

01/2013

ELÄKETURVAKESKUKSEN TUTKIMUKSIA

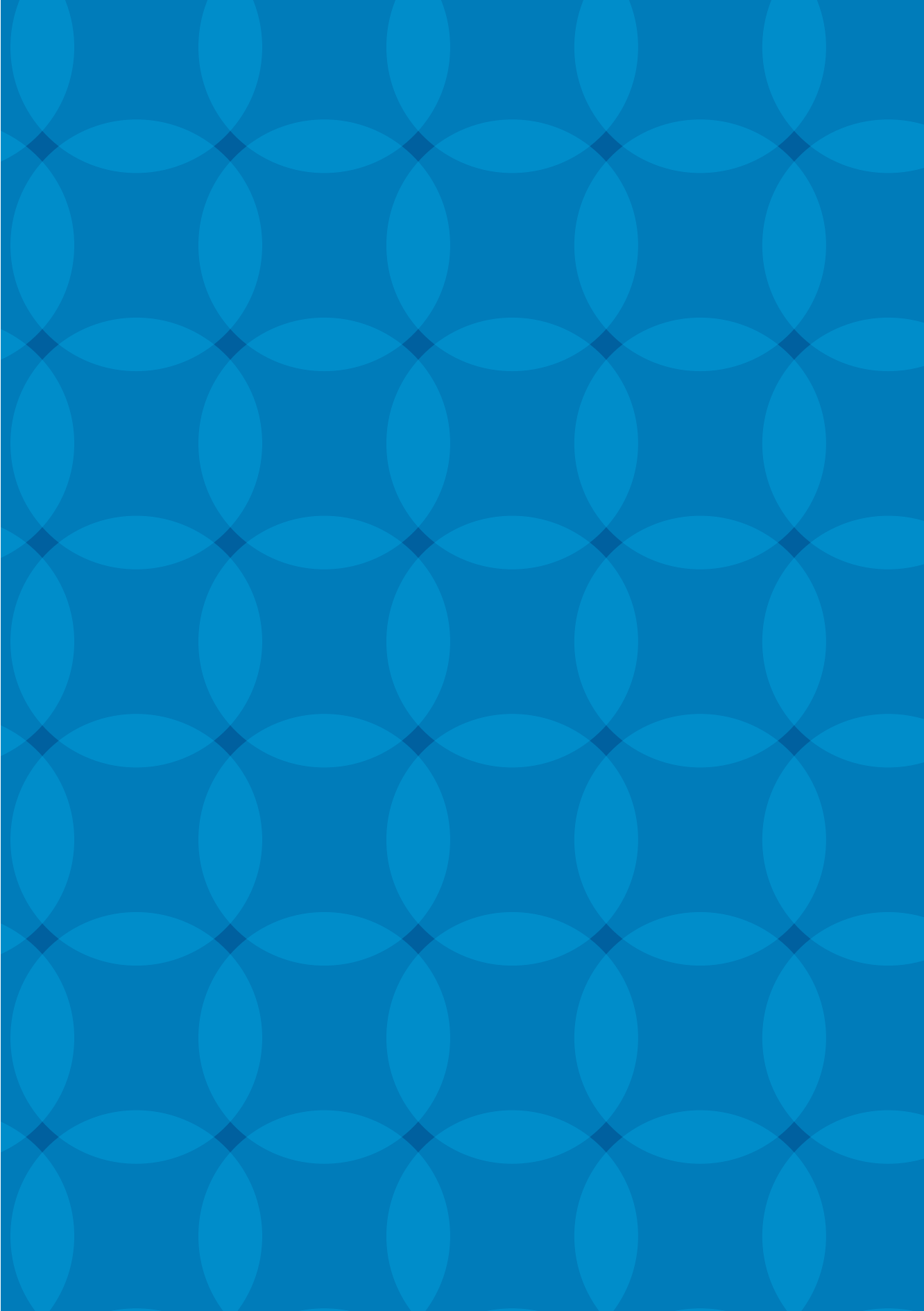
PALKANSAAJIEN TUTKIMUSLAITOKSEN TUTKIMUKSIA 114

Köyhyyden dynamiikka Suomessa 1995–2008

Ilpo Suoniemi



Eläketurvakeskus
PENSIONSSKYDDSCENTRALEN



01/2013

ELÄKETURVAKESKUKSEN TUTKIMUKSIA
PALKANSAAJIEN TUTKIMUSLAITOKSEN TUTKIMUKSIA 114

Köyhyyden dynamiikka Suomessa 1995–2008

Ilpo Suoniemi



Eläketurvakeskus
PENSIONSSKYDDSCENTRALEN

Eläketurvakeskus

00065 ELÄKETURVAKESKUS

Puhelin 029 411 20 • Faksi 09 148 1172

Pensionsmyndigheten

00065 PENSIONSSKYDDSCENTRALEN

Telefon 029 411 20 • Fax 09 148 1172

Finnish Centre for Pensions

FI-00065 Eläketurvakeskus Finland

Telephone +358 29 411 20 • Fax +358 9 148 1172

Kopijyvä Oy

Jyväskylä 2013

ISBN 978-951-691-186-4 (nid.)

ISBN 978-951-691-187-1 (PDF)

ISSN-L 1236-3049

ISSN 1236-3049 (painettu)

ISSN 1798-7482 (verkkajulkaisu)

Palkansaajien tutkimuslaitoksen tutkimuksia 114

ISSN-L 1236-7176 (painettu ja verkkajulkaisu)

SAATE

Eläketurvan keskeisenä tavoitteena on estää eläkeläisten köyhyys. Olemassa oleva tutkimustoiminta köyhyydestä ja köyhyyteen yhteydessä olevista tekijöistä perustuu pääasiallisesti poikkileikkaushetken tarkasteluihin. Tieto, miten köyhyys kehittyy henkilön tai perheen kohdalla ja mitkä tekijät vaikuttavat köyhyydessä pysymiseen tai siitä irtaantumiseen, on hyvin vähäistä. Tällainen tieto on oleellista paitsi eläkkeellä olevien myös tulevien eläkeläisten toimeentulon ymmärtämiseksi.

Eläketurvakeskus ja Palkansaajien tutkimuslaitos ovat yhteistyössä hyödynäneet Tilastokeskuksen tulonjaon paneeliaineistoa. Tutkimuskoordinaattori Ilpo Suoniemi tarkastelee tässä tutkimuksessa köyhyyden dynamiikan kehitystä Suomessa 1995–2008. Paneeliaineistoilla, joissa seurataan samojen henkilöiden tuloja useamman vuoden ajan, saadaan arvokasta tietoa muun muassa siitä, keillä köyhyys on tilapäistä ja keille köyhyys on pitkäkestoista ja mitkä yksilötason tekijät ovat yhteydessä köyhyyteen ja sen erilaisiin ilmenemismuotoihin.

Köyhyystutkimukseen liittyy monia menetelmällisiä valintoja ja metodologisia haasteita. Tässä tutkimuksessa tarkastellaan erityisenä metodologisena kysymyksenä, vaikuttaako köyhänä oleminen sinänsä todennäköisyyteen olla köyhä jatkossakin, kun tavanomaiset köyhyysriskiin vaikuttavat havaitut tekijät otetaan huomioon.

Tutkimuksen tukiryhmän jäseninä olivat Eläketurvakeskuksesta johdon asiantuntija Hannu Uusitalo, johtaja Mikko Kautto ja ekonomisti Juha Rantala ja Palkansaajien tutkimuslaitoksesta tutkimuskoordinaattori Jukka Pirttilä. Kiitos tukiryhmälle sekä kahdelle työn arvioineelle refereeelle hyödyllisistä ja rakentavista kommentteista. Lämpimät kiitokset myös Merja Raunikselle ja Suvi Pohjoisaholle Eläketurvakeskuksesta tutkimuksen saattamisesta julkaisukuntoon.

Susan Kuivalainen

Tutkimusosaston osastopäällikkö

Eläketurvakeskus

ABSTRAKTI

Tutkimuksessa tarkastellaan laajan, rekisteripohjaisen paneelaineiston avulla köyhyyden dynamiikkaa vuosina 1995–2008. Köyhyyteen saapumista ja siitä irtautumista mallitettiin Markovin ketjuna, joka perustuu dynaamiseen Probit-malliin. Köyhyysriskin dynamiikan kehitystä tarkastellaan jakamalla havaintoperiodi kolmeen viiden vuoden pituiseen paneeliin. Lisäksi tarkastellaan, miten tulokset muuttuvat, kun aineistoa rajataan henkilön iän perusteella ja eläkeläisiin. Malleissa päähuomio kohdistuu dynaamisten, ajassa muuttuvien, perhetilannetta, kotitalouden rakennetta ja sen kokoa kuvaavien tekijöiden vaikutukseen ja köyhyystapahtuman aiheuttaman tilariippuvuuden arviointiin. Lisäksi tarkasteltiin köyhyysriskin havaitsemattoman ominaistekijän ja iän, sukupuolen, koulutusasteen ja sosioekonomisen aseman välisiä korrelaatioita. Köyhyysjaksojen pitkittymisen taustalla voi olla on joko aito tilariippuvuus tai syynä voi olla yksilöllisen ominaistekijän aiheuttama näennäiskorrelaatio. Tulosten avulla voidaan erottaa nämä selitykset toisistaan, mikä on tärkeää politiikkatoimenpiteiden suunnittelun kannalta. Tutkimusasetelma tarjoaa myös mahdollisuuden eri estimointimenetelmien vertailuun. Satunnaisvaikutusten malli olisi johtanut voimakkaasti harhaisiin johtopäätöksiin dynaamisten vaikutusten arvioinnin osalta.

ABSTRACT

A large register based Finnish panel data set in 1995–2008 is used to examine the dynamics of income poverty. Poverty entry and exit rates are estimated using a Markov chain which is based on a dynamic Probit model. To study the evolution of poverty dynamics the observation period has been divided into three five-year long panels. In addition, the study examines how the results change when various age groups are used. The main interest lies in (structural) state dependence in poverty and the effects of dynamic changes in family size, status and structure. In addition, the paper reports correlations between individual heterogeneity and fixed effects due to age, gender, educational level and socioeconomic status. There are two different explanations for persistence of poverty spells, first, true (structural) state dependence and second, spurious correlation due to unobservable individual heterogeneity. The results help to distinguish between these explanations, which is important for the design of policy measures. The study showed interesting differences across the range of dynamic estimators considered. The random effects estimator had a particularly poor performance in uncovering poverty dynamics.

TIIVISTELMÄ

Tutkimuksessa tarkastellaan laajan, rekisteripohjaisen paneeliaineiston avulla köyhyyden dynamiikkaa ja sen kehitystä jakamalla havaintoperiodi 1995–2008 kolmeen viiden vuoden pituiseen paneeliin, 1995–1999, 2000–2004 ja 2004–2008. Ajassa tapahtuneiden muutosten ohella tarkastellaan, miten johtopäätökset muuttuvat, kun aineistoa rajataan henkilön iän perusteella: ikä 0–89 vuotta, 30–89 vuotta, 50–89 vuotta ja 60–89 vuotta tulopaneelin ensimmäisenä vuotena. Lisäksi estimoinnit tehdään sekä 30–89-vuotiaille että 60–89-vuotiaille eläkeläisille.

