti vaikuttavin muuttaja, koska suurin osa muuttovolyymistä on ristikkäisiä muuttoja, jotka kumoavat toistensa vaikutuksen. Muuttoliikkeen kuntakohtaisten ja aluerakenteellisten pitkäaikaisvaikutusten kannalta tärkeämpää on tarkastella kunnittain nettomuuttoa (y_i), joka lasketaan tulo- ja lähtömuuton erotuksena ilman siirtolaisuutta. Nettomuutto kertoo, kuinka paljon tietyn kunnan väkiluku on muuttunut muuttoliikkeen seurauksena. Nettomuuton vuosittainen volyyymi koko maassa lasketaan summaamalla nettomuuton kunnittaiset itseisarvot ja puolittamalla näin saatu summa kaksinkertaisen laskennan välttämiseksi. Vuodesta 1980 lähtien tämä kuntien välisen nettomuuton volyyymi

$$Y = \left(\sum_{i=1}^n y_i \mid y_i \geq 0 + \sum_{i=1}^n |y_i| \mid y_i < 0 \right) / 2$$



Kuva 1. Kuntien välinen muuttoliike Suomessa vuosina 1980–2006.

Figure 1. Intermunicipal migration in Finland in 1980–2006.



Kuva 2. Nettomuuttoliikkeen riippuvuus talouden kehityksestä 1980–2006.
 Figure 2. Dependence of net migration on economic development, 1980–2006.

on ollut Suomessa alhaisin 1990-luvun alussa, jolloin nettomuutto oli alle 10 000 henkilöä vuodessa (kuva 1). Laman jälkeen nettomuuton vaikutus aluerakenteeseen voimistui huomattavasti, sillä se oli vuosittuuhannen vaihteessa lähes 20 000 henkilöä vuodessa (kuva 1). Viime vuosina nettomuuton vaikutus aluerakenteeseen on laskenut kun nettomuuton määrä on kuntien välillä vakiintunut noin 13 500 henkilön vuosittaiselle tasolle.

Kuntien välinen nettomuuttoliike on yhteydessä alueiden taloudelliseen kehitykseen siten, että taloudelliset syyt vaikuttavat pitkällä muuttoetäisyyksillä yksilön päätökseen enemmän kuin silloin, kun hän muuttaa vain lyhyen matkan. Pitkien etäisyyksien muutoissa tärkeimmät syyt liittyvät työhön ja opiskeluun, kun taas lyhyillä muuttomatkoilla, pääosin kuntien sisäisissä muutoissa, tärkeimmiksi nousevat asumiseen liittyvät tekijät (Summa 1982; Laakso 1998; Itäpuisto 1999; Häkinen 2000). Alueellisella ja henkilökohtaisella työttömyydellä on muuttoliikettä kohottava vaikutus (Häkkinen 2000; Ritsilä 2001), joten pitkien matkojen muuttoliikettä voidaan osittain pitää indikaattorina työvoiman alueelliselle uudelleenjärjestäytymiselle ja talouden alueelliselle rakennemuutokselle.

Talouden kehityksen yhteys nettomuuton voimakkuuteen havainnollistuu bruttokansantuotteen (BKT) vuosittaisen prosentuaalisen volyymin muutoksen ja kuntien välisen nettomuuton välisestä yhteisvaihtelusta (kuva 2). BKT:n vuosittai-

sella prosentuaalisella volyymimuutoksella voidaan selittää nettomuuton vuosittaista vaihtelua eksponentiaalisella mallilla

$$\hat{y}_i = 12647,919 + x_i^{0,549}, \text{ mallin kertoimien p-arvo} < 0,001, r = 0,701, r^2 = 0,491.$$

Tämä tarkoittaa, että mitä enemmän bruttokansantuote (x_i) kasvaa vuodessa, sitä voimakkaammin nettomuutto (y_i) kiihtyy kunnasta toiseen. Kuntien välisen nettomuuton voimistuminen kansantalouden kasvuvaiheessa ilmentää uusien työpaikkojen keskittymistä suurimpiin keskuksiin, mikä kertoo samalla sekä talouden rakenteiden että aluerakenteen uudistumisesta. Erityisesti työn perässä muuttavat voimistavat nettomuuton vaikutuksia ja suurentavat alueellisia eroja (esim. Pissarides & Wadsworth 1989; Pekkala 2003). Nettomuuton vaikutukset eivät aina suoraan perustu lähtö- ja tulomuuttajien lukumäärällisiin eroihin, koska myös lähtö- ja tulomuuttajien ominaisuuserot (ikä, pääasiallinen toiminta ym.) voivat vaikuttaa suoraan esimerkiksi kuntien palvelu- ja väestörakenteisiin vaikka muuttovoittoa tai -tappiota ei syntyisikään.

Aikaisemmat muuttoliiketutkimukset ja muuttoliikkeen leviäminen

Väitöskirjoissa on tutkittu monipuolisesti muuttoliikkeen alueellista ja ajallista luonnetta Suomessa

pitkällä aikavälillä (esim. Tervamäki 1987; Kauppinen 2000; Pekkala 2000; Haapanen 2003; Aro 2006). Muuttoliikkeen syitä ja sen aiheuttamia ongelmia on tutkittu monilla lähtö- ja tuloalueilla (esim. Summa 1982; Karjalainen 1989; Kytö 1998; Laakso 1998; Itäpuisto 1999; Häkkinen 2000). Suomalaisessa alueellisen tason muuttoliiketutkimuksessa on perinteisesti tarkasteltu paikkakuntien ja alueiden välistä muuttoa ja sen taustalla vaikuttavia tekijöitä sekä tutkittu muuttoliikkeen vaikutusta yksittäisten alueiden talouden, väestön ja kulttuurin kehitykseen (esim. Parkkinen 1992; Pekkala 2000). Ensisijaisena selitysperstana aluetason tutkimuksissa on käytetty elinkeinotoiminnan alueellista sijoittumista ja sen muutoksia, jotka johtavat työttömyyden tai työllistymisen kautta muuttoliikkeeseen (Korkiasaari & Söderling 1994). Edellistä laajemmassa uuden talousmaantieteen näkökulmassa muuttotappio- ja muuttovoittoalueet liittyvät epätasaiseen talouskasvuun, eroihin kilpailukykyssä ja kasvun ja taloudellisen evoluution aiheuttamiin muutoksiin työpaikkarakenteessa.

Suomalainen alueellinen muuttoliiketutkimus ei ole mallintanut sellaisen maantieteellisten ilmiöiden kuten läheisyyden ja sitä kautta viereisten alueiden välisen taloudellisen vuorovaikutuksen ja sen ajallisen vaihtelun vaikutusta kuntien väliseen muuttoliikkeeseen. Kuitenkin näiden tekijöiden voidaan olettaa vaikuttavan siten, että tietyn kunnan nettomuuttoliike ei ole riippumatonta sitä ympäröivien kuntien nettomuuttoliikkeestä, vaan muuttoliike voi talouden kasvun myötä laajentua lähialueille. Taloudellisen kasvun välittyminen konkretisoituu leviämisaikutuksina, kuten esimerkiksi laajenevina työssäkäyntialueina tai uuden yrityksen luomina kerrannaisvaikutuksina, jotka voivat kasvattaa viereisissä kunnassa sijaitsevan yrityksen tuotantoa. Spatiaalinen vuorovaikutus, joka on ihmisten, tavaroiden ja tiedon liikettä tilassa, vaikuttaa lähialueiden olosuhteisiin ja siten talouden ja väestön kehitykseen (Odland 1988: 13; Partridge ym. 2007). Erityisesti talousmaantieteessä kilpailukykyisten seudullisten järjestelmien ja verkostojen rakentumisesta on pidetty tärkeänä tapana rakentaa kansallista kilpailukykyä (Bathelt ym. 2004). Talouskasvun jatkuessa nettomuuttoliike leviää paikallisissa järjestelmissä ja verkostoissa spatiaalisen vuorovaikutuksen myötä viereisiin kuntiin. Uuden talousmaantieteen teoriassa tämän kehityskulun on selitetty muodostuvan alkuedun (*initial advantage*) kautta käynnistyneiden teollisuuden kasvavien skaalatuottojen ja myönteisten ulkoisvaikutusten tuloksena (Krugman 1991; Venables 2006). Osansa on myös kerrannaisvaikutuksilla, jotka edellä mainittujen tekijöiden lisäksi selittävät keskittymistä. Syrjäisil-

lä alueilla työpaikkojen väheneminen ja palvelurakenteen rapautuminen synnyttävät taantuvia alueellisia kehityskulkuja ja rakenteita sekä muuttoliikettä. Lähtökohtana on usein alku- ja luonnonvaraperustaisen tuotannon rajallinen tuotantoperusta ja rationalisointi (Krugman 1991; Partridge ym. 2007).

Talouskehitys on entistä enemmän altis globaaleille vaikutteille, mutta kehitys rakentuu myös paikallisesti ja ylittää paikalliset rajat. Yhdyskunnat ja kunnat muodostavat alueellisia toiminnallisia verkostoja ja työssäkäyntialueita, jotka ovat samalla vaikutusalueita, joissa vuorovaikutus laskee etäisyyden kasvaessa keskuksesta. Samankaltaiset muuttoalueet kuvaavat samantyyppisten alueellisten prosessien, kasvun tai taantumisen, ilmenemistä alueellisesti. Näiden prosessien alueellista laajenemista tai taantumista voidaan kuvata spatiaalisen diffuusiona aluerakenteissa. John Odlandia (1988: 14) ja uuden talousmaantieteen teoreettista perustaa tulkiten tämä diffuusio voidaan ymmärtää alueellisen muutoksen maantieteellisenä leviämisenä talousprosessien ja niihin liittyvien ulkoisvaikutusten ja skaalatuottojen vaikutuksesta sekä kuljetuskustannusten rajoittamana (Venables 2006). Työvoima hyödyntää kehitystä muuttamalla.

Eksploraatiivinen lähestymistapa, tavoitteet ja tutkimusaineisto

Spatiaalisen aineiston eksploraatiivinen analyysi ESDA (Exploratory Spatial Data Analysis) soveltuu aluekehityksen kysymyksenasetteluihin, joissa tutkitaan ominaistietojen spatiaalisia rakenteita ja niihin liittyviä riippuvuuksia. Luc Anselin (1998) määrittelee ESDA:n kokoelmaksi tekniikoita, joilla voidaan kuvata ja visualisoida spatiaalisia ja kaumia, tunnistaa epätyypillisiä sijainteja tai poikkeavia aluerakenteita, tutkia spatiaalisten yhteyksien muodostamia kokonaisuuksia, keskittymiä ja keskuksia sekä hahmottaa spatiaalisia muotoja. ESDA yhdistää sijaintitiedon sekä sijaintiin liittyvän ominaistiedon, ja näiden keskinäistä riippuvuutta yleisesti tutkitaan mittaamalla ominaisuuden spatiaalista autokorrelaatiota. ESDA on kehittynyt aineiston eksploraatiivisen analyysin (Exploratory Data Analysis, EDA) sivalaksiksi, jonka John Tukey (1977) kehitti uudeksi visuaalisuuteen sekä numeerisiin ja tilastollisiin menetelmiin pohjautuvaksi lähestymistavaksi klassisen tilastoanalyysin rinnalle.

Empiirinen analyysimme perustuu Tilastokeskuksen tuottamaan kuntien väliseen muuttoliikkeen aineistoon vuosilta 1980–2006. Nettomuutto suhteutetaan kunnan väkilukuun, jotta kuntia voidaan

verrata toisiinsa ilman väestön määrän vääristävää vaikutusta. Aluetasona käytämme vuoden 2007 alussa voimassa ollutta kuntajakoa. Sen käyttäminen kuvastaa valitsemaamme aluetasoa, jossa ekologinen harha keskiarvoistaa ja kätkee alleen muuttujan vaihtelun kuntaa pienemmillä alueilla (Mikkonen 1995: 42–44; Kauppinen 2000: 38–39). Lisäksi pinta-alaltaan selkeästi erisuuret kunnat haittaavat tulkintaa. Toisaalta kuntatason käyttäminen tutkimuksessa on perusteltua siitä syystä, että kunnat ovat itsenäisiä hallintoalueita ja monet elinkeinopolitiikkaa, kaavoitusta ja asumista koskevat päätökset tehdään tällä aluetasolla. Joissakin tapauksissa ja etenkin kuntien nyt yhdistyessä pienempien toiminnallisten alueiden käytöllä voidaan nostaa tutkimuksen aineistollista pätevyyttä. Sopivaa pienalueaineiston sisältävää tietokantaa ei kuitenkaan ole saatavilla.

