



Turun yliopisto
University of Turku

SUOMEN MAAKUNTIEN TYÖTTÖMYYS, MUUTTOLIIKE JA OMISTUSASUMINEN

Taloustieteen
pro gradu -tutkielma

Laatija:
Lauri Vuori

Ohjaaja:
FT Petri Böckerman

24.5.2016
Turku



Turun kauppakorkeakoulu • Turku School of Economics

Turun yliopiston laatujärjestelmän mukaisesti tämän julkaisun alkuperäisyys on tarkastettu Turnitin OriginalityCheck -järjestelmällä.

Sisällys

1	JOHDANTO	7
1.1	Tutkimuskysymykset	8
1.2	Tutkielman rajaus	10
1.3	Tutkielman rakenne	11
2	TEOREETTINEN MALLI	12
2.1	Alueellisen kehityksen taloustieteellinen tarkastelukehikko	12
2.1.1	Alueellinen sopeutusmalli	13
2.1.2	Yleistetty momenttimenetelmä	14
2.1.3	Vektoriautoregressiiviset mallit	15
2.2	Toda-Yamamoto Granger-kausalisuusmenetelmä	18
2.3	Toda-Yamamoton yleinen malli	19
3	MAAKUNTIEN YLEISPIIRTEET	26
3.1	Alueellinen työttömyys	26
3.2	Maakuntien välinen lähtö- ja tulomuutto	29
3.3	Omistusasumisen osuus maakunnittain	33
4	KAUSAALISUUSTARKASTELU	40
4.1	Stationaarisuustarkastelu	40
4.2	VAR(p)-mallin täsmentäminen	42
4.3	Laajennetun VAR(p+m)-mallin Wald-testit	44
5	JOHTOPÄÄTÖKSET	47
6	YHTEENVETO	56
	LÄHTEET	58

Kuviot

Kuvio 1	Työttömyysaste maakunnissa sekä koko maan keskiarvo vuosina 1987–2013	27
Kuvio 2	Koko maan keskimääräinen työttömyysaste ja työttömyysasteen keskihajonta työvoimapiirien välillä vuosina 1987–2013	28
Kuvio 3	Pinottu aluekaavio maakuntien muuttoliikkeestä tulomaakunnan mukaan vuosina 1987–2013	30
Kuvio 4	Pinottu aluekaavio maakuntien muuttoliikkeestä lähtömaakunnan mukaan vuosina 1987–2013	31
Kuvio 5	Nettomuuttoliikkeen osuus maakuntien väestöstä vuosina 1987, 2000 ja 2013	32
Kuvio 6	Omistusasumisen osuus ja työttömyysasteet sekä näiden regressiosuorat Suomen maakunnissa vuosina 2005 ja 2013	35
Kuvio 7	Omistusasumisen ja työttömyysasteen kasvun välinen korrelaatio vuoden 1960 läänijaon mukaan vuosien 1985 ja 2013 välillä.....	37
Kuvio 8	Laatikko-jana-kuvio omistusasumisen keskimääräisistä osuuksista maakunnissa	38
Kuvio 9	Toda-Yamamoto Granger-kausalisuustestin tulokset havainnollistettuna kartalla.....	48

Taulukot

Taulukko 1	Tutkielman lähteet ja empiiristen sovellusten tulokset.....	17
Taulukko 2	Maakuntien omistusasumisen osuuksien keskiarvot 2005–2013 ja ryhmittely eri luokkiin.....	39
Taulukko 3	Työttömyysasteen sekä nettomuuttoliikkeen aikasarjojen stationaarisuustarkastelun p-testisuureet eri menetelmillä	41
Taulukko 4	VAR(p)-mallien viivepituuksien sekä stabiiliuksien määrittely.....	43
Taulukko 5	Toda-Yamamoto Granger-kausalisuustestien tulokset.....	45

Lyhenteet

EP = Etelä-Pohjanmaa

ES = Etelä-Savo

EK = Etelä-Karjala

KE = Keski-Suomi

KL = Kymenlaakso

KP = Keski-Pohjanmaa

KT = Kanta-Häme

KU = Kainuu

LA = Lappi

PH = Päijät-Häme

PK = Pohjois-Karjala

PM = Pirkanmaa

PO = Pohjanmaa

PP = Pohjois-Pohjanmaa

PS = Pohjois-Savo

SA = Satakunta

UU = Uusimaa

VA = Varsinais-Suomi

1 JOHDANTO

Alueelliset erot taloudellisessa kehityksessä Suomessa ovat kärjistyneet viime vuosikymmenten aikana, kun palveluyhteiskunnan murros on keskittänyt Suomen talouskasvua etelä- ja länsirannikon kasvukeskuksiin. Nopean elpymisen aikana 1990-luvun laman jälkeen vientivetoinen talouskasvu oli ollut ominaista juuri edellä mainituille nopeakasvuille alueille. Vaikka Suomen asukaskohtainen bruttokansantuote on kasvanut 1980-luvun puolivälistä nykypäivään yli 60 %, ei voida kehityksen sanoa olleen samankaltaista tai varsinkaan yhtä voimakasta joka puolella Suomea.

Sisäasiainministeriön aluekehittämisen strategiassa vuodelta 2003 visio vuodelle 2013 on ollut, että kaikki maakunnat ovat elinvoimaisia. Jokaisessa maakunnassa on vahvoja ja kilpailukykyisiä kaupunkiseutuja, joita ympäröi elinvoimainen maaseutu. Työmarkkinoiden osalta aluekehittämisen strategiassa on nostettu esille tasapainoinen aluekehitys. Tasapainoinen kehitys edellyttää, että kaikissa maakunnissa on kilpailukykyistä yritystoimintaa ja muuta elinkeinoelämää. Työmarkkinoiden toimivuuden varmistamisessa on kyse työvoiman kysynnän ja tarjonnan mahdollisimman hyvästä kohtaamisesta. Tasapainoisen kehityksen myötä työllisyys- ja työttömyysasteiden erot kaventuvat maakuntien välillä. (Sisäasiainministeriö 2003.)

Aiemmissä empiirisissä tutkimuksissa Suomen työmarkkinoilla on havaittu olevan säännönmukaisia alueellisia piirteitä. Työttömyyden alue-erojen on havaittu olevan suuria ja myös ajallisesti pysyviä, eikä alueellisten työttömyysasteiden ole havaittu lähenyvän toisiaan pitkällä aikavälillä. Alueelliset työttömyysasteet ovat kuitenkin kehittyneet samansuuntaisesti kansantaloudellisten suhdanteiden mukana, joskin kausi- ja suhdannevaihtelu on ollut voimakkaampaa Itä- ja Pohjois-Suomessa verrattuna Etelä-Suomeen. Alueellisen työn kysynnän on havaittu sopeutuvan lähinnä työttömyysasteen välityksellä. Lyhyellä aikavälillä muuttoliikkeellä on ollut kuitenkin vain vähäinen rooli työmarkkinoita sopeuttavana muuttujana. (Böckerman 2000, 20–21.)

Muuttoliike maaseudulta kasvukeskuksiin on kuitenkin lisääntynyt voimakkaasti muun muassa edellä mainitussa tutkimuksessa tarkasteltujen ajanjaksojen jälkeen. Tultaessa 1990-luvulta 2010-luvulle maakuntien välinen vuosittainen muuttoliike on lähes kaksinkertaistunut (kuviot 3 ja 4). Muuttotappiot ovat jakautuneet huomattavasti muuttovoittoja tasaisemmin ympäri maata ja muuttovoittojen on havaittu keskittyvän yhä pienemmälle maantieteelliselle alueelle. Epätasainen kehitys on johtanut työmarkkinoiden keskittymiseen, mikä puolestaan on lisännyt alueiden välistä muuttoliikettä entisestään ja aiheuttaa työmarkkinoiden polarisoitumista. (Kytö & Kral-Leszczynska 2013). Työmarkkinoiden polarisoitumisella tarkoitetaan tässä yhteydessä työpaikkojen eriytymistä matalapalkkatöihin ja huippuosaajien hyvin palkattuihin töihin.

Mutta mikä on aiheuttanut tämän muuttoliikkeen? Miten muuttoliikkeen vaikutukset ovat näkyneet maakuntien välissä suhteellisessa menestyksessä erilaisilla mittareilla ja mitkä maakunnat ovat olleet voittajia ja häviäjiä nykyisessä kehityksessä? Ovatko ihmiset siirtyneet kasvukeskuksiin työpaikkojen perässä vai jostain muusta syystä? Miten muuttovoittoisten alueiden asuntotarjonta on pystynyt sopeutumaan voimakkaaseen muuttoliikkeeseen? Taloustieteellisestä näkökulmasta mielenkiintoinen kysymys on, onko kasvanut muuttoliike ollut kysyntä- vai tarjontaperäistä. Tässä tutkimuksessa muuttoliikkeen kysyntä- ja tarjontaperäisyyttä tullaan tarkastelemaan käyttäen hyväksi aineistoja työttömyyden ja muuttoliikkeen aikasarjoista. Näillä muuttujilla tulisi teorian mukaan olla toisiaan tasoittava vaikutus (Böckerman 2000). Lisäksi tarkastellaan millainen vaikutus omistusasumisen suhteellisella osuudella kaikista asumistyypeistä on muuttoliikkeeseen ja työttömyyteen. Edellä mainitun teorian mukaan korkea omistusasumisen osuus jarruttaa muuttoliikettä. Korkea omistusasumisen osuus hidastaa näin muuttoliikkeen työttömyyttä tasaavaa vaikutusta. Omistusasumisen vaikutuksista työmarkkinoihin on urauurtavaa tutkimusta tehnyt Oswald (1996), jonka teorioihin ja tuloksiin tullaan myöhemmissä tarkasteluissa nojaamaan.

1.1 Tutkimuskysymykset

Tutkimukseni ensimmäisenä tavoitteena on selvittää, miten työn kysyntä- ja tarjontashokit vaikuttavat alueelliseen kehitykseen käyttäen mittareina muuttoliikettä ja työttömyyttä. Tutkimus seuraa Partridgen ja Rickmanin (2003) esittämää kysymyksenasettelua, jossa työn kysyntäshokit perustuvat pääasiassa työvoiman määrän muutoksiin ja tarjontashokit työpaikkojen määrän muutoksiin. Edellä mainittuja shokkeja voidaan tarkastella käyttäen muuttujina juuri alueellista muuttoliikettä sekä työttömyyttä. Ensimmäisestä tutkimuskysymyksestä voidaan myös johtaa vastaus tutkielman toiseen tavoitteeseen, sekä pitkäaikaiseen aluetaloustieteelliseen kysymykseen siitä, seuraavatko ihmiset työpaikkoja uusille alueille vai seuraavatko työpaikat vastaavasti ihmisiä. Kolmas tavoite on selvittää, voidaanko omistusasumisen osuuksien perusteella tehdä päätelmiä sen vaikutuksista muuttoliikkeeseen ja työttömyyteen tutkimuksessa käytetyllä aineistolla.

Tutkimuksen pääkomponentit muodostuvatkin juuri näistä kahdesta muuttujasta, muuttoliikkeestä ja työttömyydestä, jotka molemmat ovat tarkastelussa endogeenisiä. Partridgen ja Rickmanin (2003) mukaan alueet, joilla on ollut nopeaa talouskasvua, houkuttelevat myös uusia muuttavia asukkaita. Samalla alueet, jotka kohtaavat suuria muuttovirtoja, kasvattavat todennäköisesti myös työpaikkojen määrää kyseisellä alueella. Ilmeinen kausaalisuus tulee olemaan tarkan tarkastelun kohteena sovellettaessa empiiristä mallia myöhemmin tutkielmassa.

Tervo (2014) on tarkastellut edellä asetettua tutkimuskysymystä jo osittain Suomen seutukuntien aineistolla. Hän toi kuitenkin ilmi päätelmissään tarpeen aiheen jatkotarkastelulle kehittämällä tutkimusmenetelmiä. Tutkimuksessani tulen täydentämään aiemmin mainittujen artikkelien malleja muun muassa Vermeulenin ja van Ommerenin (2009) havainnoilla, jotka yhdistivät asuntojen tarjonnan vaikutuksia aiemmin esille tuotuihin keskeisiin muuttujiin. Edellä mainitut tutkijat käyttivät mallissaan instrumenttimuuttujana asuntotarjontaa, mutta he pyrkivät näin ennemminkin poissulkemaan kausaalisuusvaikutusta mallista. Edellisten tutkimusten lisäksi myös Böckerman ja Hämäläinen (2004) ovat huomanneet omassa tutkimuksessaan suomalaisella aineistolla, että asuntojen tarjonnan kasvulla on ollut positiivinen yhteys sisään suuntautuvan muuttoliikkeen kanssa tarkastelluilla alueilla.

Kuten Tervo (2014) tuoreessa artikkelissaan argumentoi, on alueellisen kasvuprosessin luonnetta tarkastelu Suomessa hyvin vähän, vaikka aluetaloustieteessä kysymys on ollut jo pidempään tarkastelun kohteena. Esimerkiksi Muth (1971) on jo vuosikymmeniä sitten tehnyt tutkimusta aiheesta Yhdysvaltojen aineistolla. Tervon (2014) mukaan varsinkaan alueen taloudellisen kasvun tarjonta- tai kysyntävetoisuutta ei ole ennen hänen työstämäänsä artikkelia tutkittu Suomessa. Jo asian vähäinen tutkimus verrattuna esimerkiksi edellä mainittuihin Yhdysvaltain aineistoilla tehtyihin empiirisiin sovellutuksiin herättää kiinnostuksen aiheeseen. Tervo (2014) sovelsi omassa työssään kahta perinteistä ekonometrista menetelmää, alueellista sopeutumismallia (Carlino & Mills 1987), sekä Grangerin kausaalisuustesteihin pohjautuvaa paneelitarkastelua (Hurlin & Venet 2001). Alueellisessa sopeutusmallissa usein käytetyt muuttujat ovat liittyneet väestöön ja työllisyyteen. Näiden kahden endogeenisen muuttujan vaikutukset toisiinsa ovat mallin perustarkastelun kohteena. Aiemmin käytettyjen menetelmien niukkuus sekä empiiristen sovellutusten rajoittuneisuus ajallisessa pituudessa ja muuttujien määrässä jättävät rutkasti mahdollisuuksia asian jatkotarkastelulle. Vastaavasta aiheesta aiempaa tutkimusta on tehnyt myös Laamanen (2014), joka käytti tarkasteluissaan yleistettyä momenttimenetelmää (Generalized Method of Moments). Laamanen keskittyi tarkastelussaan samoin vain lyhyeen aikaperiodiin vuosien 1988 ja 1996 välillä.

Tässä tutkimuksessa tullaan tarkastelemaan pidempiä ja tuoreempia aikasarjoja. Tästä syystä metodologia tulee perustumaan osittain Tervonkin (2014) tutkimuksessaan toisena menetelmänä käyttämään vektoriautoregressiiviseen (Vector Autoregressive, myöhemmin VAR) Granger-kausalisuusmalliin. Esimerkkinä Granger-kausalisuudesta voidaan ajatella kahden aikasarjumuuttujan X ja Y tapausta. Muuttujan X voidaan sanoa Granger-aiheuttavan Y:tä, jos muuttujaa Y pystytään paremmin ennustamaan käyttäen molempien aikasarjojen X ja Y historiaa, kuin käyttäen vain ainoastaan muuttujan Y omaa historiaa. Normaalissa autoregressiivisessä (AR) mallissa yksittäisen muuttujan tulevia arvoja pyritään ennustamaan käyttäen vain muuttujan aiempia historiallisia arvoja. (Granger 1969).

Toda ja Yamamoto (1995) ovat kehittäneet Granger-kausalisuusmenetelmää sopimaan paremmin erilaisille taloudellisille aikasarjoille. Heidän esittämänsä menetelmää ja sen ansioita tarkastellaan tarkemmin teoreettisesti seuraavassa pääluvussa. Menetelmää tullaan myös myöhemmin hyödyntämään empiiristä mallia sovellettaessa Suomen maakuntatason aineistolle pääluvussa neljä. Aiemmin mainittu perinteinen alueellinen sopeuttamismalli perustuu vain tarkasteltavan jakson alku- ja päätepisteiden väliseen muutokseen, joten se ei ole tarkastelemassani yhteydessä ja aikasarja-analyysimielessä mielenkiintoinen.

1.2 Tutkielman rajaus

Tutkimukseni on rajattu maantieteellisesti Manner-Suomeen. Käytännössä tämä rajaa tarkastelun ulkopuolelle Ahvenanmaan maakunnan, joka eroaa elinkeinonharjoittamisen ja kotiseutuoikeuden osalta muista Manner-Suomen maakunnista. Näistä lainsäädännöllisistä syistä sekä tarkastelun johdonmukaistamiseksi analyysit perustuvat muilta osin vuonna 2015 käytössä olleeseen maakuntajakoon, joka puolestaan perustuu vuoden 1994 alusta voimaan astuneen aluekehityslainsäädännön uudistukseen.

Maakuntatason aggregaattiaineistoja käyttäminen tarkastelussa ei ole ainoastaan käytännöllistä käytettävissä olevien tilastoaineistojen kannalta, mutta rajaus mahdollistaa alueiden luontevan ristiinvertailun. Tässä tutkimuksessa tarkasteltavia alueita ei ole kuin 18 kappaletta, verrattuna esimerkiksi Tervon (2014) käyttämään seutukuntatarkasteluun, jossa tarkasteltavia alueita oli 67. Näistä seutukunnista syvempää tarkastelua oli tehty vain kolmen merkittävimmän seutukunnan osalta, joten kysymyksiä jäi vielä auki muiden seutukuntien kehityksestä. Maakuntajaon osalta tarkastelua on tehnyt aiemmin myös Laamanen (2014), joka argumentoi valintaa sillä, että pidemmän etäisyyden muuttoliikkeet liittyvät useammin työperäiseen muuttamiseen kuin lyhyen etäisyyden muutot.

Ajallisesti tarkasteluun sisältyy aineistoa neljältä vuosikymmeneltä vuosien 1987 ja 2013 ajalla. Merkittävimpiä makrotaloudellisia tapahtumia tällä ajanjaksolla ovat olleet 1990-luvun alun lama sekä vuosien 2008–2009 välinen taantuma. Näiden merkittävien suhdannetapahtumien osalta tarkastelua tullaan tarvittaessa tarkentamaan tutkimuksen edetessä, jos maakuntien kehityksessä voidaan nähdä oleellisia eroavaisuuksia kyseisinä ajankohtina. Tarkastelujakson päätevuosi 2013 on myös Sisäasianministeriön (2003) aluekehittämisen strategian mietinnön päätevuosi. Näin tässä tutkimuksessa selvitettyjä tuloksia voidaan verrata alukehittämisstrategiatyöryhmän visioihin vuoteen 2013 ja siihen, miltä osin visiot ovat toteutuneet.

Koska tutkimuksen keskeisenä kohteena on työmarkkinoiden toiminta, rajataan myös muuttoliikkeen osalta tarkastelu työikäiseen väestöön, eli 15–64-vuotiaiden ikäkohorttiin. Määritelmällisesti tämä rajaus yhdenmukaistaa tarkastelua työttömien ja muuttavien työikäisten välillä.

1.3 Tutkielman rakenne

Tutkielmani koostuu sekä teoreettisesta, että empiirisestä osuudesta. Pääpaino tutkielmasta on empiirisen sovellutuksen tulosten tulkinnassa sekä vertailussa aiempaan kansainväliseen sekä kotimaiseen kirjallisuuteen.

Seuraavassa toisessa pääluvussa esitetään empiirisen sovelluksen taustalla oleva teoreettinen malli. Mallin taustalla olevaa historiallista kehitystä seurataan kirjallisuusviittauksilla, jotka kertovat tässä tutkimuksessa käytettävän mallin taustoja ja samalla tuovat ilmi aluetaloustieteellisen tutkimuksen lähihistorian kehitystä sekä menetelmäsuuntia. Metodologiaan liittyvät rajoitukset ja testausmenetelmät avataan tarvittavilta osin luvun lopussa.

Tutkielman kolmannessa pääluvussa kuvailen Suomen maakuntien kehityksen ulkoisia piirteitä yksinkertaisten kuvaajatulkintojen avulla ja esittelen tarkemmin käytettyjä tilastoaineistoja. Tilastotietojen osalta keskitytään erityisesti käytettyjen päämuuttujien, muuttoliikkeen, työttömyyden sekä omistusasumisen kuvailuun ja muuttujien valinnan taustoitukseen.

Neljännessä pääluvussa on vuorossa empiirinen sovellus. Empiirisen mallin tuloksia esitellään tarvittavilta osin ja jatkotarkasteluja tehdään kiinnostusta herättäneiden alueellisten rajausten avulla. Viidennen pääluvun johtopäätöksissä suoritetaan empiirisen mallin sekä aineistokatsauksen tulosten tulkinta ja tehdään tulosten vertailua aiempiin kansainvälisiin ja kotimaisiin tutkimuksiin. Johtopäätösten yhteydessä esitän kohteita aiheen jatkotarkastelulle ja tutkimusmetodologian kehittämiseksi. Viimeisessä Yhteenvetoluvussa luodaan katsaus tärkeimpiin keskustelunaiheisiin aiemmista tutkielman osista ja esitetään empiirisen sovelluksen merkittävimmät tulokset.

2 TEOREETTINEN MALLI

Alueellinen kehitys on kuulunut tarkempaan taloustieteelliseen tarkasteluun lähes viidenkymmenen vuoden ajan. Uraa uurtavaa tutkimustyötä tällä taloustieteen alueella on tehnyt muun muassa Muth (1971). Alueellisen kehityksen tarkastelu on monipuolistunut nykypäivään tultaessa niin menetelmien osalta kuin myös maantieteellisen tarkastelun osalta. Aiemmin tarkastelut alueellisesta kehityksestä ovat keskittyneet pääasiassa Yhdysvalloissa tehtyihin tutkimuksiin, mutta viimeisen parin vuosikymmenen aikana myös eurooppalainen maantieteellinen tarkastelu on saanut jalansijaa taloustieteellisessä keskustelussa.

Menetelmien osalta monissa tapauksissa kehitys on mahdollistunut ekonometristen menetelmien kehittyessä sekä niitä tuottavien sovellusten tehostuessa osana tietoteknistä kehitystä. Alkuaikojen 1970-luvun harvojen muuttujien regressiomalleista on siirrytty hiljalleen nykyaikaisiin vektori-autoregressiivisiin malleihin, jotka sisältävät jo usein kymmeniä muuttujia. Tässä pääluvussa tullaan tutustumaan aluetaloustieteellisen tarkastelun menetelmien kehitykseen sekä tarkasteluiden keskeisiin tuloksiin viime vuosikymmeniltä eri puolilla maailmaa.

2.1 Alueellisen kehityksen taloustieteellinen tarkastelukehikko

Edellä tuotiin esille jo Muthin (1971) tekemä tutkimus, joka oli ensimmäisiä merkittäviä artikkeleita alueellisen kehityksen taloustieteen saralla. Tutkimus tarkasteli Yhdysvaltojen kaupunkitaso aineistoja, joista muuttujina oli käytetty perinteisiä nettomuuttoliikkeen, työttömyyden ja kotitalouksien tulojen lukuja. Muthin (1971) käyttämän yksinkertaisen regressiomallin tarkastelu keskittyi vuosille 1950–1960. Yksinkertaisesta mallista huolimatta Muthin (1971) tulokset olivat aikanaan mielenkiintoisia niiden tuottaessa tilastollisesti merkitseviä viitteitä työttömyyden kasvun muuttoliikettä lisäävästä vaikutuksesta.