Tutkimuksessa mallitetaan köyhyyteen saapumista ja siitä irtautumista Markovin ketjuna, jonka köyhyydestä poistumis- ja siihen saapumistodennäköisyydet perustuvat dynaamiseen Probit-malliin. Yleisesti köyhyyden pysyvyyttä ja köyhyysjaksojen pitkittymistä voidaan selittää kahdella eri tavalla. Ensimmäisenä selityksenä on aito, rakenteellinen tilariippuvuus, jossa viivästetty tilamuuttuja on mallissa köyhyysriskin selittäjänä. Tilariippuvuutta ylläpitäviä mekanismeja voivat olla väärin asetetut kannustimet, jotka joko eivät kannusta työllistymään tai ylläpitävät matalapalkka- tai osa-aikatyötä, ns. köyhyysloukut ja lannistumisen aiheuttama motiivointikato. Toisena selityksenä on riskin autokorrelaatio, joka liittyy havaitsemattoman yksilöllisen ominaistekijän aiheuttamaan näennäiskorrelaatioon. Tällöin pitkät köyhyysjaksot kasautuvat niille henkilöille, joilla on erityinen riskialttius. Riskialttiuteen vaikuttavia ominaistekijöitä voidaan tulkita aiemmin kertyneinä varantoina, esimerkiksi inhimillisenä, sosiaalisena, taloudellisenä ja terveystaloudena. Poliittikkatoimenpiteiden suunnittelun kannalta on tärkeää erottaa selitykset toisistaan.

Selitysten toisistaan erottamista vaikeuttaa ns. alkuarvo-ongelma (Heckman 1981), joka on lyhyiden paneelien vitsauksena. Ominaisitekijät, joita ei kaikkia havaita, vaikuttavat alkuarvoon (paneelin ensimmäiseen havaintoon). Jos alkuarvo ja ominaisitekijä ovat toisistaan riippuvia, rikkoutuu mallin selittäjänä käytetyn viivästetyn tilamuuttujan eksogeenisuusoletus. Tällöin tavanomaiset tilastolliset estimaattorit ovat epäkonsistentteja ja pyrkivät yliarvioimaan tilariippuvuuden vaikutusta. Yliarvioinnin syynä on valikoituminen, sillä paneelin alkuhetkellä meneillään olevissa köyhyys- ja ei-köyhyysjaksoissa ovat kummassakin yliedustettuina sellaiset henkilöt, joiden ominaisitekijät ovat suosiollisia tälle tulokselle.

Tutkimuksessa alkuarvo-ongelman ratkaisemiseksi käytettiin sekä Heckmanin (1981) että Wooldridgen (2005) menetelmiä. Dynamiikan ja erityisesti tilariippuvuuden osalta nämä menetelmät antoivat samansuuntaisia tuloksia. Suomen köy-

hyysriskissä on selvä tilariippuvuus, edellisen vuoden köyhyys lisää köyhyysriskiä noin kymmenellä prosenttiyksiköllä, kun vaikutusta arvioidaan koko Suomen väestön tasolla. Toisaalta havaittiin, että ominaistekijöiden aiheuttama näennäiskorrelaatio oli voimakasta. Alkuarvo-ongelman huomiotta jättäminen, käyttämällä estimoinneissa satunnaisvaikutusten mallia, olisi johtanut harhaisiin johtopäätöksiin mallin dynamiikan osalta ja erityisesti tilariippuvuuden karkeaan, prosenttiyksiköissä yli kolminkertaiseen, yliarviointiin.

Köyhyyden tilariippuvuus näytti kasvavan väestöryhmän iän myötä. Lisäksi eläkeläisillä tilariippuvuus oli muuta väestöä voimakkaampaa. Dynaamisista, ajassa muuttuvista, selittävästä tekijöistä huomio kohdistui perheaseman, kotitalouden koostumusta ja sen kokoa kuvaavien tekijöiden vaikutukseen. Perheaseman muutoksista jääminen yksin joko puolison kuoleman tai eron johdosta näytti olevan merkittävin dynaaminen riskitekijä. Tällaiset perhetyypin muutosten aiheuttamat vaikutukset voimistuvat iän myötä. Näissä oli myös selvä ero miesten ja naisten välillä. Lisäksi muutoksiin liittyvät äkilliset toimeentuloriskit ovat havaintojakson aikana kasvaneet.

Mallin kertoimien muutokset paljastivat köyhyysprosessin selvän rakenteellisen muutoksen. Sitä vastoin väestörakenteen (mallin selittävien muuttujien jakauman) muutokset eivät ole tarkastelujakson aikana juuri vaikuttaneet köyhyysriskin kasvuun. Tulosten mukaan aikuisväestössä, erityisesti vanhemmissa ikäryhmissä ja eläkeläisillä, köyhyyden tilariippuvuus oli suurimmillaan 1990-luvun loppupuoliskolla. Tästä se ensin aleni, mutta sittemmin, 2000-luvun kuluessa tilariippuvuus on uudelleen kasvanut.

Vaikka mallien päähyöty on köyhyysriskiin vaikuttavien dynaamisten tekijöiden selvittämisessä, tarkasteltiin tutkimuksessa myös köyhyysriskin ominaistekijöiden ja kiinteiden ominaisuuksien, kuten iän, sukupuolen, koulutusasteen ja sosioekonomisen aseman, välisiä (osittais-)korrelaatioita. Ensinnäkin näiden tekijöiden käyttö auttaa tarkentamaan köyhyysriskin dynamiikkaa koskevia estimointituloksia. Toisaalta dynaamisen mallin, jossa selittävien tekijöiden samanaikainen tarkastelu on poikkeuksellisen laajaa, antamia tuloksia voidaan näiltä osin verrata aiempiin staattisista lähtökohdista tehtyihin analyysiin.

Ajan myötä ovat paneelien alkuvuoden perusteella muodostettujen koulutus- ja sosioekonomisten ryhmien väliset ominaisriskierot kasvaneet. Tämä käy ilmi verrattaessa estimointituloksia eri paneelien välillä. Eläkeläisten ja työttömien ryhmässä köyhyysriskin nousu on ollut erityisen suurta. Tuloasemat ovat jähmettyneet 1990-luvun loppupuoleen verrattuna. Havaintojen suuri lukumäärä mahdollisti köyhyysriskin ikäprofiilin yksityiskohtaisen parametroidin. Nuorten ai-

kuisten köyhyysriski on korkea, ja tässä kriittisimmän ryhmän ikä on noussut aiempaan verrattuna.

Tulokset osoittavat, että köyhyysongelma on syventynyt useasta näkökulmasta ja vaikutussuunnasta tarkasteltuna. Köyhyys on Suomessa kroonistunut, erityisesti köyhyydestä poistumistodennäköisyykset ovat alentuneet ja köyhyydestä irtaantuminen on vaikeutunut. Tämän suuntaista kehitystä on ollut useassa maassa, ja köyhyysjaksojen kestot ovat olleet kasvussa juuri tästä syystä. Suomi poikkeaa tästä siinä, että myös saapumisvirta on voimistunut. Tulosten perusteella väestöryhmien välisten ominaisriskierojen kasvulla oli tässä merkittävämpi vaikutus kuin tilariippuvuuden voimakkuuden muutoksella. Keskimääräiset köyhyyteen saapumistodennäköisyydet kasvoivat väestöryhmän iän myötä.

Tutkimusasetelma tarjosi myös mahdollisuuden menetelmien vertailuun. Tutkimuksessa käytetyssä 5 vuoden mittaisessa paneelissa Heckmanin malli näyttää tarjoavan merkittävää etua Wooldridgen malliin verrattuna. Satunnaisvaikutusten malli toimi erityisen huonosti dynaamisten vaikutusten arvioinnin osalta.

Asiasanat: köyhyyden dynamiikka, köyhyyteen saapuminen, köyhyydestä irtautuminen, dynaaminen probit-malli, näennäiskorrelaatio ja alkuarvo-ongelma

SISÄLTÖ

1 Johdanto	11
2 Menetelmät	17
2.1 Dynaaminen malli köyhyysriskille	17
2.2 Tilariippuvuus, ominaistekijät ja alkuarvo-ongelma lyhyissä paneeleissa.....	19
2.3 Selittäjien marginaalivaikutusten laskennasta	24
2.4 Muita tunnuslukuja	28
3 Köyhyyden mittaamisesta ja tutkimusaineiston kuvailevaa analyysia	30
4 Tulokset	41
4.1 Köyhyyden tilariippuvuus.....	41
4.2 Väestörakenteen muutos ja köyhyysaste	47
4.3 Köyhyyteen ajautumisen ja siitä irtautumisen kehitys 1996–2008.....	49
4.4 Perhetyypin ja kotitalouden koon dynaamiset vaikutukset.....	52
4.5 Perhetyypin ja kotitalouden koon vaikutus köyhyysasteen ominaistason.....	56
4.6 Sosioekonomisen aseman ja koulutusasteen vaikutus köyhyysasteen ominaistason	61
4.7 Henkilön iän ja sukupuolen vaikutus köyhyysasteen ominaistason.....	62
4.8 Köyhyydestä poistumistodennäköisyyksistä	67
5 Yhteenveto ja pohdintaa	68
Tärkeimmät empiiriset tulokset.....	69
Käytettyjen menetelmien arviointia	74
Kirjallisuus	77

1 Johdanto

Köyhyyden torjuminen edellyttää ilmiöalueen ymmärtämistä, sen kuvaamista ja niiden mittareiden valintaa, joiden perusteella köyhyys ja köyhät/pienituloiset tunnistetaan.¹ Vuosittain laskettu köyhyysaste antaa staattisen pysäytyskuvan köyhyysongelmista. Tulojakaumassa henkilöiden asema muuttuu jatkuvasti. Jos tuloliikkuvuus tulojakauman matalatuloisessa päässä on suurta, niin köyhyys voi olla sinänsä lyhytkestoista, tilapäistä, mutta koskettaa suurta osaa väestöstä. Toisaalta krooninen köyhyys voi olla vain pientä väestönosaa koskettava, mutta sitäkin vakavampi ja pysyvä ongelma. Nämä vaativat myös erilaisia politiikkatoimia, tilapäinen laajaa väestön osaa koetteleva köyhyys voisi suosittaa tulovakuutuksen kaltaisia toimia, esimerkiksi ansiosidonnaista turvaa, kun taas krooninen köyhyys edellyttäisi koulutus-, aktivointi- ja tukitoimia ja riittävää toimeentulon perusturvaa.

Lapsuus, aikuistuminen, lasten hankkiminen ja vanhuus ovat elinvaiheita, jolloin toimeentulo-ongelmat ja köyhyysriski ovat suurimmillaan. Lisäksi työkyvyn menetys, pitkittynyt sairaus ja työttömyys johtavat usein ainakin tilapäisiin toimeentulo-ongelmiin. Hyvin toimiva tulonsiirtojärjestelmä turvaa toimeentulon ja lieventää köyhyysriskiä. Julkisten tulonsiirtojen BKT-osuudella ja köyhyyden yleisyydellä on selvä käänteinen yhteys Euroopan Unionin maissa.