Spatiaalinen autokorrelaatio muuttoliikkeen kuvaajana

Spatiaalinen autokorrelaatio jäsentää havaintoarvojen jakautumista maantieteellisessä tilassa (Odland 1988: 9). Spatiaalisesti autokorreloituneessa ilmiössä havaintoyksiköiden saamat arvot kyseisellä muuttujalla eivät ole toisistaan riippumattomia, vaan kunkin havainnon arvo ilmentää myös viereisten havaintoyksiköiden arvoja. Spatiaalinen autokorrelaatio voidaan ymmärtää muuttujan korrelaationa itsensä kanssa maantieteellisessä tilassa (Griffith 2003). Se kuvaa, kuinka keskittyneesti tietynlainen ominaisuus on järjestäytynyt tai järjestetty tasopinnalle. Monet sosioekonomiset ja yleensäkin yhteiskuntatieteelliset muuttujat ovat spatiaalisesti autokorreloituneita, koska monet maantieteellisesti vuorovaikutteiset prosessit voivat levittää tutkittavaa ilmiötä läheisille alueille (Odland 1988: 13).

Me rajasimme spatiaalisen autokorrelaation avulla kuntien välisestä muuttoliikkeestä samankaltaisia muuttoliikerakenteita. Jos kuntien välisen nettomuuton alueellisessa jakautumisessa on selvä säännönmukainen ja ei-satunnainen alueellinen rakenne, kuntien välinen nettomuutto on spatiaalisesti autokorreloitunut. Tällöin viereiset kunnat ovat muuttoliikkeeltään keskenään selvästi samanlaisia tai toisistaan selvästi eriäviä voimakkaan spatiaalisen vuorovaikutuksen tai sen puutteen lopputuloksena. Alueellisten muodostumien operationaalisina vastineina käytämme empirisesti havaittuja tilastollisesti merkitseviä autokorreloituneita usean kunnan muodostamia klustereita. Edellä esitetyn teorian näkökulmasta tämä on mielestämme riittävän hyvä estimaattori täydellisen

empiirisen tiedon (ja päätöksentekomallin) puuttuessa niin talouden kuin yksilöidenkin käyttäytymisestä.

Spatiaalisen autokorrelaation ollessa positiivinen korkeat havaintoarvot sijaitsevat maantieteellisesti muiden korkeiden havaintoarvojen läheisyydessä, keskimääräiset lähellä muita keskimääräisiä arvoja ja matalat arvot lähellä muita matalia arvoja (Odland 1988: 25; Griffith 2003). Negatiivinen autokorrelaatio puolestaan kuvaa tilannetta, jossa läheiset kunnat eroavat toisistaan huomattavasti enemmän kuin satunnaisuus antaisi olettaa. Tällöin tulosta voidaan kuvata niin sanottuna shakkilautarakenteena (Odland 1988: 25). Spatiaalisten yksiköiden satunnainen jakautuminen tarkoittaa tilannetta, jossa kuntien välinen nettomuutto ei korreloi viereisten kuntien kanssa, vaan ilmiö on ikään kuin jakautunut arvonnän tuloksena maantieteellisessä tilassa. Jos kuntien välisen muuttoliikkeen spatiaalista satunnaisuutta koskeva hypoteesi hylätään, silloin aineisto tukee vastahypoteesia siitä, että spatiaalisella vuorovaikutuksella ja diffuusiolla on alueellisesti valikoiva vaikutus nettomuuttoon (Messner ym. 1999). Toisaalta, jos aineisto noudattaa satunnaisuutta, silloin aineisto tukee käsitystä, ettei mikään spatiaalinen vuorovaikutus aiheuta tai levitä muuttoliikettä yksittäistä kuntaa laajemmalle alueelle.

Spatiaalinen autokorrelaatio ei suoraan kerro kausaalisuhteista eikä muista riippuvuussuhteista, joiden tutkiminen vaatii oman tutkimusasetelmansa. Tässä tutkimuksessa osoitamme (1) muuttoliikkeen ja bruttokansantuotteen yhteisvaihtelun riippuvuuden luonteen ja asteen. Lisäksi (2) osoitamme muuttoliikkeen alueellisen diffuusion ja sen vaihtelun kytkeytymisen talouskasvuun ja talouden suhdannekiertoon sekä (3) tähän dynamiikkaan liittyvät ajalliset ja spatiaaliset viiverakenteet tutkimusajanjaksolla.

Globaalin ja paikallisen spatiaalisen autokorrelaation indeksit

Spatiaalista autokorrelaatiota voidaan tutkia globaalisti koko aineistossa tai paikallisesti ainoastaan viereisissä alueellisissa yksiköissä. Globaali autokorrelaatio kuvaa koko havaintoaineiston klusteroitumista sekä homogeenisyyttä. Sen avulla voidaan vastata kysymykseen, miten voimakkaasti havaintoaineisto on spatiaalisesti autokorreloitunut. Globaalin spatiaalisen autokorrelaation testaamiseksi on kehitetty useita menetelmiä. Tässä artikkelissa mittaamme globaalia spatiaalista autokorrelaatiota Moranin I- ja Gearyn C-indekseillä (Moran 1948; Geary 1954; Cliff & Ord 1973; Griffith 1987).

Yksittäisten kuntien spatiaalista autokorrelaatiomista suhteessa ympäröiviin alueyksiköihin voidaan tutkia tarkemmin paikallisella spatiaalisella autokorrelaatiolla. Sitä käytetään tutkittaessa muuttoliikkeen muodostamia alueryhmiä, joissa alueiden yhteisvaihtelu on samansuuntaista kuin viereisillä alueilla. Paikallisella spatiaalisella autokorrelaatiolla voidaan vastata kysymykseen, missä spatiaalista autokorrelaatiota havaintoaineistossa esiintyy sekä tutkia millaisia ominaisuuksia klusteroitumiseen liittyy. Eräs käytetyimmistä paikallisen spatiaalisen autokorrelaation mittareista on Luc Anselinin (1995) kehittämä LISA-indeksi (Local Indicator of Spatial Association).

Globaalia spatiaalista autokorrelaatiota mittaavat Moranin I- ja Gearyn C-indeksit olettavat, että nettomuuttoa kuvaavat prosenttiosuudet ovat sellaisenaan ilman sijaintitietoa toisistaan riippumattomia ja normaalijakautuneita (Griffith 1987: 20–22). Tämä oletus edellyttää, että kuntien välisten nettomuuttoprosenttiosuuksien varianssi on likimain vakio kaikissa kunnissa (Assuncão & Reis 1999). Käytännössä oletus kuitenkin rikkoutuu, sillä väestöltään erikokoisten kuntien nettomuuton prosenttiosuuksia kuvaavien muuttujien varianssit ovat erisuuret. Tämä johtuu siitä, että pienissä kunnissa yksittäisten muuttotapahtumien painoarvo on suurempi kuin suurissa kunnissa. Tällöin suuret havaintoarvot ovat niissä todennäköisempiä ja tutkittavan muuttujan varianssin epävakaisuus voi johtaa väärin päätelmiin Moranin indeksin merkitsevyydestä (Anselin 2004: 148–149). Tätä varten prosenttiosuuksia kuvaaville muuttujille on tehtävä muunnos, joka standardoi muuttujan varianssia.

Suhteellisten osuuksien varianssin epävakautta voidaan korjata esimerkiksi empiirisellä bayesiläisellä standardoinnilla. Renato Assuncão ja Edna Reis (1999) ehdottavat standardointia, jossa yksittäisen kunnan nettomuuton osuuden (p_i) standardoinnissa käytetään poikkeamaa estimoidusta reunakeskiarvosta (b) standardoituna sen estimoidulla keskihajonnalla (v_i) seuraavasti:

$$z_i = \frac{p_i - b}{\sqrt{v_i}} \quad (1),$$

missä $b = n / x$ ja varianssi $v_i = a + b / x_i$. Parametrit a ja s^2 on määritelty siten, että $a = s^2 - b / (x / m)$ ja $s^2 = \sum x_i (p_i - b)^2 / x$, missä x_i tarkoittaa kunnan i väkilukua, n kokonaisnettomuuttoa ja m kaikkien kuntien lukumäärää. Lisäksi $n = \sum n_i$ ja $x = \sum x_i$. Jos $v_i < 0$, lasketaan $v_i = b / x_i$.

Standardoitu empiirinen bayesiläinen Moranin I-indeksi (EBI) lasketaan seuraavasti (Assuncão & Reis 1999):

$$EBI = \frac{m}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_i (z_i - \bar{z})^2} \quad (2),$$

missä merkinnät z_i, z_j ovat standardoidut nettomuuton osuudet kunnissa i ja j . Merkintä m tarkoittaa spatiaalisten yksiköiden eli kuntien lukumäärää. Lisäksi kaavassa merkintä w_{ij} tarkoittaa spatiaalisen painomatriisin solua, joka ilmoittaa ovatko kunnat i ja j viereisiä ($w_{ij} = 1$) vai ei ($w_{ij} = 0$). Käytännössä spatiaalisen painomatriisin rivisummat standardoidaan ykköseksi jakamalla painomatriisin soluarvot naapurikuntien lukumäärällä, jolloin kuntaa i ympäröivien kuntien nettomuutto lasketaan naapurikuntien keskiarvona, jossa jokaisella naapurikunnalla on yhtäläinen painoarvo. Painomatriisin arvoja voidaan myös painottaa esimerkiksi alueiden ominaisuuksilla (Robinson 1998: 277–278). EBI-indeksiä tulkitaan samalla tavalla kuin tavallista Moranin I-indeksiä.

EBI-standardointi voidaan tehdä myös paikalliselle spatiaaliselle autokorrelaatiolle (LISA), jolloin se lasketaan yksittäiselle kunnalle seuraavasti:

$$I_i = z_i \sum_j w_{ij} z_j \quad (3).$$

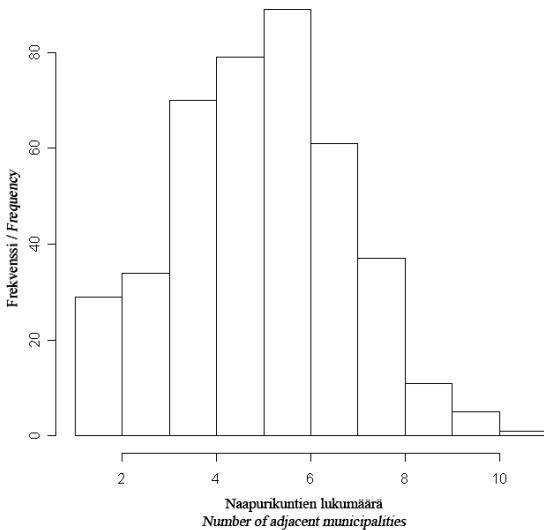
Kaavan merkinnät ovat samoja kuin edellisissä kaavoissa. Tässä työssä Moranin indeksi ja LISA-indeksi lasketaan EB-standardoiduista arvoista ja Gearyn C normaalisti ilman standardointia.

Gearyn C on Moranin I:n kaltainen indeksi. Molemmat mittaavat yksittäisen havainnon poikkeamaa. Gearyn C mittaa poikkeamia pareittain havaintoarvoittain, kun taas jälkimmäinen indeksi mittaa havaintojen poikkeamia keskiarvosta. Guy Robinson (1998: 270–277) esittelee Gearyn indeksin laskentaperiaatteet ja indeksien vertailtavuuden. Spatiaalisen autokorrelaation indeksien tilastollinen merkitsevyyys testataan satunnaistamistesteillä, joissa aineistosta lasketun indeksin yleisyyttä verrataan satunnaistamisella tuotettuun jakaumaan (ks. Anselin 1995: 96).

Spatiaalinen painomatriisi

Spatiaalisen autokorrelaation indeksien laskenta edellyttää tietoa kuntien naapuruussuhteista. Tätä kuvataan spatiaalisen autokorrelaation indeksien kaavoissa spatiaalisella painomatriisilla (W), jossa matriisin solu (w_{ij}) yleensä merkitään arvolla 1, jos kunnat ovat naapureita tai arvolla 0, mikäli ne eivät ole naapureita.

Naapurikuntien määrittäminen voidaan painomatriisissa tehdä monella tavalla. Käytämme Queen-menetelmää, joka yhdistää viereiset eli yhteistä rajaa



Kuva 3. Viereisten kuntien lukumäärä Queen-menetelmän mukaan spatiaalisissa painomatriisissa.