Seuraavissa alaluvuissa tullaan esittelemään tarkemmin tuoreempia metodologisia suuntauksia alueellisen kehityksen tarkastelukehikoista sekä niitä soveltavien tutkimuksien keskeisiä tuloksia. Tuloksia tarkastellaan eri puolilta maailmaa, pääasiassa yhdysvaltalaisien ja eurooppalaisten tutkimusten osalta. Kirjallisuuskatsauksessa tullaan keskittymään tarkemmin suomalaisiin tutkimuksiin, joita on aivan viime vuosina julkaistu kiitettävästi.

Alaluvun 2.1 loppuksi seuraavaksi läpikäytävät tutkimukset on koostettu vielä taulukkoon 1. Tutkimukset on esitetty järjestyksessä tämän tutkielman kannalta tärkeim-

mistä tutkimuksista alkaen. Taulukossa 1 on esitetty lyhyesti tutkimusten keskeiset muuttajat, tutkittu maantieteellinen alue sekä tarkasteltu aikaperiodi, käytetyt menetelmät sekä tutkimusten keskeiset havainnot ja johtopäätökset.

2.1.1 Alueellinen sopeutusmalli

Muthin (1971) jälkeen seuraavia merkittäviä uudistuksia alueellisen kehityksen tarkastelun metodologian saralla seurasi vasta 1980-luvun lopulla, jolloin uudet ekonometriset sovellutukset tekivät nousuaan. Carlino ja Mills (1987) sovelsivat omassa työssään kaksivaiheista pienimmän neliösumman menetelmää (Two-Stage Least Squares, myöhemmin TSLS), joka tässä tarkastelukehikossa muodostaa pohjan alueelliselle sopeutusmallille. Mallissa käytetyt endogeeniset muuttajat ovat liittyneet usein väestöön ja työllisyyteen. Näiden muuttujien vaikutukset toisiinsa ovat keskeisiä tarkastelun kohteita alueellisessa sopeutusmallissa. Hieman myöhemmin Carlinon ja Millsin jälkeen Blanchard ja Quah (1989) esittivät VAR-mallin sovellutuksen alueellisen kehityksen tarkasteluun. Blanchardin ja Quahin (1989) käyttämän VAR-mallin soveltamiseen palataan myöhemmin. Carlino ja Mills (1987) keskittyivät siis omassa tarkastelussaan väestönkasvun ja työttömyyden alueellisen keskittyneisyyden tarkasteluun alueellisella sopeutusmallilla. Yhdysvaltain piirikuntatason tarkastelussa vuosien 1970–1980 välillä oli mukana myös useita eksogeenisiä muuttajia. Carlinon ja Millsin (1987) havainnot alueellisella sopeutusmallilla vahvistivat yhteyden väestönkasvun ja työttömyyden kasvun välillä tarkastelluilla maantieteellisillä rajauksilla ja havainnoidulla aikavälillä.

Myöhemmin tarkastelua alueellisella sopeutusmallilla on tehty tarkemmin rajatuilla alueilla Yhdysvalloissa. Carruthers ja Vias (2005) tarkastelivat Yhdysvaltojen läntisten Kalliovuorten alueen piirikuntien alueellista kehitystä vuosina 1982–1997. Väestön ja työttömyyden lisäksi tutkijoiden tarkastelun kohteena oli myös indeksoitu asuin ympäristön viihtyvyys. Kyseinen alue Yhdysvalloissa oli kyseisenä ajanjaksona kasvattanut väestömääränsä lähes kaksinkertaiseksi ja työvoiman osuuden lähes kolminkertaiseksi (Carruthers & Vias 2005, 22–23). Heidän havaintonsa olivat, että kyseisellä alueella työpaikat olivat seuranneet ihmisiä. Sen lisäksi väestönkasvulla ja työttömyydellä oli havaittu olevan positiivinen yhteys. Muista tutkimuksista poikkeavana yksityiskohtana käytetyllä asuin ympäristön miellyttävyyden indeksillä oli lisäksi ollut merkittävä vaikutus muuttoliikkeeseen.

Euroopan sisällä alueellista sopeutusmallia on käytetty myös yksittäisissä tutkimuksissa. Alueellisen sopeutusmallin menetelmää ovat käyttäneet muun muassa Vermeulen ja van Ommeren (2009). Heidän Alankomaiden aineistolla tekemänsä tutkimus pitkällä aikasarjalla vuosien 1973–2002 välillä käytti Carlinon ja Millsin (1987) sovelta-

man alueellisen sopeutusmenetelmän taustalla yksinkertaisempaa pienimmän neliösumman (myöhemmin PNS) menetelmää (Ordinary Least Squares, OLS). Vermeulenin ja van Ommerenin (2009) Alankomaiden seutukuntatasolla tekemässä tarkastelussa endogeenisina muuttujina olivat asuntotarjonta, nettomuuttoliike sekä työttömyys. Alueellisella sopeutusmallilla havaitut tulokset Alankomaista olivat, että asuntotarjonnalla on suuri merkitys alueelliseen kehitykseen. Asuntotarjonnalla ei kuitenkaan havaittu olevan merkittävää vaikutusta työttömyyteen. Nettomuuttoliike sen sijaan oli reagoinut Alankomaiden seutukuntien välillä voimakkaasti asuntotarjonnan muutoksiin.

Alueellinen sopeutusmalli on nykypäivänikin yksi suosituimmista alueellisen kehityksen taloustieteellisistä tarkastelukehikoista. Mallia on suomalaisella aineistolla hyödyntänyt myös muun muassa Tervo (2014). Tervon Suomen seutukunta-aineistolla tekemä tarkastelu ajoittui vuosille 1990–2010 ja se huomioi muuttujina väestön, työttömyyden sekä väestön koulutusasteen. Kyseinen tutkija käytti artikkelissaan tarkastelussa myös toisena menetelmänä VAR-mallia, jota tullaan käsittelemään myöhemmin tarkemmin. Tervon tutkimuksessaan saamat tulokset olivat hänen käyttämällään aineistolla kuitenkin yhtenäiset käyttäen sekä alueellista sopeutusmallia, että VAR-mallia. Keskeiset johtopäätökset olivat, että yleisesti ihmiset ovat seuranneet työpaikkoja, mutta korkeakoulutettujen kohdalla työpaikat ovat myös seuranneet korkeakoulutettuja henkilöitä. Kaiken kaikkiaan Tervo (2014) havaitsi, että nopeasti kasvavissa seutukunnissa kasvu on ollut tarjontavetoista.

2.1.2 Yleistetty momenttimenetelmä

Tämän vuosituhannen alussa tehdyissä suomalaisissa tarkasteluissa yksi suosittu tarkastelukehikko on ollut lisäksi yleistetty momenttimenetelmä (Generalized Method of Moments, myöhemmin GMM). Böckerman ja Hämäläinen (2004) tarkastelivat GMM-menetelmällä Suomen seutukuntien brutto- ja nettomuuttoliikettä, tulotasoa, työttömyyttä sekä asuntomarkkinoita vuosien 1988–1997 välillä. Heidän havaitsemansa tulokset seutukunnista olivat, että työttömyyden kasvu lisäsi lähtömuuttoa seutukunnista. Seutukuntiin tulomuuttoon vaikuttivat sen sijaan positiivisesti alueen keskiarvoa korkeampi tulotaso ja negatiivisesti alueen keskiarvoa korkeampi asuntojen hintataso. (Böckerman & Hämäläinen 2004.)

Laamanen (2014) teki lähes edellistä Böckermanin ja Hämäläisen (2004) artikkeleita vastaavan tarkastelun käyttäen GMM-menetelmää Suomen maakuntatason aineistoon vuosille 1988 ja 1996 välisellä aikasarjalla. Laamasen (2014) muuttujina GMM-mallissa olivat bruttomuuttoliike, työttömyys sekä toimialat. Laamasen tutkimuksessaan saamat tulokset olivat kuitenkin Böckermanin ja Hämäläisen (2004) havaintoja vaihtelevammat.

Yleinen johtopäätös oli, että korkea työttömyysaste oli johtanut huomattavaan lähtömuuttoon maakunnasta. Sen sijaan maakuntien tulomuuttoon ei havaittu erottuvan yksittäistä merkittävää selittävää muuttujaa, vaan tulomuuttoon oli havaittu vaikuttavan useita tekijöitä.

Edellä olevasta voidaan huomata, että GMM-mallit ovat siis olleet keskeisiä viime vuosien kotimaisissa alueellisen kehityksen tarkastelumalleissa. Alle kymmenen vuoden pituisten paneelaineistojen tarkasteluun käytettyjen GMM-mallien sijaan huomiota annetaan seuraavaksi vektoriautoregressiivisille (VAR) malleille. VAR-mallit ovat kansainvälisessä tutkimuksessa olleet erityisen suosittuja tarkasteltaessa pidempiä aikasarja-aineistoja.

2.1.3 Vektoriautoregressiiviset mallit

Aiemmin mainittu Blanchardin ja Quahin (1989) soveltama VAR-malli on toinen nykyisin suosituimmista sovellutuksista tarkasteltaessa alueellista kehitystä. Kuten edellä mainittiin, olivat näiden sekä alueellisen sopeutusmallin että VAR-mallin tulokset olleet yhtenevät Tervon (2014) tarkastelussa Suomen seutukunta-aineistolla. VAR-mallin erilaiset sovellukset pitkissä, yli kahden vuosikymmenen pituisissa aikasarjatarkasteluissa ovat olleet erityisen suosittua Yhdysvalloissa, joissa soveltuvia pitkiä aikasarjoja tarkasteluja varten on ollut hyvin saatavilla. VAR-mallien kehitykseen ja tuloksiin tullaan seuraavaksi keskittämään enemmän huomiota.

Blanchard ja Quah (1989) käyttivät VAR-mallia alun perin hyväkseen tarkastellessaan koko Yhdysvaltojen bruttokansantuote- ja työttömyyslukuja vuosien 1950 ja 1987 välisellä ajanjaksolla. Heidän käyttämänsä tarkastelukehys on kuitenkin otettu monissa uusissa tutkimuksissa käyttöön juurikin tarkasteltaessa alueellisen kehityksen piirteitä taloustieteellisestä näkökulmasta. Blanchardin ja Quahin (1989) havainnot koko Yhdysvaltojen osalta olivat, että kysyntäshokeilla on lyhytaikaisia vaikutuksia tuotantoon ja työttömyyteen. Sen sijaan tarjontashokit aiheuttavat pitkäaikaisia muutoksia tuotantoon ja työttömyyteen.

Alueelliseen tarkastelun suorittamiseen VAR-mallin avulla merkittävän panoksen ovat antaneet Partridge ja Rickman (2001). He käyttivät rakenteellista VAR-mallia tarkastellessaan palkkatasoa, työttömyyttä ja nettomuuttoliikettä Yhdysvalloissa osavaltio- tasolla vuosien 1970–1998 välillä. Artikkelissa keskeinen tutkimuskysymys oli selvittää, muuttavatko ihmiset luotujen työpaikkojen perässä uusille alueille vai seuraavatko työpaikat vasta alueelle saapuneita muuttajia. Partridgen ja Rickmanin (2001) tuloksena osavaltioaineistolla oli, että työn kysyntäshokit olivat olleet merkittävämmässä roolissa muuttoliikkeeseen kuin työn tarjontashokit. Tämän vuoksi ihmiset olisivat alttiimpia muuttamaan töiden perässä, kuin päinvastoin. Empiirisessä tutkimuksessa oli kuitenkin

havaittu merkittävää vaihtelua tarkasteluajankohtien ja -paikkojen välillä siinä, miten kysyntä- ja tarjontashokit vaikuttivat suhteellisesti muuttoliikkeeseen.

Uudemmallalla aineistolla tarkasteluja Yhdysvalloista Kalifornian osavaltion piirikunnissa on tehnyt Avalos (2010). Hänen VAR-mallissaan muuttujina olivat työttömyyden ja muuttoliikkeen lisäksi myös työvoiman osallistuvuus sekä palkkataso havaintovuosilta 1985–2006. Myös Avalosin empiirisen työn tulokset olivat linjassa Partridgen ja Rickmanin (2001) havaintojen kanssa. Työn tarjontashokit vaikuttivat merkittävästi muuttoliikkeeseen tulomuuttavien henkilöiden täyttäessä vapaat työpaikat. Sen sijaan Avalos (2010) ei havainnut muuttoliikkeen reagoivan työttömyyden tasoon saati sitten yleiseen palkkatasoon.

Kuten edellä on esitetty, ovat VAR-malleissa käytetyt havaintoaineistot olleet järjestään pitkiä, yli kahden vuosikymmenen pituisia paneelianeistoja. Muiden alueellisen kehityksen tarkasteltuun käytettyjen menetelmien kohdalla ovat esimerkiksi GMM-tarkasteluiden aikasarjat olleet alle kymmenen vuoden pituisia. Samoin alueellisen sopeutusmallin tarkasteluissa havaintoaineistot ovat sisältäneen noin kymmenen vuoden välisten poikkileikkausaineistojen tarkastelua. Alueellinen sopeutusmalli on siis keskittynyt aikasarjan alku- ja päätepisteiden välisten erojen tarkasteluun, kuten aiemmin on tuotu ilmi. Johdannon tutkimuksen rajaus -osiossa toin lisäksi esille, että tässä tutkimuksessa tulen käyttämään pidempiä paneeliasarjoja, joten VAR-mallin käyttö on ilmeinen valinta lähdetessä suunnittelemaan tutkielmaan sopivaa teoreettista tutkimusasetelmaa empiiristä sovellusta varten.

Kuten aiemmin luvussa todettiin, on edellä tarkasteltujen tutkimusten tärkeimmät tutkimusasetelmat ja niiden havainnot ja johtopäätökset koostettu vielä seuraavaan taulukkoon 1. Seuraavassa alaluvussa tulen esittelemään tarkemmin tutkimukseen valitsemani vektoriautoregressiivisen Toda-Yamamoto Granger-kausalisuusmenetelmän. Menetelmä perustuu Grangerin ei-kausalisuus käsitteeseen ja aikastationaarisen VAR-mallin soveltamiseen paneelianeistossa. Aikasarjan sanotaan olevan stationaarinen prosessi, jos sen keskiarvo ja varianssi ovat muuttumattomat. Prosessin ominaisuuksiin kuuluu myös, että aikasarjan kovarianssi on muuttumaton riippumatta tarkasteltavasta havaintokohdasta valitun viiverakenteen välillä. Näiden ominaisuuksien perusteella stationaarista aikasarjaa voidaan pitää ennustettavana. (Box & Pierce 1970). Keskeistä ennustettavuuden kannalta on siis käyttää hyödyksi tarkastellun jakson jokaisen vuoden sisältämää tietoa ja välttää oletus, että kaikki tarkastellut alueet käyttäytyisivät samankaltaisesti havaintohetkellä.

Taulukko 1 Tutkielman päälähteet ja empiiristen sovellusten tulokset

Tutkija(t):	Vuosi:	Alue:	Periodi:	Menetelmät:	Muuttujat:	Tulokset:
Tervo H.	2014	Suomi, seutukunnat	1990-2010	Alueellinen sopeutusmalli & VAR	Väestö, työllisyys, koulutusaste	Ihmiset seuraavat työpaikkoja, työpaikat korkeakoulutettuja, nopeakasvuilla alueilla kasvu on tarjontavetoista.
Laamanen J-P.	2014	Suomi, maakunnat	1988-1996	GMM	Bruttomuuttoliike, työttömyys, toimialat	Vaihtelevat tulokset, korkea työttömyys johtaa pois muuttoon alueelta, tulomuuttoon monia vaikuttavia tekijöitä.
Böckerman P. & Hämäläinen K.	2004	Suomi, seutukunnat	1988-1997	GMM	Brutto- ja nettomuuttoliike, tulo-taso, työttömyys, asuntomarkkinat	Työttömyys lisää lähtömuuttoliikettä, tulomuuttoon vaikuttaa lähinnä alueen tulo-taso, asuntojen korkeat hinnat vähentävät tulomuuttoa.
Vermeulen W. & van Ommeren J.	2009	Alankomaat, seutukunnat	1973-2002	OLS	Asuntotarjonta, nettomuuttoliike, työttömyys	Asuntotarjonnalla suuri merkitys alueelliseen kehitykseen, ei juurikaan yhteydessä työttömyyteen. Nettomuuttoliike reagoi herkästi asuntokannan muutoksiin.
Partridge M. & Rickman D.	2001	USA, osavaltiot	1970-1998	SVAR	Palkkataso, työttömyys, nettomuuttoliike	Työnkysyntäshokit dominoivat muuttoliikkeessä tarjontashokkeja.
Avalos A.	2009	USA, Kalifornia, piirikunnat	1985-2006	VAR	Työttömyys, työvoiman osallistuvuus, muuttoliike, palkkataso	Tulomuuttavat täyttävät vapaat työpaikat, muuttoliike ei reagoi työttömyyden tasoon, mutta reagoi yleiseen palkkatasoon.
Blanchard O. & Quah D.	1989	USA	1950-1987	VAR	BKT, työttömyys	Kysyntäshokeilla on lyhytaikaisia vaikutuksia tuotantoon ja työttömyyteen, tarjontashokit aiheuttavat pitkäaikaisia muutoksia.
Carruthers J. & Vias A.	2005	USA, läntiset Kalliovuoret, piirikunnat	1982-1997	Alueellinen sopeutusmalli	Väestö, työttömyys, asuinympäristö	Työt seuraavat ihmisiä, väestönkasvulla ja työttömyydellä positiivinen yhteys, asuinympäristö vaikuttaa paljon muuttoliikkeeseen.
Carlino G. & Mills E.	1987	USA, piirikunnat	1970-1980	TOLS	Väestö, työttömyys ja näiden tiheydet	Väestön kasvulla ja työttömyydellä on yhteys, useita selittäviä muuttujia.
Muth R.	1971	USA, kaupungit	1950-1960	Regressiomalli	Nettomuuttoliike, työttömyys, kotitalouksien tulot	Työttömyyden kasvu lisää muuttoliikettä.

2.2 Toda-Yamamoto Granger-kausalisuusmenetelmä

Todan ja Yamamoton (1995) esittämän Granger-kausalisuusmenetelmän tärkeimpiä ansioita on se, että Granger-kausalisuuden määrittämiseksi VAR-malleja voidaan muodostaa muuttujien tasoilla ja yleisiä rajoitteita voidaan testata luotettavasti vaikka aikasarjat olisivat integroituneita tai yhteisintegroituneita. Todan ja Yamamoton (1995) menetelmässä olennaista on juuri mallin sovittaminen käyttäen muuttujien arvoja tasoilla. Myöhemmin nähdään, että muunnosten tekeminen aikasarjoihin sovitetta muodostettaessa ei enää tuottaisi asympotoottisesti luotettavia Waldin testituloksia käyttäessä khiin neliöjakaumaa. VAR-mallin viivepituus voidaan valita tavalliseen tapaan käyttäen tunnettuja testejä ja kriteerejä, kuten Akaiken informaatiokriteeriä (AIC) (Akaike 1974). Asympotoottiseen teoriaan nojaten Todan ja Yamamoton menetelmällä saadaan luotettavia tuloksia integroituneista tai yhteisintegroituneista aikasarjoista, kunhan aikasarjaprosessin integroituvuuden aste ei ole suurempi kuin mallin todellinen viivepituus.

Todan ja Yamamoton menetelmässä käytetään ennalta määritettyä viivepituutta k ja varsinainen laajennettu VAR-malli estimoidaan käyttäen mallin asteena $(k + d_{max})$ viivepituutta. Tässä d_{max} :lla tarkoitetaan suurinta integroituvuuden astetta, mitä aikasarjaprosessista voidaan oletettavaa tarkastelussa löytyvän. Mallissa käytettyjä ylimääräisiä d_{max} -kerroinmatriiseja ei Todan ja Yamamoton mallissa kuitenkaan testata, koska niiden voidaan olettaa olevan nollia viivepituuden manipuloinnin vuoksi. Todellisen mallin mukaisten ensimmäisten k -kerroinmatriisien, eli viiveiden, osalta mallin testaus voidaan suorittaa tavalliseen tapaan, koska voidaan luottaa Waldin testin noudattavan asympotoottista teoriaa ja khiin neliöjakaumaa. Sen sijaan testiasetelmalla ei pystytä tuottamaan luotettavia tuloksia F-testisuureelle, vaikka luotettaisiin asympotoottiseen teoriaan. Viivepituuden manipulointi johtaa siihen, että F-testi ei noudata silloin Waldin testin tapaan khiin neliöjakaumaa. Waldin testin osalta Todan ja Yamamoton (1995) todistus esitetään seuraavassa alaluvussa.

Vaihtoehtoisesti voidaan ajatella, että tarkasteltaisiin perinteistä Granger-kausalisuutta (Granger 1969) VAR-kehikossa, missä nollahypoteesi on muodostettu ilman rajoitteita muuttujien viipeille. Sims, Stock ja Watson (1990) ovat osoittaneet, että tavallinen Waldin testi Granger ei-kausalisuudelle noudattaa ei-standardia asympotoottista jakaumaa, kun testi suoritetaan muuttujien tasoilla. Sen sijaan estimaatio riippuu häiriöparametreista, jos prosessi on integroituva astetta 1 (myöhemmin I(1)). Tästä syystä tarkasteltavien pienen otoskoon aikasarjojen testaaminen yhteisintegroituvuuden osalta on hyvin herkkää häiriötermien osalta. Tästä syystä tuloksia voidaan pitää vain harvoin luotettavina näillä pienillä otoksilla, jotka ovat tyypillisiä taloudellisille aikasarjoille ja esitetty vastaväite voidaan kumota. (Toda 1995).

Todan ja Yamamoton malli on seuraavassa alaluvussa avattu edellä mainittujen ominaisuuksien osalta muodollisesti. Formaalisissa todistuksissa osoitetaan, että yleisen

mallin mukaisesti suoritettavat Waldin testit tuottavat numeerisesti samat lopputulokset riippumatta siitä, käytetäänkö joko tavallista Waldin testiä tai asymptoottisen teorian mukaista menetelmää, joka sallii aikasarjaprosessin olevan integroitunutta tai yhteisintegroitunutta.

Koska integroituvuudella tai yhteisintegroituvuudella ei ole asymptoottisen teorian mukaan merkitystä, ei käytettyjä aikasarja-aineistoja ole tarpeen testata näiden ominaisuuksien osalta. Näiden ominaisuuksien tarkastelu jätetään edellä mainitun oletuksen vuoksi tekemättä myöhemmässä pääluvussa neljä sovellettavassa empiirisessä mallissa. Kuitenkin lisäksi on tarpeen huomioida, että jos tarkasteltavissa aikasarjoissa ei ole viitteitä integroituvuudesta, voidaan Todan ja Yamamoton menetelmän sijaan käyttää suoraan perinteistä Granger-kausalisuusmenetelmää.