Köyhyyttä on tutkittu Suomessa laajalti. Riihelä, Sullström & Tuomala (2007) käsittelevät köyhyyden pitkää kehityskaarta aina 1970-luvun alusta asti. Tuore eläkeläisten toimeentuloa ja köyhyyttä käsittelevä yleisesitys on Kautto (2011). Siinä on myös laajoja vertailua muihin väestöryhmiin. Työtätekevän köyhyydestä on kirjoittanut Kauhanen (2005) ja lapsiperheiden toimeentulosta Lammi-Taskula ym. (2009). Myös tilastoviranomaiset tuottavat yksityiskohtaisia vuosittaisia raportteja sekä Suomen köyhyydestä/pienituloisuudesta että Euroopan unionin laajuisia vertailuja. Vaikka köyhyysriski on kasvanut 1990-luvun suuren laman jälkeen, on köyhyys Suomessa samoin kuin muissa Pohjoismaissa edelleen harvinaisempaa kuin muissa OECD-maissa. Isoon-Britanniaan verrattuna erot köyhyyden koostumuksessa ovat suuret. Lapsiköyhyys on ollut Suomessa harvinaisempaa ja Isossa-Britanniassa köyhyysongelma on suurimmillaan yksinhuoltajilla ja yksinäisillä eläkeläisillä. Suomessa taas esiin nousevat yksineläjät ja eläkeläisten

1 Köyhyyttutkimuksella on pitkä perinne sekä talous- että sosiaalitieteissä. Pioneereja olivat Rowntree (1901) ja Bowley & Burnett-Hurst (1915).

köyhyys oli vielä 1990-luvulla samalla tasolla kuin muussa väestössä (Rantala & Suoniemi 2007). Sittemmin heidän tilanteensa on muuttunut huonompaan suuntaan, ks. Kautto (2011).

Köyhyyssasteen nousun taustalla voi olla hyvin monenlaista ilmiötä. Yhtäältä köyhyyteen saapumisvirrat ovat voineet kasvaa, ja toisaalta myös köyhyydestä poistumisvirrat ovat voineet pienentyä. Virtojen voimakkuus riippuu paitsi riskien muutoksista myös siitä, miten eri riskitason ryhmien väestöosuudet ovat kehittyneet. Suomessa köyhyyden luonne on muuttunut 1990-luvun suuren laman jälkeen. Köyhyys esiintyy aiempaa useammin pysyvänä ongelmana, kun se aiemmin oli tilapäistä ja liittyi ohimeneviin elinvaiheisiin. Köyhyyden kesto on pidentynyt, ja pitkäaikaistyöttömyys on nykyisin merkittävin köyhyyssriskin lähde. Tilastotietojen perusteella arvioituna köyhyysongelma on kroonistunut.

Tässä tutkimuksessa keskitytään köyhyyssriskin dynamiikkaan: köyhyyden pysyvyyteen, köyhyyssjaksojen pituuteen ja köyhyydestä irtautumiseen vaikuttaviin tekijöihin. Erityistä huomiota kiinnitetään kotitalouden koostumuksen ja perheyyden äkillisten muutosten vaikutukseen köyhyyssriskin dynamiikkaan.² Lisäksi selvitetään sukupuolen, iän, sosioekonomisen aseman ja koulutusasteen vaikutusta köyhyyden yleisyyteen. Dynamiikkaa voidaan tutkia kahdella eri tavalla. Toisessa käytetään tilastollisia duraatiomalleja tutkimalla eksplisiittisesti köyhyyssjaksojen ja vastaavien ”ei-köyhyyssjaksojen” kestoja (Suomessa aiemmin Lyytikäinen 2003). Toisessa mallitetaan tilojen, köyhä ja ei-köyhä, välisiä siirtymätodennäköisyyksiä käyttäen Markovin ketjuihin perustuvia malleja. Näillä on kummallakin omat vahvuutensa, ja Jenkins (2011) näkee menetelmät toisiaan täydentävinä eikä korvaavina. Hänen perinpohjainen esityksensä ja huolellinen, jo pari vuosikymmentä sitten alkanut ja vahvasti empiiriseen tietoon pyrkivä Ison-Britannian tulo- ja köyhyyssdynamiikan tutkimustyönsä antavat loistavan esikuvan ja suuntaa myös tälle työlle.

Tässä tutkimuksessa raportoidaan tilojen, köyhä ja ei-köyhä, välisiä siirtymiä kuvaavien paneeliaineistomallien empiirisiä tuloksia. Mallit perustuvat latenttien muuttujien kynnysmalliin, josta saadaan tilojen väliset siirtymätodennäköisyydet määräävä Markovin ketju. Vaikka mallit eivät kerro taustatekijöiden kausaalisuusyhteydestä köyhyyteen, vaan ovat luonteeltaan lähinnä deskriptiivisiä, niistä saadaan hyödyllistä ja tulkittavaa tietoa, joka auttaa tunnistamaan politiikan kannalta tärkeitä riskiryhmiä ja -tilanteita.

² Yleistä tuloliikkuvuutta ja iän vaikutusta siihen ovat tutkineet Rantala & Suoniemi (2010) ja Suoniemi (2012).

Köyhyysjaksojen kestojen pitkittymiselle, köyhyysriskissä havaitulle auto-korrelaatiolle, voidaan nähdä vaihtoehtoisia syitä. Heckman (2000) antaa kaksi eri selitystä tällaiselle riippuvuudelle. Luonnollisena selityksenä on ”aito tilariippuvuus”, jossa viivästetty tilamuuttuja on mallissa ”rakenteellisena selittäjänä”. Tässä tapauksessa köyhyyteen ajautuminen vaikeuttaa siitä irtautumista. Toisena, vaihtoehtoisena selityksenä on sellainen köyhyysriskin autokorrelaatio, joka liittyy osin havaituista ja osin havaitsemattomista tekijöistä riippuvaan yksilölliseen tekijään. Pitkät köyhyysjaksot kasautuvat niille henkilöille, joilla on erityinen riskialttius. Riskialttiuteen vaikuttavia ominaistekijöitä voidaan usein tulkita aiemmin kertyneinä varantoina, esimerkiksi inhimillisenä, sosiaalisena, taloudellisena ja terveystaloudellisuutena. Näistä inhimilliselle pääomalle on olemassa hyviä mitareita, kuten koulutusaste, ammattiasema ja erityiset työkyvyt ja -taidot. Muista varannoista havaitaan yleensä vain osittaisia indikaattoreita, kuten perhe-, ammatti- ja sosioekonominen asema, jotka kertovat sosiaalisten verkostojen laajuudesta, ja suurelta osin varannot jäävät havaitsematta. Eläkkeelle siirtyville tärkeää on karttunut eläkepääoma, joka määrää työeläkkeen lähtötason. Heidän, joilla ei enää ole työmahdollisuuksia, toimeentulonsa kehitykseen vaikuttavat varallisuuden tuottama pääomatulovirta sekä eläkkeiden ja muun sosiaaliturvan indeksointi. Tällöin toimeentulo-ongelmat muuttuvat helposti kroonisiksi, jos eläkkeen lähtötaso on jäänyt matalaksi.

Jälkimmäinen autokorrelaatio on näennäistä (spurious), sillä siihen ei liity aidon tilariippuvuuden kaltaista lukkiutumista, missä köyhyys ylläpitää mekanismeja, jotka vaikeuttavat köyhyydestä irtautumista. Tällaisia mekanismeja voivat olla väärin asetetut kannustimet, jotka joko eivät kannusta työllistymään tai ylläpitävät matalapalkka- tai osa-aikatyötä, ns. köyhyysloukut. Lisäksi syynä voivat olla esimerkiksi yhteisöstä syrjäytymisen aiheuttama motivointikato, joka vaikeuttaa elämän suunnittelua ja johtaa epärationaaliin valintoihin, mahdollinen stigma, joka antaa työnantajalle itseään toteuttavan signaalin matalasta tuottavuudesta, sekä inhimillisen pääoman kuluminen. Nämä voivat ylläpitää heikentyvän työmarkkina-aseman kierrettä, mikä johtaa pienituloisten kannalta epäedulliseen tasapainoon, joka näkyy matalapalkkatyönä ja aiempaa huonompina työllistymismahdollisuuksina.³

Näitä kahta selitystä on hankala erottaa toisistaan, vaikka köyhyyden dynamiikan lähteen selvittäminen on politiikkatoimenpiteiden valinnan kannalta erittäin tärkeää. Aito tilariippuvuus korostaa sellaisten toimenpiteiden tarvetta, jotka

3 Tällaisilla signaalointitekijöillä voidaan selittää erilaisia itseään toteuttavia diskriminaatiomekanismeja työmarkkinoilla.

yhtäältä lisäävät kannustimia työntekoon tai toisaalta vähentävät matalien tulojen aiheuttamaa motiivintakoa ja työnhaun kannalta kriittisiä, kielteisiä signaaleja. Toisaalta näiden vastapainona on vaikuttaa köyhyysriskiä pysyvästi ylläpitäviin tekijöihin investoinneilla inhimilliseen ja sosiaaliseen pääomaan sekä parantamalla koulutusmahdollisuuksia että kehittämällä työmarkkinoilla ja elämän hallinnassa tarvittavia kyvykkyyksiä. Koska inhimillisen pääoman tuotto riippuu taloudellisista tekijöistä ja harjoitetusta politiikasta, voidaan työvoiman tarjontaan ja sen kysynnän vaihteluihin vaikuttavilla toimilla torjua sekä kroonista että tilapäistä köyhyyttä. Työkyvyn ja työmahdollisuuksien puutteen ja sairauden varalta on tärkeää turvata toimeentulon perusta eri elinvaiheissa. Vanhuusajan köyhyyden ehkäisemiseksi on tärkeää varmistaa eläkepääoman karttumisen ylläpitämällä julkiseen järjestelmään rakennettuja mekanismeja, jotka suojaavat lyhytnäköisten ja jälkikäteen epäedulliseksi osoittautuvien päätösten varalta. Lisäksi on tärkeää taata indeksoinnilla pitkään eläkkeellä olleiden toimeentulo.

Selitysten toisistaan erottamista vaikeuttaa ns. alkuarvo-ongelma (Heckman 1981), joka on lyhyiden paneelien vitsauksena. Ominaistekijät, joita ei kaikkia havaita, vaikuttavat alkuarvoon (paneelin ensimmäiseen havaintoon). Jos alkuarvo ja ominaistekijä ovat toisistaan riippuvia, rikkoutuu mallin selittäjänä käytetty viivästetyn tilamuuttujan eksogeneisuusoletus. Tällöin tavanomaiset tilastolliset estimaattorit ovat epäkonsistentteja ja pyrkivät yliarvioimaan tilariippuvuuden vaikutusta. Tärkeimpänä yliarvioinnin syynä on valikoituminen, sillä paneelin alussa meneillään olevissa köyhyys- ja ei-köyhyysjaksoissa ovat kummassakin yliedustettuina sellaiset henkilöt, joiden (osin havaitsemattomat) ominaistekijät ovat suosiollisia tälle tulokselle (korkea köyhyysriski – alkuarvona köyhyys ja matala köyhyysriski – alkuarvona ’ei-köyhä’).