Figure 3. Numbers of adjacent municipalities in the weighting matrix, as determined by the Queen method.

omaavat ja kulmapisteiden kautta yhteydessä olevat eli diagonaaliset alueet tarkastelun kohteena olevaan alueeseen (Robinson 1998: 275–276). Queen-menetelmä on verrannollinen shakkipelin kuningat-taren yhden ruudun pituisiin liikemahdollisuuksiin. Diffuusion vaikutusta tutkittaessa Queen-menetelmän käyttö on perusteltua, koska siinä naapurikunnat määritetään yhteisen rajan perusteella, jollaiseksi lasketaan myös yksittäinen kulmapis-

te. Näitä diagonaalisia alueita on kuitenkin vain muutama. Naapuruussuhteiden määrittämisen menetelmä vaikuttaa olennaisesti spatiaalista autokorrelaatiota kuvaavien indeksien arvoihin. Mitä laajemmalla alueella naapurikuntia määritetään, sitä vähäisempää spatiaalinen autokorrelaatio on, koska alueelliset erot tasoittuvat. Tyypillisimmillään suomalaisella kunnalla on kuusi naapuria, kuten painomatriisin standardoimattomien rivisummien histogrammi osoittaa (kuva 3).

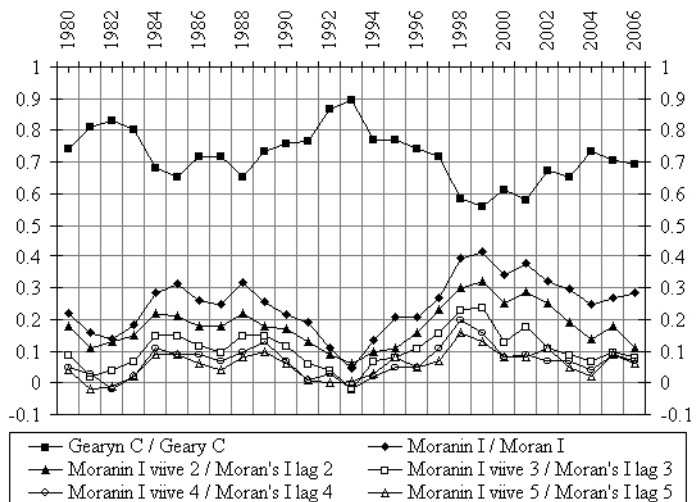
Kuntien välisen nettomuuton globaali spatiaalinen autokorrelaatio

Ajanjaksolla 1980–2006 ainoastaan kahtena vuotena nettomuutto on Moranin indeksin perusteella pelkästään kunnittainen ja siten kuntatasolle jäävä ei-alueellinen ilmiö (kuva 4). Nämä vuodet ajoittuivat 1990-luvun laman viimeisiin vuosiin ennen nousukauden alkua. Vuosina 1992 ja 1993 alhaiset Moranin indeksit (1992 Moran I 0,11, p-arvo 0,06; 1993 Moran I 0,05, p-arvo 0,65) osoittavat, että tuolloin muuttotappio- ja muuttovoittokunnat jakautuivat satunnaisesti eri puolille Suomea. Viereisten kuntien nettomuutot eivät myöskään olleet riippuvaisia toisistaan, vaan esimerkiksi korkea muuttovoittoa kuvaavat arvot olivat morfologisesta näkökulmasta alueellisesti satunnaisesti jakautuneita eivätkä muodostaneet alueellisia keskitty-miä.

Satunnainen sijoittuminen tarkoittaa, että Moranin indeksin mukaan näinä kahtena lamavuotena kuntarajat ylittäviä tilastollisesti merkitseviä yhtenäisiä alueellisia muodostumia ei muodostu-

Kuva 4. Kuntien välisen nettomuuttoliikkeen Moranin I ja Gearyn C Suomessa vuosina 1980–2006. Moranin indeksit on laskettu spatiaalisilla viiveillä 1–5 (ks. spatiaalisen viiveen selitys tekstistä).

Figure 4. Moran's I and Geary's C for net migration in Finland in 1980–2006. Spatial lags from 1 to 5 are applied (explained in the text).



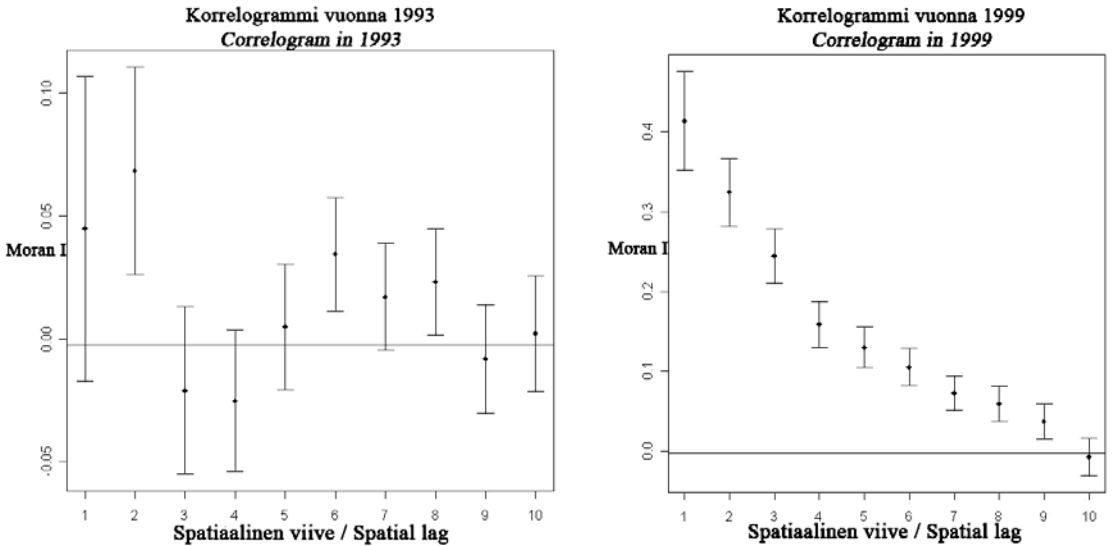
nut. Tällöin nettomuuttoa säädelleet ilmiöt vaikuttivat vain yksittäisiin kuntiin. Muina vuosina muuttoliike hyödytti laajoja kaupunkiseutuja ja tyhjensi syrjäisiä kuntaryppäitä, minkä Moranin indeksin tilastollisesti merkitsevät arvot todistavat. Näinä vuosina muuttovoitto ja muuttotappio levisivät viereisiin kuntiin ja muodostivat yhtenäisiä kantarajat ylittäviä muuttoliikealueita. Tulokset ovat loogisia uuden talousmaantieteen kehittyneitä talouksia koskevan alueellisen kehityksen tulkinnan kanssa.

Spatiaalista autokorrelaatiota mittaavien indeksien tilastollisessa merkitsevyydessä on eroja. Toisin kuin Moranin I:n arvot osoittavat, Gearyn C:n mukaan spatiaalinen autokorrelaatio kuntien välillä on jokaisena vuotena tilastollisesti merkitsevää, joten muuttoliike ja siihen liittyvät ilmiöt olisivat olleet luonteeltaan alueellisia ja keskittyviä. Kahden vuoden tilastollisesta merkitsevyyserosta huolimatta Moranin I- ja Gearyn C-indeksit vaihtelevat samankaltaisesti vuosina 1980–2006. Siten yleisesti muuttoliikkeen alueellinen luonne on niiden perusteella ollut samankaltaista. Sitä myös osoittaa voimakas negatiivinen indeksien välinen korrelaatio ($r = -0,978$, p -arvo $< 0,001$). Molempien indeksien arvot ovat lähellä satunnaista sijoitumista kuvaavaa tilannetta vuonna 1993. Myös voimakkain positiivisen spatiaalisen autokorrelaation vuosi on molemmissa indekseissä sama eli vuosi 1999. Nettomuuttoliikkeen spatiaalinen keskittyminen mitattuna käyttämillämme kahdella indeksillä riippuu muuttoliikkeen kokonaisvolyymista ja nettomuuton voimakkuudesta (muuttoliike: Moran I $r = 0,618$, p -arvo $< 0,001$, Geary C: $r = -0,624$, p -arvo $< 0,001$; nettomuutto: Moran I $r = 0,623$, p -arvo $< 0,001$, Geary C $r = -0,672$, p -arvo $< 0,001$). Nämä luvut osoittavat muuttoliikkeen lisääntyvää alueellista ja keskittyvää luonnetta, kun muuttoliikkeen ja nettomuuton volyymit kasvavat.

Spatiaalisen autokorrelaation alueellisesta laajuudesta saadaan selkeämpi käsitys, kun Moranin indeksejä tutkitaan useilla spatiaalisilla viiveillä, jotka kuvaavat eri ”etäisyysvyöhykkeitä” ja siten spatiaalisen autokorrelaation alueellista laajuutta. Kuvaan 4 on piirretty Moranin indeksin arvot vuosittain viidellä spatiaalisella viiveellä (*lags*). Viiveellä 1 laskettu Moranin indeksin arvo vastaa Queen-menetelmällä laskettua arvoa. Viiveellä 2 kunnan *i* viereiset kunnat on määritetty niin, että niiden väliin on jäänyt yksi kunta eli yksi alueyksikkö. Siten viereisillä kunnilla ei ole yhteistä rajaa tai kulmapistettä kunnan *i* kanssa. Viiveellä 3 viereisten kuntien ja kunnan *i* väliin on jäänyt kaksi kuntaa, viiveellä 4 kolme kuntaa ja viiveellä 5 neljä kuntaa. Moranin indeksien arvoissa on säännön-

mukaista vaihtelua viiveittäin. Kuva 4 osoittaa, että kuntien välisen nettomuuton ominaisuuksia ovat selvä ajallinen syklisyys ja alueellinen diffuusio. Moranin indeksin arvot ovat kohtuullisen korkeita jopa viidellä spatiaalisella viiveellä ja niiden välillä on voimakasta positiivista korrelaatiota nopean talouskasvun vuosina. Lama-aikoina sekä muuttoliikkeen yhtenäinen alueellinen rakenne että sen laajeneminen lähikuntiin häviävät. Spatiaalisen autokorrelaation huippuvuosina nettomuuton arvot muodostavat hyvin laaja-alaisia maantieteellisiä alueklustereita, joissa nettomuutto on samankaltaista. Talouskasvun aikana näin ovat muodostuneet Uudenmaan ja Itä-Uudenmaan sekä Pohjois-Suomen laajat muuttoliikkeeltään yhtenäiset alueet.

Lama- ja kasvuvuosien välillä erot spatiaalisessa autokorrelaatiossa eri viiveillä ovat huomattavia ja kuvastavat sekä kasvun että taantuman etenemistä. Esimerkiksi lamavuonna 1993 Moranin indeksi oli hyvin alhainen spatiaalisilla viiveillä 1 ja 2 (kuva 5). Jos viivettä kasvatetaan kolmesta kymmeneen, tulos on satunnainen, sillä keskittymistä kuvaavat indeksiarvot vaihtelevat satunnaisesti positiivisesti ja negatiivisesti etäisyyden funktiona. Nämä Moranin indeksin arvot osoittavat sen, että kuntien välinen muuttoliike kyseisenä vuonna oli keskittymätöntä eikä kuntien välillä ollut merkittäviä muuttoliikettä maantieteellisesti levittäviä prosesseja. Vastakohtana vuodelle 1993 vuonna 1999 nettomuuttoliike oli alueellista ja levittäytyi alueellisesti laajalle, sillä Moranin indeksin arvot ovat tilastollisesti merkitseviä jopa kuudella viiveellä keskittymisasteen laskiessa tasaaisesti etäisyyden funktiona. Tulos vahvistaa entisestään sitä, että muuttoliike oli vuonna 1999 luonteeltaan selvästi kantarajat ylittävää, ja se välittyi alueiden välisen vuorovaikutuksen ja kasvun myötä ja vaimentui vähitellen keskuksesta työssäkäyntialueiden reunoille. Muuttoliikkeen diffusoituvaa luonnetta vuonna 1999 voidaan pitää kuntien kannalta suotuisana, koska nettomuuttoliike levisi laajalti useamman kuin yhden kunnan alueelle. Tällöin myös vaikutukset levisivät ja taasoittuivat useamman kunnan alueelle. Mikäli nettomuuttoliike ei olisi spatiaalisesti autokorreloitunut, myös sen rappeuttava vaikutus olisi kohtalokkaampaa yksittäisille kunnille nettomuuttoliikkeen huippuvuosina, sillä sen negatiiviset vaikutukset eivät silloin levittyisi useamman kunnan alueelle. Vastaavasti muuttoliikkeen diffusioitumattomuus eli leviämättömyys suurkaupunkiseutujen sisällä johtaisi kielteisten ulkoisvaikutusten kuten ruuhkautumisen, asunto- ja tonttipulan ja paikallisen hinta- ja palkkainflaation ryöpsähtämiseen ja sitä kautta suurkaupunkiseutujen kilpailukyyn rajuun heikkenemiseen.