2.3 Toda-Yamamoton yleinen malli

Toda-Yamamoto-mallin tarkastelu aloitetaan Todan ja Yamamoton (1995) mukaisesti yleisessä muodossa seuraavalla n -vektori aikasarjalla $\{y_t\}_{t=-k+1}^{\infty}$, joka on muodostettu seuraavasta mallista:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 t + \dots + \beta_q t^q + \eta_t, \quad (1)$$

missä η_t on integroituva astetta d (I(d)). Malli voi olla tässä tapauksessa myös yhtä hyvin yhteisintegroitunut astetta d, b (CI(d,b)). Seuraavana Todan ja Yamamoton (1995) esittämä oletus on, että η_t on k :n asteen vektoriautoregressiivinen prosessi,

$$\eta_t = J_1 \eta_{t-1} + \dots + J_k \eta_{t-k} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

missä oletetaan, että aste k on tunnettu ja

Oletus 1: $\{\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{nt})'\}$ on itsenäisesti ja identtisesti jakautunut (independent & identically distributed, iid) sarja satunnaisia n -ulotteisia vektoreita, joiden keskiarvo on nolla ja kovarianssimatriisi $\Sigma_{\varepsilon} > 0$ siten, että $E|\varepsilon_{it}|^{2+\delta} < \infty$ jollain $\delta > 0$ (Toda & Yamamoto 1995, 228).

Yhtälön (2) perusteella voidaan johtaa, että $t = -k + 1, \dots, 0$ ja sallitaan ensimmäisten arvojen $\{\eta_{-k+1}, \dots, \eta_0\}$ olla mikä tahansa satunnaisvektori, joka sisältää vakiotermit. Siirtämällä yhtälön $\eta_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 t - \dots - \beta_q t^q$ yhtälöön (2) saadaan,

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + \dots + \gamma_q t^q + J_1 y_{t-1} + \dots + J_k y_{t-k} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

missä γ_i ($i = 0, \dots, q$) ovat funktioita β_i :stä ja J_h :sta ($i = 0, \dots, q; h = 1, \dots, k$). Tässä kohtaa on hyvä ottaa huomioon, että jos $d > 0$, niin silloin polynomisen trendin aste yhtälössä (3) voi olla pienempi kuin polynomien aste q yhtälössä (1). Toisin sanoen $y_{s+1} = \dots = y_q = 0$ jollain $s < q$, riippuen β_i :n ja J_h :n rakenteesta. Esimerkiksi kun oletetaan yhtälöissä (1) ja (2) olevat $q = 1$ ja $d = 1$, niin silloin yhtälö (3) voidaan kirjoittaa muotoon:

$$y_t = \gamma_0 + \gamma_1 t + J_1 \gamma_{t-1} + \dots + J_k \gamma_{t-k} + \varepsilon_t, \quad (4)$$

missä $\gamma_0 = J(1)\beta_0 - J'(1)\beta_1$ ja $\gamma_1 = J(1)\beta_1$, jonka myötä yhtäläisesti $J(z) = I_n - J_1 z - \dots - J_k z^k$. Tämän perusteella voidaan jo nähdä, että jos $J(1)\beta_1 = 0$, niin on oltava $\gamma_1 = 0$. Tämä pitää aina paikkansa, jos prosessi ei ole yhteisintegroitunut. Tämä tulos johtuu siitä, että $J(1) = 0$, koska silloin $J(1)$ voi yhtä hyvin olla nolla myös silloin kun prosessi ei ole yhtenäisintegroitunut. Tämä on mahdollista, koska $J(1)$ on madaltunutta astetta $r < n$.

Toda ja Yamamoto (1995) olettivat seuraavaksi, että tarkoitus ei ole suinkaan testata onko yhtälössä (1) esitetyn mallin y_t :n prosessi integroitunut, yhteisintegroitunut tai stationaarinen. Sen sijaan testataan tavalliseen tapaan nollahypoteesia, joka muodostaa rajoitteen:

$$H_0: f(\phi) = 0 \quad (5)$$

parametrille $\phi = \text{vec}(\Phi)$ kaavassa (3), missä $\text{vec}(\Phi)$:lla tarkoitetaan matriisin Φ rivien kasaamista sarakevektoriksi. Edellä olevan lisäksi määritetään, että $\Phi = J_1, \dots, J_k$ ja $f(\bullet)$ on puolestaan m -vektori, joka täyttää seuraavat standardiehdot:

Oletus 2: $f(\bullet)$ on jatkuva ja kahdesti differoituva funktio astetta $F(\bullet) = m$, joka saa todelliset arvonsa parametrin ϕ ympäristössä, missä $F(\theta) = \partial f(\theta) / \partial \theta'$.

Jotta hypoteesia (5) voidaan testata, tarkastellaan seuraavan tasoissa olevan VAR-mallin estimointia,

$$y_t = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 t + \dots + \hat{\gamma}_q t^q + \hat{J}_1 \gamma_{t-1} + \dots + \hat{J}_k \gamma_{t-k} + \dots + \hat{J}_p \gamma_{t-p} + \hat{\varepsilon}_t, \quad (6)$$

käyttäen pienimmän neliösumman (PNS) menetelmää, missä $t = 1, \dots, T$, ja $p \geq k + d$. Määrittäminen tehdään siten, että todelliseen viivepituuteen k lisätään vähintään d -määrä ylimääräisiä viipeitä, kuten aiemmin todettiin. Lisäksi aiemmin huomioitiin, että tarkastelussa tulee ottaa huomioon, että muuttujien J_{k+1}, \dots, J_p todelliset arvot oletetaan nolliksi

ja siten ne eivät sisälly parametrien rajoitteeseen (5). Yhtälössä (6) ja myös jatkossa aksenttimerkillä $\hat{}$ tarkoitetaan PNS-menetelmällä estimoitua arvoa.

Vaihtoehtoinen estimointi voidaan tehdä, jos tunnetaan $y_{s+1} = \dots = y_q = 0$ jollain $s < q$ yhtälössä (3),

$$y_t = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 t + \dots + \hat{\gamma}_s t^s + \hat{J}_1 \gamma_{t-1} + \dots + \hat{J}_k \gamma_{t-k} + \dots + \hat{J}_p \gamma_{t-p} + \hat{\varepsilon}_t.$$

Edellä olevan yhtälön asymptoottinen lähestymistapa on jokseenkin erilainen kuin alkuperäisessä yhtälössä (6), mutta Todan ja Yamamoton (1995) saamat tulokset, joita tarkastellaan seuraavaksi, eivät muutu. Jatkossa teoreettista mallia tarkastellaan tarkemmin hyödyntäen yhtälöä (6) ja kirjoittaen se sopivampaan ja käytännöllisempään supistettuun muotoon:

$$y_t = \hat{\Gamma} \tau_t + \hat{\Phi} x_t + \hat{\Psi} z_t + \hat{\varepsilon}_t, \quad (7)$$

missä $\hat{\Gamma} = (\hat{\gamma}_0, \dots, \hat{\gamma}_q)$, $\tau_t = (1, t, \dots, t^q)$, $x_t = (y'_{t-1}, \dots, y'_{t-k})'$, $z_t = (y'_{t-k-1}, \dots, y'_{t-p})'$, $\hat{\Phi} = (\hat{J}_1, \dots, \hat{J}_k)$ ja $\hat{\Psi} = (\hat{J}_{k+1}, \dots, \hat{J}_p)$, tai vaihtoehtoisesti matriisimerkinnällä:

$$Y' = \hat{\Gamma} T' + \hat{\Phi} X' + \hat{\Psi} Z' + \hat{\varepsilon}',$$

missä $T' = (\tau_1, \dots, \tau_T)'$, $X = (x_1, \dots, x_T)'$ ja muut vastaavat matriisit niin edelleen kuten edellä. Edellä tehdyissä vaihtoehtoisissa esitysmuodoissa yhtälö (6) ei muutu yhtälöön (7) verrattuna kuin notaation osalta, joka jälkimmäisessä yhtälössä on supistetussa muodossa. Estimoidulla parametrilla $\hat{\phi} = \text{vec}(\hat{\Phi})$, voidaan seuraavaksi muodostaan perinteinen Waldin testi W , jolla testataan hypoteesi (5):

$$W = f(\hat{\phi})' [F(\hat{\phi}) \{ \widehat{\Sigma}_t \otimes (X' Q X)^{-1} \} F(\hat{\phi})']^{-1} f(\hat{\phi}), \quad (8)$$

missä $\widehat{\Sigma}_t = T^{-1} \hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon}$, $Q = Q_t - Q_t Z (Z' Q_t Z)^{-1} Z' Q_t$ ja $Q_t = I_T - T (T' T)^{-1} T'$ siten, että I_T on $T \times T$ -identiteettimatriisi, eli yksikkömatriisi, jonka päälävistäjän alkiot ovat ykkösiä ja muut nollia normaalin määritelmän mukaisesti.

Todan ja Yamamoton (1995) yhtenä tavoitteena oli osoittaa, että rajoitteen (5) nollahypoteesi johtaa siihen, että Waldin testi (8) noudattaa asymptootisesti khiin neliöjakaumaa vapausasteella m , jos $p \geq k + d$. Tämä tarkoittaa, että rajoitteet ovat testattavissa datan generoimisprosessin (3) (data-generating process, myöhemmin DGP) parametrimatriiseille (J_1, \dots, J_k) käyttäen tavallisia khiin neliön kriittisiä arvoja. Tämän jälkeen tarvitsee vain määrittää maksimaalinen integroituvuuden aste d_{max} aineistosta ja ylisovittaa malli tasoilla muodostettuun VAR-malliin. Ylisovitus tehdään lisäämällä

d_{max} verran viipeitä malliin siten, että $p = k + d_{max}$. Tämän vuoksi tässä kohtaa tulee kuitenkin antaa hieman huomiota DGP:n integroituvuus- ja yhteisintegroituvuusominaisuuksille. Esimerkiksi voidaan olettaa y_t :n integroituvuuden tason olevan korkeintaan kaksi lineaarisen trendin ympäristössä. Seuraavaksi voidaan estimoida yhtälö:

$$y_t = \hat{\gamma}_0 + \hat{\gamma}_1 t + \hat{J}_1 \gamma_{t-1} + \cdots + \hat{J}_k \gamma_{t-k} + \hat{J}_{k+1} \gamma_{t-k-1} + \hat{J}_{k+2} \gamma_{t-k-2} + \hat{\varepsilon}_t. \quad (9)$$

Otettaessa huomioon nollahypoteesi rajoitteesta (5) sekä Waldin testin (8) noudattama asymptoottinen khiin neliöjakauma tavallisilla vapausasteilla, ei testin tarvitse olla riippuvainen y_t :n stationaarisuudesta (lineaarisen trendin ympäristössä), I(1):stä, I(2):sta tai y_t :n yhteisintegroituvuudesta.

Jotta pystytään osoittamaan edellä esitetyn Waldin testin (8) noudattavan asymptoottisesti khiin neliön kriteerejä, vaikka y_t ei olisi stationaarinen. Todan ja Yamamoton (1995) malliin tehdään seuraava muunnos: oletetaan j :n olevan positiivinen kokonaisluku ja määritetään matriisi:

$$H_j = \begin{bmatrix} I_n & I_n & I_n & \cdots & I_n & I_n \\ 0 & I_n & I_n & \cdots & I_n & I_n \\ 0 & 0 & I_n & \cdots & I_n & I_n \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & I_n & I_n \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & I_n \end{bmatrix},$$

joka on $nj \times nj$ ei-yksikkömatriisi. Voidaan helposti tarkistaa, että H_j :n käänteismatriisi on muotoa:

$$H_j^{-1} = \begin{bmatrix} I_n & -I_n & 0 & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & I_n & -I_n & \cdots & 0 & 0 \\ 0 & 0 & I_n & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & I_n & -I_n \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 0 & I_n \end{bmatrix},$$

Seuraavaksi määritetään toinen $np \times np$ matriisi, jossa millä tahansa positiivisella kokonaisluvulla $u \leq p$:

$$R_u = \begin{pmatrix} H_{p-u+1} & 0 \\ 0 & I_{n(u-1)} \end{pmatrix},$$

jossa $I_{n(u-1)}$ on $n(u-1) \times n(u-1)$ identiteettimatriisi ja R_1 on otettu kuin H_p . Lisäksi olkoon:

$$P_h = R_1 R_2 \dots R_h,$$

millä tahansa positiivisella kokonaisluvulla $h \leq p$. Nyt määritetään epäyhtälölle $d \leq p - k$:

$$(\Phi_d, \Psi_d) = (\Phi, \Psi)P_d \text{ ja } \begin{pmatrix} x_t^{(d)} \\ z_t^{(d)} \end{pmatrix} = P_d^{-1} \begin{pmatrix} x_t \\ z_t \end{pmatrix},$$

missä $\Phi = (J_1, \dots, J_k)$, $\Psi = (J_{k+1}, \dots, J_p)$, $\Phi_d: n \times nk$, $\Psi_d: n \times n(p - k)$, $x_t^{(d)}: nk \times 1$ ja $z_t^{(d)}: n(p - k) \times 1$ sekä tehdään muunnos DGP yhtälöön (3):

$$\begin{aligned} y_t &= \Gamma \tau_t + (\Phi, \Psi)P_d P_d^{-1} \begin{pmatrix} x_t \\ z_t \end{pmatrix} + \varepsilon_t \\ y_t &= \Gamma \tau_t + \Phi_d x_t^{(d)} + \Psi_d z_t^{(d)} + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (10)$$

missä $\Gamma = (\gamma_0, \dots, \gamma_q)$. Nähdään edellä olevasta suoraviivaisesti, että:

$$x_t^{(d)} = (\Delta^d y'_{t-1}, \dots, \Delta^d y'_{t-k}),$$

missä $\Delta^d = (1 - L)^d$ ja L on viiveoperaattori siten, että $Ly_t = y_{t-1}$ ja

$$z_t^{(d)} = (\Delta^d y'_{t-k-1}, \dots, \Delta^d y'_{t-p+d}, \Delta^{d-1} y'_{t-p+d-1}, \dots, \Delta y'_{t-p+1}, y'_{t-p})'.$$

Määritetään seuraavaksi $np \times nk$ matriisi S ,

$$S = (i_{nk}, 0)'.$$

Millä tahansa positiivisella kokonaisluvulla $u \leq p - k$ saamme $R_u S = SH_k$ siten, että:

$$P_d S = R_1 R_2 \dots R_d S = SH_k^d,$$

kun $d \leq p - k$. Tästä syystä, jos $d \leq p - k$, voidaan näyttää

$$\Phi_d = (\Phi, \Psi)P_d S = (\Phi, \Psi)SH_k^d = \Phi H_k^d.$$

Seuraavaksi, otetaan annettuna $d \leq p - k$ ja määritetään funktio $g_d(\theta)$ muodossa

$$g_d(\theta) = f((I_n \otimes H_k^{-d'})\theta),$$

missä θ on $n^2 k$ -vektori. Tulkinnan mukaan rajoite

$$H_0^{(d)}: g_d(\phi_d) = 0 \quad (11)$$

parametrille ϕ_d , missä $\phi_d = \text{vec}(\Phi_d)$, on ekvivalentti aiemmin esitetyn rajoitteen (5) kanssa. Tässä kohtaa tulee kuitenkin huomioida, että Φ_d on kerroinmatriisi muuttujille $x_t^{(d)} = (\Delta^d y'_{t-1}, \dots, \Delta^d y'_{t-k})$ ja sijoitettuna yhtälöön (1):

$$\Delta^d y'_t = \beta_0^{(d)} + \beta_1^{(d)} t + \dots + \beta_{q-d}^{(d)} t^{q-d} + \Delta^d \eta_t,$$

missä $\beta_i^{(d)}$ ($i = 0, \dots, q-d$) on jokin vakioinen vektori. Vektori $\Delta^d \eta_t$ on stationaarinen, jos η_t on I(d) ja deterministinen polynominen trendi on eliminoitu sisällyttämällä τ_t mukaan estimaatioon. Tästä syystä Toda ja Yamamoto olettavat, että tavallista asymptootista teoriaa voidaan soveltaa Φ_d :n estimointiin käyttäen PNS-menetelmää ja sitä myötä Waldin testiä rajoitteen (11) testaamiseen.

Todan ja Yamamoton mukaan tästä voidaan nähdä, että Waldin testi rajoitteelle (11) antaa saman numeerisen tuloksen kuin Waldin testi kaavassa (8). Tämä osoitetaan seuraavaksi, olkoon

$$G_d(\theta) = \frac{\partial g_d(\theta)}{\partial \theta'} = F((I_n \otimes H_k^{-d'})\theta)(I_n \otimes H_k^{-d'}).$$

Seuraavaksi hyödynnetään Todan ja Yamamoton (1995, 247) esittämä muunnos käyttäen:

Lemma 1: *Annettuna ($d \leq p - k$), voidaan Waldin testi (8) kirjoittaa uudelleen muotoon:*

$$W = g_d(\widehat{\Phi}_d)' \left[G_d(\widehat{\Phi}_d) \left\{ \widehat{\Sigma}_\varepsilon \otimes (X_d' Q_d X_d)^{-1} \right\} G_d(\widehat{\Phi}_d)' \right]^{-1} g_d(\widehat{\Phi}_d), \quad (12)$$

missä $Q_d = Q_\tau - Q_\tau Z_d (Z_d' Q_\tau Z_d)^{-1} Z_d' Q_\tau$, $X_d = (x_1^{(d)}, \dots, x_T^{(d)})'$, $Z_d = (z_1^{(d)}, \dots, z_T^{(d)})'$ ja $\widehat{\Phi}_d = \text{vec}(\widehat{\Phi}_d)$ siten, että

$$\widehat{\Phi}_d = Y' Q_d X_d (X_d' Q_d X_d)^{-1}. \quad (13)$$

Yhtälöstä (13) voidaan havaita, että $\widehat{\Phi}_d$ on PNS-estimaattori Φ_d :lle estimoitaessa yhtälöä

$$y_t = \widehat{F} \tau_t + \widehat{\Phi}_d x_t^{(d)} + \widehat{\Psi}_d z_t^{(d)} + \widehat{\varepsilon}_t. \quad (14)$$

Yllä olevan yhtälön (14) jäännöseliösummaregression voidaan nähdä olevan numeerisesti sama kuin yhtälössä (7). Tästä syystä Waldin testin hypoteesi (5) ja tasoilla tehty estimaatti (7) antavat saman numeerisen arvon kuin Waldin testin hypoteesi (11) ja

regressio (14). Edellä mainittujen todistusten perusteella voidaan Todan ja Yamamoton (1995) mukaan sanoa, että Waldin testi (8) noudattaa asymptoottista khiin neliöjakaumaa tavallisilla vapausasteilla, vaikka y_t saattaisi olla integroitunut tai yhteisintegroitunut prosessi, mikäli $p \geq k + d$.

3 MAAKUNTIEN YLEISPIIRTEET

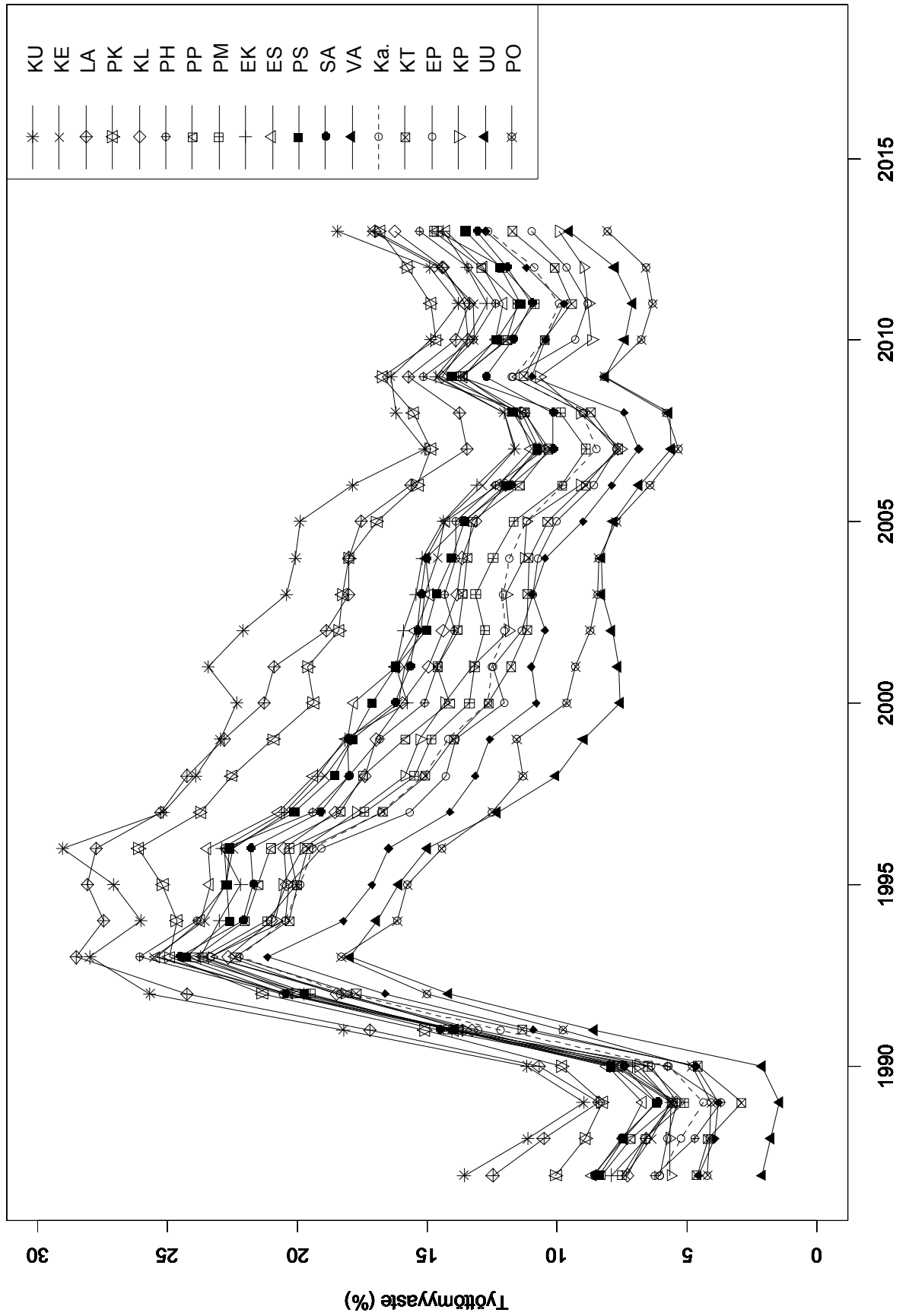
Kolmannessa pääluvussa kuvailen Suomen maakuntien kehityksen ulkoisia piirteitä yksinkertaisten kuvaajatulkintojen avulla ja esittelen tarkemmin käytettyjä tilastoaineistoja. Aineistoista tehtävät tarkemmat ekonometriset tilastoanalyysit käsitellään seuraavissa pääluvuissa.

Tutkielmassani käyttämät aineistot ovat Tilastokeskuksen julkisesta PX-Web-tietokannasta. Yhdenmukaisten aineistojen hyödyntämisen vuoksi tarkasteluajanjaksoksi ovat valikoituneet vuosien 1987–2013 väliset tilastoaineistot. Työttömyysluvuissa ovat edustettuina työikäisten, eli 15–64-vuotiaiden ikäkohortti. Muuttoliikkeen osalta tarkastelussa ovat mukana 18–64-vuotiaat, joten ikähaarukan alaosan tarkasteltu ikäluokka ei ole yhdenmukainen työttömyysaineiston ikäluokan kanssa. Myöhemmissä tarkasteluissa aineiston rajauksissa tehty ero oletetaan olemattoman pieneksi lopullisten tulkintojen kannalta. Omistusasumisen tilastojen osalta avoimen aineiston niukkuus mahdollistaa tarkastelun ainoastaan vuosien 2005–2013 välillä. Aineistoa tullaan käyttämään myöhemmin tehtävissä jatkotarkasteluissa, jolloin omistusasumisen tilastoaineistoja tullaan käyttämään hyväksi ryhmiteltäessä maakuntia empiirisen mallin tulosten mukaan ja etsittäessä yhteneväisyyksiä näiden välillä.