Ongelmasta ulospääsyn tarjoaa tilastollisen analyysin laajentaminen ottamalla huomioon ominaistekijän ja alkuarvon välinen riippuvuus joko ehdollistamalla yksinkertaisesti ominaistekijä alkuarvolle (Wooldridge 2005) tai muodostamalla approksimaatio alkuarvon redusoidulle muodolle (Heckman 1981). Tällaiset dynaamiset mallit tähtäävät alkuarvo-ongelman suoraan ratkaisuun ja korjaavat tästä aiheutuvaa valikoitumisharhaa. Lisäksi menetelmät mahdollistavat ns. ’vasemmalla sensuroitujen’ köyhyysjaksojen käytön estimoinneissa.⁴ Vastaavia malleja on aiemmin käytetty selittämään ammattiliiton jäsenyyttä (Wooldridge 2005), matalapalkkatyötä ja työttömyyttä (Stewart 2007), miesten työttömyyttä (Arulam-

4 Duraatiomalleissa vastaavat ongelmat ratkaistaisiin tarkastelemalla vain uusia alkavia köyhyysjaksoja ja niiden kestoja ja pyrkimällä erottamaan hasardin aito aikariippuvuus ja havaitsematon heterogeisuus.

palam & Stewart 2007), naisten työhön osallistumista (Akay 2009), maahanmuuttajien toimeentulotuen käyttöä (Jörgen Hansen & Lofstrom 2006) sekä köyhyysjaksojen (Jenkins 2011) dynamiikan ja tilariippuvuuden analyysissa.

Käytetyissä malleissa osaa selittävistä taustatekijöistä pidetään kiinteinä tekijöinä. Näitä ovat sukupuoli ja paneelin alkuvuonna mitatut ikä, koulutusaste ja sosioekonominen asema. Malli sisältää näiden tekijöiden korrelaation havaitsemattoman ominaistekijän suhteen ja käyttää tätä tietoa arvioimaan taustatekijöiden yleistä (ei dynaamista) vaikutusta köyhyysriskiin. Näiltä osin mallin antamat tulokset ovat verrannollisia aiempiin, esimerkiksi vuosiaineistolla, tehtyihin tutkimuksiin. Uutena piirteenä on dynaamisten ajassa muuttuvien selittäjien käyttö. Huomio keskittyy kotitalouden rakenteessa ja perhetyypissä tapahtuviin muutoksiin. Näiden tekijöiden osalta vaikutus jaetaan kahtia. Ensinnäkin näiden muuttajien otosyksikkökohtaiset keskiarvot todennäköisesti korreloivat ominaistekijän kanssa, ja tätä vaikutusta kontrolloidaan kiinteiden selittäjien ja ominaistekijän välisiä korrelaatioita vastaavasti (Mundlak 1978). Toisaalta mallissa voidaan estimoida myös dynaaminen, muuttujan arvojen muutoksien avulla identifioitu vaikutus. Mallista voidaan laskea sellaisia marginaalivaikutuksia, jotka vastaavat luonnollisia perhetyypin muutoksia. Nämä auttavat tulkitsemaan tuloksia ja paljastavat politiikan suunnittelun kannalta tärkeitä riskieroja.

Estimointiaineistona käytetään kansainvälisestikin poikkeuksellisen laajoja rekisteripohjaisia paneeliaineistoja ajanjaksolta 1995–2008. Erityisesti etsitään syitä köyhyysriskin dynamiikassa tapahtuneille muutoksille. Missä määrin demografian, väestörakenteen muutos on vaikuttanut köyhyysasteen nousuun? Jos väestörakenteen muutoksilla, esimerkiksi ikääntymisellä, olisi vain vähäinen rooli, voitaisiin päätellä, että prosessin dynamiikka on muuttunut ja taloudelliset olosuhteet tai talous-, tulonsiirto- ja veropolitiikka ovat köyhyysasteen nousun taustalla. Lisäksi voidaan tutkia, ovatko köyhyydestä poistumisvirrat (poistumistodennäköisyydet) pienentyneet vai ovatko saapumisvirrat (saapumistodennäköisyydet) kasvaneet?

Köyhyysriskin ja sen dynamiikan kehitystä tarkastellaan jakamalla havaintoperiodi, 1995–2008 kolmeen viiden vuoden paneeliin, 1995–1999, 2000–2004 ja 2004–2008. Useat syyt puoltavat tätä valintaa. Vaikka pidempi paneeli mahdollistaisi kroonisen ja tilapäisen köyhyyden paremman erottelukyvyn, on siinä toisaalta suurempi aineistokato, mikä vaikuttaa erityisesti kaikkein ikääntyneimpien tuloksiin. Lisäksi seurattavan henkilön/kotitalouden (jakson alussa kiinteät) ominaisuudet muuttuvat seurantajakson pidetessä, mikä vaikeuttaa ryhmien välisiä vertailuja ja johtaa mallien parametrikertoimien epävakauteen. Toisaalta lyhyempi

paneeli vaikeuttaisi estimoinnissa kohdattavan alkuarvo-ongelman ratkaisua. Viiden vuoden pituus on hyvä kompromissi näiden erisuuntaisten vaatimusten välillä.

Kolmas syy liittyy mahdollisuuteen tutkia parametrimuutoksia köyhyysriskin dynaamisessa prosessissa saatavilla olevalla 14 vuoden aineistolla. Viimeisenä syynä on vertailtavuus: virallinen tilastointi Suomessa, Isossa-Britanniassa ja Euroopan unionissa käyttää pitkittyneen pienituloisuuden raportoinnissa liukuvia neljän vuoden paneeleja (ks. myös Jenkins 2011). Tämä jako vastaa valittua käytäntöä, sillä mallin rakenteesta (viivästys) johtuen 5-vuotispaneeleissa varsinaiset estimoinnit käyttävät vuosia, 1996–1999, 2001–2004 ja 2005–2008.

Tutkimuksen rakenne on seuraava. Seuraavassa luvussa esitellään tutkimuksessa käytettävät tilastolliset menetelmät. Esitys on pitkäkö, sillä empiiristen tulosten tulkinta edellyttää mallien rakenteen tarkempaa tuntemusta. Luvussa 3 esitellään määritelmiä, tutkimusaineisto ja sitä kuvailevaa analyysia. Luku 4 esittelee tärkeimmät tutkimustulokset. Luku 5 kokoaa yhteen johtopäätöksiä, arvioi tuloksia ja esittää näkökohtia mahdolliselle jatkotutkimukselle. Liitteeseen on koottu estimointituloksien yksityiskohtaista raportointia.

2 Menetelmät

2.1 Dynaaminen malli köyhyysriskille

Tutkimuksen tulokset perustuvat dynaamiseen kynnysmalliin, jossa havaitaan köyhyystapahtumaa ilmaiseva tilamuuttuja $y_{i,t}$ (1=köyhä; 0=ei-köyhä). Tilojen väliset siirtymätodennäköisyydet kuvataan latentin muuttujan $y_{i,t}^*$ kynnysmallin avulla Markovin prosessina:

$$y_{i,t}^* = -z_{i,t}\beta - \rho y_{i,t-1} - a_i + \varepsilon_{i,t},$$

$$y_{i,t} = 1 \Leftrightarrow y_{i,t}^* \leq c_t \tag{1}$$

$$t = 1, \dots, T, \quad i = 1, \dots, N.$$

Kynnysmallissa latenttia muuttujaa $y_{i,t}^*$ ei havaita suoraan. Sitä vastoin havaitaan riskiä selittäviä muuttujia, joita merkitään vektorilla $z_{i,t}$ ja tilamuuttujat $y_{i,t}$ myös hetkellä $t = 0$. Mallin lineaarinen selitysoosa $z_{i,t}\beta$, riippuu selittävästä muuttujista aineistosta estimoitavan parametrivektorin β välityksellä. Mallia olennaisesti rajoittamatta voidaan virhetermi $\varepsilon_{i,t}$ normeerata ja käyttää, kuten esimerkiksi tässä työssä, normaalijakaumaa $\varepsilon_{i,t} \sim N(0,1)$, mikä johtaa Probit -malliin:⁵

$$\Pr(y_{i,t} = 1 | y_{i,t-1}) = \Phi(z_{i,t}\beta + \rho y_{i,t-1} + a_i).$$

Malli (1) saa köyhyysriskin tapauksessa luonnollisen tulkinnan. Tulonjakokirjallisuudessa on kauan argumentoitu, että tulojakaumaa voi sen pienituloisessa osassa approksimoida suhteellisen hyvin log-normaalilla jakaumalla. Koska taloudellinen köyhyys määritellään köyhyysrajan avulla ja sen määrää ekvivalenttien tulojen $y_{i,t}^e$ jääminen vuosittaisen köyhyysrajan c_t alapuolelle, pätee $y_{i,t}^e \leq c_t \Leftrightarrow y_{i,t} = 1$, jossa $y_{i,t}^e = Y_{i,t} / s_{i,t}$ on kotitalouden ekvivalenttitulo.

Ottamalla tästä epäyhtälöstä logaritmi puolittain saadaan välitön tulkinta staattiselle Probit-mallille, jossa 'latentina muuttujana' on ekvivalentin tulo logaritmi.⁶ Tästä tulkinnasta on se lisähyöty, että köyhyysriskin mallinnuksesta voi-

5 Arellano & Carcasco (2003) käyttävät vastaavaa semiparametrista mallia ilman tarkkaa oletusta latentin muuttujan kertymäfunktiosta muutaman selittäjän ja estimoitavan parametrin tapauksessa.

6 Ekvivalenttitulon logaritointi tarjoaa mallin selittäjäksi toisaalta sen laskukaavassa esiintyvän logaritmoidun ekvivalenssiskaalamuuttujan ja toisaalta tekijöitä, joilla voidaan selittää kotitalouden tuloja, kuten esimerkiksi aikuisten lukumäärää.

daan haluttaessa edetä ”pienituloisen” väestönsosan koko tulonmuodostusprosessin mallintamiseen ja muiden pienituloisten tulojakaumaa tarkemmin hyödyntävien köyhyysmittareiden käyttöön: esimerkkinä köyhyiden syvyyden mitat, jossa köyhyyttä painotetaan köyhien välisin tulovertailuin (Sen 1976).