Kuva 5. Kuntien välisen nettomuuttoliikkeen Moranin I-indeksien korrelogrammit vuosina 1993 ja 1999.
 Figure 5. Correlograms of Moran's I for intermunicipal net migration in 1993 and 1999.

Globaalien spatiaalisten autokorrelaatioindeksien ajalliset autokorrelaatiot

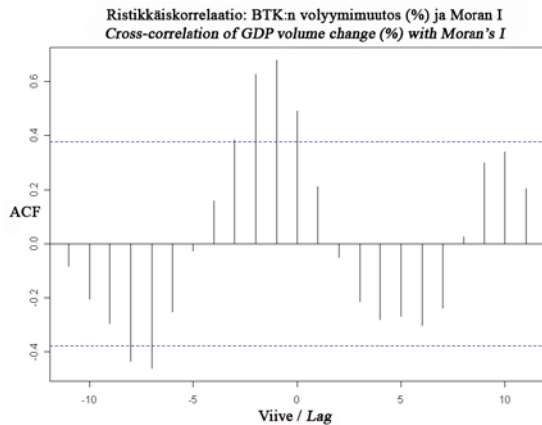
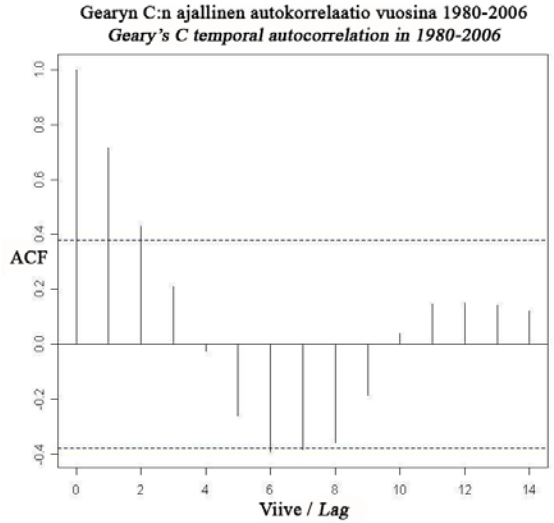
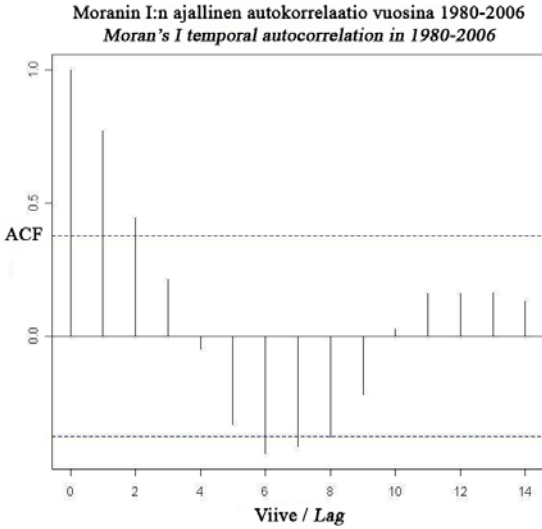
Vuosina 1980–2006 nettomuuton alueellisuudessa on syklisyyttä (kuva 4), koska Moranin ja Gearyn indeksien arvot muuttuvat vähitellen lakipisteestä toiseen ja arvojen kehitys muistuttaa talouden suhdannekuvaajaa. Tämä viittaa aikasarja-analyysissä esiintyvään autokorrelaatioon, joka kuvaa aikasarjan havaintojen välistä riippuvuutta havaintojen välisen aikaeron funktiona. Voimakkaasti autokorreloituneessa aikasarjassa tietyin aikaeron päässä toisistaan olevien havaintojen arvot riippuvat toisistaan, joten tämän aikaeron sisällä muista havaintojen arvoista voidaan päätellä suhteellisen tarkasti jonkun havainnon arvo, vaikka sen arvoa ei ennalta tiedettäisikään. Autokorrelaation ominaisuuksista riippuen tarkasteltavan ilmiön luonne on ajallisesti joko vuosittain samanlainen (positiivinen ajallinen autokorrelaatio) tai erilainen (negatiivinen ajallinen autokorrelaatio).

Spatiaaliset autokorrelaatioindeksit ovat ajallisesti autokorreloituneita, mikä osoittaa, että nettomuuttoliikkeen luonne muuttuu ajallisesti asteittain. Kuvasta 6 nähdään, että Moranin I -indeksisarjat ovat autokorreloituneet viiveillä 1, 2, 6 ja 7 ja Gearyn C-indeksisarjat viiveillä 1, 2 ja 7. Indeksien positiivinen ajallinen autokorrelaatio tarkoittaa, että muuttoliike on kolmen vuoden periodeissa samankaltaista. Niiden negatiivinen ajallinen autokorrelaatio vastaavasti tarkoittaa,

että muuttoliikkeen alueellinen säännönmukaisuus on muuttunut erilaisuudeksi ja kuntien välisen nettomuuttoliikkeen alueellinen luonne saavuttanut käännepisteensä 6–7 vuoden kuluessa, jonka aikana muuton alueellinen luonne on muuttunut mahdollisimman paljon lähtötilanteeseen verrattuna.

Sama ajallinen pysyvyys ja syklisyys ovat nähtävissä myös muiden spatiaalisesti viivästettyjen Moranin indeksien arvoista, joten nettomuuton alueellinen laajuus vaihtelee luonteeltaan samalla tavalla. Spatiaalisella viiveellä 2 indeksin arvot ovat ajallisesti autokorreloituneita positiivisesti viiveillä 1 sekä 2 ja negatiivisesti viiveillä 5, 6 ja 7. Spatiaalisella viiveellä 3 ja 4 indeksin arvot ovat ajallisesti autokorreloituneita positiivisesti viiveellä 1 ja negatiivisesti viiveillä 5, 6 ja 7.

Indeksien ajallinen autokorrelaatio viittaa luonnollisesti siihen, etteivät myöskään muuttoliikkeen taustalla vaikuttavat syyt muutu alueelliselta ja ajalliselta luonteeltaan vuosittain vaan noudattavat talouden kehityksen dynamiikkaa. Tätä tutkimme ristikkäiskorrelaatiolla (*cross-correlation*), joka kuvaa sitä, miten ja missä määrin kaksi aikasarjaa on korreloitunut keskenään ja millä ajallisella viiveellä. Ristikkäiskorrelaatio bruttokansantuotteen volyyminmuutoksen ja Moranin indeksin välillä osoittaa, että ne korreloivat positiivisesti viiveillä 0, –1 ja –2. Tämä tarkoittaa, että talouskasvun muutos heijastuu pienellä ajallisella viiveellä Moranin indeksin arvoihin eli toisin sanoen



Kuva 6. Spatiaalista autokorrelaatiota kuvaavien indek-
sien ajalliset autokorrelaatiot sekä Moranin indeksin ja
bruttokansantuotteen volyymin vuosimuutoksen (%) ris-
tikkäiskorrelaation ajallinen autokorrelaatio. Katkoviiva-
lla on merkitty 5 prosentin merkitsevyytaso.
Figure 6. Temporal autocorrelations of the indices of
spatial autocorrelation and temporal autocorrelation of
the cross-correlation of Moran's I with the annual change
(%) in GDP. The 5% risk level is marked with a broken
line.

nettomuuton spatiaaliseen jakautumiseen ja siten sen alueelliseen laajuuteen (kuva 6). Lisäksi negatiivinen ristikkäiskorrelaatio on tilastollisesti merkitsevää ajallisilla viiveillä -7 ja -8, mikä yhdistää talouden kehityksen nettomuuttoliikkeen alueelliseen 6-7 vuoden puolisykliin. Alueellisen muuttoliikesyklin kesto oli keskimäärin 11 vuotta vuosina 1980-2006 (kuva 4).

Moranin indeksin luotettavuus ja vuosien keskinäinen vertailtavuus

Globaalia spatiaalista autokorrelaatiota osoittavien Moranin indeksin arvojen luotettavuutta ja keskinäistä vertailtavuutta voidaan tarkastella vipuvaikutuksilla (leverage), jotka ilmaisevat havaintoyksiköiden eli kuntien painoarvon regressioanalyysissä (Weisberg 1985). Mitä suurempi on havaintoyksikön vipuvaikutus, sitä vahvemmin yksittäinen havainto vaikuttaa muodostuvaan regressiosuoraan.

Siten havaintoyksiköt, joilla on suurin vipuvaikutus ohjaavat regressiosuoran kulkua. Vipuvaikutukset kuvaavat Moranin indeksin luotettavuutta, koska Moranin indeksi voidaan kirjoittaa regressioyhtälönä. Tällöin regressiosuoran kulmakertoimen vastaa Moranin indeksin arvo (Anselin 2004). Kun käytetään rivistandardoitua spatiaalista painomatriisia, Moranin indeksi voidaan kirjoittaa uudelleen seuraavasti:

$$I = \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (p_i - \bar{p}_i)(p_j - \bar{p}_j)}{\sum_i (p_i - \bar{p}_i)^2} \quad (4).$$

Tämä vastaa regressiosuoran kulmakerron (β₁). Moranin indeksin yhteys tavanomaiseen regressioanalyysin kulmakertoimeen käy selvästi ilmi alla olevasta regressioanalyysin kulmakertoimen laskukaavasta

$$\beta_1 = \frac{\sum_i (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_i (x_i - \bar{x})^2} \quad (5),$$

jossa y tarkoittaa selitettävää ja x selittävää muuttujaa ja \bar{y} ja \bar{x} niiden keskiarvoja. Kaavassa 4 merkitä

$$\sum_j w_{ij}(p_j - \bar{p}_j)$$

tarkoittaa viivästettyä muuttujaa tietylle kunnalle i , joten Moranin indeksi selittää regressioanalyysin tapaan muuttoliikkeen naapuruusvaikutusta, kun regressiossa nettomuuttoa kunnassa i selittää läheisten kuntien j nettomuutolla. Tällöin analyysin olettamuksiin, selitysvoimaan, testaukseen ja herkkyteen pätevät samat periaatteet kuin tavanomaiseen kahden muuttujan regressioanalyysiin.

Globaalin spatiaalisen autokorrelaation luotettavuuden tarkastelemiseksi laskettiin vipuvaikutuksillaan regressiosuoraan merkittävästi vaikuttavien kuntien lukumäärä jokaiselta vuodelta. Merkittäväksi havainnoksi määritettiin kunnat, joiden vipuvaikutus on suurempi kuin $2p/n$, jossa p tarkoittaa estimoitavien parametrien lukumäärää (vaikotekijä ja regressiokerroin) ja n havaintoyksiköiden lukumäärää (Faraway 2005: 72). Tällä tavalla määritettyjen regressiosuoraan vaikuttavien kuntien lukumäärät vaihtelevat vuosittain 13 ja 42 välillä. Vaikuttavien havaintojen lukumäärä tai 50 tai 100 suurimman vaikuttavan havainnon vipuvaikutuksien summa ei kuitenkaan korrelaatioanalyysin perusteella vaikuta Moranin indeksin arvoihin (vaikuttavien havaintojen lukumäärä: $r = 0,16$, p -arvo $0,41$; 50 vaikuttavimman havainnon vipuvaikutuksien summa: $r = -0,21$, p -arvo $0,28$; 100 vaikuttavimman havainnon vipuvaikutuksien summa: $r = 0,12$, p -arvo $0,54$). Korrelaation vähäisyys tarkoittaa, että Moranin indeksin arvoja eri vuosina voidaan vertailla luotettavasti keskenään, jolloin spatiaalisten rakenteiden ajallinen vertailu on mahdollista.

Kuntien välisen nettomuuton paikallinen spatiaalinen autokorrelaatio

Koska nettomuuttoliike on voimakkaasti spatiaalisesti ja ajallisesti autokorreloitu, on mielekäästä ja tärkeää tutkia tarkemmin, missä spatiaalisesti autokorreloituneet kunnat sijaitsevat, millaisia ominaisuuksia niillä on ja miten pysyviä muuttoliikkeen alueelliset rakenteet ovat vuosittain olleet

ajanjaksolla 1980–2006. Paikallinen spatiaalinen autokorrelaatio mahdollistaa nettomuutto-ominaisuuksiltaan homogeenisten muuttovoitto- ja muutotappiokeskittymien tutkimisen sekä heterogeenisten yksittäisten ympäristöstään poikkeavien kuntien tunnistamisen.