3.1 Alueellinen työttömyys

Maantieteellisesti laajana valtiona alueelliset erot Suomessa ovat tarkasteltavasta muuttujasta ja maakunnasta riippuen usein huomattavia. Työttömyyden osalta jo johdannossa tuotiin esiin merkittävät erot työttömyysasteissa Pohjois- ja Itä-Suomen maakunnissa verrattuna Etelä-Suomeen. Kuviossa 1 on esitetty työttömyyslukujen kehitys maakunnissa sekä koko Suomen keskiarvo vuosina 1987–2013.

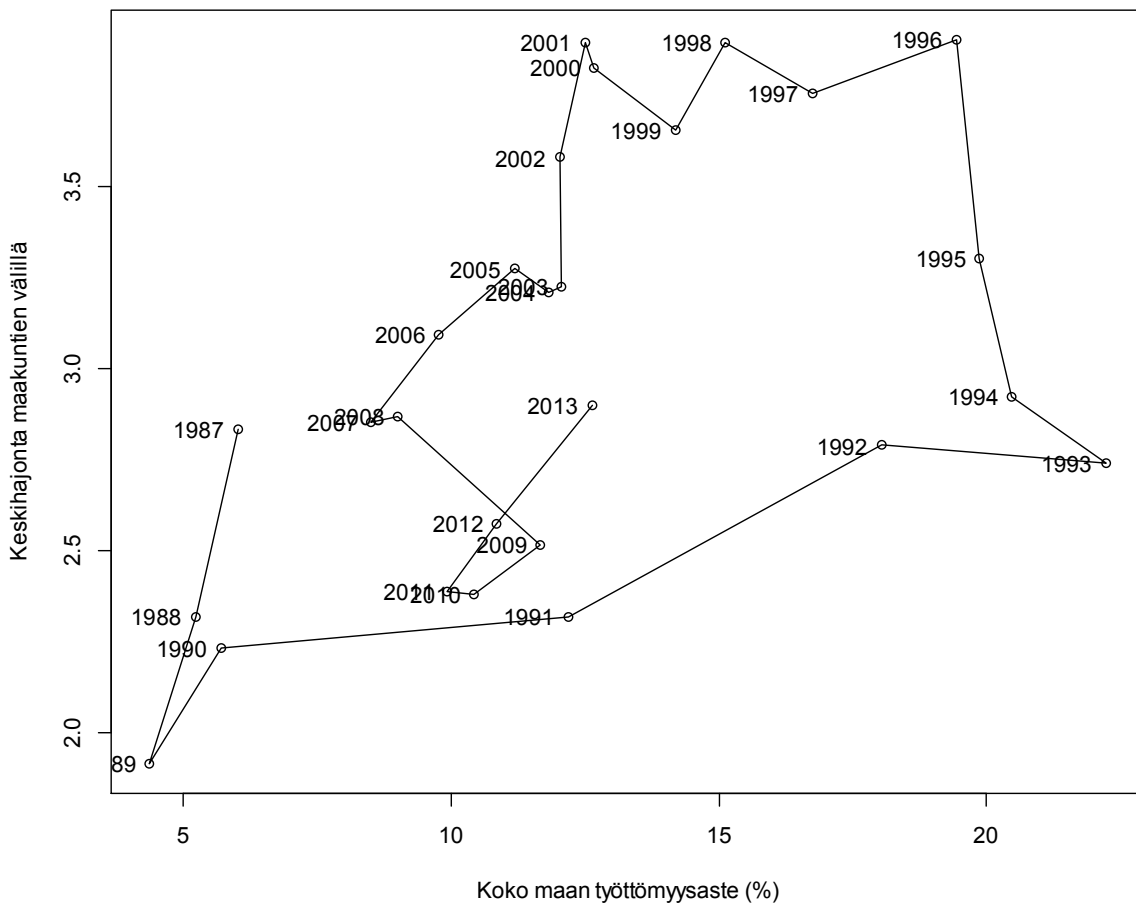
Kuvio on piirretty käyttäen Tilastokeskuksen Työssäkäynti-tilastosta saatuja aineistoja. Kuviota tarkasteltaessa on otettava huomioon, että vuodesta 2005 työeläkevaakuutuksen piiriin kuuluvat 18–68 -vuotiaat, kun aiemmin työeläkevakuuttamissovelvollisuus on alkanut jo 14-vuoden iästä lähtien. Tämä näkyy työssäkäyntitilastossa vuodesta 2005 alkaen nuorten työllisyyden vähenemisenä ja opiskelijoiden määrän kasvuna. Alaikäisten työssäkäyntiä ei pystytä rekisteritietojen perusteella luotettavasti tilastoimaan. (Tilastokeskus, 2016a.) Kuviossa käytetyt lyhenteet maakunnista on listattu sisällysluettelon jälkeiseen Lyhenteet-tauluun.



Kuvio 1 Työttömyysaste maakunnissa sekä koko maan keskiarvo vuosina 1987–2013

Kuviosta 1 nähdään alueellisen työttömyyden elävän kansantalouden suhdannekierron mukaisesti, mikä vastaa myös kansainvälisissä empiirissä tutkimuksessa havaittuja säännönmukaisuuksia (ks. Gordon 1985, 95–110). Absoluuttisesti tarkasteltuna taantumien aikana työttömyyserojen on havaittu kasvavan ja vastaavasti taloudellisen kasvun kaudella supistuvan. Kuviosta 1 voidaan tarkastella sen sijaan työttömyysasteiden suhteellisia eroja, joiden osalta taloudellisen taantumien aikana alue-eroilla on taipumus supistua. Vastaavasti voimakkaan talouskasvun aikana suhteelliset alue-erot pyrkivät kasvamaan.

Työttömyyden alue-erojen kehityksen tarkastelua jatketaan kuviossa 2, jossa on liitetty yhteen maakuntien työttömyyden välinen absoluuttinen alue-erokehitys sekä koko Suomen keskimääräinen työttömyysaste vuosien 1987 ja 2013 välillä. Maakuntien välistä absoluuttista alue-eroa on mitattu keskihajonnalla.



Kuvio 2 Koko maan keskimääräinen työttömyysaste ja työttömyysasteen keskihajonta työvoimapiirien välillä vuosina 1987–2013

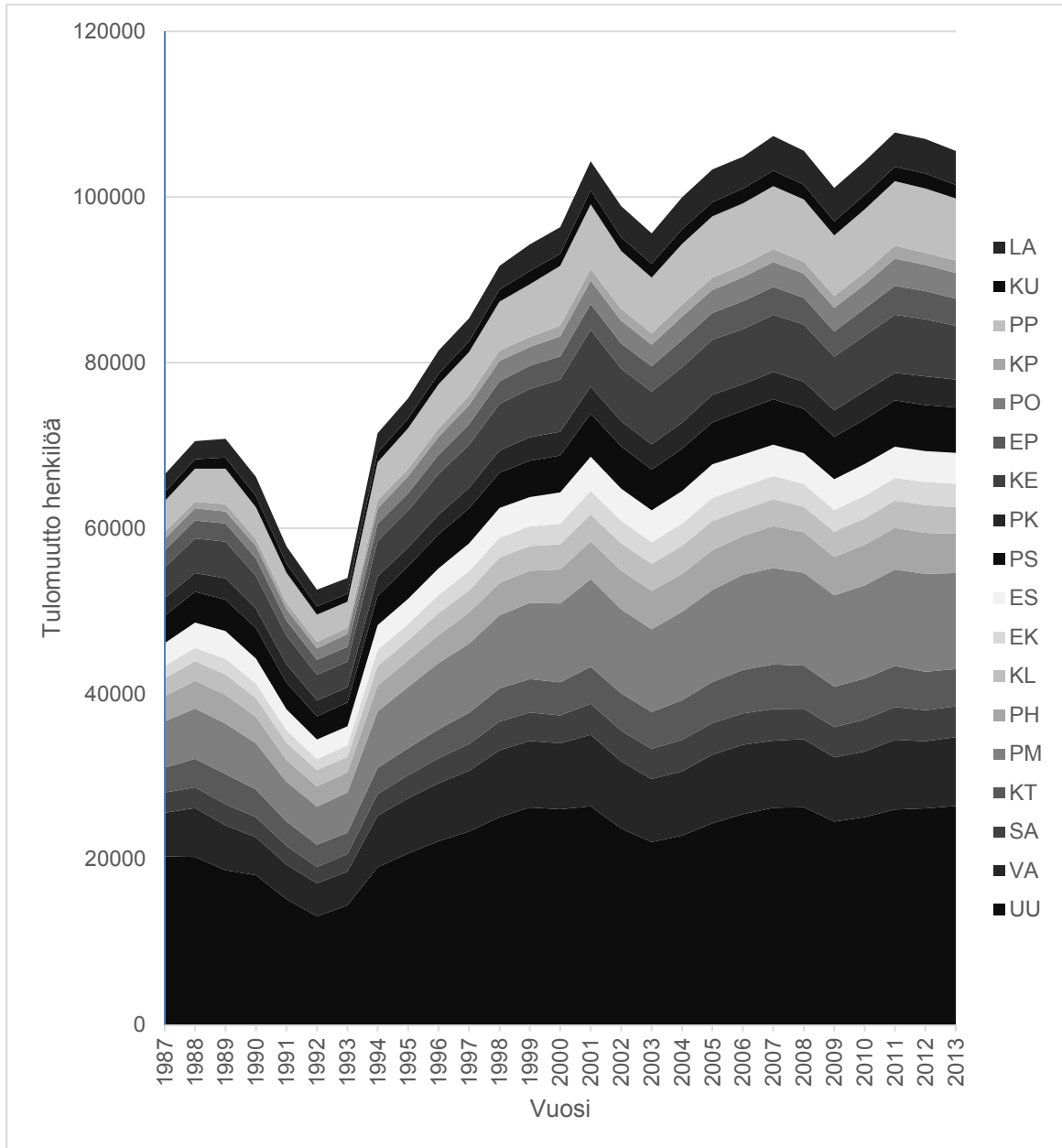
Kuvion 2 havaintopisteet on liitetty yhteen aikajärjestyksessä kehitysuran havainnollistamiseksi. Böckerman (2000, 12–13) on tehnyt vastaavan tarkastelun vuosien 1976 ja 1997 ajanjaksolta työvoimapiirien osalta. Ajallisesti Böckermanin (2000) kanssa päällekkäisten havaintopisteiden vuosilta 1987–1997 voidaan nähdä sijoittuvan yhdenmukaisesti kuvaajan koordinaatistoon molemmissa tutkimuksissa.

Kuviota 2 tarkasteltaessa voidaan tehdä karkea jako neljään ajanjaksoon seuraten kansantalouden suhdannevaihteluita kyseisellä aikavälillä. Työttömyys ja sen alue-erot olivat tarkastelujakson matalimmilla tasoilla juuri ennen 1990-luvun laman alkua, kunnes laman aikana keskimääräinen työttömyys kasvoi nopeasti ja maakuntien välisen työttömyyden keskihajonta alkoi kasvaa hiljalleen. Laman jälkeisistä elpymisen vuosista aina 2000-luvun alkuun asti työttömyys alkoi hiljalleen vähentyä, mutta maakuntien työttömyyden alue-erot kasvoivat huomattavasti ja eriarvoisuus saavutti huippunsa tutkitulla tarkastelujaksolla. 2000-luvun alusta tarkastelujakson lopulle trendinä on ollut työttömyyden alue-erojen vähentyminen samalla kun keskimääräinen työttömyyden muutos on pysytellyt aiemmin tarkasteltuja jaksoja vähäisempänä. Keskimääräinen työttömyys laski tasaisesti vuosien 2008–2009 kriisiin asti, jolloin sekä keskimääräinen työttömyys, että alue-erot jäivät polkemaan paikalleen, kuten kansantalouden yleinen kehityskin noina vuosina.

Seuraavassa alaluvussa maakuntien alue-erojen tarkastelua jatketaan lähtö- ja tulomuuttoliikkeen osalta. Tervo (2000) havaitsi omissa tutkimuksissaan, että 1980-luvun lopulla Suomessa yksi selittävä tekijä työttömyyden alue-erojen pysyvyyteen oli heikko alueiden välinen muuttoliike. Vähäinen muuttoliike ei riittänyt kyseisellä ajanjaksolla tasoittamaan työttömyyden alue-eroja tehokkaasti. Kyseistä tarkastelua jatketaan seuraavaksi uudemmalla havaintoaineistolla.

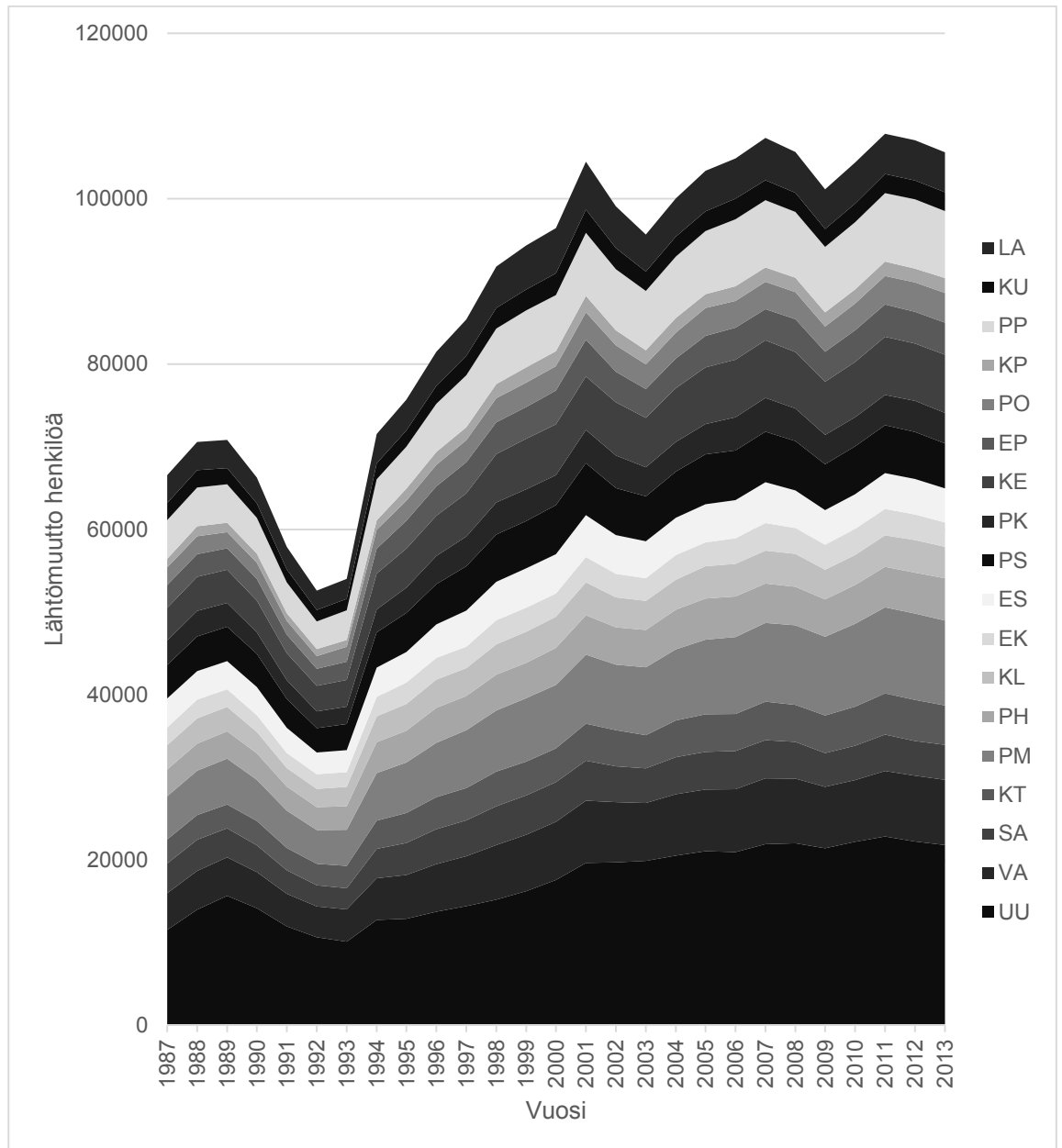
3.2 Maakuntien välinen lähtö- ja tulomuutto

Böckermanin (2000) mukaan muuttoliike tasoittaa periaatteessa alueiden välisiä työttömyyseroja, koska muuttoliike suuntautuu korkean työttömyyden alueilta matalan työttömyyden alueille. Prosessi on kuitenkin hyvin hidas Suomessa, eikä se juurikaan kavenna työttömyyden alue-eroja. Muuttoliikkeellä on kuitenkin merkittävä rooli maakuntien työikäisen väestönosan ikärakenteen muokkaamisessa. Pitkäaikainen konsensus aluetaloudellisessa keskustelussa on ollut, että muuttoalttius on suurinta nuorilla, jotka muuttavat syrjäseuduilta kasvukeskuksiin. Tämän tuo esiin myös Böckerman (2000, 17–18) omissa tutkimuksissaan. Edellä mainitusta syystä tulomuutto nuorentaa maakunnan väestöä ja kasvattaa työvoiman tarjontaa, kun taas lähtömuutto vanhentaa maakunnan väestöä ja vastaavasti supistaa työvoimaan osallistuvaa väestönosaa.



Kuvio 3 Pinottu aluekaavio maakuntien muuttoliikkeestä tulomaakunnan mukaan vuosina 1987–2013

Kuvioissa 3 ja 4 on kuvattu työikäisen väestön osan, eli 15–64-vuotiaiden, muuttoliikettä maakuntien välillä absoluuttisilla määrillä. Kuvio 3 kuvaa maakuntien tulomuuttoa ja kuvio 4 vastaavasti lähtömuuttoa. Muuttoliikkeessä maakuntien välillä on huomioitu maakunnat vuoden 2015 aluejaolla. Aiempien vuosien osalta maakuntien välinen muutto on muutettu vastaamaan 1.1.2015 aluejakoa (Tilastokeskus, 2016b). Molemmassa kuvioissa 3 ja 4 oikean reunan kuvaus on asetettu vastaamaan pinotun aluekaavion järjestystä.

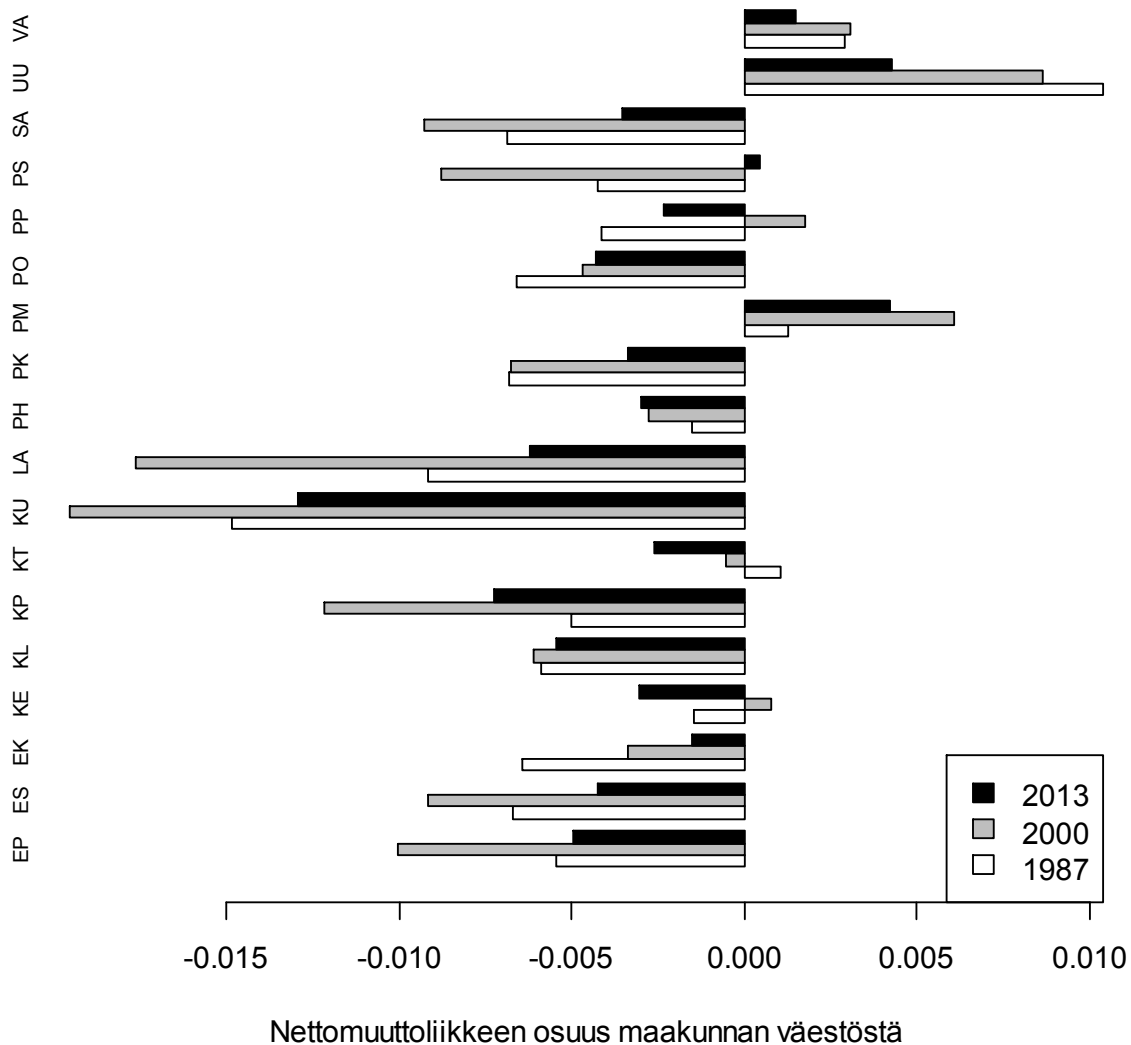


Kuvio 4 Pinottu aluekaavio maakuntien muuttoliikkeestä lähtömaakunnan mukaan vuosina 1987–2013

Kuvioista voidaan nopeasti nähdä, että 1990-luvun lama vähensi muuttoliikettä maakuntien välillä huomattavasti 1980-luvun lopulta. Lamasta elvyttyessä myös ihmisten liikkuvuus kasvoi huomattavasti ja muuttoliike oli lähes kaksinkertaistunut vuosikymmenen aikana. Kuvion 3 tulomuuttokuvaajasta voidaan nähdä, että absoluuttisesti voimakkainta tulomuuttoa on virrannut Uudellemaalle (UU), Pirkanmaalle (PM) sekä Varsinais-Suomeen (VA). Kuviossa 4 nähdään, että myös lähtömuutossa edellä mainitut maakun-

nat, Uusimaa, Pirkanmaa ja Varsinais-Suomi, hallitsevat absoluuttisissa lähtömuuttomäärissä suuren väestöpohjansa vuoksi. Absoluuttisilla arvoilla mitattuna lähtömuutto on suurta myöskin Pohjois-Pohjanmaan (PP) sekä Keski-Suomen (KE) maakunnissa.