Malli määrittelee Markovin ketjun, jonka karakterisoivat siirtymätodennäköisyydet ovat:

(a) köyhyyteen saapumistodennäköisyys (entry rate),

$$\Pi_S = \Pi_{1,0} = \Pr(y_{i,t} = 1 | y_{i,t-1} = 0) = \Phi(z_{i,t}\beta + a_i), \quad (2 \text{ a})$$

(b) köyhydestä poistumistodennäköisyys (exit rate),

$$\Pi_L = \Pi_{0,1} = \Pr(y_{i,t} = 0 | y_{i,t-1} = 1) = 1 - \Phi(z_{i,t}\beta + \rho + a_i) = \Phi(-(z_{i,t}\beta + \rho + a_i)). \quad (2 \text{ b})$$

Näitä vastaava stationaariseen jakaumaan $(1 - \Pi)\Pi_S + \Pi(1 - \Pi_L) = \Pi$ perustuva köyhyysaste on:

$$\Pi = \frac{\Pi_S}{\Pi_S + \Pi_L} = \frac{\Phi(z_{i,t}\beta + a_i)}{\Phi(z_{i,t}\beta + a_i) + \Phi(-(z_{i,t}\beta + \rho + a_i))}. \quad (3)$$

Paneeliaineistossa havaitaan useita peräkkäisiä, eri ajankohdilla tehtyjä havaintoja samasta otosyksiköstä, tässä henkilöstä (kotitaloudesta). Näiden muodostamien aikasarjojen pituus on yleensä niin lyhyt, ettei tilastollista analyysia voi perustaa estimointeihin, joissa ehdollistaan otosyksikölle, toisin sanoen ominaistekijälle a_i , vaikkapa käyttämällä tavanomaisia aikasarjamenetelmiä. Lisäksi peräkkäiset havainnot samasta henkilöstä (kotitaloudesta) ovat keskenään tilastollisesti riippuvia. Poliittikkavaihtoehtojen arvioinnin kannalta on tärkeä tietää, missä määrin selitettävän muuttujan sama arvo vaikuttaa muuttujan tuleviin arvoihin. Onko kysymyksessä tilariippuvuus, siis sen jälkeen, kun on ajauduttu köyhyyteen, on siitä vaikeampaa irtautua?

Heckman (2000) antaa kaksi erilaista selitystä tällaiselle riippuvuudelle. Toinen on ”aito tilariippuvuus”, jossa viivästetty tilamuuttuja on mallissa parametrin ρ välityksellä ”rakenteellisena selittäjänä”, kuten edellä (1). Toisena, vaihtoehtoisena selityksenä on virhetermin näennäinen autokorrelaatio siinä tapauksessa, jossa korrelaatio liittyy havaitsemattomaan yksilölliseen heterogeenisuuteen, jolloin eri henkilöillä on erilainen yksilöllisesti vaihteleva alttius (ominaistekijä) a_i

tälle tapahtumalle.⁷ Näiden vaihtoehtojen erottaminen toisistaan muodostaa tilastomatemaattisen ongelman, jonka ratkaisemiseksi joudutaan paneutumaan yksityiskohtaisemmin edellä pelkistetyksi kuvatun mallin rakenteeseen ja estimointiin.⁸

2.2 Tilariippuvuus, ominaistekijät ja alkuarvo-ongelma lyhyissä paneeleissa

Tarkemmin sanottuna dynaamisen Probit-riskimallin taustaoletuksena on oikein-spesifioitu ensimmäisen asteen Markovin prosessi lisäehdolla, muuttujajono $\langle z_{i,t} \rangle$ on aidosti eksogeeninen.⁹ Tällöin

$$\begin{aligned} \Pr(y_{i,t} = 1 | z_{i,0}, \dots, z_{i,T}, y_{i,0}, \dots, y_{i,T}, a_i, \beta, \rho) &= \Pr(y_{i,t} = 1 | z_{i,t}, y_{i,t-1}, a_i, \beta, \rho) = \\ \Phi(z_{i,t}\beta + \rho y_{i,t-1} + a_i) &= \Phi((2y_{i,t} - 1)(z_{i,t}\beta + \rho y_{i,t-1} + a_i)), \\ \Pr(y_{i,t} = 0 | z_{i,0}, \dots, z_{i,T}, y_{i,0}, \dots, y_{i,T}, a_i, \beta, \rho) &= \Pr(y_{i,t} = 0 | z_{i,t}, y_{i,t-1}, a_i, \beta, \rho) = \\ 1 - \Phi(z_{i,t}\beta + \rho y_{i,t-1} + a_i) &= \Phi(-(z_{i,t}\beta + \rho y_{i,t-1} + a_i)) = \Phi((2y_{i,t} - 1)(z_{i,t}\beta + \rho y_{i,t-1} + a_i)), \end{aligned} \quad (4)$$

$$t = 1, \dots, T, \quad i = 1, \dots, N.$$

Mallin (4) parametrien estimointiin liittyy erinäisiä tilastomatemaattisia ongelmia.

(i) Ensinnäkin mallin havaitsemattomat ominaistekijät a_i aiheuttavat niin sanotun insidenssiparametrien ongelman (Neyman ja Scott 1948, 'incidental parameters problem'), jolloin esimerkiksi suurimman uskottavuuden menetelmän (SU) suora soveltaminen tuottaa epäkonsistentit estimaattorit parametreille β ja ρ (jopa tapauksessa $\rho = 0$). Näin käy, koska paneeliaineistoissa aikasarjat ovat lyhyitä, eivätkä estimaattorit yleensä ole riippumattomia parametreista a_i , joiden lukumäärä $N \uparrow \infty$ ja T pysyy kiinteänä, kun havaintojen lukumäärä NT kasvaa.

Yleensä tämän tyyppisten mallien estimoinnissa joudutaan käyttämään tilanteeseen räätälöityjä ratkaisuja, joissa kiinnostuksen kohteena olevat paramet-

7 Duraatiomalleissa näitä vastaavat hasardin aito riippuvuus duraatiosta ja (havaitsemattoman) ominaistekijän aiheuttama pseudoriippuvuus.

8 Esitys on pitkäkö, mutta sitä tarvitaan mallien rakenteen ja estimoitujen parametrien tulkinnassa.

9 Tarvittava eksogeenisuusoletus on olennaisesti vaativampi kuin se, mitä lineaaristen aikasarjamallien yhteydessä vaaditaan (jälkimmäisessä rekursiivisuus ajan etenemisen suhteen). Käytännössä se rajoittaa mallin tulkinnan ns. redusoitua muotoa vastaavaksi eikä anna tukea varsinaisille kausaalisuuspäätelmille, paitsi erikoistapauksissa. Tämä ei sulje pois ilmiön kuvauksen ja riskiryhmien tunnistamisen kannalta hyödyllisiä parametrikertoimien tulkintoja.

reille johdetaan insidenssiparametreista riippumattomat estimaattorit esimerkiksi ehdollistamalla analyysi sopivan muuttujan tai tapahtumaketjun suhteen (Lancaster 2000; Arellano ja Honore 2001).¹⁰ Tilanne on hankalampi epälineaarisissa malleissa, esimerkiksi tässä työssä käytettävässä latentin muuttujan kynnyksmallissa (4). Tällöin kiinteää (havaitsematonta) ominaistekijää a_i ei voida eliminoida ottamalla differenssit tai käyttämällä muita vastaavia temppuja, kuten lineaarisessa ja Logit-mallissa.¹¹ Koska Probit-mallissa ei siis ole olemassa vastinetta lineaarisen mallimuodon niin sanotulle kiinteiden vaikutusten mallille, joudutaan turvautumaan satunnaisvaikutusten malleihin, jossa ominaistekijöille määritellään jokin tunnettu jakauma, esimerkiksi normaalijakauma. Tilastollisen analysoinnin kannalta keskeiseksi osoittautuu se, ovatko ominaistekijät a_i tilastollisesti riippumattomia havaituista selittävistä tekijöistä $z_{i,t}$ (Mundlak 1978).

Tavallisessa satunnaisvaikutusmallissa ominaistekijät oletetaan riippumattomiksi mallin selittäjistä. Mallissa (4) voidaan sallia korrelaatio yksilöllisen ominaistekijän a_i ja joidenkin havaittavien (kiinteiden) ominaisuuksien x_i välillä (Mundlak 1978). Tätä ominaisuutta, joka yleensä tehostaa estimointia, voidaan laajentaa olettamalla riippuvuus myös ajassa muuttuvien selittäjien havaintoyksikkökohtaisista aikasarjakeskiarvoista \bar{z}_i :

$$E(a_i | x_i, z_{i,0}, \dots, z_{i,T}, \alpha, \xi) = x_i \alpha + \bar{z}_i \xi. \quad (5)$$

Näin estimoinnissa korvataan epärealistinen oletus ajassa muuttuvien selittäjien ja omaistekijöiden välisestä riippumattomuudesta $z_{i,t} \perp a_i$ lievemällä ja realistisemmalla oletuksella $z_{i,t} - \bar{z}_i \perp a_i$. Mallissa (4) sallitaan korrelaatio ominaistekijän a_i ja havaittavien ominaisuuksien x_i ja ajassa riippuvien muuttujien aikasarjakeskiarvojen \bar{z}_i välillä olettamalla:

$$(a_i | x_i, z_{i,0}, \dots, z_{i,T}, \alpha, \xi) \propto N(x_i \alpha + \bar{z}_i \xi, \sigma_a^2). \quad (6)$$

10 Ehdollistaminen johtaa yleensä jonkin selitettävän muuttujan muunnoksen käyttöön (tai Logit-mallissa sopivan riskisuhteen tarkasteluun). Muunnosta voidaan käyttää myös ilman eksplisiittisesti johdettua ehdollista jakaumaa, esimerkiksi lineaarisessa mallissa riippumattomuus saadaan voimaan poistamalla yksilölliset ominaistekijät 'näennäisesti' mallista ottamalla erotukset peräkkäisistä havainnoista. Tämän jälkeen mallin parametrikertoimet voidaan estimoida esimerkiksi instrumenttimenetelmällä tai (ehdollistamalla malli instrumenttimuuttujien suhteen) turvautumalla sopiviin momenttiehtoihin (Anderson and Hsiao 1981).

11 Toisaalta otettaessa differenssit häviää tieto kaavan (5) parametreista, joka voi usein olla tärkeä tarkasteltavan ilmiön tulkinnan kannalta.

(ii) Toiseksi lyhyitä paneeliaineistoja vaivaa niin sanottu alkuarvo-ongelma. Dynaamisessa mallissa ei yleensä voida olettaa, että alkuarvo $y_{i,0} \perp \eta_i = a_i - E(a_i | x_i, \bar{z}_i)$, jolloin pari $(y_{i,0}, a_i)$ aiheuttaa alkuarvo-ongelman, joka vaikuttaa läpi havaintojakson.

Jos ominaistekijä ja viivästetty tilamuuttuja olisivat ehdollisesti riippumattomia, $y_{i,t-1} \perp \eta_i = a_i - E(a_i | x_i, \bar{z}_i)$, toisin sanoen alkuarvo olisi eksogeeninen, saataisiin latentin muuttujan y^* satunnaisvaikutusten malli. Tässä latentin muuttujan peräkkäisten havaintojen välinen kovarianssi on $Cov(y_{i,t}^*, y_{i,t-1}^*) = \frac{\sigma_a^2}{\sigma_a^2 + 1}$, normeeramalla $\varepsilon_{i,t} \sim N(0,1)$.