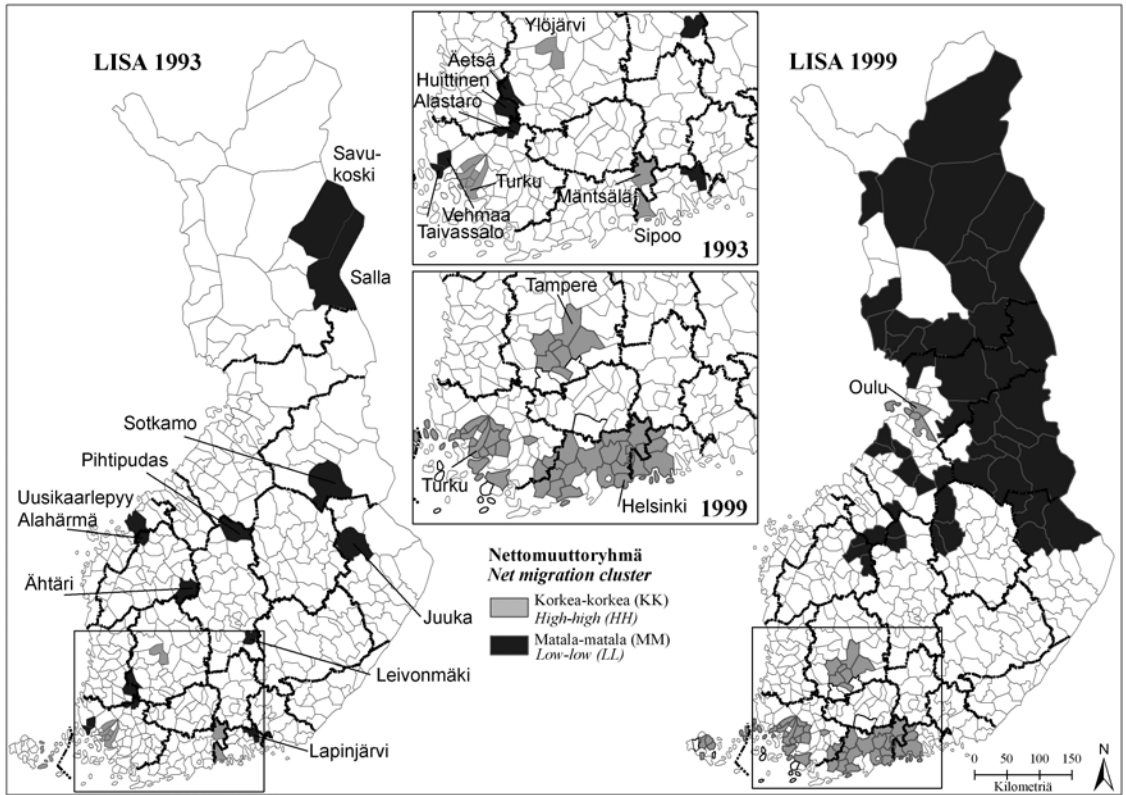
Tilastollisesti satunnaisesta spatiaalisesta jakautumisesta poikkeavat havaintoyksiköt jaetaan LISA-indeksin arvojen perusteella neljään ryhmään. Korkea–korkea-ryhmään eli KK-ryhmään kuuluvat kunnat saavat ympäröivien kuntien kanssa korkeita positiivisia indeksi-arvoja, joka tarkoittaa samankaltaista muuttovoittoa. Vastaavasti matala–matala-ryhmään eli MM-ryhmään kuuluvat kunnat ympäröivine kuntineen saavat matalia negatiivisia indeksi-arvoja, mikä merkitsee suhteellisesti samansuuruisia muuton alijäämiä. Matala–korkea-ryhmään eli MK-ryhmään kuuluvissa kunnissa nettomuutto on vähäisempää kuin ympäröivissä kunnissa, mutta ei kuitenkaan välttämättä negatiivista. Korkea–matala-ryhmässä eli KM-ryhmässä kunnan nettomuutto on vastaavasti ylijäämäisempää kuin ympäröivissä kunnissa, mutta ei välttämättä aina positiivista.

Paikallisen autokorrelaation tuloksia tulkittaessa on syytä muistaa, että kunkin kunnan tulos koskee kaavan 3 mukaisesti aina laskennan kohteena olevien kuntien yhtä keskellä sijaitsevaa kuntaa. LISA-ryhmiin hyväksytyt kunnat ovat tilastollisesti merkitseviä, koska havaitun suuruisen yhteisvaihtelun esiintyminen satunnaisesti järjestetyssä aineistossa on hyvin epätodennäköistä (Messner ym. 1999: 426).

Nettomuuttoliikkeen volyyymi ja kuntien ominaisuudet korkea–korkea- ja matala–matala-ryhmissä

Muuttoliikkeen alueellisten vaikutusten kannalta merkittäväntä ja mielenkiintoisinta on tarkastella muuttoliikettä KK- ja MM-ryhmissä. KK-ryhmien kunnissa nettomuutto oli määrällisesti suurinta 2000-luvun vaihteessa, jolloin väkiluku kasvoi näissä kunnissa muuttoliikkeen seurauksena vuosittain yli 15 000 ihmisellä. Tämä oli yli 80 prosenttia nettomuuton muuttovoitosta (kuva 7; kuva 8). Suurta prosenttiosuutta selittää osaltaan se, että spatiaalisen autokorrelaation huippuvuosina KK-ryhmien kunnat levittyivät myös alueellisesti ja niiden lukumäärä kasvoi (kuva 7).

Määrällisesti KK-ryhmissä muuttovoitto oli alimmillaan 1990-luvun lamavuosina sekä vuonna 1983, jolloin muuttoylijäämää oli alle 2 000 henkilöä vuodessa. Vuonna 1993 muuttovirta ty-rehtyi lähes täysin, sillä näiden suurkaupunkiseutumaisien kuntien voitto oli vain 463 muuttajaa,



Kuva 7. Korkea–korkea- ja matala–matala-ryhmät spatiaalisen autokorrelaation ääri vuosina 1993 ja 1999.

Figure 7. High-high and low-low groups of municipalities in the years of extreme spatial autocorrelations 1993 and 1999.

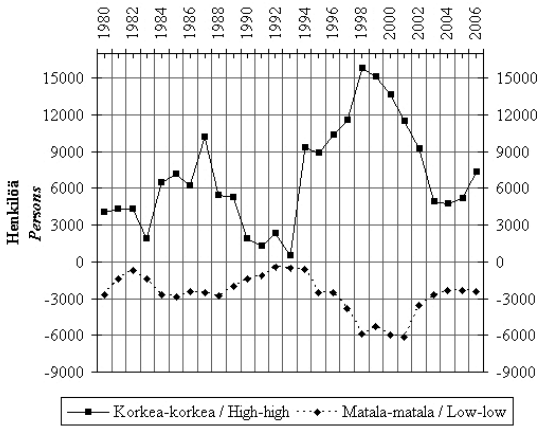
eli noin 4,5 prosenttia tuon vuoden muuttovoitosta. Lamavuosina KK-ryhmien kunnat kärsivät talouden taantumasta ja kohtasivat samalla muoton rajun hidastumisen, mikä näkyi myös näiden ryhmien alueellisena supistumisena (kuva 7). Tällöin muuton tuoma hyöty työttömille ja heidän todennäköisyytensä muuttaa olivat huomattavasti pienempiä kuin voimakkaan talouskasvun vuosina, mikä hillitsi muuttoliikettä. KK-ryhmien kuntiin muutti ajanjaksolla 1980–2006 kaikkiaan 188 529 ihmistä, mikä on noin 47 prosenttia nettomuuton yhteenlasketusta muuttovoitosta. Loput 53 prosenttia muuttovoitosta suuntautui kuntiin, joissa spatiaalinen autokorrelaatio ei ollut merkittävä eivätkä spatiaalinen vuorovaikutus ja diffuusio le-

vittäneet muuttoylijäämiä yksittäistä kuntaa laajemmalle alueelle.

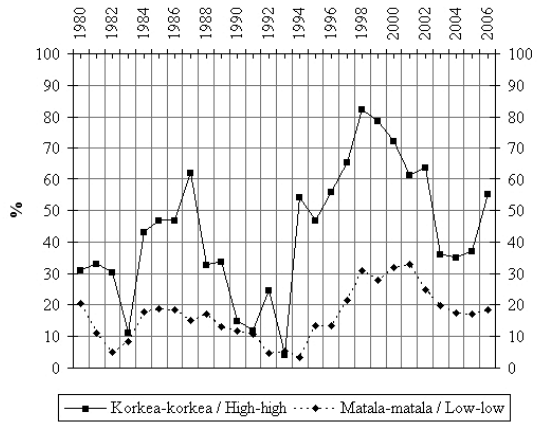
Nettomuutto MM-ryhmistä on ollut määrällisesti ja kaikkien muuttotappiokuntien nettomuuttotappioon suhteutettuna selvästi vähäisempää kuin määrällinen ja suhteellinen muuttoylijäämä KK-ryhmiin suhteutettuna kaikkien muuttovoitokuntien nettomuuttoylijäämään. Muuttovirran muoto on kuitenkin samanlainen (kuva 8). Huipvuonna 2001 MM-kunnista muuttaneita oli yhteensä 6 155 eli noin 33 prosenttia nettomuutto liikkeen muuttotappiosta. Vähiten muuttajia, 447, oli vuonna 1992 (lähes 5 % muuttotappiosta). Ääri vuosina 1993 ja 1999 muuttoliikkeen alueellinen laajuus oli hyvin erilainen (kuva 7). Muuttovoit-

Kuva 8. Autokorrelatiivisten alueiden muuttoliike ja näille alueille ja alueilta muuttaneiden osuudet nettomuutosta, alueiden osuudet Suomen pinta-alasta ja väkiluvusta sekä alueiden väentiheys ja kuntien keskimääräinen väkiluku ryhmässä.
Figure 8. Numbers of migrants in the autocorrelative groups of municipalities and their contribution to overall net migration, their proportions of the total land area and population of Finland and the average populations and population densities of the groups.

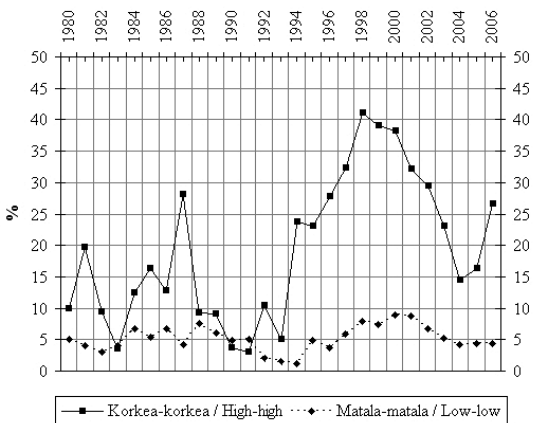
Nettomuuttoliikkeen volyyymi
Volume of net migration



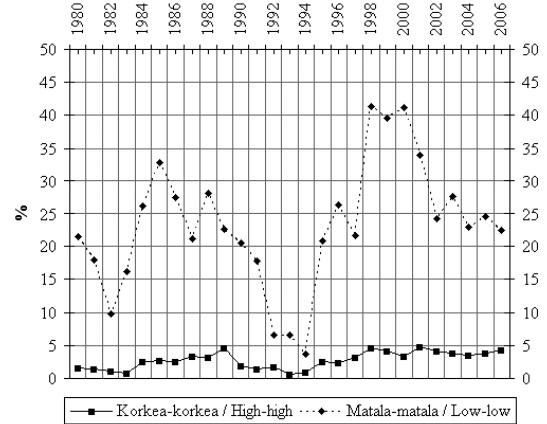
Osuus nettomuuttoliikkeestä
Proportion of net migration



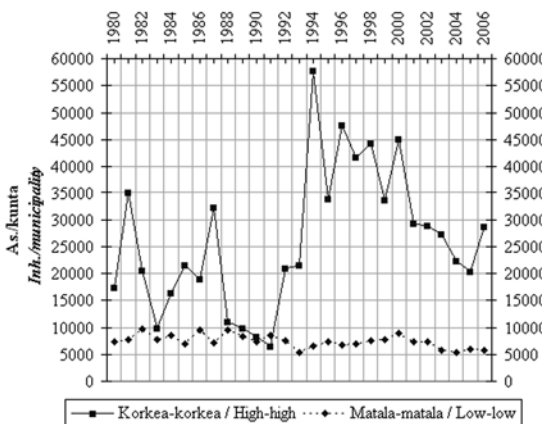
Osuus Suomen väkiluvusta
Proportion of Finnish population