Jotta maakuntien nettomuuttoliikkeitä pystyisi paremmin suhteuttamaan maakuntien väestön pohjaan, on kuvioon 5 kuvattu nettomuuttoliikkeen osuus maakunnan väestöstä. Kuviossa 5 on käytetty kolmea poikkileikkaushavaintopistettä jokaiselta maakunnalta, tarkastelujakson alkua vuotta 1987, keskivaihetta vuotta 2000 sekä jakson loppua vuotta 2013. Kuvaajasta nähdään, että nettomuuttoliike on ollut positiivista, eli tulomuuttopainotteista kaikkina kolmena tarkastelukohtana Uudellamaalla, Pirkanmaalla ja Varsinais-Suomessa. Nämä muuttovoittoiset maakunnat erottuivat selvästi jo tarkasteltaessa absoluuttisia tulomuuttomääriä kuviossa 3.



Kuvio 5 Nettomuuttoliikkeen osuus maakuntien väestöstä vuosina 1987, 2000 ja 2013

Muuttotappion osalta kuvioista 5 erottuvat Kainuu (KU) sekä Lappi (LA), joissa lähtömuuton osuudet ovat olleet selvästi muita maakuntia merkittävämmät suhteutettuna kyseisten maakuntien väestön määrään. Böckermanin (2000, 18) mukaan Itä- ja Pohjois-Suomen työvoiman tarjonta supistuu laajamittaisen lähtömuuton seurauksena, mikä näkyy lyhyellä aikavälillä maakuntien työttömyyden vähentymisenä. Pitkällä aikavälillä muuttotappio kuitenkin aiheuttaa alueen näivettymistä, koska työvoiman tarjonta supistuu entisestään edellä mainitun työikäisen väestön vanhenemisen vuoksi. Kuviossa 5 nettomuuttoliikkeen osalta lähes neutraaleja maakuntia ovat olleet Kanta-Häme (KT) sekä Keski-Suomi (KE). Tärkein havainto kuvioista 5 on kuitenkin, että myös suhteutettuna väestömäärään, ovat Etelä- ja Länsi-Suomen suurten kaupunkien alueiden maakunnat olleet merkittäviä tulomuuton kohteita. Pohjoiseen sekä itään liikuttaessa lähtömuuttojen suhteelliset osuudet kasvavat.

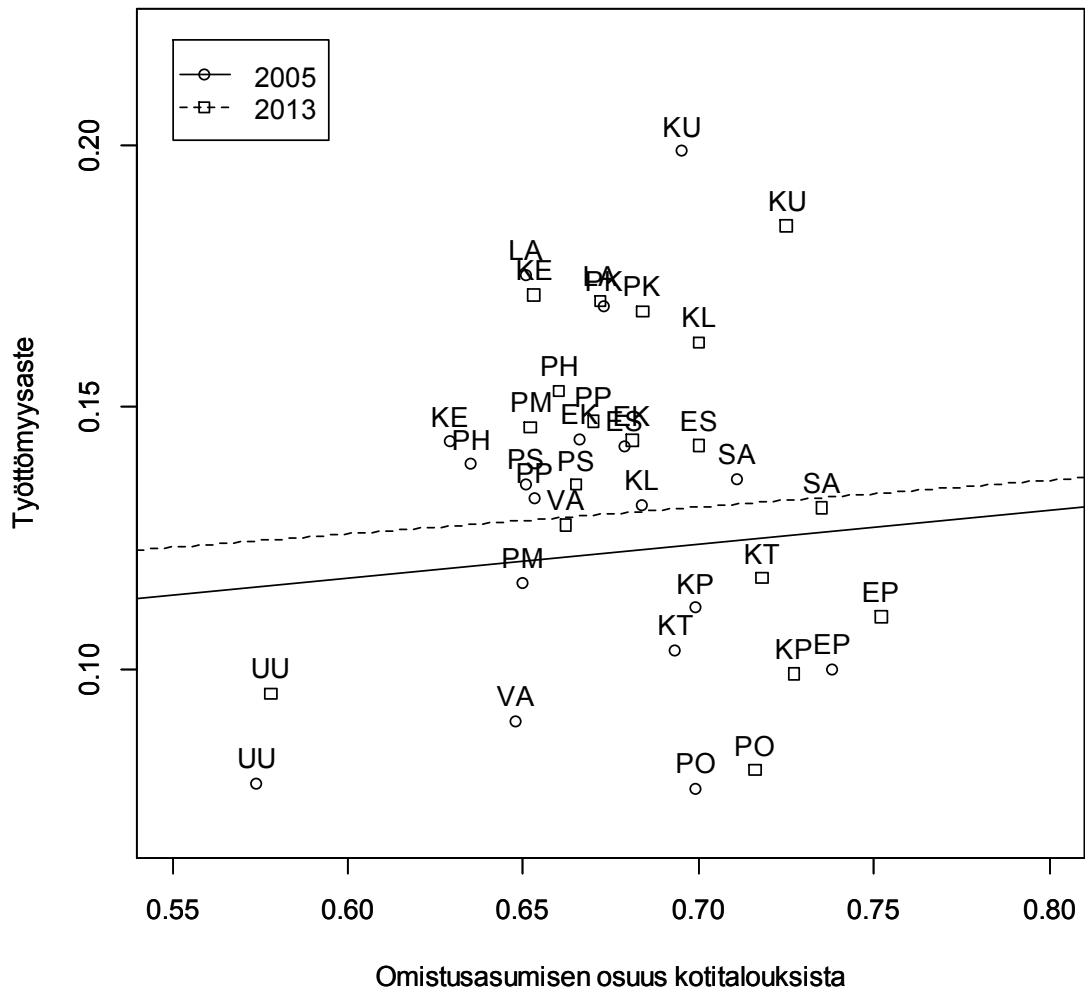
3.3 Omistusasumisen osuus maakunnittain

Oswald (1996) on artikkelissaan esittänyt, että suurin syy yleiseurooppalaiseen korkeaan työttömyysasteeseen on korkeassa omistusasumisen määrässä. Heikot vuokra-asuntomarkkinat vähentävät alueiden välistä muuttoliikettä. Muuttoliikkeen on esitetty aiemmissa alaluvuissa olleen pääasiallinen mekanismi työllisyyden alueellisessa sopeutumisessa. Oswald toi omassa tutkimuksessaan esiin esimerkkinä Espanjan, jossa on korkea työttömyys sekä korkea omistusasumisen osuus. Vastakkainen havainto on tehty Sveitsistä, jossa niin työttömyys kuin omistusasumisen tasokin ovat matalalla tasolla. Suomen osalta empiirisissä tutkimuksissa tukea Oswaldin työlle on antanut muun muassa Tervo (1998, 11–13).

Pehkonen (1998, 331–336) on tehnyt tutkimuksissaan oletuksia liittyen omistusasumisen vaikutuksista työmarkkinoiden toimintaan. Omistusasumisen merkittävin vaikutus työntekijän työllistymiselle on työntekijän muuttohalukkuuden ja työnhaun etsintäintensiteetin aleneminen. Muuttohalukkuuden alenemiseen liittyy muutosta aiheutuvia siirtymäkustannuksia, jotka pienentävät muuton todennäköisyyttä. Työnhakuintensiteettiä laskevana vaikutuksena Pehkonen tuo esiin vaatimuspalkkojen nousemisen, jos omistusasuminen on lisännyt työntekijän nettovarallisuutta. Pehkonen tuo tutkimuksissaan kuitenkin esille tarpeen laajentaa tasapainotyöttömyyteen liittyvää mallia. Selittävinä muuttujina käytetään lisäksi ikä- ja koulutusrakennetta sekä alueen työvoiman tarjonnan rakennetta kuvaavia muuttujia, jotta mallin selitysasetta saadaan nostettua. Tässä tutkimuksessa pysyttäydään kuitenkin esitetystä kriittisestä huolimatta yksinkertaisuuden vuoksi seuraamaan Oswaldin (1996) esittämiä oletuksia omistusasumisen vaikutuksista työmarkkinoihin. Pehkonen (1998) raportoimat tulokset olivat kuitenkin sopusoinnussa Oswaldin (1996) tulosten kanssa.

Suomen aineistolla tehdyissä tutkimuksissa on muutenkin esitetty kritiikkiä Oswaldin mallin soveltumiseen suomalaiselle aineistolle. Esimerkiksi Böckermanin (1999, 111) mukaan tulokset omistusasumisen vaikutuksesta työttömyyteen eivät ole kovin luotettavia. Hänen havaintojensa mukaan Uudenmaan alue muodostaa aineistoon poikkeushavainnon matalalla omistusasumisasteellaan ja matalalla työttömyydellään. Uudenmaan aineiston poissulkeminen jättää jäljelle jäävään aineistoon vain vähän variaatiota. Toinen Suomen aineistolla tehtävään tarkasteluun vaikuttava epävarmuustekijä on Oswaldin (1996, 17) omassa tutkimuksessakin tekemä Suomen havainnon pois jättäminen tarkastelusta poikkeushavaintona. Vuoden 1960 työttömyys- ja omistusasuntotilastoja tarkastellessaan Oswald on argumentoinut poissulkemista ainoastaan tilastojen luotettavuuteen vedoten. Havaintovuonna Suomessa miesten työllisyyden suhde koko populaatioon oli tarkastelluista maista matalin, mutta kokonaistyöttömyysaste oli ollut vain näennäisen matalalla tasolla.

Kuviossa 6 olen sovittanut kuvaajaan Suomen maakuntien työttömyysasteet ja omistusasumisen osuudet kaikista asuntokunnista asuntokuntien lukumäärän mukaan vuosilta 2005 ja 2013. Asunnon hallintaperusteen mukaisena julkisesti saatavilla olevasta aineistosta on ollut saatavilla ainoastaan edellä mainittujen vuosien 2005 ja 2013 välinen kuntatason aineisto. Kuvioon 6 ja muita omistusasumiseen liittyviä tarkasteluja varten olen aggregoinut kuntatason aineistot vastaamaan maakuntatason aineistoja. Tilastokeskuksen (2016c) luvuissa ei ole huomioitu kaikkia osakuntaliitoksia, joten tiedot eivät ole tämän vuoksi kaikilta osin vertailukelpoisia Pirkanmaan ja Keski-Suomen maakunnan osalta. Tässä tutkimuksessa edellä mainitut havaintovirheet oletetaan vähäisyytensä vuoksi merkityksettömiksi. Muuksi kuin omistusasumiseksi aineistossa on määritetty vuokra-asunnot, Arava- tai korkotukivuokra-asunnot, muut vuokra-asunnot, asumisoikeusasunnot sekä muut tai tuntemattomat hallintaperusteet.



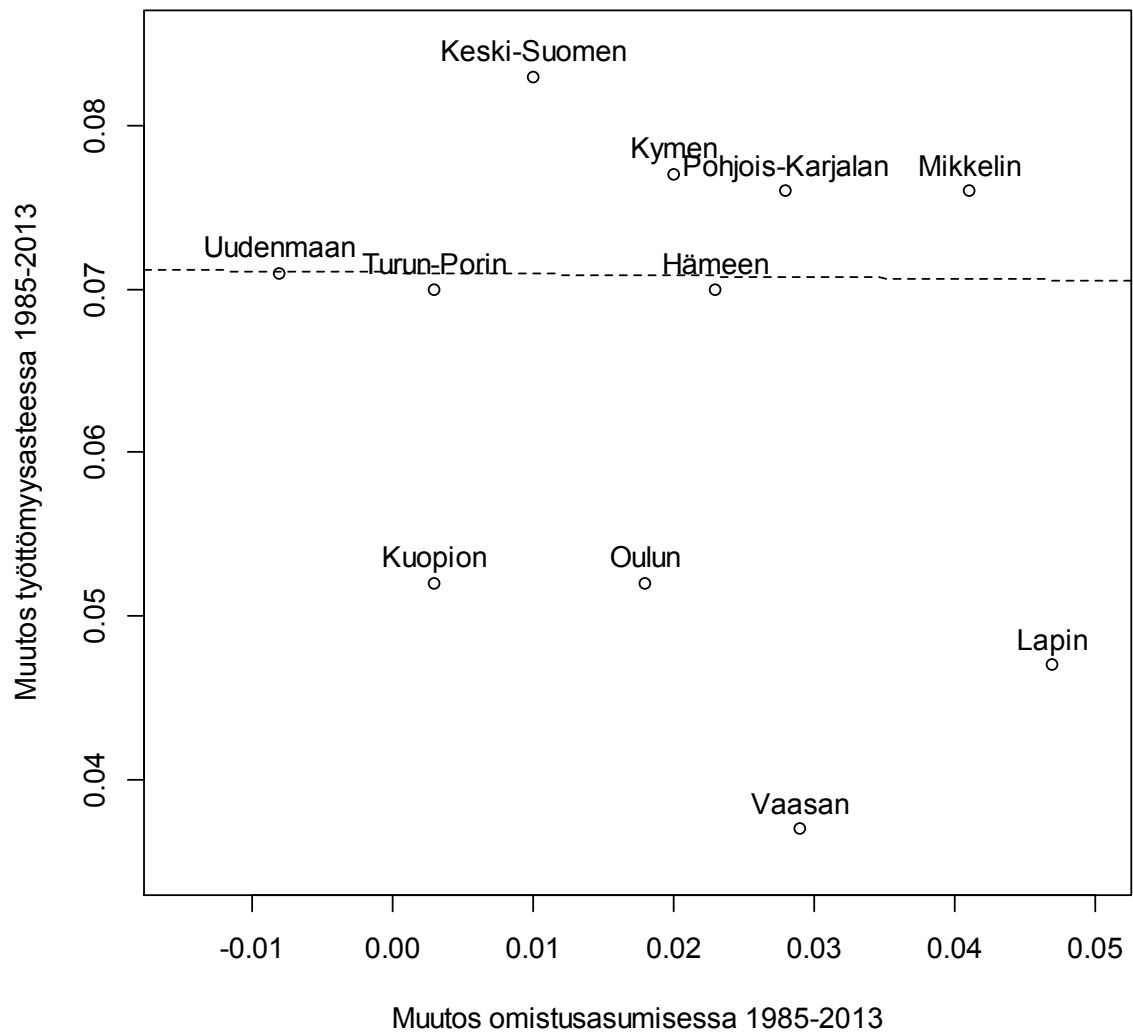
Kuvio 6 Omistusasumisen osuus ja työttömyysasteet sekä näiden regressiosuorat Suomen maakunnissa vuosina 2005 ja 2013

Kuviosta 6 havaitaan, että tarkastellulla yhdeksän vuoden jaksolla omistusasumisen muutokset ovat olleet hyvin pieniä maakunnissa. Työttömyysasteet ovat sen sijaan muuttuneet selvästi enemmän tarkastelujaksolla. Kuvioon 6 on piirretty regressiosuorat molemmille havaintovuosille, yhtenäinen viiva kuvaa vuoden 2005 sovitetta ja katkoviiva vuoden 2013 regressiosuoraa. Regressiosuorien perusteella voidaankin havaita, että suoran kulmakerroin on pysynyt lähes samana vuosien välillä, mutta työttömyyden muutokset ovat nostaneet sitä hieman. Sovitteen kulmakerroin näyttää olevan lievästi positiivinen, mikä viittaisi Oswaldin (1996) esittämään yhteyteen omistusasumisen ja työttömyysasteen välillä. Koska käytettävissä on ollut vain lyhyt aikasarja vuosien 2005 ja 2013 välillä, ei aineiston käyttö ole mielekästä edellisessä pääluvussa esitellyssä VAR-mallissa.

Varsinkin, kun Toda-Yamamoton VAR-malli perustuu vahvasti asymptoottiseen teoriaan, ei tulosten luotettavuudesta voida antaa takeita näin lyhyellä havaintoaineistolla. Jotta kerättyä aineistoa pystytään hyödyntämään, tullaan maakunnat luokittelemaan myöhemmin keskimääräisten omistusasumisen osuuksia mukaan ja näitä tietoja tullaan myöhemmin hyödyntämään silmämääräisessä tarkastelussa pääluvun 5 johtopäätöksissä. Tällöin tullaan tarjoamaan myös ehdotuksia myöhempiin jatkotarkasteluihin, joita pystyttäisiin suorittamaan mahdollisesti laajemmilla aikasarja-aineistoilla. Seuraavaksi kuitenkin tarkastellaan vielä omistusasumisen historiallista muutosta vanhemman poikkileikkausaineiston avulla ja pyritään näin selvittämään ovatko muutokset olleet historiallisesti suuria.

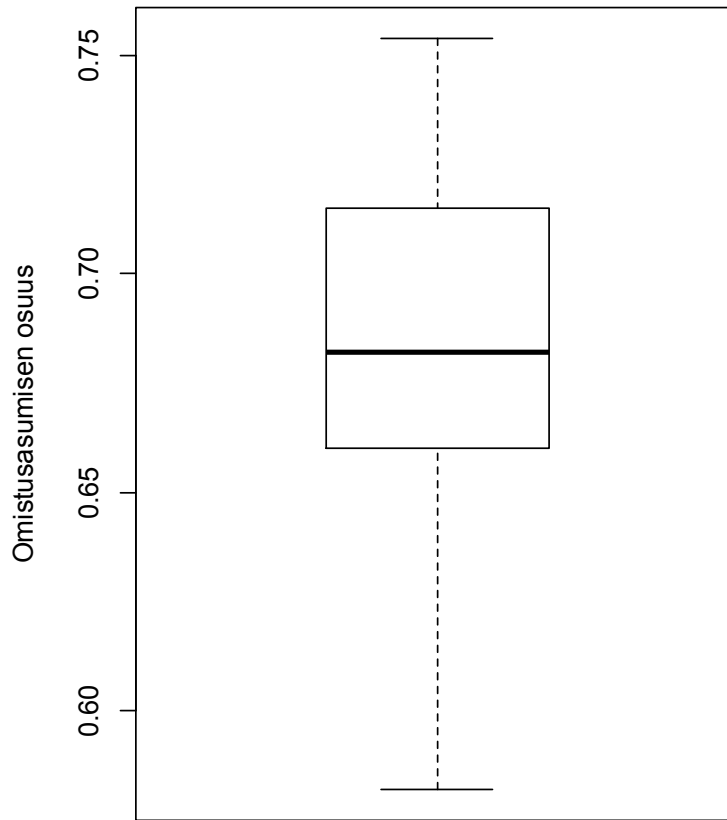
Koska aiemmin tehdyt tarkastelut koskivat vain kohtalaisen lyhyttä tarkasteluajanjaksoa (2005–2013), kuvioon 7 on koottu pidemmän aikavälin havainnot omistusasumisen ja työttömyyden muutoksista. Vuoden 1985 aineisto on kerätty Tilastollisesta vuosikirjasta 1985/86 (Tilastokeskus 1986). Tilasto asumisesta hallintaperusteen mukaan on kerätty vuosikirjaan viiden vuoden välein, joten vuoden 1985 havainnot vastaavat lähimmäksi muissa tarkasteluissa käytettyä alkuvuotta 1987. Vuosikirjassa on ollut käytössä vuoden 1960 läänijakoa vastannut erittely maantieteellisille alueille, joten vuoden 2013 aineisto on muutettu vastaamaan vuoden 1985 aineiston läänijakoa. Aggregointi on tehty karkeasti summaamalla Turun ja Porin lääniin Varsinais-Suomen ja Satakunnan maakunnat, Hämeen lääniin Pirkanmaan, Kanta-Hämeen sekä Päijät-Hämeen maakunnat, Kymen lääniin Kymenlaakso ja Etelä-Karjala, Vaasan lääniin Etelä-Pohjanmaan, Pohjanmaan sekä Keski-Pohjanmaan maakunnat sekä Oulun lääniin Pohjois-Pohjanmaan ja Kainuun maakunnat. Tehdyt aggregoinnit vastaavat vain karkeasti vanhaa läänijakoa ja tästä syystä saatuja lukuja on käytetty ainoastaan kuvion 7 piirtoon, eikä niitä käytetä jatkotarkastelujen yhteydessä. Kuvion 7 avulla voidaan kuitenkin antaa tukea myöhemmin tehtäville oletuksille.

Kuviossa 7 on kuvattu vuosien 2013 ja 1985 erotus omistusasumisen ja työttömyysasteen tasoissa. Kuviossa olevasta katkoviiivoitetusta regressiosuorasta voidaan tulkitella, että kuvioista on vaikea havaita korrelaatiota läänien välillä. Uudenmaan lääni on ollut ainoa lääni, jossa omistusasuminen on vähentynyt tarkastelujaksossa. Omistusasumisen kasvu on ollut taas voimakkainta Lapin ja Mikkelin lääneissä. Kaikissa lääneissä työttömyysaste on kasvanut tarkasteltavalla ajanjaksolla, yleisesti noin 4-8 prosenttiyksikköä. Pohjoisemman Suomen läänit Kuopio, Oulu, Vaasa ja Lappi muodostavat selvästi oman ryhmänsä, joissa työttömyysaste on kasvanut maltillisesti. Tämä saattaa johtua siitä, että tarkastelujakson alussa lääneissä on ollut jo korkeahko työttömyysaste. Eteläisemmän Suomen läänit muodostavat toisen ryhmän, jossa työttömyys on kasvanut selvästi enemmän, noin 2 prosenttiyksikköä enemmän kuin aiemmin mainitun ryhmän lääneissä.



Kuvio 7 Omistusasumisen ja työttömyysasteen kasvun välinen korrelaatio vuoden 1960 läänijaon mukaan vuosien 1985 ja 2013 välillä.

Kuten edellä havaittiin, voidaan omistusasumisen osuukien muutosten sanoa olevan historiallisesti hyvin pieniä. Vuosien 1985 ja 2013 välillä omistusasumisen määrän muutoksen on jokaisessa maakunnassa havaittu olleen alle 5 %. Tämän perusteella voidaan olettaa, että keskiarvon käyttäminen havaintoaineistosta vuosilta 2005–2013 kuvaisi hyvin kunkin maakunnan ominaisuuksia omistusasumisen osalta. Taulukkoon 2 on kerätty maakuntien omistusasumisen keskiarvot vuosien 2005 ja 2013 välillä ja maakunnat on lajiteltu neljään luokkaan omistusasumisen osuuden perusteella käyttäen hyväksi laatikko-jana-kuviosta saatuja tunnuslukuja kuviosta 8.



Kuvio 8 Laatikko-jana-kuvio omistusasumisen keskimääräisistä osuuksista maakunnissa

Ryhmiteltäessä maakuntia keskilukujen perusteella, on jako tehty korkeaan $\geq 71,5$ %, keskimääräistä korkeampaan 68,2–71,5 % keskimääräistä matalampaan 66,1–68,1 % ja matalaan $\leq 66,0$ % omistusasumisen osuuden ryhmään. Jako eri ryhmiin on tehty tässä kohdassa käyttäen laatikko-jana-kuvion tunnuslukuja ylä- ja alakvartiileille sekä mediaanille. Lisäksi laatikko-jana-kuvion minimi ja maksimi kuvaavat käytetyn aineiston ääriarvoja, eikä tarkastelussa siten ole tilastollisesti poikkeavia havaintoja. Tehtyillä jaolla pyritään tukemaan myöhemmin tehtävää jatkotarkastelua. Tämän jaottelun perusteella korkean omistusasumisen maakunniksi on luettu Etelä-Pohjanmaa, Satakunta, Keski-Pohjanmaa, Kainuu ja Pohjanmaa. Keskimääräistä korkeampaan ryhmään kuuluvat puolestaan Kanta-Häme, Kymenlaakso, Etelä-Savo sekä Pohjois-Karjala ja keskimääräistä matalampaan ryhmään Etelä-Karjala, Pohjois-Pohjanmaa, Lappi ja Pohjois-Savo. Matalan omistusasumisen maakuntiin on lokeroitu Varsinais-Suomi, Pirkanmaa, Päijät-

Häme, Keski-Suomi sekä Uusimaa, joka erottuu koko tarkastelujoukosta selvästi pienimmällä omistusasumisen osuudella. Edellä tehtyyn jakoon perustuen, tullaan tarkastelua jatkamaan tutkielman johtopäätöksissä yhdessä seuraavan pääluvun empiirisen mallin tulosten kanssa.