Tällöin yksittäisen otosyksikön tilasiirtymien jakauma määräytyisi ehdosta:¹²

$$\Pr(y_{i,t} = 1 | z_{i,t}, y_{i,t-1}, x_i, \eta_i) = \Phi(z_{i,t}\beta + \rho y_{i,t-1} + x_i\alpha + \bar{z}_i\xi + \sigma_a\eta_i). \quad (7 S)$$

Yleisesti ei voida olettaa, että alkuarvot ja ominaistekijät ovat riippumattomia, siis $y_{i,0} \perp \eta_i = a_i - E(a_i | x_i, \bar{z}_i)$. Poikkeuksena ovat ne tilanteet, joissa prosessi käynnistyy ajankohtana nolla, jolloin alkuarvoa voidaan pitää eksogeenisena.¹³ Jos taas alkuarvo ja ominaistekijä ovat toisistaan riippuvia, ovat tavalliset suurimman uskottavuuden estimaattorit epäkonsistentteja ja pyrkivät yliarvioimaan viivästetyn tilamuuttujan vaikutusta. Tärkeimpänä yliarvioinnin syynä on se, että meneillään olevissa köyhyys- ja ei-köyhyysjaksoissa ovat kummassakin yliedustettuina sellaiset henkilöt, joiden havaitsemattomat ominaistekijät ovat suosiollisia tälle tulokselle (korkea ominaisriski – alkuarvona köyhyys ja matala ominaisriski – alkuarvona ei-köyhä). Ongelmasta ulospääsyn tarjoaa kaksi toisilleen täysin vastakkaista ratkaisumenetelmää: joko ominaistekijän välityksellä riskin ehdollistaminen alkuarvolle tai alkuarvon redusoidun muodon mallintaminen. Mallin parametrien estimoinnissa käytetään hyväksi näihin toisilleen vastakkaisiin informaatiojoukkoihin liittyviä ehdollisia uskottavuusfunktioita.

Heckman (1981) esitti alkuarvon mallintamista ominaistekijän avulla muodostamalla alkuarvon redusoidulle mallimuodolle lineaarinen approksimaatio:¹⁴ $(y_{i,0}^* | z_{i,0}, x_i, \eta_i) \sim N(z_{i,0}\beta_0 + x_i\alpha_0 + \lambda\eta_i, 1)$, jolloin

12 Merkintöjen yksinkertaistamiseksi ominaistekijä a on tässä ja jatkossa korvattu sen havaitsemattomalla osalla η .

13 Duraatimalleissa vastaava ongelma ratkaistaan usein tarkastelemalla vain uusien, alkavien jaksosten, joiden toivotaan olevan valikoitumattomia, kestoja. Tässä ominaistekijöiden aiheuttama köyhyysjaksojen kasautuminen samoille henkilöille on selvä ongelma. Toisaalta dynaamiset mallit pyrkivät alkuarvo-ongelman suoraan ratkaisuun ja korjaamaan tästä aiheutuvaa valikoitumisharhaa. Lisäksi se mahdollistaa näiden ns. 'vasemmalta sensuroitujen' köyhyysjaksojen käytön estimoinneissa.

14 Vastaavaa menetelmää ovat soveltaneet paneeliaineistojen ekonometriassa lineaarisen mallin tapauksessa Bhargava ja Sargan (1983), LIML- ja Blundell ja Bond (1998), GMM-menetelmä.

$$\Pr(y_{i,0} = 1 | z_{i,0}, x_i, \eta_i) = \Phi(z_{i,0}\beta_0 + x_i\alpha_0 + \lambda\eta_i), \quad \eta \propto N(0, \sigma^2), \quad (7 \text{ H})$$

ja maksimoimalla tähän perustuva koko havaintosarjan, $t = 1, \dots, T$, yhdistetty kvasiuskottavuusfunktio. Tämä on yksittäiselle havaintoyksikölle:

$$L_i(y_{i,t}, y_{i,0} | z_{i,t}, y_{i,t-1}, x_i) = \int \prod_{t=1}^T L_{i,t}(y_{i,t} | z_{i,t}, y_{i,t-1}, x_i, \eta_i) L_{i,0}(y_{i,0} | z_{i,0}, x_i, \eta_i) \phi(\eta_i) d\eta_i, \quad (8 \text{ H})$$

jossa $L_{i,t}(y_{i,t} | z_{i,t}, y_{i,t-1}, x_i, \eta_i) = \Phi((2y_{i,t} - 1)(z_{i,t}\beta + \rho y_{i,t-1} + x_i\alpha + \bar{z}_i\xi + \sigma_a\eta_i))$, $L_{i,0}$ vastaa-
vasti ja ϕ on standardoidun normaalijakauman tiheysfunktio $\phi(u) = (2\pi)^{-1/2} \exp(-1/2 u^2)$.

Wooldridgen (2005) vaihtoehtona on kääntää yhtälössä (7 H) alkuarvon ja ominaistekijän roolit vastakkaisiksi mallintamalla ominaistekijän alkuarvon avulla:

$$(a_i | x_i, \bar{z}_i, y_{i,0}) \sim N(x_i\alpha + \bar{z}_i\xi + \xi_0 y_{i,0}, \sigma_\eta^2). \quad (7 \text{ W})$$

ja käyttää tämän avulla muodostettua ehdollista uskottavuusfunktiota:

$$L_i(y_{i,t} | z_{i,t}, y_{i,t-1}, x_i, y_{i,0}) = \int \prod_{t=1}^T L_{i,t}(y_{i,t} | z_{i,t}, y_{i,t-1}, x_i, y_{i,0}) \phi(\eta_i) d\eta_i, \quad (8 \text{ W})$$

jossa

$$L_{i,t}(y_{i,t} | z_{i,t}, y_{i,t-1}, x_i, y_{i,0}) = \Phi((2y_{i,t} - 1)(z_{i,t}\beta + \rho y_{i,t-1} + x_i\alpha + \bar{z}_i\xi + \xi_0 y_{i,0} + \sigma_a\eta_i)).$$

Koska ei voida olettaa, että $y_{i,0} \perp \eta_i = a_i - E(a_i | x_i, \bar{z}_i)$, ovat vaihtoehtoiset ja toisilleen vastakkaiset oletukset (7 H) ja (7 W) realistisemmat kuin (7 S). Ne sallivat kumpikin mallin estimoinnin. Wooldridgen (2005) menetelmää on helppo soveltaa. Se voidaan estimoida Probit-satunnaisvaikutusmallin erikoistapauksena liittämällä yksinkertaisesti alkuarvo Mundlakin (1978) kiinteiden selittäjien joukkoon. Heckmanin menetelmä puolestaan edellyttää alkuarvon redusoidun muodon (lineaarisen approksimaation) estimointia.

Parametrin λ estimoitavuuden kannalta riittävä ehto on käyttää alkuarvon yhtälössä sellaista lisäselittäjää (instrumenttia), joka ei esiinny muiden ajankoh-
tien yhtälöissä. Sopivia olisivat alkuarvoa edeltäviä ajankohtia kuvaavat muuttu-
jat. Kumuloidun tulonkäytön perusteella muodostuneet varallisuusmuuttujat ovat
suotavia tähän tarkoitukseen, sillä ne kuvaavat pitkäaikaista ja pysyvää vaiku-
tusta köyhyteen, ja siis erityisen otollisesti sen alkuarvoon. Tässä työssä Heck-
manin mallin estimoinneissa käytetään alkuarvovuonna mitattua kolmiluokkais-

ta asumismuotomuuttujaa. Tästä saadaan kaksi pelkästään alkuarvoon vaikuttavaa asuntovarallisuutta kuvaavaa osoitinmuuttujaa.¹⁵ Sitä vastoin Wooldridgen malli ei lainkaan tarvitse tällaisia lisäselittäjiä.

Estimoinneissa otetaan huomioon riippuvuus havaitsemattoman ominaistekijän a_i ja tilamuuttujan alkuarvon $y_{i,0}$ välillä ja käytetään sitä hyväksi. Lisäksi mallit sallivat peräkkäisten aikasarjahavaintojen näennäisautokorrelaation yhteisen ominaisvaihtelua kuvaavan jäännöstermin $\eta_i = a_i - E(a_i | x_i, \bar{z}_i, y_{i,0})$ välityksellä.

Mallin parametrit estimoidaan suurimman uskottavuuden menetelmällä. Kvasiuskottavuusfunktiot yksittäiselle havainnolle i , ovat Heckmanin ja Wooldridgen malleissa:

$$L_i(y_{i,t}, y_{i,0} | z_{i,t}, y_{i,t-1}, x_i) = \int \Phi((2y_{i,0} - 1)(z_{i,0}\beta_0 + x_i\alpha_0 + \lambda\eta_i)) \prod_{t=1}^T \Phi((2y_{i,t} - 1)(z_{i,t}\beta + \rho y_{i,t-1} + x_i\alpha + \bar{z}_i\xi + \sigma_a\eta_i)) \phi(\eta_i) d\eta_i, \quad (9 H)$$

$$L_i(y_{i,t} | z_{i,t}, y_{i,t-1}, x_i, y_{i,0}) = \int \prod_{t=1}^T \Phi((2y_{i,t} - 1)(z_{i,t}\beta + \rho y_{i,t-1} + x_i\alpha + \bar{z}_i\xi + \xi_0 y_{i,0} + \sigma_a\eta_i)) \phi(\eta_i) d\eta_i. \quad (9 W)$$

Vastaavasti satunnaisvaikutusmallissa, joka on molempien yllä olevien erikoistapaus (joko $\lambda = 0$ tai $\xi_0 = 0$), pätee:

$$L_i(y_{i,t} | z_{i,t}, y_{i,t-1}, x_i) = \int \prod_{t=1}^T \Phi((2y_{i,t} - 1)(z_{i,t}\beta + \rho y_{i,t-1} + x_i\alpha + \bar{z}_i\beta_i + \sigma_a\eta_i)) \phi(\eta_i) d\eta_i. \quad (9 S)$$

Vertailujen lähtökohdaksi estimoidaan myös erikoistapauksena niin sanottu nollamalli, jossa myös jäännöstermin varianssi σ_a asetetaan nollassa. Tämän log-uskottavuusfunktio on separoituva havaintojen suhteen:

$$l_i(y_{i,t} | z_{i,t}, y_{i,t-1}, x_i) = \sum_{t=1}^T \log \Phi((2y_{i,t} - 1)(z_{i,t}\beta + \rho y_{i,t-1} + x_i\alpha + \bar{z}_i\beta_i)). \quad (10 S)$$

Muissa malleissa log-uskottavuusfunktio ei separoidu ja se joudutaan laskemaan integroimalla numeerisesti yli jäännöstermin jakauman.¹⁶

15 Jenkins (2011) käyttää vastaavassa tilanteessa vanhempien sosioekonomista asemaa instrumenttina ja testaa vastaavia yli-identifioituvuusehtoja. Vastaavasti voidaan toivoa, että asumismuoto vaikuttaa nykyiseen köyhyysriskiin vain välillisesti, ominaistekijän ja alkuarvon kautta.

16 Uskottavuusfunktion maksimoinnissa ja muissa laskelmissa käytettiin GAUSS™ 10 tilasto-ohjelmaa (Max Lik 5.0). Numeerinen integrointi η :n suhteen tehdään käyttäen 40 hilapistettä välillä [-5, 5].