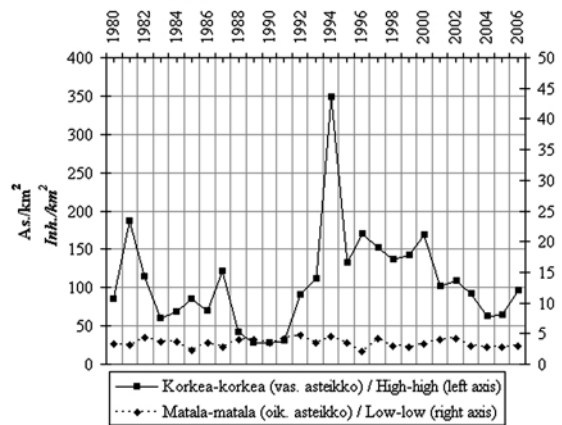
Osuus Suomen pinta-alasta
Proportion of the area of Finland



Keskimääräinen väkiluku kunnissa
Average population of municipalities



Keskimääräinen väestötiheys kunnissa
Average population density of municipalities



toon verrattuna muuttotappio ei ole volyymiltään keskittynyt yhtä voimakkaasti samankaltaisiin kuntaryhmiin, koska MM-kunnista muutti vuosien 1980–2006 välillä pois yhteensä 71 187 ihmistä. Tämä on noin 17 prosenttia yhteenlasketusta muuttotappiosta. Niinpä peräti 83 prosenttia muuttotappiosta syntyi kunnissa, jotka eivät ole netto-muutoltaan samankaltaisia ympäröivien kuntien kanssa. Spatiaalisen vuorovaikutuksen voimakkuus eroaa siten huomattavasti KK-ryhmien kunnista. Ero verrattuna KK-ryhmien kuntiin merkitsee, että muuttotappiosta kärsivät MM-ryhmien kunnat tyhjenevät väestöstä hitaammin kuin mitä väestönkasvu KK-ryhmien kunnissa edellyttäisi. MM-ryhmien kuntien hitaampi tyhjentyminen johtuu osaltaan niiden pienestä väestöpotentiaalista sekä siitä, että väestönkehitykseen Suomessa vaikuttaneet prosessit (esimerkiksi alkutuotannon rationalisointi) tyhjänsivät näitä kuntia jo ennen 1980-lukua (esim. Myrskylä 1978: 17). Suurkaupunkiseutuihin tullaankin valtaosin muilta alueilta kuin MM-kunnista.

KK- ja MM-ryhmät eroavat toisistaan myös muilta ominaisuuksiltaan (kuva 8). Väestötiheys on KK-ryhmien kunnissa huomattavasti suurempi (keskimäärin 107,2 asukasta/km²), joten väestö pakkautuu suppealle alalle taajaan asuttuihin kuntiin. Muuttovoittoa saavissa KK-ryhmien kunnissa oli vuosina 1980–2006 keskimäärin 19 prosenttia koko maan väestöstä ja vajaa 3 prosenttia koko maan pinta-alasta (vesistöt mukaan lukien). Erittäin korkea väestömäärä ja pinta-alan suhde oli 2000-luvun vaihteessa. Tuolloin muuttovoitto keskittyi kuntiin, joissa asui noin 40 prosenttia koko maan väestöstä. Ne kuitenkin muodostivat vain noin 4 prosenttia koko maan pinta-alasta (kuva 7; kuva 8).

Muuttotappion kourissa olevat harvaanasutut kunnat peittivät pinta-alaltaan neljänneksen Suomesta. Keskimäärin MM-ryhmien kunnat kattoivat Suomen pinta-alasta 23 prosenttia ja väkiluvusta vain 5 prosenttia. Laajimmillaan tämän ryhmän kunnat peittivät 41 prosenttia Suomen pinta-alasta muuttoliikkeen huippuvuosina 1998–2000. Näinäkin vuosina muuttotappiosta kärsivät pääasiassa harvaanasutut kunnat, koska keskimäärin MM-ryhmissä asui tuolloin vain 8 prosenttia Suomen väestöstä. Muuttotappiokeskittymät yhdistyvät alhaiseen väestötiheyteen koko ajanjaksolla, koska MM-ryhmien kuntien väestötiheys on keskimäärin ollut 3,5 asukasta neliökilometrillä keskihajonnalla 0,66 as./km².

Muutokset kuntien keskimääräisessä väkiluvussa kuvastavat, miten aluekehityksen painopiste laman jälkeisinä vuosina siirtyi pois keskisuurista keskuksista, kun uusi talouskasvu alkoi suurim-

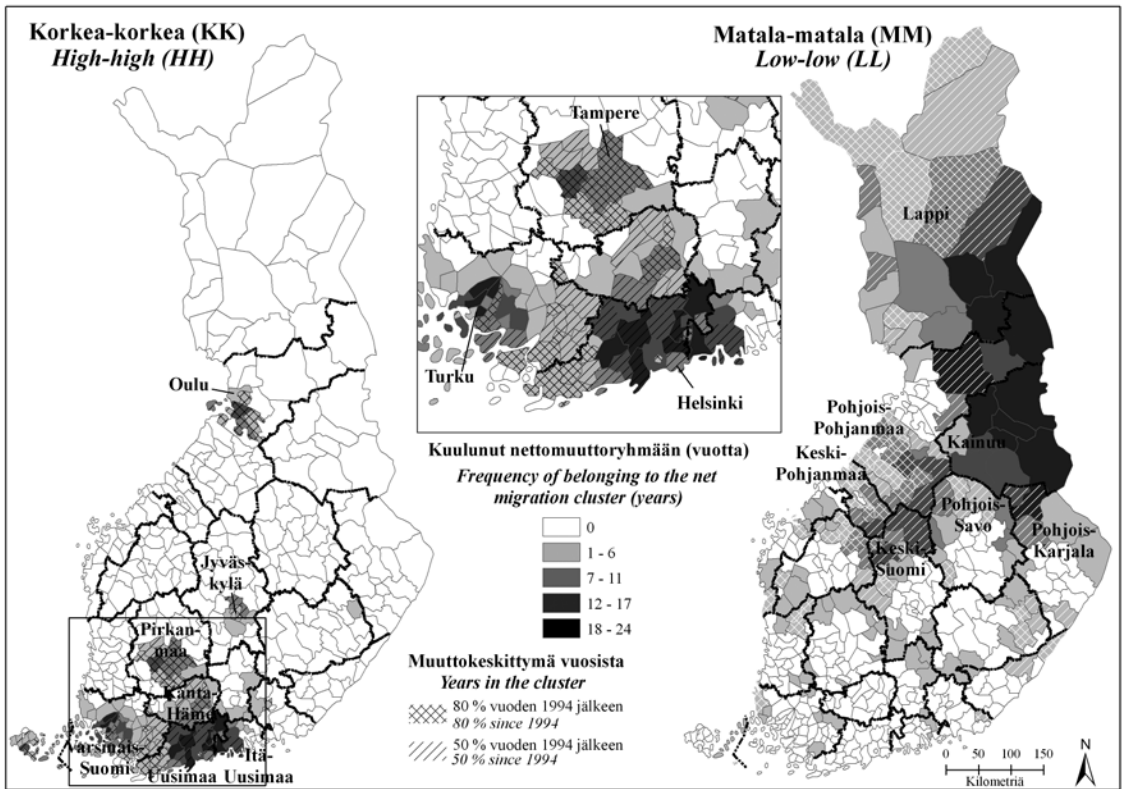
mista keskuksista (kuva 8). KK-ryhmien kuntien keskimääräinen väkiluku oli korkeimmillaan vuonna 1994, jolloin niissä oli keskimäärin 57 665 asukasta. Tällöin suurimmat kaupungitkin saivat muuttoylijäämää, joskin osin kotikuntalain muuttokella. Vuodesta 1994 lähtien keskimääräinen väkiluku KK-ryhmien kunnissa oli suuri aina vuoteen 2000 asti, minkä jälkeen keskimääräinen väkiluku laski lähelle 1980-luvun tasoa. MM-ryhmien kunnissa keskimääräinen väkiluku ei ole suuresti muuttunut (kuva 8).

Aluerakenteen suurkaupunkiseutuistumista osoittaa se, että vuosituhannen vaihteessa vuosina 1998–2002 keskimäärin 40 prosenttia ja huippuvuonna 1999 jopa 50 prosenttia muuttovoittokunnista kuului KK-ryhmiin. Koko ajanjaksolla muuttovoittokuntien suurkaupunkiseutumainen keskittyminen oli vähäisempää, koska vuodesta 1980 lähtien keskimäärin 24 prosenttia (keskihajonta 11,0) muuttovoittokunnista kuului KK-ryhmiin. Muuttotappio on luonteeltaan alueellisesti hajautuneempi ilmiö kuin muuttovoitto. Vuodesta 1980 lähtien keskimäärin 14 prosenttia (keskihajonta 4,6) muuttotappiokunnista kuului MM-ryhmiin. Korkeimmillaan osuus oli vuosituhannen vaihteessa, jolloin muuttotappio oli suurempi yhtenäisemmissä aluerakenteissa kuin muina vuosina. Vuosina 1998–2003 keskimäärin 19 prosenttia muuttotappiokunnista kuului MM-ryhmiin.

Korkea–korkea- ja matala–matala-ryhmien ajallinen alueellinen pysyvyys

Paikallisen spatiaalisen autokorrelaation muodostamat keskittymät olivat alueellisesti melko pysyviä ajanjaksolla 1980–2006 (kuva 9). Yhtenäisten muuttoliikealueiden alueellista pysyvyyttä tutkimme laskemalla yhteen jokaisen kunnan sellaisten vuosien lukumäärän, jolloin kyseinen kunta on kuulunut LISA-ryhmiin. Tällä tavalla havaitaan, miten pysyvää muuttoliike on ollut kullakin alueella viimeisten vuosikymmenien aikana. Samalla voidaan visuaalisesti havaita aluekokonaisuudet, joissa muuttoliike on ollut kuntatasolla luonteeltaan pysyvästi alueellisesti yhtenäistä tai epäyhtenäistä.

Kuvassa 9 esitämme jokaisen kunnan vuosimääräisen kuulumisen KK- ja MM-ryhmiin eli yhtenäisiin alueellisiin muuttovoitto- tai muuttotappioalueisiin. KK-ryhmien kunnat ovat sijoittuneet vahvasti eteläiseen Suomeen lukuun ottamatta Pohjois-Suomen ainoaa muuttovoittokeskittymää Oulun seudulla. Nämä ryhmät ovat laajentuneet laman jälkeisenä kasvukautena pääkaupunkiseudulta Turun suuntaan sekä luoteeseen Tampereen suuntaan. Yhtenäiset muuttovoittokeskittymät si-



Kuva 9. Lokaalin autokorrelaation muodostamien yhtenäisten nettomuuttoryhmien alueellinen pysyvyys vuosina 1980–2006.