Taulukko 2 Maakuntien omistusasumisen osuuksien keskiarvot 2005–2013 ja ryhmitely eri luokkiin

	Maakunta	Omistusasumisen osuus
Korkea	Etelä-Pohjanmaa	0,754
	Satakunta	0,730
	Keski-Pohjanmaa	0,718
	Kainuu	0,715
	Pohjanmaa	0,715
Keskimmäästä korkeampi	Kanta-Häme	0,712
	Kymenlaakso	0,698
	Etelä-Savo	0,695
	Pohjois-Karjala	0,684
Keskimmäästä matalampi	Etelä-Karjala	0,680
	Pohjois-Pohjanmaa	0,671
	Lappi	0,668
	Pohjois-Savo	0,663
Matala	Varsinais-Suomi	0,660
	Pirkanmaa	0,656
	Päijät-Häme	0,651
	Keski-Suomi	0,645
	Uusimaa	0,582

Seuraavaksi tässä luvussa käsitellyt työttömyyden ja muuttoliikkeen aineistot tullaan yhdistämään edellisen pääluvun teoreettiseen Toda-Yamamoto Granger-kausaaliuusmalliin empiiristen tulosten aikaansaamiseksi. Kuten aiemmin mainittiin, tullaan omistusasumisen osuuksien aineistot tuomaan mukaan tarkasteluun vasta johtopäätöksiä tehtäessä, koska ne eivät aikasarja-aineiston lyhyen pituuden vuoksi soveltuneet mielekkääseen tilastolliseen tarkasteluun aiemmin esitetyillä määrityksillä. Omistusasumisen muutosten havaittiin samalla olevan hyvin pieniä vuosien saatossa, joten tilastollisesti merkittävien tulosten havaitseminen olisi jo lähtökohtaisestikin ollut haastavaa käyttäen aikasarjan historiallisiin muutoksiin perustuvaa VAR-mallia. Tästä syystä jatkossa tukeudutaan maakuntien omistusasumisen keskiarvojen käyttämiseen jatkotarkasteluissa.

4 KAUSAALISUUSTARKASTELU

Tutkimuksen Toda-Yamamoto Granger-kausaaisuustarkastelu tehdään pääluvussa kaksi esitellyn teoriataustan pohjalta. Tarkastelussa käytetty aineisto on pääluvun kolme mukainen maakuntatason aineisto työttömyysasteista ja nettomuuttoliikkeestä vuosilta 1987–2013. Tarkastelu etenee mallin stationaarisuus- ja sopivuustarkastelujen kautta varsinaiseen kausaaisuustarkasteluun Wald-testin kriteerien perusteella. Tulosten tarkempi tulkinta suoritetaan seuraavan pääluvun johtopäätöksissä, jolloin saatuja tuloksia vertaillaan myös aiempaan kirjallisuuteen.

4.1 Stationaarisuustarkastelu

Tarkastelu aloitetaan tekemällä aineiston stationaarisuustarkastelu. Kuten on tunnettua, on aikasarjan oltava ominaisuuksiltaan aikastationaarinen prosessi, jotta aikasarjalla on tilastollisesti ennustavaa voimaa. Stationaarisen prosessin ominaisuuksiin kuuluivat oleellisesti muuttumaton keskiarvo ja varianssi sekä valitusta viivepituudesta riippumaton kovarianssi havaintopisteiden välillä (Box & Pierce 1970). Käytettäessä Toda-Yamamoto Granger-kausaaisuusmenetelmää, ei aikasarjojen ole kuitenkaan välttämättä oltava stationaarisia. Jos kaikki käytettävät aikasarjat olisivat stationaarisia, voitaisiin käyttää suoraan tavallista Granger-kausaaisuusmenetelmää. Toda-Yamamoto-menetelmän edut tuotiin kuitenkin esille teoriaosuudessa pääluvussa 2. Seuraavat stationaarisuustarkastelut tehdään kuitenkin, jotta aikasarjojen tarvittavat ominaisuudet saadaan selvitettyä muiden mallin määritysten osalta

Tarkastelut työttömyysasteen sekä nettomuuttoliikkeen aineistojen osalta aloitettiin piirtämällä maakuntakohtaiset kuvaajat, joita ei tarkemmin tässä yhteydessä esitellä. Silmämääräiset tarkastelun lisäksi tehdyt havainnot varmistettiin tekemällä stationaarisuustestit käyttäen Box-Pierce-testiä, myöhemmin BOX, (Box & Pierce 1970), laajennettua Dickey-Fuller-testiä, myöhemmin ADF, (Dickey & Fuller 1979) sekä Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin-testiä, myöhemmin KPSS, (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt & Shin 1992). BOX- ja ADF-testeissä nollahypoteesi on, että muuttujan aikasarjalla on yksikköjuuri ja vastahypoteesina on stationaarinen aikasarja. Näissä testeissä tavoittelemisen arvoinen p-arvo on alle 0,05, jolla nollahypoteesi ei-stationaarisesta aikasarjasta voidaan kumota ja hyväksyä vastahypoteesi stationaarisesta aikasarjasta. KPSS-testissä asetelma on vastakkainen nollahypoteesin ollessa stationaarinen aikasarja ja vastahypoteesina on, että aikasarjalla on yksikköjuuri. Tässä testissä tavoitellaan yli 0,10 p-arvoa stationaarisuuden osoittamiseksi.

Työttömyysasteen osalta voitiin jo maakuntakohtaisia kuvaajia tulkiten havaita aineistot stationaarisiksi ilman, että oli tarpeen tehdä muunnoksia aineistoon. Myöskään

tilastolliset testit kausivaihtelusta tai mahdollisista differointien määristä eivät ehdota muunnosten tarvetta. Stationaarisuuden varmistamiseksi tehdyt stationaarisuustestit on kuvattu taulukossa 3.

Taulukko 3 Työttömyysasteen sekä nettomuuttoliikkeen aikasarjojen stationaarisuus-tarkastelun p-testisuureet eri menetelmillä

Maakunta	Työttömyysaste			Kahdesti differoitu nettomuuttoliike		
	BOX	ADF	KPSS	BOX	ADF	KPSS
Etelä-Pohjanmaa	<0,01***	0,04**	>0,10	0,17	<0,01***	>0,10
Etelä-Savo	<0,01***	0,04**	>0,10	0,47	0,02**	>0,10
Etelä-Karjala	<0,01***	0,02**	>0,10	0,03**	<0,01***	>0,10
Keski-Suomi	<0,01***	0,04**	>0,10	0,02**	<0,01***	>0,10
Kymenlaakso	<0,01***	0,03**	>0,10	0,02**	<0,01***	>0,10
Keski-Pohjanmaa	<0,01***	0,03**	>0,10	0,01**	0,02**	>0,10
Kanta-Häme	<0,01***	0,03**	>0,10	0,07*	0,02**	>0,10
Kainuu	<0,01***	0,07*	>0,10	0,1*	0,11	>0,10
Lappi	<0,01***	0,02**	>0,10	0,25	0,09*	>0,10
Päijät-Häme	<0,01***	0,03**	>0,10	0,02**	<0,01***	>0,10
Pohjois-Karjala	<0,01***	0,03**	>0,10	0,02**	0,03**	>0,10
Pirkanmaa	<0,01***	0,05*	>0,10	0,01**	0,02**	>0,10
Pohjanmaa	<0,01***	0,06*	>0,10	<0,01***	0,04**	>0,10
Pohjois-Pohjanmaa	<0,01***	0,02**	>0,10	0,20	<0,01***	>0,10
Pohjois-Savo	<0,01***	0,03**	>0,10	0,02**	0,07*	>0,10
Satakunta	<0,01***	0,03**	>0,10	0,20	<0,01***	>0,10
Uusimaa	<0,01***	0,04**	>0,10	0,42	0,43	>0,10
Varsinais-Suomi	<0,01***	0,08*	>0,10	0,09*	0,01**	>0,10

Selitykset: */**/** = tilastollisesti merkitsevä 10/5/1 %:n todennäköisyydellä. BOX = Box-Pierce, ADF = laajennettu Dickey-Fuller, KPSS = Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin.

Box-Pierce- ja KPSS -testeissä kaikkien maakuntien osalta aikasarjat voidaan todeta tilastollisesti stationaarisiksi. Box-Pierce testin ei-stationaarisuus hypoteesit voidaan hylätä 10 %:n luottamustasolla ja KPSS-testissä nollahypoteesia stationaarisesta sarjasta ei voida kumota samalla yli 10 %:n luottamustasolla. Laajennetulla Dickey-Fuller -testillä (ADF) tulokset ovat pääosin yhtenevät edellisten testien kanssa. Nollahypoteesi voidaan hylätä lähes kaikissa tapauksissa 5 %:n luottamustasolla ja 10 %:n luottamustasolla Kainuun, Pirkanmaan, Pohjanmaan ja Varsinais-Suomen maakuntien osalta. Kaiken kaikkiaan työttömyysasteen aikasarjan voidaan testien perusteella olettaa olevan kaikkien

maakuntien osalta stationaarista, eikä ei-stationaarisuudesta pitäisi olla ongelmia jatkossa.

Työttömyysasteen aikasarjojen stationaarisuutta tarkasteltaessa on kuitenkin muistettava, että työttömyysaste sijoittuu aina väliin $[0,1]$, joten teoriassa on mahdollista, että malliin sattuu niin iso virhetermi, että työttömyysaste ajautuu edellä mainitun välin ulkopuolelle (Tolvi 1999, 159). Työttömyysastetta käytetään kuitenkin yleisesti taloustieteellisessä tutkimuksessa regressiomalleissa, joten tähän tilastomatematiikkaan ongelmaan ei ole järkevää pureutua syvemmin. Tarkasteluissa hyödynnetään tässä yhteydessä kuitenkin niin menetelmiä, joiden nollahypoteesi on ei-stationaarisuus kuin testejä, joissa nollahypoteesi on stationaarinen aikasarja. Kyseiset menetelmien ominaisuudet käytiin edellä tarkemmin läpi ja monipuolisella tarkastelulla pyritään vähentämään virheellisen mallintamisen ongelmaa.

Nettomuuttoliikettä tarkasteltaessa testit tarvittavien muunnosten osalta ilmaisivat tarvetta aineiston differointiin kahdesti kaikkien maakuntien osalta. Kahdesti suoritettua differoimista jälkeen KPSS-testin stationaarisuusoletuksia ei voida kumota yli 10 %:n luottamustasolla. BOX- ja ADF-testeissä nettomuuttoliikkeet muuntuivat pääosin stationaarisiksi kahdesti differoidulla aineistolla. Huomiota jatkossa vaativat Kainuun ja Lapin aikasarjat, joiden tulokset ei-stationaarisuudesta olivat 10 %:n tasolla. Suurta epävarmuutta liittyi myös Uudenmaan tuloksiin, jossa p-testisuureet ovat korkeat 0,42 ja 0,43. Uudenmaan osalta sarjat saatiin stationaarisiksi kolmesti differoimalla, jolloin p-testin arvot BOX-testissä olivat 0,02**, ADF-testissä 0,07* ja KPSS-testissä $>0,10$. Pääosin kahdesti differointi kuitenkin soveltui mainiosti suurimpaan osaan maakuntien nettomuuttoliikeaikasarjojen muuntamisessa stationaarisiksi. Tämän perusteella nettomuuttoliikkeen aikasarjan voidaan olettaa olevan kaikkien maakuntien osalta integroituvaa asteella kaksi. Oletusta integroituvuudesta käytetään hyväksi VAR(p)-mallia muodostettaessa seuraavassa alaluvussa.

4.2 VAR(p)-mallin täsmentäminen

Edellisen alaluvun stationaarisuustarkastelussa havaittiin, että toisen päämuuttujan, nettomuuttoliikkeen, osalta vaadittiin kaksinkertainen differointi stationaarisuuden saavuttamiseksi. Aikasarjan toisen asteen integroituvuus otetaan huomioon myöhemmin tarkastelussa, jolloin integraation maksimiarvoksi asetetaan $I(2)$. Aluksi VAR(p)-mallin muodostus jatkuu muuttujien ensimmäisillä tasoilla ilman muunnoksia, kuten pääluvun 2 teoreettisessa Toda-Yamamoto-mallissa esitettiin. VAR(p)-mallissa ”p”-llä tarkoitetaan mallissa käytettyä viivepituutta. Myöhemmissä analyysissä seuraavassa alaluvussa VAR(p)-mallia tullaan laajentamaan VAR(p+m)-mallimuotoon, jossa ”m” merkitsee mallin aikasarjojen integraation tasoa maksimissaan. Eli kuten edellä havaittiin, tullaan

toisen asteen integroituvuuden vuoksi malliin lisäämään kaksi ylimääräistä viivettä laajennettua VAR(p+m)-mallia tarkasteltaessa.

VAR(p)-malliin sopivan viivepituuden määrittämiseksi hyödynnetään Akaiken informaation kriteeriä (AIC) (Akaike 1975), joka on yleisesti ekonometriassa käytetty menetelmä. Jokaiselle maakunnalle erikseen suoritettujen eri viivepituuksien testaamisen jälkeen jatkotarkasteluissa käytettävä viivepituus valittiin matalimman AIC-arvon saaneen mallin mukaan. Valitut viivepituudet on esitetty taulukon 4 ensimmäisessä tulossarakkeessa. Valitut viivepituudet asettuivat järjestelmällisesti 4-6 viiveen välille, suurimman osan aikasarjoista käyttäessä viivepituutena 6 periodia.

Taulukko 4 VAR(p)-mallien viivepituuksien sekä stabiiliuksien määrittäminen

Maakunta	Viive (AIC)	Portmanteau-testin p-arvo	Stabiilius-analyysi 1	Stabiilius-analyysi 2
Etelä-Pohjanmaa	6	0,69	1,08	1,08
Etelä-Savo	6	0,60	1,03	1,03
Etelä-Karjala	6	0,32	1,08	1,08
Keski-Suomi	6	0,47	1,03	1,03
Kymenlaakso	5	0,96	1,10	1,10
Keski-Pohjanmaa	6	0,49	1,04	1,04
Kanta-Häme	4	0,88	1,07	1,07
Kainuu	6	0,54	1,07	1,07
Lappi	6	0,61	1,09	1,09
Päijät-Häme	6	0,73	1,02	1,02
Pohjois-Karjala	6	0,56	1,05	1,05
Pirkanmaa	6	0,69	1,05	1,05
Pohjanmaa	6	0,84	1,01	1,01
Pohjois-Pohjanmaa	6	0,13	1,06	1,06
Pohjois-Savo	5	0,84	1,15	1,15
Satakunta	5	0,92	1,20	1,21
Uusimaa	6	0,28	1,10	1,10
Varsinais-Suomi	5	0,25	1,13	1,13

Selitykset: */**/** = tilastollisesti merkitsevä 10/5/1 %:n todennäköisyydellä. Mallin stabiiliuden osoittamiseksi on stabiiliusanalyysin arvon oltava >1.

AIC-testin lisäksi viivepituuden sopivuus tarkistettiin sarjakorrelaation ja stabiiliuden osalta Portmanteau-testillä ja stabiiliusanalyysillä. Portmanteau-testi (Ljung & Box 1978) soveltaa Monte-Carlo-tekniikkaa ja se approksimoi asympotoottista jakaumaa. Testin nollahypoteesi olettaa, että mallin sovite on pätevä ja mallin jäännöstermit käyttäytyvät valkoisen kohinan (white noise) tavoin. Valkoisessa kohinassa jäännöstermien arvot eivät ole riippuvaisia toisistaan, joten jäännökset vertautuvat ennemminkin mittausvirheeseen eikä sillä ole tarkasteltavan muuttujan kannalta selittävää voimaa. Taulukon 4 toisesta testisuuresarakeesta voidaan nähdä suoraan, että kaikkien maakuntien osalta

nollahypoteesia ei voida kumota yli 10 %:n luottamustasolla. Portmanteau-testin perusteella tässä yhteydessä sovittavassa VAR(p)-mallissa ei ole tilastollisia viitteitä jäännöstermien sarjakorrelaatiosta.

Sovitetun mallin stabiiliuutta tarkastellaan vielä sovitteen juuren käänteisluvulla, jonka tulisi olla suurempi kuin yksi. Stabiiliusanalyysi on tehty kaksisuuntaisesti muuttujien välillä, joista saadut arvot on esitetty taulukon 4 kahdessa viimeisessä sarakkeessa. Taulukosta 4 voidaan nähdä, että kaikkien maakuntien osalta sovitettut mallit ovat myös stabiileja.

Tehtyjen testien perusteella voidaan huoletta olettaa, että viivepituuksia valittaessa ei ole syntynyt virheellisiä määrittämiä käytetyille maakunta-aineistoille. Mallien jäännöstermeissä ei ole viitteitä sarjakorrelaatiosta ja mallit ovat stabiileja. Sopivat viivepituudet löytyivät AIC-kriteerien perusteella matalimman arvon mukaan. Tarkasteluja voidaan tämän perusteella jatkaa Waldin testin suorittamisella maakuntakohtaisesti seuraavassa alaluvussa.

4.3 Laajennetun VAR(p+m)-mallin Wald-testit

Edellisessä alaluvussa 4.2 muodostettujen VAR(p)-mallien viivepituutta kasvatetaan kahdella viiveellä. Kaksi ylimääräistä viivettä lisätään alaluvun 4.1 stationaarisuustarkastelussa havaitun toisen asteen integroituvuuden vuoksi. Laajennettua VAR(p+m)-mallia ei kuitenkaan testata kahden viimeisen viiveen osalta, koska ne oletetaan asympotoottisesti nolliksi joka tapauksessa. Oletus on selitetty tarkemmin pääluvussa 2 teoreettisen mallin yhteydessä. Lisätyt viiveet ja niiden testaamattomuus ovat juuri laajennetun VAR(p+m)-mallin testaamisen Toda-Yamamoto-erityispiirre. Vain ensimmäisten viiveiden testaaminen onnistuu Wald-kriteereillä, koska parametrit noudattavat asympotoottisesti khiin neliö-jakaumaa.

Tässä empiirisessä sovelluksessa käytettäviä muuttujia on kaksi, joten VAR(p+m)-mallin estimoitavat yhtälöt tulevat noudattamaan esitetyn teorian mukaisesti muotoa:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \dots + a_p y_{t-p} + b_1 x_{t-1} + \dots + b_p x_{t-p} + u_t \quad (15)$$

$$x_t = c_0 + c_1 x_{t-1} + \dots + c_p x_{t-p} + d_1 y_{t-1} + \dots + d_p y_{t-p} + v_t \quad (16)$$

missä muuttujaksi y_t on valittu työttömyyden aikasarja ja muuttujaksi x_t nettomuutto-
liikkeen aikasarja.

Waldin testi suoritetaan kahteen kertaan, ensimmäisessä vaiheessa muuttujat valitaan siten, että testatuksi ensin tulee nollahypoteesi $H_0: b_1 = b_2 = \dots = b_p = 0$, eli

ettei nettomuuttoliike Granger-aiheuta työttömyyttä. Toisessa testausvaiheessa nollahypoteesi on $H_0: d_1 = d_2 = \dots = d_p = 0$, eli ettei työttömyys Granger-aiheuta nettomuuttoliikettä. Molemmissa nollahypoteeseissa vastahypoteesi on normaaliin tapaan $H_A: H_0 \neq 0$. Waldin testi suoritetaan käyttäen vapausasteena, myöhemmin taulukossa 5 ”df” (degree of freedom), aiemmin mallin sovituksessa valittuja sopivia viipeitä. Testi muodostaa kriittiset khiin neliö -arvot (χ^2) ja laskee niille todennäköisyyden p-arvon. Waldin testistä saadut arvot on taulukoitu myöhemmin taulukkoon 5. Nollahypoteesin hylkääminen tulee siis ilmaisemaan Granger-kausalisuutta muuttujien välillä.

Taulukko 5 Toda-Yamamoto Granger-kausalisuustestien tulokset

Maakunta	Nettomuuttoliike ei Granger-aiheuta työttömyyttä			Työttömyys ei Granger-aiheuta nettomuuttoliikettä		
	df	χ^2	p-arvo	df	χ^2	p-arvo
Etelä-Pohjanmaa	6	60,8	<0,01***	6	10,3	0,11
Etelä-Savo	6	20,6	<0,01***	6	6,5	0,37
Etelä-Karjala	6	16,3	0,01**	6	2,8	0,84
Keski-Suomi	6	1,1	0,98	6	15,4	0,01**
Kymenlaakso	5	11,5	0,04**	5	0,52	0,99
Keski-Pohjanmaa	6	2,8	0,84	6	12,8	0,05**
Kanta-Häme	4	12,1	0,01**	4	1,1	0,89
Kainuu	6	54,8	<0,01***	6	24,4	<0,01***
Lappi	6	57,6	<0,01***	6	13,4	0,04**
Päijät-Häme	6	10,6	0,10	6	17,2	<0,01***
Pohjois-Karjala	6	2,4	0,88	6	13,3	0,04**
Pirkanmaa	6	21,8	<0,01***	6	3,7	0,72
Pohjanmaa	6	11,9	0,07*	6	10,0	0,13
Pohjois-Pohjanmaa	6	5,1	0,53	6	4,4	0,63
Pohjois-Savo	5	9,4	0,10*	5	5,9	0,32
Satakunta	5	5,1	0,40	5	10,1	0,07*
Uusimaa	6	37,6	<0,01***	6	3,4	0,75
Varsinais-Suomi	5	27,4	<0,01***	5	7,1	0,21

Selitykset: */**/** = tilastollisesti merkitsevä 10/5/1 %:n todennäköisyydellä. χ^2 = Wald-testin khiin neliö -arvo, df = testin vapausaste.

Taulukosta 5 voidaan suoraan nähdä, että saavutetut tilastollisesti merkitsevät tulokset eivät ole yhtenäisiä koko Suomen osalta. Viiden prosentin luottamustasolla voidaan sanoa nettomuuttoliikkeen Granger-aiheuttavan työttömyyttä jopa kymmenessä maakunnassa: Etelä-Pohjanmaalla, Etelä-Savossa, Etelä-Karjalassa, Kymenlaaksossa, Kanta-Hämeessä, Kainuussa, Lapissa, Pirkanmaalla, Uudellamaalla sekä Varsinais-Suomessa. Partridge ja Rickman (2001) sekä Tervo (2014) ovat käyttäneet tämän suuntaista kausalisuusvaikutusta muuttoliikkeen ja työttömyyden välillä viitteenä tarjontavetoisesta aluekehityksestä. Samalla 5 %:n luottamustasolla työttömyyden voidaan sanoa Granger-aiheuttavan nettomuuttoliikettä kuudessa maakunnassa: Keski-Suomessa,

Keski-Pohjanmaalla, Kainuussa, Lapissa, Päijät-Hämeessä sekä Pohjois-Karjalassa. Tämä kausaalisuusvaikutus kuvaa vastaavasti Partridgen ja Rickmanin (2001) sekä Ter- von (2014) mukaan kysyntäveitoista aluekehitystä.