2.3 Selittäjien marginaalivaikutusten laskennasta

Kaava, jolla ehdollinen riskisovite lasketaan, on epälineaarinen. Tästä syystä estimoidut kerroinparametrit eivät suoraan kerro taustatekijöiden marginaalivaikutusta siirtymätodennäköisyyteen, vaan ensinnäkin vaikutus riippuu siitä pisteestä, josta soviteen muutos lasketaan. Pelkkien kertoimien avulla onkin hankalaa verrata yksittäisen tekijän vaikutusta eri mallityyppien tai eri ajanjaksoilla tehtyjen estimointien välillä. Yksi tapa ratkaista ongelma olisi valita tietty kiinteä piste, esimerkiksi staattisessa Probit-mallissa vaikutukset lasketaan kirjallisuudessa vakiintuneeseen tapaan selittävien muuttujien keskiarvopisteessä: $F|_{mean}(z_i) = \Phi(\bar{z}\hat{\beta})$. Tällöin derivaattaan perustuva marginaalivaikutus on:

$$\frac{\partial F}{\partial z_k} \Big|_{mean}(z_i) = \hat{\beta}_k \phi(\bar{z}\hat{\beta}), \quad (11)$$

jossa ϕ on standardoidun normaalijakauman tiheysfunktio $\phi(u) = (2\pi)^{-1/2} \exp(-1/2 u^2)$.

Esimerkiksi köyhyyteen saapumistodennäköisyydelle, vrt. (2 a):

$$\frac{\partial \Pi_S}{\partial z_k} \Big|_{mean}(z_i) = \hat{\beta}_k \phi(\bar{z}\hat{\beta}). \quad (11 a)$$

ja köyhydestä poistumistodennäköisyydelle, vrt. (2 b):

$$\frac{\partial \Pi_L}{\partial z_k} \Big|_{mean}(z_i) = -\hat{\beta}_k \phi(\bar{z}\hat{\beta} + \hat{\rho}). \quad (11 b)$$

Mallissa, jonka stokastinen ominaistekijä vaikuttaa epälineaarisesti vastemuuttujaan, kuten dynaamisen mallin ehdolliseen siirtymätodennäköisyyteen, tätä periaatetta ei sellaisenaan voi soveltaa. Riskitason vuosittainen vaihtelu, autokorrelaatio eri ajankohtien riskien välillä ja tärkeimpänä satunnaistekijän mukaanotto ja sen aiheuttama aggregointiongelma vaikeuttavat tulkintaa. Stokastinen ominaistekijä aiheuttaa sen, ettei kiinteillä selittäjien arvoilla laskettu piste enää välttämättä kuvaa edustavaa riskiä eikä stokastiselle tekijälle ole luonnollista arvoa. Esimerkiksi pienillä riskiarvoilla, kuten yleensä köyhyysriskin osalta on, Probit-funktio on konvekksi, jolloin sovitetta suoraan vastaava piste $\eta = 0$ vastaa huonosti ominaistekijän jakaumasta laskettua keskimääräistä riskiä jäädessä selvästi sen alle.

Vakiintunut tapa on määritellä yleistä epälineaarista sovitetta, esimerkiksi $y(x, z, \eta)$, joka riippuu mielenkiinnon kohteena olevasta muuttujasta x ja muista selittäjistä z , vastaava 'keskimääräinen rakennefunktio' $ASF(x, z) = \int y(x, z, \eta) dF_\eta(\eta)$

(Blundell ja Powell 2003). Rakennefunktio antaa soviteen keskimääräisen arvon, kun kaikille satunnaismuuttujan η kuvaaman populaation jäsenille asetetaan arvopari (x, z) . Esimerkiksi Wooldridgen mallissa (8 W) saadaan integroimalla yli satunnaistekijän jakauman (ehdollinen, $y_{i,t-1}$) keskimääräinen rakenteellinen riskifunktio:

$$ASF_{i,t}(z_{i,t}, y_{i,t-1}, x_i, y_{i,0}) = \int \Phi(z_{i,t}\hat{\beta} + \hat{\rho}y_{i,t-1} + x_i\hat{\alpha} + \bar{z}_i\hat{\xi} + \hat{\xi}_0 y_{i,0} + \hat{\sigma}_a \eta_i) \phi(\eta_i) d\eta_i = \Phi\left(\left(1 + \hat{\sigma}_a^2\right)^{-1/2} \left(z_{i,t}\hat{\beta} + \hat{\rho}y_{i,t-1} + x_i\hat{\alpha} + \bar{z}_i\hat{\xi} + \hat{\xi}_0 y_{i,0}\right)\right). \quad (12 W)$$

Kaavasta nähdään, että pelkästään havaitsemattoman (normaalijakautuneen) ominaistekijän mukaan ottaminen (ja kaavan sieventäminen integroimalla) muuttaa mittakaavaa, siis varianssin suhteen normeerattuja kertoimia, yhteisellä skaalatekijällä. Tästä syystä selittäjien kertoimet voivat muuttua mallista toiseen ilman, että esimerkiksi niiden marginaalivaikutukset muuttuvat, eikä pelkkä kertoimien vertailu ole mielekästä.¹⁷ Integroinnin jälkeenkin laskukaava (12 W) on konvekssi pienillä soviteen arvoilla, kuten ehdollisen köyhyysriskin osalta tyypillisesti on. Tästä syystä emme arvioi taustatekijöiden marginaalivaikutusta ehdolliseen $y_{i,t-1}$ köyhyysriskiin (siis joko saapumis- tai poistumistodennäköisyyteen) sen lineaarisen osan keskiarvopisteessä, vaan arvioimme väestötasolla keskimääräisen rakennefunktion marginaalivaikutuksia.

Lisäksi on huomattava, että sovitteet ovat ehdollisia viivästetyn tilamuuttujan arvolle ja kuvaavat siksi siirtymätodennäköisyyksiä eivätkä köyhyysriskiä sellaisenaan. Stationaariseen jakaumaan perustuva köyhyysasteen kaava olisi laskettavissa näistä kaavalla (3), mutta kaava on hankala, kun siihen liitetään integrointi yli ominaistekijän jakauman. Toisaalta ehdollistamalla riskisovitteet havaituille viivästetyn tilamuuttujan arvoille ja laskemalla rakennefunktioiden keskiarvo yli estimoinneissa käytetyn edustavan väestötöksen, saadaan ehdollisia siirtymätodennäköisyyksiä summaamalla suoraan väestötasolla arvioitu keskimääräinen (ei-stationaarinen) köyhyysaste. Tästä on tuloksia tulkittaessa selvää lisähyötyä. Wooldridgen mallissa (8 W) saadaan integroimalla yli satunnaistekijän jakauman:

$$\overline{ASF}_t(z_t, y_{t-1}, x, y_0) = N^{-1} \sum_i \int \Phi(z_{i,t}\hat{\beta} + \hat{\rho}y_{i,t-1} + x_i\hat{\alpha} + \bar{z}_i\hat{\xi} + \hat{\xi}_0 y_{i,0} + \hat{\sigma}_a \eta_i) \phi(\eta_i) d\eta_i = N^{-1} \sum_i \Phi\left(\left(1 + \hat{\sigma}_a^2\right)^{-1/2} \left(z_{i,t}\hat{\beta} + \hat{\rho}y_{i,t-1} + x_i\hat{\alpha} + \bar{z}_i\hat{\xi} + \hat{\xi}_0 y_{i,0}\right)\right). \quad (13 W)$$

17 Minimivaatimus on normeerata kertoimet varianssista riippuvalla skaalatekijällä.

Heckmanin mallissa (8 H) on vastaavasti¹⁸

$$\begin{aligned} \overline{ASF}_t(z_t, y_{t-1}, x) &= N^{-1} \sum_i \int \Phi(z_{i,t} \hat{\beta} + \hat{\rho} y_{i,t-1} + x_i \hat{\alpha} + \bar{z}_i \hat{\xi} + \hat{\sigma}_a \eta) \phi(\eta_i) d\eta_i = \\ N^{-1} \sum_i \Phi\left((1 + \hat{\sigma}_a^2)^{-1/2} (z_{i,t} \hat{\beta} + \hat{\rho} y_{i,t-1} + x_i \hat{\alpha} + \bar{z}_i \hat{\xi})\right). \end{aligned} \quad (13 H)$$

Tästä voidaan luontevasti laskea väestötasolla tietyn taustatekijän marginaalinen vaikutus keskimääräiseen köyhyysasteeseen, joka siis saadaan summaamalla ehdollisia siirtymätodennäköisyyksiä yli viivästetyn tilamuuttujan havaitun jakauman (todellisten arvojen), vrt. $(1 - \Pi_t) \Pi_{S,t} + \Pi_t (1 - \Pi_{L,t}) = \Pi_{t+1}$ (Kolmogorovin yhtälö).

Tässä tutkimuksessa sovelletaan tulkintojen helpottamiseksi tavanomaista hienosyisempää käytäntöä ottamalla huomioon ensinnäkin se, että käytettyjen selittäjien arvojoukot ovat diskreetit, jolloin derivaatta ei kuvaa muutosta täsmällisesti, ja toiseksi se, että moni selittäjä on keskenään funktoriippuvuudessa. Tarkasteltavalle henkilölle kiinteän ominaisuuden x_i, \bar{z}_i osalta oletetaan, että kiinteän ominaisuuden ja ominaistekijän välinen korrelaatio säilyy marginaalivaikutusta laskettaessa väestötasolla kaavan (5) mukaisena. Iän ja yhdessä sen kanssa arvioidun sukupuolivaikutuksen tapauksessa marginaalivaikutuksen laskenta on selvää: kaikilla havaintoyksiköillä ikä ja sukupuoli muutetaan vastaamaan sitä 5-vuotiskäluokkaa, jota tarkastelu koskee, ja näin saatua keskimääräistä köyhyysastearviota verrataan alkuperäiseen arvioon. Perhetyypin mukainen arvio on mutkikkaampi, koska marginaalivaikutus edellyttää useiden toisiinsa sidottujen selittäjien samanaikaista muuttamista, esimerkiksi laskettaessa marginaalivaikutusta muuttujalle 'yksinäinen nainen' asetetaan loogisuuden vuoksi myös ikäryhmätekijän osalta luokkamuuttujalle 'nainen*ikä' henkilön ikää vastaava arvo, ja lisäksi muuttujat 'log OECD-skaala' ja 'log aikuisten lukumäärä' arvoon nol-la (ks. luku 3). Muiden perhetyypimuuttujien osalta menetellään tätä vastaavasti. Koulutusasteen ja sosioekonomisen aseman osalta marginaalivaikutusten laskenta on selväpiirteistä, esimerkiksi Wooldridgen mallissa:

$$\begin{aligned} \Delta \overline{ASF}_t(z_t, y_{t-1}, x, y_0) &= N^{-1} \sum_i \Phi\left((1 + \hat{\sigma}_a^2)^{-1/2} (z_{i,t} \hat{\beta} + \hat{\rho} y_{i,t-1} + (x_i + \Delta x_i) \hat{\alpha} + \bar{z}_i \hat{\xi} + \hat{\xi}_0 y_{i,0})\right) - \\ N^{-1} \sum_i \Phi\left((1 + \hat{\sigma}_a^2)^{-1/2} (z_{i,t} \hat{\beta} + \hat{\rho} y_{i,t-1} + x_i \hat{\alpha} + \bar{z}_i \hat{\xi} + \hat{\xi}_0 y_{i,0})\right). \end{aligned} \quad (14 W)$$

18 Huomaa kaavojen (13 H) ja (13 W) ero ehdollistamisen suhteen. Tämä on merkitty eksplisiittisesti näkyviin ASF:n lausekkeessa merkitsemällä ne jakaumat (muuttujat ilman havaintoindeksiä η), joiden suhteen on ehdollistettu. Kaavassa (13 W) on ehdollistettu alkuarvon jakauman suhteen, mutta kaavassa (13 H) ei.