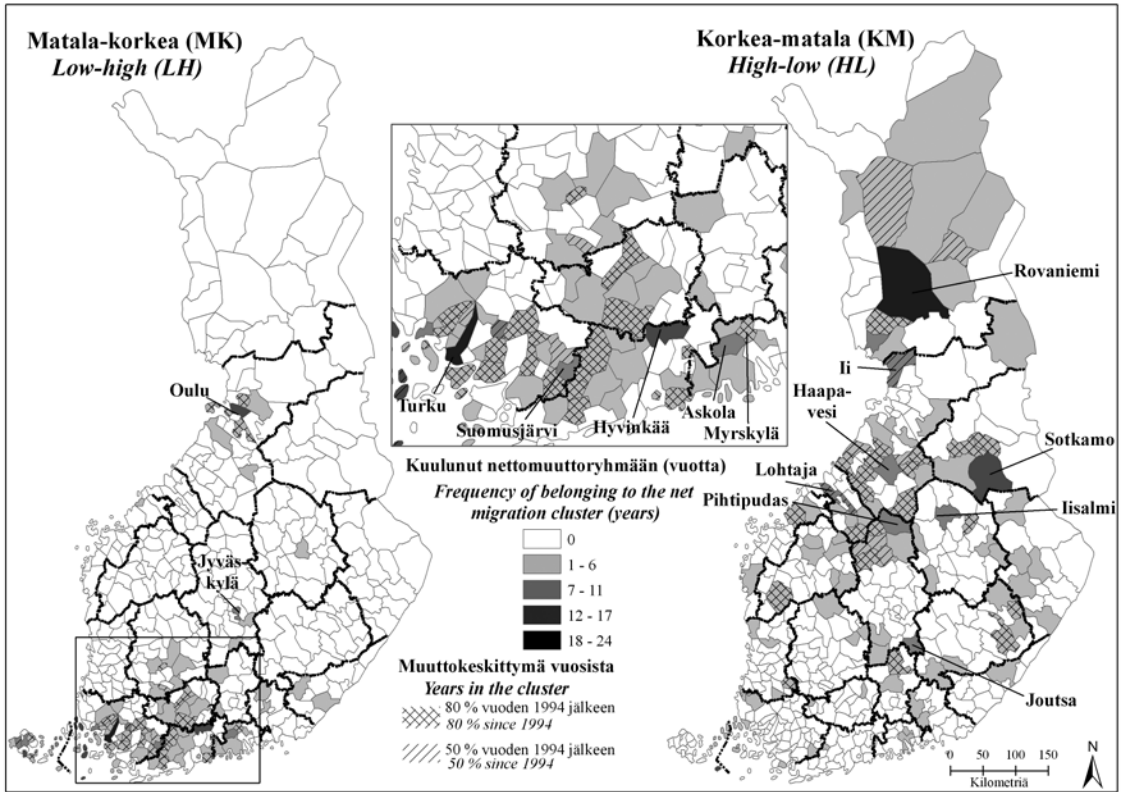
Figure 9. Permanence of the uniform local spatial autocorrelative municipal groups of net migration in 1980–2006.

jaitsevat isojen kaupunkien ja niiden naapurikuntien sekä yhä enenevässä määrin naapurikuntien naapurikunnissa, joihin muuttoliike laajentui varsinkin 1990-luvun laman jälkeen (kuva 9). Tämä ilmenee myös Moranin indeksin viiverakenteista (kuva 5). Aluekehitys tuleekin kasvukautena kuntatasolla entistä riippuvaisemmaksi kuntarajat ylittävistä spatiaalisista rakenteista ja niiden tarjoamista mahdollisuuksista.

Aluekehityksen laajat yhtenäiset kasvualueet muuttoliikkeellä mitaten muodostuivat 1990-luvun laman jälkeisinä vuosina (kuva 7; kuva 9). Erityisesti Uudenmaan kunnat hyötyivät pitkään jatkuneesta talouskasvusta (kuva 7). Samoin yhtenäinen muuttovoitokeskittymä laajeni Tampereen ja Turun seuduilla laman jälkeen. Etelä-Suomi kokonaisuudessaan sai laajasti muuttovoittoa vuosina 1980–2006. Pienempiä yhtenäisiä muuttovoittoalueita on Jyväskylän ja Oulun seuduilla, joissa yhtenäiset rakenteet kuvastavat talouden toimeliaisuuden huomattavaa laajenemista laman jälkeen.

Muuttoliike kohdentui maantieteellisesti valikoivasti pitkän kasvukauden aikana ja heijasti toimintaympäristössä tapahtuneita suuria muutoksia globaalien kysyntämuutosten, uuden aluepolitiikan ja talouden rakenteiden muutoksen sekä paikallisten ja alueellisten kilpailukyky muutosten seurauksena. Talouden kasvun painopistealueiksi tulivat suurimmat kaupunkiseudut, joiden kilpailukyky ja mahdollisuudet luoda monenlaisia myönteisiä ulkoisvaikutuksia olivat uudessa teknologiateollisuuden kasvun yhteiskunnassa monia muita alueita korkeampia. Pitkään jatkunut talouskasvu mahdollisti parantuneen kilpailukykyyn kerannaisvaikutuksineen ja sitä kautta kasvavan työvoiman kysynnän. Tätä voitiin tyydyttää työttömyyden vaivaamilta alueilta tarjolle tulleella työvoimalla. KK-ryhmiin kuului vuosina 1980–2006 yhteensä 133 kuntaa eli 32 prosenttia Suomen kunnista.

Muuttotappiolliset MM-ryhmien kunnat eroavat alueellisesti muuttovoiton kuntaryhmistä siten, että ne kattavat alueellisesti paljon suuremman



Kuva 10. Lokaalin autokorrelaation alueellinen pysyvyys matala–korkea- ja korkea–matala-ryhmissä vuosina 1980–2006.

Figure 10. Duration of the local spatial autocorrelation of net migration in the low–high and high–low municipal groups in 1980–2006.

osan Suomesta ja vuosittainen vaihtelu ryhmissä on ollut vähäisempää (vrt. kuva 8). Pysyvimmat ja laajimmat muuttotappiokeskittymät sijaitsevat Kainuun ja Lapin itäosissa sekä Pohjois- ja Keski-Pohjanmaan, Pohjois-Savon, Keski-Suomen ja Pohjois-Karjalan syrjäisimmissä osissa (kuva 9). Osa kuntaryhmistä on ympäristöineen kärsinyt pysyvästi muuttotappiosta, sillä useat ryhmän kunnista ovat kuuluneet muuttotappiollisiin kuntaryhmiin yli 18 vuoden ajan.

Jatkuva muuttotappio on rapauttanut näiden kuntien mahdollisuuksia menestyä, koska muuttotappion myötä ne ovat menettäneet useiden vuosien ja vuosikymmenten ajan merkittävää kilpailutekijää eli työvoimaa. Työikäisen väestön muutto vähentää yhtäältä kuntien mahdollisuuksia luoda taloudellista kasvua ja toisaalta vähentää niiden kykyä tulevaisuudessa vastaanottaa sitä (Kitson ym. 2004). Jatkuessaan muuttotappio vaikeuttaa myös näiden alueiden luonnonvarojen hyödyntämistä ja palvelujen tarjontaa. Lama-

vuosien jälkeen yhtenäiset tappiokeskittymät ovat ulottuneet myös Pohjois-Lappiin sekä Keski-Suomen länsiosiin. Etelä-Suomessa sijaitsevat MM-ryhmän kunnat kärsivät muuttotappiosta valtaosin 1980-luvulla (kuva 9). Kaiken kaikkiaan MM-ryhmään on kuulunut koko ajanjaksolla yhteensä 165 kuntaa eli 40 prosenttia Suomen kunnista.

Matala–korkea- ja korkea–matala-ryhmien ajallinen alueellinen pysyvyys

Kahden yleisestä alueellisesta kehityksestä poikkeavan LISA-luokan, MK- ja KM-ryhmien, alueellinen jakautuminen ja pysyvyys on esitetty kuvassa 10. Näihin kahteen alueluokkaan kuuluvissa kunnissa nettomuutto on spatiaalisesti autokoreloitunut päinvastaisesti ympäröivien kuntien kanssa. Niinpä nettomuutto tietyssä kunnassa eroaa huomattavasti sitä ympäröivien kuntien nettomuutosta. Kaikille näiden ryhmien kunnille on ominaista net-

tomuuton vastakkaisuus näiden kuntien ja niitä ympäröivien kuntien välillä.

MK-ryhmien keskuskunnat ovat kärsineet ympäristöönsä negatiivisemmasta nettomuutosta. Tämä tarkoittaa, että ne ovat jääneet jälkeen ympäristönsä väestönkasvusta eivätkä siten ole pystyneet hyötymään koko alueen menestyksestä. Ympäristöönsä heikommin menestyneitä kuntia olivat erityisesti 1980-luvulla muuttotappioita kokeneet 1990-luvun muuttovoittoalueet Oulu, Turku ja Jyväskylä. Tuolloin niiden luoma talouskasvu hyödytti muuttoliikkeen kautta enemmän niiden ympäryskuntia, joihin väestö pääosin muutti. Muut ympäristöönsä heikommin menestyneet ovat pieniä elinkeinorakenteensa alkutuotantoon perustavia kuntia, jotka ovat keskuksien työssäkäyntialueiden ulkopuolella ja jotka eivät ole päässeet hyötymään muuttoliikkeestä ympäryskuntien lailla. Etelä-Suomessa näitä kuntia ovat esimerkiksi Hyvinkää, Myrskylä, Suomusjärvi ja Askola.

Oikeanpuoleinen kartta kuvassa 10 esittää KM-kuntien alueellisen jakautumisen ja pysyvyyden. Tämän ryhmän keskuskunnat ovat menestyneet nettomuutossa ympäristöönsä paremmin eikä niissä alueiden välinen vuorovaikutus ole levittänyt nettomuuttoa ympäröiviin kuntiin. Ympäristöä parempi menestyminen voi johtua taloudellisesta kasvusta tai erityisesti lyhyen etäisyyksien muuttoon vaikuttavasta asumisviihtyvyydestä. KM-kuntien taloudellinen merkitys ympäristölleen on vähäinen, koska niiden aikaansaama muuttoliikkeen diffuusio ei riitä kumoamaan viereisten kuntien muuttoalijäämää. Ryhmän kunnat ovat pieniä kaupunkikeskuksia, joihin esimerkiksi pendelöidään ympäröiviltä alueilta huomattavasti harvemmin kuin Etelä-Suomen isoisiin keskuksiin. Merkittävimpiä KM-kuntaryhmiä aluerakenteessa muodostavat pinta-alaltaan laajat Rovaniemi sekä Sotkamo, jotka ovat kuuluneet tähän joukkoon 15 ja 9 vuoden ajan. Muita ympäröiviin kuntiin nähden hyvin menestyneitä ovat Ii, Haapavesi, Lohtaja, Iisalmi, Pihtipudas ja Joutsa, joista ainoastaan Ii ja Lohtaja ovat menestyneet ympäristöönsä paremmin myös laman jälkeisenä aikana.

Muuttoliikkeen syklisyys ja alueelliset muodostumat

Aluetalouden dynamiikan mukaisesti noususuhdanteiden aikana muuttoliike kiihtyy epätasaisen alueellisen talouden kasvun seurauksena ja vastavasti muuttoliike hiljenee laskusuhdanteen aikana, jolloin kaikki aluetaloudet taantuvat. Talouden kehitys muovaa muuttoliikettä siten, että noususuh-

danteiden aikana muuttoliike kasvaville työmarkkinoille on luonteeltaan keskittynyttä, mutta luo vähitellen yhtenäisiä muuttoalueita ja laajenee alueellisesti. Tutkitulla ajanjaksolla 1980–2006 ainoastaan syvimpänä lama-aikana nettomuutto kuntien välillä ei ole koostunut yhtenäisistä muuttoalueista. Muuttotappio- ja muuttovoittokunnat olivat tällöin epäyhtenäisesti jakautuneina eri puolilla Suomea.

Muuttoliikkeen alueellinen luonne oli tutkimusajanajaksolla perusrakenteeltaan ajallisesti pysyvä mutta syklinen. Spatiaalista autokorrelaatiota kuvaavien indeksien perusteella muuttoliikkeen diffuusio noudattaa 0–2 vuoden viiveellä talouden suhdannekiertoa, jonka noususuhdannevaiheessa muuttoliikkeen alueellisuuden laajuus kasvaa ja sittemmin supistuu huomattavasti. Taantumien jälkeen talouskasvu kiihdyttää muuttoja alueellisten erojen kasvaessa, kunnes muuttoliike muuttuu alueellisesti epäyhtenäiseksi 6–7 vuoden kuluttua. Syklin kesto on 11 vuotta. Muuttoliikkeen alueellisen luonteen ajallinen pysyvyys ja syklisyys heijastavat yhtäältä talouden rakenneongelmia ja toisaalta reagointia suhdanteisiin.

Muuttovoittokeskittymäkuntien tappioalueisiin verrattuna vähäinen lukumäärä ja alueellisesti pieni kattavuus osoittavat, että muuttovoitto on keskittännyt alueellisen luonteen lisäksi aluerakennetta vain muutamille alueille. Tämä on korostunut varsinkin laman jälkeisenä aikana, jolloin muutto on kohdentunut suurimpiin suurkaupunkiseutuihin ja laajentunut Etelä-Suomessa myös suurkaupunkiseutujen välialueille. Talouskehityksen huippuvuosina yli 80 prosenttia muuttovoitosta on suuntautunut näihin yhtenäisiin kuntaryhmiin. Myös MM-ryhmät ovat laajenneet ja supistuneet alueellisesti syklin eri vaiheissa. Epätasaisen talouskasvun aikana lamavuosien jälkeen nämä kunnat laajentuivat alueellisesti, mutta niiden osuus nettomuuttotappiosta oli korkeimmillaankin vain 30 prosenttia.