Käytetyllä havaintoaineistolla ja laajennetulla VAR(p+m)-mallilla tilastollisesti merkitseviä tuloksia 5 %:n tasolla ei saatu neljässä maakunnassa: Pohjanmaalla, Pohjois-Pohjanmaalla, Pohjois-Savossa sekä Satakunnassa. Pohjanmaan ”nettomuuttoliike ei Granger-aiheuttaa työttömyyttä”-testin p-arvo 0,07 on kuitenkin lähellä edellä vaadittua 5 %:n tasoa. Samoin kuin Pohjanmaalla, myös Satakunnassa ”työttömyys ei Granger-aiheuta nettomuuttoliikettä” p-arvo on 0,07. Näiden maakuntien osalta johtopäätöksiä tul- laan myöhemmin tekemään asiaan sopivaa harkintaa käyttäen. Erityistä mielenkiintoa jat- kossa tullaan kohdistamaan myöskin Kainuun sekä Lapin testituloksiin, joissa molem- milla maakunnilla olivat molempiin suuntiin tilastollisesti merkitseviä viitteitä Granger- kausaalisuudesta.

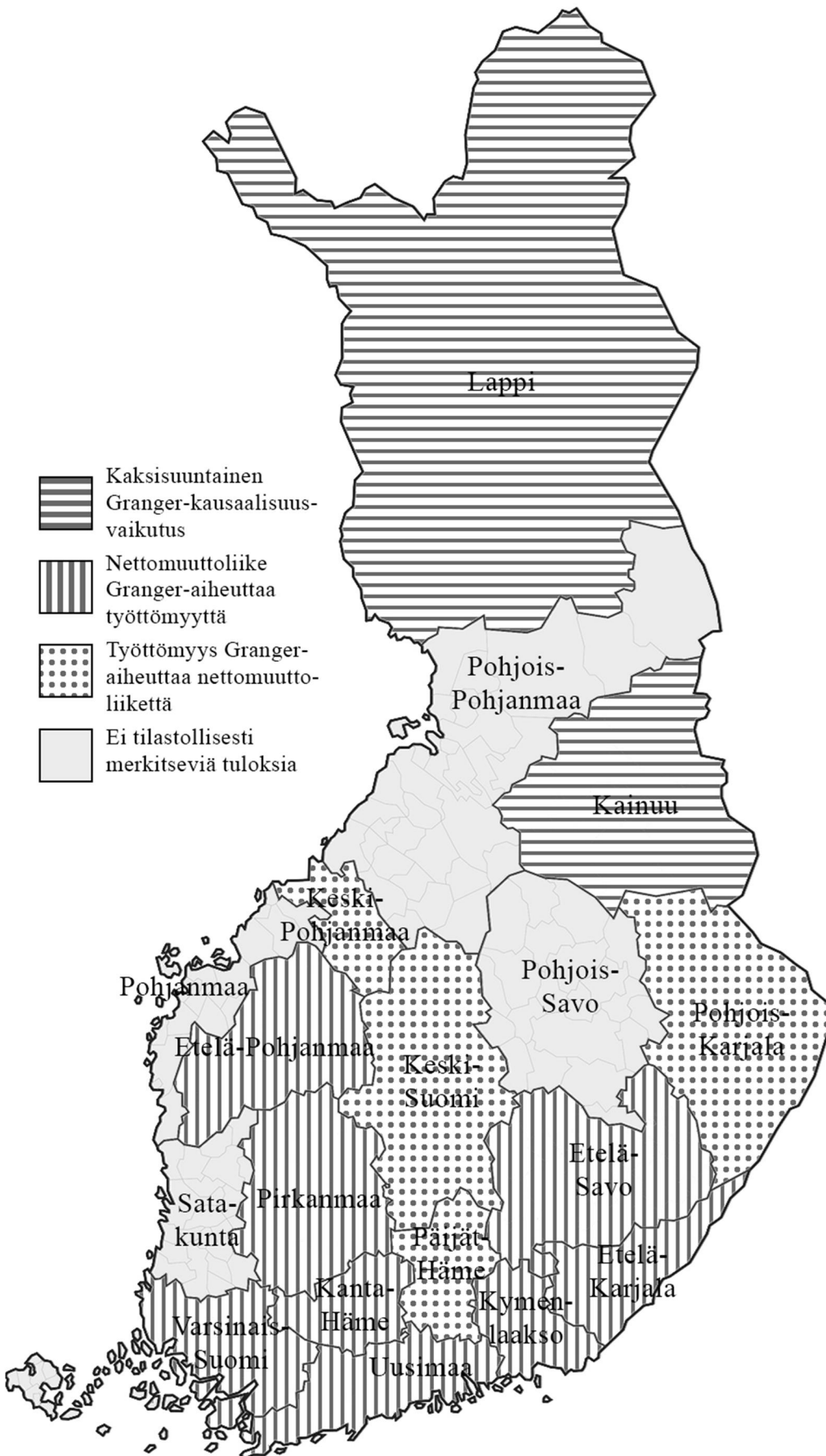
Tarkemmat tulosten tulkinnat suoritetaan seuraavan pääluvun johtopäätöksissä, jolloin mukaan tarkasteluun tuodaan myös omistusasumisen keskimääräiset osuudet maa- kunnissa. Tällöin maakunnat tullaan jaottelemaan edellä olleen testin tulosten mukaan ryhmiin ja esitetään näille maakunnille yhteneväisyyksiä tarkasteltujen muuttujien taso- jen osalta.

5 JOHTOPÄÄTÖKSET

Edellä olleissa pääluvuissa tehtiin ensin katsaus alueellisen kehityksen taloustieteellisen tarkastelun viimeisiin suuntauksiin ja näiden perusteella valittiin tähän tutkielmaan soveltuva menetelmä tarkastelun tekoa varten. Aiemmat tutkimukset tarjosivat myös kattavasti empiirisiä havaintoja niin ulkomaiden kuin kotimaistenkin aineistojen avulla tehdyissä tarkasteluissa. Maakuntien yleisiä piirteitä tarkasteltaessa pintapuolisesti työttömyyslukujen, muuttoliikkeiden sekä omistusasumisen osuuksien perusteella saatiin luotua pohja empiiristä ekonometrista tarkastelua varten. Empiirisessä kausaalisuustarkastelussa havaittiin maakuntien välillä olevan selkeitä eroja työttömyyden ja nettomuuttoliikkeen välisten kausaalisuusvaikutusten välillä. Seuraavaksi näitä empiirisen mallin tuloksia tullaan käymään tarkemmin lävitse maakuntakohtaisesti ja pyritään myöhemmin löytämään yhteneviä piirteitä maakuntien välillä ja hakemaan aiempaan kirjallisuuteen liittyviä yhteneväisyyksiä. Yksi tärkeimmistä jatkotarkastelun kohteista tässä kohtaa on pyrkiä yhdistämään omistusasumisen osuuksien vaikutus havaintuihin kausaalisuusvaikutuksiin.

Pääluvussa neljä suoritettua Toda-Yamamoto Granger-kausalisuustestin tavoitteena oli löytää viitteitä kausalisuudesta joko siten, että nettomuuttoliike Granger-aiheuttaisi työttömyyttä tai että käänteisesti työttömyys Granger-aiheuttaisi nettomuuttoliikettä. Suoritettua testin avulla pystyttiin havaitsemaan, että tulokset vaihtelivat suuresti eri maakuntien välillä. Suurin osa tuloksista taulukossa 5 ilmaisi nettomuuttoliikkeen Granger-aiheuttavan työttömyyttä, mutta päinvastaisia ja myös muita tuloksia oli monen maakunnan osalta. Seuraavaksi empiirisistä tuloksista pyritään tekemään johtopäätöksiä ja löytämään yhtäläisyyksiä maakuntien väliltä tarkastellen käytettyjen muuttujien tunnuslukujen tasoja. Maakunnat on ensin jaoteltu testisuureiden perusteella neljään ryhmään, jotka käsitellään järjestyksessä: kaksisuuntainen Granger-kausalisuusvaikutus, nettomuuttoliike Granger-aiheuttaa työttömyyttä, työttömyys Granger-aiheuttaa nettomuuttoliikettä sekä tilastollisesti merkityksettömät tulokset. Johtopäätöksiä tehdessä tuloksia tulkitaan käyttäen luottamustasona 5 %:n tasoa, mutta loppuvaiheessa käydään läpi myös yksittäiset havainnot käyttäen lievempää 10 %:n luottamustasoa, jotta voidaan varmistua mahdollisten rajatapausten käsittelystä.

Seuraavassa kuviossa 9 empiirisen mallin tulokset on havainnollistettu kartalla osoittamalla maakuntien kausalisuusominaisuutta edellä mainitun ryhmittelyn mukaan. Vaakaviivoituksella on merkitty kaksisuuntainen Granger-kausalisuusvaikutus, pystyviivoituksella maakunnat, joissa nettomuuttoliike Granger-aiheuttaa työttömyyttä, pisteillä täytetyissä maakunnissa työttömyys Granger-aiheuttaa nettomuuttoliikettä ja muissa maakunnissa, joissa saatiin tilastollisesti merkityksettömiä tuloksia, on jätetty tasaiselle harmaalle pohjalle.



Kuvio 9 Toda-Yamamoto Granger-kausalisuustestin tulokset havainnollistettuna kartalla

Pelkästään edellä olevaa kuviota 9 silmäilemällä voidaan nähdä, että pystyviivoitettu tarjontavetoinen aluekehitys on keskittynyt Etelä- ja Länsi-Suomen vahvojen kaupunkiseutujen maakuntiin. Sen sijaan pisteillä täytetyt maakunnat, joissa tulokset ilmaisevat kysyntävetoista aluekehitystä, sijoittuvat Keski- ja Itä-Suomen alueelle. Tämä riittää jo kertomaan maakuntien kehityksen hajaantumisesta maantieteellistä tarkastelua tehdessä.

Edellä olevan tarkastelun perusteella voidaan sanoa, että aluekehitys ei ole noudattanut Sisäasiainministeriön (2003) aluekehittämisen strategian vuoteen 2013 ulottuvaa visiota. Strategian mukaan visiona oli tasapainoisen aluekehityksen toteutuminen kaikissa maakunnissa ja työvoiman tarjonnan ja kysynnän mahdollisimman hyvä kohtaaminen. Verrattuna Sisäasiainministeriön (2003) selvitykseen, on valtakunnallista aluekehittämisstrategiaa jatkettu vuonna 2010 ulottumaan vuoteen 2020 asti Työ- ja elinkeinoministeriön toimesta. Työ- ja elinkeinoministeriön (2010) aluekehitysvisio nojaa alueellisessa kehityksessä entistä enemmän maakuntien kehityspotentiaalin vahvistamiseen ja tehokkaaseen käyttöön. Erityyppisten alueiden merkitys maan sisäisessä työnjaossa on strategian mukaan tunnistettava, jotta koko kansantalouden kehitys mahdollistaisi tasapainoisen kehityksen koko Suomessa. Uudistetun aluekehittämisstrategian seuranta antaa mahdollisuuden vastaavan tarkastelun suorittamiseen uudelleen tulevaisuudessa.

Tämän tutkimuksen osalta yksi mielenkiintoisimmista testituloksista oli Kainuun ja Lapin maakuntien tulokset, jotka osoittivat 5 %:n luottamustasolla Granger-kausaliisuusvaikutusta molempiin suuntiin nettomuuttoliikettä ja työttömyyttä tarkasteltaessa. Yhtenäisiä piirteitä näiden pohjoisten maakuntien osalta ovat korkeat työttömyysluvut, jotka voidaan nähdä kuvioista 1 ja 6. Työttömyysasteen lisäksi Kainuu ja Lappi pitävät kärkipaikkaa myös maakunnan väestöön suhteutetun lähtömuuttopainotteisen nettomuuttoliikkeen osalta, joka voidaan nähdä kuvioista 5. Tämän tutkielman osalta kolmannen oleellisen muuttujan, omistusasumisen osalta Kainuu kuuluu taulukossa 2 tekemäni luokittelun mukaan korkean omistusasumisen osuuden maakuntiin 71,5 %:n osuudellaan, kun taas Lappi on keskimääräistä matalamman omistusasumisosuuden ryhmässä 66,8 %:n osuudella. Lapin maakunnan osalta on kuitenkin hyvä ottaa huomioon, että merkittävä osa rakennuskannasta on loma-asuntoja. Tätä mahdollisuutta ei kuitenkaan tarkemmin selvitetä tämän tutkimuksen yhteydessä, mutta huomioidaan mahdollisuus muuttujien tarkempaan analysointiin myöhempiä tutkimuksia varten.

Koska käytetyllä Toda-Yamamoto Granger-kausaliisuusmenetelmällä ei pystytä tarkemmin dekomponoimaan eri muuttujien vaikutuksia tai niiden merkittävyyksiä tavallisen F-testisuureen arvoja käyttäen, ei tämän tutkimuksen osalta voida sanoa kumpi kausaliisuusvaikutus olisi näiden maakuntien osalta dominoivampi. Käytetyn testausmenetelmän vahvuudet ja heikkoudet tuotiin esiin toisessa pääluvussa. Yksittäisten muuttujien merkitsevyyden tarkastelun toimimattomuus kuitenkin jättää avoimen kysymyksen, joka

olisi mahdollista selvittää erilaisella metodologialla tai muuttujien erilaisella määrittelyllä.

Kuten edellä tuli jo mainittua ja taulukosta 5 voitiin selvästi nähdä, oli empiirisen mallin tuloksissa yleisin havainto, että nettomuuttoliike Granger-aiheuttaisi työttömyyttä. Tätä kausaalisuusvaikutusta ovat Partridge ja Rickman (2001) sekä Tervo (2014) käyttäneet viitteenä tarjontavetoisesta aluekehityksestä. Edellä käsiteltyjen Kainuun ja Lapin maakuntien lisäksi, missä vaikutus oli kaksisuuntaista, oli kausaalisuusvaikutus edellä mainitun suuntaista Etelä-Pohjanmaalla, Etelä-Savossa, Etelä-Karjalassa, Kymenlaaksoissa, Kanta-Hämeessä, Pirkanmaalla, Uudellamaalla sekä Varsinais-Suomessa. Näille kahdeksalle viimeksi mainitulle maakunnalle yhteistä työttömyyslukujen osalta on matalat työttömyysasteet, päinvastoin kuin aiemmin tarkastelluissa Kainuussa ja Lapissa. Maakunnista Uusimaa, Etelä-Pohjanmaa sekä Kanta-Häme ovat koko maan keskiarvon alapuolella ja loputkin kuuluvat tasaiseen keskikastiin työttömyysasteiden osalta, kuten kuviosta 1 voidaan silmämääräisesti tulkita. Ainoastaan Kymenlaakson osalta työttömyysaste on alkanut kasvaa voimakkaammin lähestyttäessä tarkastelujakson loppupäätä, mutta aiemmin senkin työttömyysaste on kuulunut maakuntien keskimääräiseen luokkaan.

Maakuntien välillä alkaa syntyä suurempaa kahtiajakoa, kun katsotaan maakuntien nettomuuttoliikkeiden osuuksia kuvion 5 poikkileikkaushavainnoista. Uusimaa, Varsinais-Suomi ja Pirkanmaa kuuluvat maakuntiin, joissa tarkemmin tarkastelluilla vuosilla nettomuuttoliike on aina ollut positiivista, eli tulomuuttopainotteista. Lisäksi Kanta-Hämeessä nettomuuttoliikkeellä on ollut lähes neutraali vaikutus alueen väestönmuutoksiin. Sen sijaan neljällä muulla maakunnalla: Etelä-Pohjanmaalla, Etelä-Savolla, Etelä-Karjalalla sekä Kymenlaaksolla nettomuuttoliikkeen osuus on ollut suhteellisesti tasaisesti negatiivista, eli lähtömuuttopainotteista.

Kun tarkasteluun otetaan vielä lisäksi omistusasumisen osuus näiden kahdeksan maakunnan osalta, ei kyseisiä maakuntia pystytä lokeroimaan sen paremmin. Uusimaa, Pirkanmaa ja Varsinais-Suomi kuuluvat matalan omistusasumisen luokkaan, keskimäärin matalammassa luokittelussa on Etelä-Karjala ja keskimääräistä korkeammassa Etelä-Savo, Kymenlaakso sekä Kanta-Häme. Korkean omistusasumisen luokassa on lisäksi Etelä-Pohjanmaa, jossa omistusasuminen oli lisäksi tarkastelluista maakunnista korkeinta, keskimäärin 75,4 % osuudella. Omistusasumisen osuuksien perusteella onkin tästä syystä vaikea tehdä silmämääräisiä johtopäätöksiä käytetyn luokittelun avulla maakuntien osalta, missä nettomuuttoliikkeen oli havaittu Granger-aiheuttavan työttömyyttä tässä tutkimuksessa.

Näiden maakuntien osalta on selvää, että myöhemmissä jatkotutkimuksissa olisi mahdollista löytää jokin toinen muuttuja tai useampia muuttujia, joilla kyseisiä maakuntia pystyttäisiin paremmin kategorioimaan tässä tutkimuksessa havaittujen kausaalisuusvaikutusten osalta. Vaikka nettomuuttoliikkeen ja työttömyyden havaintojen voidaan sanoa

ennustavan paremmin työttömyyden muutoksia, kuin pelkän työttömyyden aiempien muutosten, niin Granger-kausalisuuden ilmenemiseen vaikuttavia syitä ei pystytä tämän tutkimuksen viitekehysten perusteella tarkemmin tutkimaan, mutta tämä jättää jälleen tilaa asian jatkotutkimukselle.

Edellä käsiteltyihin maakuntiin verrattuna päinvastaisia tuloksia empiirisestä sovellutuksesta saatiin kuudessa maakunnassa: Keski-Suomessa, Keski-Pohjanmaalla, Kainuussa, Lapissa, Päijät-Hämeessä sekä Pohjois-Karjalassa. Edellä todettiin jo, että Kainuussa ja Lapissa Granger-kausalisuutta havaittiin olevan molemmin suuntaisesti, joten seuraavaksi käsitellään tarkemmin jäljelle jääneitä neljää maakuntaa. Näissä maakunnissa työttömyyden ja nettomuuttoliikkeen havaintojen voidaan sanoa ennustavan paremmin nettomuuttoliikkeen muutoksia, kuin pelkän nettomuuttoliikkeen aiempien muutosten avulla saataisiin mallinnettua. Partridge ja Rickman (2001) sekä Tervo (2014) ovat käyttäneet vastaavasti tällaista kausalisuusvaikutusta viitteenä kysyntävetoisesta aluekehityksestä. Tarkastelussa edetään jälleen samaan tapaan kuin aiemmissakin skenaarioissa, joten ensin silmämääräisesti katsotaan, onko maakuntien työttömyyslukuissa havaittavissa yhdenmukaisuuksia. Kuviota 1 tarkasteltaessa nähdään, että kaikki neljä maakuntaa sijoittuvat selvästi työttömyysasteiden perusteella ylempään keskikastiin kaikkien maakuntien joukosta. Erityisesti Pohjois-Karjala on kuulunut aiemmin erittäin korkean työttömyysasteen maakunniksi havaittujen Kainuun ja Lapin kanssa samaan kastiin.

Kun katsotaan kuviosta 5 edellä mainittujen maakuntien nettomuuttoliikkeitä poikkileikkaushavaintoina tarkastelujakson päistä ja keskivaiheelta, voidaan sanoa nettomuuttoliikkeiden olleen lähes kaikkina havaintopisteinä lähtömuuttopainotteista. Nettomuuttoliikkeiden osuus maakunnan väestöstä on kuitenkin varsin pientä verrattuna suhteessa muihin maakuntiin. Keski-Suomen osalta nettomuuttoliikkeen osuus väestönmuutokseen on ollut lähes neutraalia ja vuoden 2000 havainnoissa nettomuuttoliike on ollutkin myös lievästi positiivista. Kaiken kaikkiaan Keski-Suomessa, Keski-Pohjanmaalla, Päijät-Hämeessä ja Pohjois-Karjalassa nettomuuttoliikkeiden voidaan sanoa olleen lähes yhtenevästi hieman negatiivisia suhteutettuna maakunnan väestöön.

Omistusasumisen osuuksia katsottaessa sijoittuvat edellä olevista maakunnista Keski-Suomi ja Päijät-Häme taulukon 2 mukaisesti matalan omistusasumisosuuden luokkaan. Lisäksi on kuitenkin huomattava, että näiden kahden mainitun maakunnan keskimääräiset omistusasumisen osuudet ovat olleet toiseksi ja kolmanneksi matalimmat Uudenmaan lukujen jälkeen 64,5 %:n ja 65,1 %:n keskiarvoilla. Pohjois-Karjala sijoittuu lähelle maakuntien mediaania 68,4 %:n keskimääräisellä omistusasumisosuudellaan. Keski-Pohjamaan maakunta kuuluu sen sijaan korkean omistusasumisen osuuden luokkaan 71,8 %:n keskiarvolla tarkastelujaksolta. Omistusasumisen osuuksissa on siis selvästi näiden maakuntien osalta hajontaa, mutta pienellä otannalla keskimääräisesti maakunnat sijoittuvat vertailussa muiden maakuntien kanssa hieman maakuntien keskiarvon alapuolelle.

Edellä olevan perusteella näissä neljässä maakunnassa, joissa työttömyyden todettiin Granger-aiheuttavan nettomuuttoliikettä, havaittiin olevan keskimääräistä korkeampi työttömyysaste. Tämän lisäksi nettomuuttoliikkeen huomattiin olevan lievästi lähtömuuttopainotteista tarkasteltaessa nettomuuttoliikkeen volyymia osuutena maakunnan väestöstä. Omistusasumisen osalta maakuntien välillä oli enemmän hajontaa vaikkakin tarkasteltavia maakuntia ei ollutkaan tässä kohtaa mukana kuin neljä. Keskimääräisesti nämä kuitenkin olisivat sijoittuneet hieman keskiarvon alapuolelle. Erityisesti Keski-Suomi ja Päijät-Häme erottuivat matalilla omistusasumisen osuuksillaan.

Empiirinen sovellus tuotti myös jonkin verran tilastollisesti merkityksettä tuloja käytettäessä 5 %:n luottamustasoa. Jos luottamustasoa löyhennettäisiin 10 %:n luottamustasolle, voitaisiin tarkasteluun ottaa lisäksi Pohjanmaan, Pohjois-Savon ja Satakunnan maakunnat. Näistä maakunnista kaksi ensimmäistä sijoittuisivat toisena tarkasteltuun ryhmään, jossa nettomuuttoliikkeen havaittiin Granger-aiheuttavan työttömyyttä ja Satakunnan kuuluvat edellä tarkasteltuun ryhmään, jossa käänteisesti työttömyys Granger-aiheutti nettomuuttoliikettä.

Pohjanmaan ja Pohjois-Savon tunnuslukuja tarkasteltaessa havaitaan, että näiden maakuntien matalat työttömyysasteet tarkastelujaksolla ovat hyvin linjassa muiden aiemmin samaan ryhmään luettujen maakuntien kanssa. Nettomuuttoliikkeiden osuudet maakuntien väestöstä ovat molemmissa maakunnissa olleet lievästi lähtömuuttopainotteisia, mutta kuten aiemmin havaittiin, oli ryhmän maakuntien osalta selvää kahtiajakoa tämän muuttujan osalta. Näiden kahden maakunnan lisääminen mukaan ryhmään lisäisi kuitenkin maakuntien painottumista lähtömuuttopainotteisten maakuntien puolelle. Omistusasumisen osuuden osalta Pohjanmaa kuuluu korkean omistusasumisen osuuksien kategoriaan ja Pohjois-Savo keskimääräistä matalampien ryhmään. Myös tämän muuttujan osalta maakuntien välillä oli suurta vaihtelua tässä kausaalisuusvaikutuksen perusteella ryhmitellyssä luokassa.

Satakunnan mukaan ottaminen tarkasteluun näyttäisi joidenkin tunnuslukujen osalta sopivan samaan ryhmään maakuntien kanssa, joissa työttömyyden havaittiin Granger-aiheuttavan nettomuuttoliikettä 5 %:n luottamustasolla. Satakunnan työttömyysaste on historiallisesti ollut matalalla tasolla, mutta vuoden 2008 talouskriisin jälkeen maakunnan työttömyysaste on noussut ylitse koko Suomen keskiarvon. Nettomuuttoliikkeen suuntia ja osuuksia väestöstä tarkastellessa voidaan tehdä selvä huomio, että Satakunnan kuvaaja kuviossa 5 on lähes identtinen muiden neljän tässä yhteydessä tarkastellun maakunnan kanssa. Nettomuuttoliike on ollut lähtömuuttopainotteista kaikkina kuvioon 5 piirrettyinä tarkasteluajankohtina ja muuttoliikkeen osuus maakunnan väestöstä on ollut samalla hieman alle yhden prosentin tasolla kuin muillakin ryhmän maakunnilla. Omistusasumisen osuutta tarkastellessa sen sijaan nähdään, että Satakunnan mukaan ottaminen aiheuttaisi kahtiajakoa ryhmässä. Satakunnan omistusasumisen keskiarvo vuosina 2005–

2013 on ollut 73,0 %, mikä on toiseksi korkein lukema kaikista tarkastelluista maakunnista. Aiemmin tämän kategorian maakunnista todettiin, että siihen kuuluneista maakunnista Keski-Pohjanmaa kuului samoin korkean omistusasumisen maakuntiin ja Keski-Suomi sekä Päijät-Häme taas aivan taulukon toiseen päähän matalimpien omistusasumisen osuuksien kanssa. Tältä osalta Satakunnan mukaan ottaminen tuo lisää pohdittavaa kategorisointiin, sillä se vahvisti omistusasumisen perusteella tehdyn jaottelun ääripäitä tarkastelujoukossa.

Aiemmin käsiteltyjen maakuntien lisäksi Toda-Yamamoto Granger-kausaalisuustesti tuotti myös yhdessä maakunnassa tilastollisesti merkitsemättömiä tuloksia, vaikka luottamustasona olisi käytetty 10 %:n tasoa. Pohjois-Pohjanmaan maakunnassa käytetyllä testiasetelmalla tai valituilla muuttujilla ei pystytty löytämään merkittäviä viitteitä Granger-kausalisuudesta nettomuuttoliikkeen ja työttömyyden välillä kumpaankaan suuntaan. Lisäksi on huomioitava, että edellä Pohjanmaan, Pohjois-Savon ja Satakunnan testitulokset kelpuutettiin mukaan vasta löyhennettäessä luottamustasoa 10 %:n tasolle aiempien tarkastelujen 5 %:n luottamustasosta.

Pohjois-Pohjanmaa sijoittuu työttömyysasteensa osalta hieman keskiarvoa korkeampien työttömyyslukujen joukkoon verrattaessa muihin maakuntiin. Nettomuuttoliikkeen poikkileikkausaineistoa kuviosta 5 tarkasteltaessa Pohjois-Pohjanmaan nettomuuttoliikkeen osuus maakunnan väestöstä on ollut hyvin vähäistä. Tarkastelujakson alku- ja loppupäissä nettomuuttoliike on ollut lähtömuuttopainotteista, mutta jakson keksivaiheilla nettomuuttoliike on ollut jopa lievästi tulomuuttopainotteista. Omistusasumisen osuuden perusteella Pohjois-Pohjanmaa sijoittuu maakuntien mediaanin alapuolelle 67,1 %:n keskimääräisellä lukemallaan. Kaiken kaikkiaan Pohjois-Pohjanmaa vaikuttaa tarkasteltujen muuttujien tunnuslukujen osalta olevan hyvin keskiverto suomalainen maakunta, mutta tällä testausmenetelmällä sille ei onnistuttu löytämään tilastollisesti merkitseviä Granger-kausalisuusvaikutuksia.

Taulukkoon 6 on koostettu vielä tiiviisti empiirisen sovelluksen tulokset käyttäen luottamustasona 5 %:n tasoa. Taulukkoon tehty kooste on tehty edellä olevan johtopäätösluvun havaintojen mukaan ja sen on tarkoitus antaa nopea katsaus edellä käytyyn kattavampaan tarkasteluun. Maakunnat on ensin jaoteltu testisuureiden perusteella neljään ryhmään, jotka myös edellä on käsitelty järjestyksessä: kaksisuuntainen Granger-kausalisuusvaikutus, nettomuuttoliike Granger-aiheuttaa työttömyyttä, työttömyys Granger-aiheuttaa nettomuuttoliikettä ja tilastollisesti merkityksettömät tulokset. Näissä neljässä ryhmässä on maakuntien väliltä pyritty löytämään yhtäläisyyksiä tarkastellen käytettyjen muuttujien tunnuslukujen tasoja.

Aiempi kirjallisuus alueellisen kehityksen taloustieteestä varsinkin kotimaisissa tutkimuksissa on avannut vain niukasti yksittäisillä maakunnilla tehtyjä havaintoja. Tutkimukset ovat keskittyneet enemmän metodologiaan ja tulosten tulkintaan ilman, että niitä on

tarkemmin eritelty eri maakuntien osalta. Tästä syystä omien empiiristen tulosteni vertailu aiempaan tutkimukseen on haastava. Esimerkiksi Laamasen (2014) artikkelissa tuloksia ei oltu raportoitu lainkaan yksittäisten maakuntien osalta vaan tuloksia raportoitiin yleisemmällä tasolla. Böckermanin ja Hämäläisen (2004) artikkeleissa tarkasteltiin seutukuntia, mutta tässäkin artikkelissa tarkastelu keskittyi enemmän eri muuttujien vaikutusten suuruuden ja suunnan tarkasteluun, kuin niiden tarkasteluun yksittäisten maakuntien osalta.

Taulukko 6 Empiirisen mallin tulosten ryhmittely ja muuttujien tunnusluvut

Toda-Yamamoto Granger-kausalisuustestin tulos*	Maakunta	Työttömyysaste	Nettomuutto-liike	Omistusasuminen
Kaksisuuntainen Granger-kausalisuus	Kainuu Lappi	Korkea työttömyysaste	Korkea lähtömuuton osuus väestöstä	Korkea tai keskisuuri
Nettomuuttoliike Granger-aiheuttaa työttömyyttä	Etelä-Pohjanmaa Etelä-Savo Etelä-Karjala Kymenlaakso Kanta-Häme Pirkanmaa Uusimaa Varsinais-Suomi	Matala tai keskimääräinen työttömyysaste	Ei yhtenäistä	Ei yhtenäistä
Työttömyys Granger-aiheuttaa nettomuuttoliikettä	Keski-Suomi Keski-Pohjanmaa Päijät-Häme Pohjois-Karjala	Keksimääräistä korkeampi työttömyysaste	Keskisuuri lähtömuuton osuus väestöstä	Ei yhtenäistä
Ei tilastollisesti merkitseviä tuloksia	Pohjanmaa Pohjois-Pohjanmaa Pohjois-Savo Satakunta	Ei yhtenäistä	Ei yhtenäistä	Ei yhtenäistä

*Tilastollisesti merkitsevät tulokset 5 %:n luottamustasolla

Näiden lisäksi Tervon (2014) tekemän kotimaisen tutkimuksen osalta keskityttiin seutukuntien tarkasteluun ja näidenkin osalta vain kolme merkittävimmän seutukunnan, Helsingin, Tampereen ja Turun osalta. Yksi Tervon (2014, 202) tärkeimmistä tuloksista oli kuitenkin se, että suurilla ja dynaamisilla kaupunkialueilla aluekasvu on ollut tarjontavetoista ja väestön sekä työllisyyden kasvu ruokkivat toisiaan. Nämä tulokset ovat linjassa myös tämän tutkimuksen empiiristen havaintojen kanssa, vaikka tarkastelut on tehty maakuntatasolla. Uudenmaan, Pirkanmaan sekä Varsinais-Suomen osalta kausalisuustarkastelun mukaan viitteitä oli muun muassa näissä maakunnissa aluekasvun tarjontave-

toisuudesta. Yhdenmukaista on kuitenkin se, että aiemmissakin tutkimuksissa muuttoliikkeen ja työttömyyden kausaalisuustarkastelut eri menetelmillä ovat tuottaneet hajanaisia tuloksia, eivätkä Suomen maakunnat käyttäydy siten yhtenäisesti. On kuitenkin siis selvää, että maakuntien välillä on niin paljon heterogeenisuutta näiden muuttujien osalta, että yksittäisen maakunnan perusteella ei voida suoraan johtaa tuloksia koko Suomea kattavasti.

Tutkimukseni kolmantena tavoitteena oli tarjonta- ja kysyntävetoisen aluekehityksen lisäksi pyrkiä löytämään yhteys näiden kehitysten ja omistusasumisen välillä. Pääluvussa kolme tarkastellessa käytettävässä olevaa aineistoa tutkimukseen liittyen jouduttiin jo toteamaan, että käytettävissä tässä tutkimuksessa ei ole riittävän pitkiä aikasarja-aineistoja omistusasumisen osuuksista, jotta aineistoa olisi mielekästä käyttää VAR-mallissa. Sen sijaan kuvioiden 6 ja 7 avulla pystyttiin varmistamaan, että omistusasumisen osuudet ovat pysyneet suhteellisen muuttumattomina tarkastellun ajanjakson aikana vuosien 1985 sekä 2005 ja 2013 välillä. Tästä syystä tarkastelua jatkettiin silmämääräisesti käyttäen käytettävissä olevan omistusasumisaineiston keskiarvoa vuosilta 2005–2013. Aiempien tulosten perusteella ei kuitenkaan Suomen maakuntien väliltä voitu löytää yhteyttä omistusasumisen kanssa, kun ryhmittelyyn käytettiin empiirisen mallin avulla saatuja tuloksia nettomuuttoliikkeen ja työttömyyden kausaalisuusvaikutuksista.

Kuvioon 6 oli lisäksi havainnollistettu työttömyysasteen ja omistusasumisen osuuksien välinen regressiosuora poikkileikkaushavainnoille vuosilta 2005 ja 2013. Regressiosuorien kulmakertoimet olivat lievästi positiiviset, mutta yhteys työttömyyden ja omistusasumisen välillä oli selvästi heikompi, mitä olisi voinut olettaa tukeutuen Oswaldin (1996) teoriaan näiden muuttujien välisestä yhteydestä. Tästä syystä tutkimukseni avulla ei voida luotettavasti sanoa, että korkealla omistusasumisen osuudella tietyllä alueella olisi työvoiman liikkuvuutta hidastavaa vaikutusta. Viitteitä tällaisesta oli Oswaldin (1996) tutkimuksesta löydetty tehtäessä tarkastelua eurooppalaisten valtioiden välillä, mutta selvästi tällä viitekehyksellä vastaavaa havaintoa ei voida tehdä Suomen maakuntien välillä. On hyvä ottaa huomioon myös, että Oswald (1996, 17) oli myös omassa tutkimuksessaan erikseen huomionnut Suomen havainnot aineistostaan ja jättänyt nämä havainnot pois tarkastelusta poikkeavana havaintona. Suomen aineiston osalta teorian sopimattomuuden vahvistaminen vaatisi kuitenkin pidempien aikasarjojen tarkastelua kuin tässä tutkimuksessa on ollut käytettävissä, joten se jättää mahdollisuuden jatkotarkastelua varten myöhemmissä tutkimuksissa.

6 YHTEENVETO

Tutkielmani tavoitteena oli tarkastella Suomen alueellista kehitystä maakuntien tasolla tarkastellen keskeisinä muuttujina työttömyyttä, muuttoliikettä sekä omistusasumista. Tärkeimpinä tutkimustavoitteina oli selvittää maakuntien kehityksen mahdollinen tarjonta- tai kysyntäperäisyys ja tehdä päätelmiä omistusasumisen vaikutuksesta kehityksen suuntiin. Käytettävissä olevan aineiston perusteella tutkimuksen tarkasteluajanjaksoksi valittiin vuosien 1987 ja 2013 välinen 26 vuoden pituinen aikasarja. Aineistoja kerätessä jouduttiin kuitenkin toteamaan omistusasumisen maakunta- tai kuntatason tilastoaineiston olevan saatavilla paneeliaineistona ainoastaan vuosien 2005–2013 välillä ja aiempien havaintojen osalta jouduttiin tyytymään poikkileikkausaineistoihin. Havaintoaineiston rajoittuneisuuden vuoksi tutkimuksen alkuperäisiä menetelmiä jouduttiin hienosäätämään, mutta lopullisten päätelmien perusteella johtopäätösten tekeminen oli mahdollista asetettujen tavoitteiden täyttämiseksi.

Tutkielma antoi katsauksen alueellisen kehityksen taloustieteellisen tarkastelun aiempaan kirjallisuuteen ja teorettisiin viitekehityksiin, niin ulkomaalaisten kuin kotimaisten tutkimusten osalta. Erityisen tarkasti keskityttiin kuvaamaan erilaisia ekonometrisia menetelmiä, joita historian saatossa on käytetty alueellisen kehityksen tutkimukseen. Tämän tutkimuksen metodologiaksi päädyttiin valitsemaan vektoriautoregressiivisen mallin muodostaminen, joka soveltui käyttöön sen nauttiessa suosiota tuoreimpien alueellisen kehitysten tutkimusmenetelmänä sekä sen soveltuessa mainiosti käytetylle pitkälle aikasarja-aineistolle. VAR-mallin lähestymistavaksi otettiin Toda-Yamamoto Granger-kausalisuusmenetelmää, joka suhteellisen uutena ja käytännöllisenä menetelmänä herätti tutkijan mielenkiinnon. Toda-Yamamoto Granger-kausalisuus menetelmän vahvuudet ja rajoitteet käsiteltiin tarkemmin pääluvussa kaksi.

Maakuntien yleisiä piirteitä valittujen muuttujien osalta havainnoitiin aluksi silmäääräisesti aineistoon perehtymisen kannalta. Maakuntien väliltä pystyttiin löytämään huomattaviakin eroja eri muuttujien tasojen ja niiden muutosten välillä. Suomen maakuntien alueellinen kehitys oli jo nopean silmäyksen perusteella hyvin hajautunutta eri maakunnissa, mikä tietysti oli ymmärrettävää maantieteellisesti laajassa valtiossa. Keskeinen havainto kuitenkin jo tässä vaiheessa oli, että varsinkin työttömyyden ja muuttoliikkeiden osalta parhaiten ansioituneet maakunnat löytyivät Etelä- ja Länsi-Suomen suurten kaupunkiseutujen ympäristöstä. Sen sijaan Pohjois- ja Itä-Suomen maakunnat eivät niinkään erottuneet edukseen tunnuslukuja ja kuvaajia tarkasteltaessa.

Empiiristä sovellusta sovellettaessa yhdistettiin aiemmin esitettyyn ekonometriseen Toda-Yamamoto Granger-kausalisuusmenetelmään kerätty tilastoaineisto Suomen maakunnista aiemmin mainittujen muuttujien ja ajanjaksojen osalta. Aineistoon tehtyjen tarvittavien testien osalta havaintoaineiston havaittiin soveltuvan käytettäväksi valittuun ekonometriseen sovellukseen ja näin saamaan aikaan tilastollisesti luotettavia tuloksia.

Suoritetun empiirisen mallin avulla saatiin selville monenlaisia kausaalisuusvaikutuksia, mikä ei toisaalta ollut yllättävää peilaten tuloksia aiempaan tutkimukseen kotimaisen alueellisen kehityksen osalta. Kaksisuuntaista Granger-kausalisuutta löydettiin kahden pohjoisen maakunnan osalta, tarjontavetoista kehitystä kuvaavaa, nettomuuttoliikkeen Granger-aiheuttamaa työttömyyttä, löydettiin Etelä- ja Länsi-Suomen maakunnista. Sen sijaan kysyntävetosta kehitystä ilmaisevaa, työttömyys Granger-aiheuttaa nettomuuttoliikettä, vaikutusta voitiin huomata olevan Keski- ja Itä-Suomen maakunnissa. Tilastollisesti merkityksettömiä tuloksia havaittiin myös jonkin verran ja ne kohdistuivat länsirannikon ja Keski-Suomen alueen maakuntiin.

Omistusasumisen osuudet eivät olleen mukana VAR-mallissa aineiston rajoittuneisuuden vuoksi. Jatkotarkastelussa maakuntien VAR-mallin tulosten perusteella pyrittiin löytämään yhteneväisyyksiä maakuntien välillä käyttäen apuna omistusasumisen keskimääräisiä osuuksia. Tulokset olivat kuitenkin hyvin hajanaisia VAR-mallin avulla ryhmiteltyjen maakuntien ja omistusasumisen osuuksien osalta. Ainoastaan kaksisuuntaista Granger-kausalisuutta ilmaisevien kahden maakunnan osalta voitiin sanoa omistusasumisen osuuksien olevan keskimääräistä korkeammat, mutta pienellä otannalla voi sattumallakin olla osansa asiassa. Jatkotutkimusten kannalta omistusasumisen suuruuden vaikutuksista ei pystytty tässä tutkimuksessa löytämään luotettavia tuloksia, joten asia jätti avoimia kysymyksiä suomalaisen maakunta-aineiston osalta.

LÄHTEET

- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *Automatic Control. IEEE Transactions on*, Vol 19, 716–723.
- Avalos, A. (2010). Migration, unemployment, and wages: The case of the California San Joaquin Valley. *Contemporary Economic Policy*, Vol 28, 123–135.
- Blanchard, O. J., & Quah, D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *The American Economic Review*, Vol 79, 655–673.
- Box, G. E., & Pierce, D. A. (1970). Distribution of residual autocorrelations in autoregressive-integrated moving average time series models. *Journal of the American statistical Association*, Vol 65, 1509–1526.
- Böckerman, P. (2000). *Suomen työttömyys – alueellinen näkökulma*, Työpapereita 164, Palkansaajien tutkimuslaitos, Helsinki.
- Böckerman, P. & Hämäläinen K. (2004). Regional labor market dynamics, housing, and migration. *Journal of Regional Science*, Vol 44, 543-568.
- Carlino, G. A., & Mills, E. S. (1987). The determinants of county growth, *Journal of Regional Science*, Vol 27, 39- 54.
- Carruthers, J. I., & Vias, A. C. (2005). Urban, Suburban, and Exurban Sprawl in the Rocky Mountain West: Evidence from Regional Adjustment Models. *Journal of regional science*, Vol 45, 21-48.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, Vol 74, 427-431.
- Granger, C. W. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 424-438.
- Hurlin, C. & Venet, B. (2001). *Granger causality tests in panel data models with fixed coefficients*, Mimeo, University of Paris IX.
- Laamanen, J-P. (2014). Worker turnover, structural change, and inter-regional migration: evidence from Finland, *Finnish Economic Papers*, Vol 27, 34-55.
- Ljung, G. M., & Box, G. E. (1978). On a measure of lack of fit in time series models. *Biometrika*, Vol 65, 297-303.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of econometrics*, Vol 54, 159-178.

Kytö, H. & Kral-Leszczynska M. (2013). *Muuttoliikkeen voittajat ja häviäjät – Tutkimus alueiden välisestä muuttovirroista*, Kunnallisan kehittämissäätiön Tutkimusjulkaisu nro 76, Sastamala.

Muth, R. (1971). Migration: Chicken or Egg?, *Southern Economic Journal*, Vol 57, 295-306.

Oswald, A. (1996). A conjecture on the explanation for high unemployment in the industrialized nations: part 1. *Economic Research Paper 475*, University of Warwick.

Partridge, M. D., & Rickman, D. S. (2003). The waxing and waning of regional economies: the chicken-egg question of jobs versus people. *Journal of Urban Economics*, Vol 53, 76–97.

Pehkonen, J. (1998). 1990-luvun talouslama ja työllisyyden alueellinen ja toimialoitannan kehitys. Teoksessa Pohjola, M. (toim.), *Suomalainen työttömyys*. Taloustieto Oy.

Sims, C., Stock, J., & Watson, M. (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 113–144.

Sisäasiainministeriö (2003). Suomen Aluekehittämissstrategia 2013. Aluekehittämissstrategiatyöryhmän mietintö. *Sisäasiainministeriön julkaisu 10/2003*. Helsinki.

Tervo, H. (1998). Muuttoliike ja työmarkkinoiden sopeutuminen. *Kuntapuntari*, Vol 2, 13–16.

Tervo, H. (2000). Migration and labour market adjustment: Empirical evidence from Finland 1985-1990. *International Review of Applied Economics*, Vol. 14, 2000, 343-360.

Tervo, H. (2014). Kysyntä- vai tarjontavetoinen aluekasvu? Aluetalouksien kehitys Suomessa 1990–2010. *Kansantaloudellinen aikakauskirja*, 110. vsk, 191–203.

Tilastokeskus (1986). *Suomen tilastollinen vuosikirja 1985/86*, Tilastokeskus, Helsinki.

Tilastokeskus (2016a). Suomen virallinen tilasto (SVT): *Työssäkäynti (verkkajulkaisu)*. <http://www.stat.fi/til/tyokay/>, Helsinki, (viitattu: 12.1.2016).

Tilastokeskus (2016b). Suomen virallinen tilasto (SVT): *Muuttoliike (verkkajulkaisu)*. <http://www.stat.fi/til/muutl/>, Helsinki, (viitattu: 12.1.2016).

Tilastokeskus (2016c). Suomen virallinen tilasto (SVT): *Asunnot ja asuinolot (verkköjulkaisu)*. <http://www.stat.fi/til/asas/yht.html>, Helsinki, (viitattu: 12.1.2016).

Toda, H. Y. (1995). Finite sample performance of likelihood ratio tests for cointegrating ranks in vector autoregressions. *Econometric theory*, Vol 11, 1015–1032.

Toda, H. Y. & Yamamoto, H. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes, *Journal of Econometrics*, Vol 66, 225–250.

Tolvi, J. (1999). Vielä yksikköjuurista ja työttömyysaikaasarjojen tilastollisesta luonteesta. *Kansantaloudellinen aikakauskirja 1999*, 159.

Työ- ja elinkeinoministeriö (2010). Suomen aluekehittämisstrategia 2020. *Työ- ja elinkeinoministeriön julkaisuja, alueiden kehittäminen 23/2010*. Helsinki.

Vermeulen, W. & van Ommeren, J. (2009). Does land use planning shape regional economies? A simultaneous analysis of housing supply, internal migration and local employment growth in the Netherlands, *Journal of Housing Economics*, Vol 18, 294-310.