Aluerakenteen näkökulmasta muuttoliike on sekä polarisoinut että tasapainottanut markkinoita. Suomen syrjäisiin osiin ja paikoin maakuntien rajoille on muodostunut laajoja yhtenäisiä alueita, jotka tyhjenevät väestöstä ja samalla työvoimasta, mikä alentaa kysyntää ja heikentää näiden alueiden kilpailukykyä (Lehtonen & Tykkyläinen 2009b). Vastakkaista kehitystä tapahtuu suurkaupunkiseuduilla. Muuttoliikkeen alueellisuuden voimistuminen on merkinnyt nettomuuton hyötyn ja ongelmien leviämistä talouden kasvuvaiheen alun jälkeen laajentuvalla alueella. Hyvin poikkeuksellisia ympäristönsä kehityksestä eroavia nettomuuttoklustereita on vähän. Muuttoliikkeen alueelliset muodostumat kertovat talouden kehi-

tyksen yhtenäisistä ja toistuvista leviämisen- ja supistumisvaikutuksista. Niiden pysyvyys osoittaa, että merkittävä paikallinen alku voi syntyä hyvin harvoin.

Johdopäätökset

Tutkimuksemme osoittaa, että maan sisäisen nettomuuttoliikkeen volyymi, maantieteellinen laajuus ja kohdentuminen ovat säännönmukaisesti riippuvaisia talouden suhdannevaiheesta. Nopea kasvu tyhjentää periferioita: muuttoliikkeen alueellinen pulssi syntyy talouskasvun alkaessa ja vaimenee sen heikentyessä syntyen uudelleen seuraavalla nousukaudella. Talouskasvu muuttaa näin välillisesti talouden spatiaalisia rakenteita ja tuo työvoimaa kasvualueille. Taloudellinen toimeliaisuus hiiptuu itseään vahvistavana prosessina maakunnallisesti ja valtakunnallisesti perifeerisillä alueilla. Krugmanin teoriaa tulkiten hiipuminen ja muuttoliikkeen alijäämä ovat voimakkainta siellä, missä on vanhaa ja kulloiseenkin taloudelliseen kehitysvaiheeseen nähden heikosti kilpailukykyistä tuotantoa ja muuttolaitista väestöä. Samalla tavalla kasvualueiden talouskasvu ruokkii itseään niin kauan kuin kasaantumisen hyötyä ja vallitseva talouden tuotantotapa hyötyy tuotannon keskinäisestä läheisyydestä ja suurtuotannon eduista.

Talouskasvu tietoyhteiskuntavaiheessa on suosinut nimenomaan suuria kaupunkialueita levittämisen muuttoliikkeen kasvusuhdanteen edetessä laajalti ympäristökuntiin ja osin myös suurimpien kasvuseutujen välialueille. Näin talouskasvu luonnonvarapohjaisen raaka-ainetuotannon ja perinteisen teollisen taloudellisen kasvuvaiheen jälkeen on muuttunut aikaisempaa keskittyneemmäksi. Tämä heijastaa yhtäältä uuden tuotannon vähäistä riippuvuutta luonnonvaroista ja toisaalta kasveille aloille tärkeää mutta maantieteellisesti epätasaista sijaintitekijätarjontaa (Mikkonen 1995: 21–27, 1999: 6–9). Syrjäisimpien alueiden taantumiseen vaikuttavat keskeisesti alkutuotannon ja perinteisen teollisuuden rationalisointi sekä muuttoliikkeen väestörakennetta heikentävä vaikutus, mitkä pitävät yllä taantumisen kierrettä. Tämän kierteen loppuessa näiden alueiden kehitys tasapainottuu. Se voi kääntyä kasvuksi ja mahdollisesti myös suhdanteista riippuvaisiksi leviämisyksikeiksi vasta silloin, kun näille alueille muodostuu pysyväisluonteista kasvualttiiden tuotannonalojen kilpailuetua, jota elinkeinoelämä voi hyödyntää täällä edullisemmin kuin muualla. Krugmanin teoriaa tulkiten tämä edellyttää uudenlaista tuotantoa ja kilpailukykyyn muutoksia, jotka koskevat teknologiaa, infrastruktuuria ja institutionaalista ympäris-

töä. Nämä muokkaavat spatiaalisia kustannusrakenteita ja vaikuttavat kannattavuuden kautta talouden alueelliseen kasvuun ja paikalliseen kehitykseen.

Kiitokset

Suomen Akatemian tutkimushanke 117817 tarjosi taloudelliset mahdollisuudet tämän artikkelin kirjoittamiseen, mistä kiitos. Kiitämme myös kolmea anonyymiä referenttiä rakentavista kommentista ja erinomaisista parannusehdotuksista.

KIRJALLISUUS

- Anselin, L. (1995). Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis* 27: 2, 93–115.
- Anselin, L. (1998). Exploratory spatial data analysis in a geocomputational environment. *Teoksessa* Longley, P., S. Brooks, R. McDonnell & B. Macmillan (toim.): *Geocomputation*, 77–94. Wiley, New York.
- Anselin, L. (2004). *Exploring spatial data with GeoDaTM*. 138 s. University of Illinois, Urbana-Champaign.
- Aro, T. (2006). Julkinen valta ja maassamuuttoa edistävät ja rajoittavat tekijät Suomessa 1880-luvulta 2000-luvulle. *Turun yliopisto, Koulutusosaston tutkimuskeskuksen raportti* 69. 324 s.
- Assunção, R. & E. Reis (1999). A new proposal to adjust Moran's I for population density. *Statistics in Medicine* 18: 16, 2147–2162.
- Bathelt, H., A. Malmberg & P. Maskell (2004). Clusters and knowledge: local buzz, global pipelines and the process of knowledge creation. *Progress in Human Geography* 28: 1, 31–56.
- Boschma, R. & J. Lambooy (1999). Evolutionary economics and economic geography. *Journal of Evolutionary Economics* 9: 4, 411–429.
- Cliff, A. & J. Ord (1973). *Spatial autocorrelation*. 178 s. Pion, London.
- Faraway, J. (2005). *Linear models with R*. 229 s. Chapman & Hall/CRC, Boca Raton.
- Fujita, M. & J.-F. Thisse (2009). New economic geography: an appraisal on the occasion of Paul Krugman's 2008 Nobel prize in economic science. *Regional Science and Urban Economics* 39: 2, 109–119.
- Geary, R. C. (1954). The contiguity ratio and statistical mapping. *The Incorporated Statistician* 5: 3, 115–145.
- Giddens, A. (1985). Time, space and regionalisation. *Teoksessa* Gregory, D. & J. Urry (toim.): *Social relations and spatial structures*, 265–295. Macmillan, Basingstoke.
- Griffith, D. (1987). *Spatial autocorrelation*. 86 s. Association of American Geographers, Washington D.C.
- Griffith, D. (2003). *Spatial autocorrelation and spatial filtering*. 247 s. Springer, Berlin.
- Haapanen, M. (2003). Studies on the determinants of migration and the spatial concentration of labour. *Jy-*

- väskylä *Studies in Business and Economics* 27. 127 s.
- Häkkinen, I. (2000). Muuttopäätös ja aluevalinta Suomen sisäisessä muuttoliikkeessä. *Valtion taloudellisen tutkimuskeskuksen tutkimuksia* 65. 72 s.
- Itäpuisto, T. (1999). Kotipesänä Pohjanmaa. *Siirtolaisuusinstituutin Pohjanmaan aluekeskuksen tutkimuksia* 2/1999. 223 s.
- Karjalainen, E. (1989). Migration and regional development in the rural communes of Kainuu, Finland in 1980–85. *Nordia* 23: 1, 1–89.
- Kauppinen, J. (2000). Muuttoliike Suomessa vuosina 1989–1994 koordinaattipohjaisten paikkatietojen perusteella. *Siirtolaisuusinstituutin tutkimuksia* A 22. 155 s.
- Kitson, M., R. Martin & P. Tyler (2004). Regional competitiveness: an elusive yet key concept? *Regional Studies* 38: 9, 991–999.
- Korkiasaari, J. & I. Söderling (1994). Muuttoliike. *Teoksessa* Koskinen, S., T. Martelin, I.-L. Notkola, V. Notkola & K. Pitkänen (toim.): *Suomen väestö*, 239–270. Karisto, Hämeenlinna.
- Krugman, P. (1991). Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy* 99: 3, 183–199.
- Kytö, H. (1998). *Muuttajan muuttuvat motiivit eräissä suomalaisissa kaupungeissa 1980- ja 1990-luvuilla*. 310 s. Suomen Kuntaliitto, Helsinki.
- Laakso, S. (1998). Alueiden välinen muutto Suomessa. Muuttajien sopeutuminen työ- ja asuntomarkkinoille vuosina 1993–96. *Helsingin kaupungin tietokeskus, Tutkimuksia* 1998: 4. 92 s.
- Lehtonen, O. & M. Tykkyläinen (2009a). Self-reinforcing spatial clusters of migration and socio-economic conditions in Finland in 1998–2006. (Käsikirjoitus 7.4.2009).
- Lehtonen, O. & M. Tykkyläinen (2009b). The emerging shortage of labour in forestry in a remote coniferous region: a brake on the massive use of biofuels. *Teoksessa* Andersson, K., E. Eklund, M. Lehtola & P. Salmi (toim.): *Beyond the rural-urban divide*, 25–55. Emerald, Bingley.
- Messner, S., L. Anselin, R. Baller, D. Hawkins, G. Deane & S. Tolnay (1999). The spatial patterning of county homicide rates: an application of exploratory spatial data analysis. *Journal of Quantitative Criminology* 15: 4, 423–450.
- Mikkonen, K. (1995). Kansainvälistyvän Suomen alueelliset menestystekijät. *Vaasan yliopiston julkaisuja, tutkimuksia* 190, *Maantiede* 33. 243 s.
- Mikkonen, K. (1999). Suupohjan seutukuntastrategia. *Vaasan yliopiston julkaisuja, selvityksiä ja raportteja* 51. 57 s.
- Moran, P. (1948). The interpretation of statistical maps. *Journal of the Royal Statistical Society Series B* 10: 2, 243–251.
- Myrskylä, P. (1978). Muuttoliike. *Tilastokeskus, Tutkimuksia* 48. 161 s.
- Myrskylä, P. (2006). Muuttoliike ja työmarkkinat. *Työpoliittinen tutkimus* 321. 148 s.
- Odland, J. (1988). *Spatial autocorrelation*. 87 s. Sage, Newbury Park.
- OECD:n maaseutupolitiikan maatutkinnat, Suomi* (2008). 283 s. OECD, Pariisi.
- Parkkinen, P. (1992). Alueellinen muuttoliike ja väestön ikääntyminen. *VATT-keskustelualoitteita* 40. 44 s.
- Partridge, M., R. Bollman, M. R. Olfert & A. Alasia (2007). Ridging the wave of urban growth in the countryside: spread, backwash, or stagnation? *Land Economics* 83: 2, 128–152.
- Pekkala, S. (2000). Regional convergence and migration in Finland 1960–95. *Jyväskylän Studies in Business and Economics* 4. 121 s.
- Pekkala, S. (2003). Migration flows in Finland: regional differences in migration determinants and migrant types. *International Regional Science Review* 26: 4, 466–482.
- Pissarides, C. & J. Wadsworth (1989). Unemployment and the inter-regional mobility of labour. *Economic Journal* 99: 397, 739–755.
- Ritsilä, J. (2001). Studies on the spatial concentration of human capital. *Jyväskylän Studies in Business and Economics* 7. 140 s.
- Robinson, G. (1998). *Methods and techniques in human geography*, 556 s. John Wiley & Sons, Chichester.
- STV 2007 = *Suomen tilastollinen vuosikirja 2007*. Tilastokeskus, Helsinki.
- STV 2008 = *Suomen tilastollinen vuosikirja 2008*. Tilastokeskus, Helsinki.
- Summa, H. (1982). Kaupunkien sisäinen muuttoliike muuttotyypeittäin. *Yhdyskuntasuunnittelun jatkokoulutuskeskus B* 40. 131 s.
- Tervamäki, Erkki (1987). Migration in Finland, a multi-level system of regions. *Fennia* 165: 1, 1–88.
- Tukey, J. (1977). *Exploratory data analysis*. 688 s. Addison-Wesley, Reading.
- Venables, A. (2006). Economic geography. *Teoksessa* Weingast, B. & D. Wittman (toim.): *The Oxford handbook of political economy*, 739–754, Oxford University Press, Oxford.
- Weisberg, S. (1985). *Applied linear regression*. 324 s. Wiley, New York.