Yllä muutosvektori Δx_i määritellään niin, että tarkasteltavan osoitinmuuttujan k osalta $\Delta x_{i,k} = 1$ ja alkuperäisen osoitinmuuttujan m osalta $x_{i,m} = 1 \Rightarrow \Delta x_{i,m} = -1$.

Muuttujille, joita käytetään sekä dynaamisina selittäjinä että aikasarjakeskiarvojen kautta kontrolloimaan korrelaatiota ominaistekijän kanssa (5), lasketaan kaksi erillistä marginaalivaikutusta, dynaaminen vuosittainen vaikutus ja vaikutus, joka perustuu vuosikeskiarvojen jakaumaan ja sitä kautta laskettuun vaikutukseen ominaistekijän jakaumaan (5). Tämän tutkimuksen laskelmissa jäljitellään havaittua jakaumaa myös siltä osin, että laskelmissa keskiarvon muuttuessa myös kaikki vuosihavainnot muuttuvat, mutta vuosihavainnon tapauksessa muuttuu keskiarvo vain vuosimuutoksen verran, $\frac{1}{T} \Delta z_{i,t}$. Jälkimmäinen vaikutus lasketaan siis Wooldridgen mallissa kaavasta:

$$\begin{aligned} \overline{\Delta ASF}_i(z_{i,t}, y_{i,t-1}, x_i, y_{i,0}) = N^{-1} \sum_i \Phi \left((1 + \hat{\sigma}_a^2)^{-1/2} (z_{i,t} + \Delta z_{i,t}) \hat{\beta} + \hat{\rho} y_{i,t-1} + x_i \hat{\alpha} + (\bar{z}_i + \frac{1}{T} \Delta z_{i,t}) \hat{\xi} + \hat{\xi}_0 y_{i,0} \right) - \\ N^{-1} \sum_i \Phi \left((1 + \hat{\sigma}_a^2)^{-1/2} (z_{i,t} \hat{\beta} + \hat{\rho} y_{i,t-1} + x_i \hat{\alpha} + \bar{z}_i \hat{\xi} + \hat{\xi}_0 y_{i,0}) \right). \end{aligned} \quad (15 W)$$

Tämän määritelmän mukaan olisi dynaamisen muutoksen vaikutus aina itseisarvoltaan pienempi kuin keskiarvon vaikutus, jos vastaavat $\hat{\beta}$ - ja $\hat{\xi}$ -estimaatit ovat samanmerkkiset. Mutta koska perhetyypin muutokset vaikuttavat samanaikaisesti useaan mallin selittäjään, esimerkiksi aikuisten lukumäärä ja ekvivalenssiskaalan saama arvo usein samalla muuttuvat, ja estimoidut kertoimet ovat erimerkkiset, voi vaikutuksissa näkyä selviä eroja, joita voi tulkita, tosin tässä konservatiivisesti.¹⁹ Muuttujia (kotitalouden aikuisten lukumäärä ja ekvivalenssiskaala) vastaavia väestötason marginaalivaikutuksia käytetään raportoitavissa laskelmissa kertoamaan myös pelkästään kotitalouden aikuisten ja lasten lukumäärässä tapahtuneiden muutosten vaikutuksesta. Perhetyyppi pidetään näissä laskelmissa ennallaan.

Väestötason keskimääräisen köyhyysasteen marginaalivaikutuksille, joissa tarkastellaan muuttujien arvojen diskreettejä muutoksia, kuten tässä työssä, on hankalampi johtaa hajonta- ja luottamusväliarvioita kuin muuttujan derivaattaan perustuvien marginaalivaikutusten osalta, joiden arvioissa voidaan yleensä suoraan viivaisesti soveltaa delta-menetelmää (ks. esim. Wooldridge 2005). Bootstrap- tai muut uusintaotoksiin perustuvat menetelmät ovat periaatteessa käyttökelpoisia, mutta tässä havaintojen suuri lukumäärä tekee soveltamisen laskennallisesti erittäin työlääksi, käytännössä mahdottomaksi. Tässä tutkimuksessa käytettiin uutta menetelmää, joka soveltaa Monte Carlo -simulointia. Aluksi poimitaan 200 kappaleen normaalijakautunut Monte Carlo -otos estimoidusta parametrijakaumasta $\hat{\theta} \propto N(\theta_1, \Sigma_\theta)$, jossa θ_1 on parametrivektorille saatu piste-estimaatti ja Σ_θ on esti-

19 Vaihtoehtoinen, stationaariseen tilaan $\frac{1}{T} \Delta z_{i,t} \rightarrow 0$ liittyvä tulkinta on rohkea.

maattorille $\hat{\theta}$ estimoitu kovarianssimatriisi.²⁰ Jokaiselle paneelin havainnolle estimoidaan marginaalivaikutusta (esim. 14 W tai 15 W) vastaava havaintokohtainen Monte Carlo -otokseen perustuva varianssiarvio. Lopullisena varianssiestimaattina marginaalivaikutuksen populaatiokeskiarvolle käytetään näiden havaintokohtaisten varianssiarvioiden keskiarvoa.

Varianssiarvioiden keskiarvon käyttöä voidaan perustella seuraavan analogian perustella.²¹ Jos marginaalivaikutus olisi separoituva muuttuja- ja parametrien suhteen kaavalla, $\Delta ASF_i(x_i, \theta) = \sum_k g_k(x_{i,k})\theta_k = g^T(x_i)\theta$, jossa merkintöjen yksinkertaistamiseksi aikaindeksi on jätetty merkitsemättä ja kaikkia mallin selittäjiä on merkitty x -vektorilla, ja jos estimoidulla parametrivektorilla on jakauma $\hat{\theta} \propto N(\theta_1, \Sigma_\theta)$, niin silloin väestötasolla arvioidun keskimääräisen marginaalivaikutuksen varianssi on:

$$Var\left(\sum_i \frac{1}{N} \Delta ASF_i(x_i, \hat{\theta})\right) = \left(\sum_i \frac{1}{N} g^T(x_i)\right) \Sigma_{\hat{\theta}} \left(\sum_j \frac{1}{N} g(x_j)\right) = \sum_i \frac{1}{N} Var(g^T(x_i)\hat{\theta}), \quad (16)$$

siis marginaalivaikutusten havaintokohtaisten varianssien keskiarvo. Tätä perustelua käytetään myös tässä työssä, vaikka separoituvuus ei päde.

2.4 Muita tunnuslukuja

Edellä tarkasteltiin väestötason keskimääräisen köyhyysasteen sovitetta ja selittäjien marginaalivaikutusta siihen. Mallista voidaan laskea myös muita dynamiikan kannalta keskeisiä indikaattoreita, Wooldridgen mallin keskimääräinen köyhyysteen saapumistodennäköisyys, ks. (2 a),

$$ENT_i(z_{i,t}, x_i, y_{i,0}) = \Phi_{i,0} = \Phi\left(\left(1 + \hat{\sigma}_a^2\right)^{-1/2} \left(z_{i,t}\hat{\beta} + x_i\hat{\alpha} + \bar{z}_i\hat{\xi} + \hat{\xi}_0 y_{i,0}\right)\right), \quad (17 \text{ W a})$$

ja vastaava keskimääräinen köyhydestä poistumistodennäköisyys, ks. (2 b),²²

20 Koska havaintojen suuresta lukumäärästä johtuen laskenta jouduttiin tekemään paloittain vain osalle havainnoista kerrallaan, poimittiin kullekin näistä oma Monte Carlo -otoksensa. Tämän avulla voitiin käytännössä lähestyä väestökeskiarvona lasketun keskimääräisen marginaalivaikutuksen normaalijakamaoletusta. Tällainen aineiston (toistuviin) osaotoksiin perustuva menettely johtaisi periaatteessa käyttökelpoiseen versioon Bootstrap-menetelmästä.

21 Myös delta-menetelmän soveltaminen johtaisi tätä vastaavaan laskelmaan.

22 Poistumis- ja saapumistodennäköisyydet ovat funktioriippuvuudessa keskenään ja ne eroavat vain parametrin ρ verran (ja funktiomuotoa Φ vaille). Jenkins (2011) estimoi siirtymätodennäköisyyksille malleja, joissa on eri parametrit (α, β ja ξ) riippuen siitä kummassa tilassa ollaan ('switching regression'). Väljempi parametriseointi voi olla jatkotutkimuksen arvoinen.

$$EXT_t(z_{i,t}, x_i, y_{i,0}) = 1 - \Phi_{t,1} = \Phi\left(-\left(1 + \hat{\sigma}_a^2\right)^{-1/2} \left(z_{i,t}\hat{\beta} + \hat{\rho} + x_i\hat{\alpha} + \bar{z}_i\hat{\xi} + \hat{\xi}_0 y_{i,0}\right)\right). \quad (17 \text{ W b})$$

Meneillään olevan köyhyysjakson kesto on aina pidempi (tai ainakin yhtä pitkä) kuin uuden alkavan jakson kesto. Tämä johtuu valikoitumisen aiheuttamasta ”havainnointiharhasta”, pidemmät jaksot tulevat havainnoituksi useammin kuin lyhyet. Keskimääräiseen poistumistodennäköisyyteen ja aitoon tilariippuvuuteen perustuva alkavien köyhyysjaksojen odotettu kesto saadaan kaavasta:

$$EDUR_t^1(z_{i,t}, x_i, y_{i,0} | y_{i,t-1} = 0) = \sum_{k=1}^{\infty} k(1 - \Phi_{t,1}) \Phi_{t,1}^{k-1} \Phi_{t,0} = (1 - \Phi_{t,1}) \Phi_{t,0} \frac{\partial \left(\sum_{k=1}^{\infty} \Phi_{t,1}^k \right)}{\partial \Phi_{t,1}} = \frac{\Phi_{t,0}}{(1 - \Phi_{t,1})}, \quad (18)$$

jossa $\Phi_{t,1} = \Phi\left(\left(1 + \hat{\sigma}_a^2\right)^{-1/2} \left(z_{i,t}\hat{\beta} + \hat{\rho} + x_i\hat{\alpha} + \bar{z}_i\hat{\xi} + \hat{\xi}_0 y_{i,0}\right)\right)$ ja

$$\Phi_{t,0} = \Phi\left(\left(1 + \hat{\sigma}_a^2\right)^{-1/2} \left(z_{i,t}\hat{\beta} + x_i\hat{\alpha} + \bar{z}_i\hat{\xi} + \hat{\xi}_0 y_{i,0}\right)\right) \quad (\text{Wooldridgen malli}).$$

Kaavoissa on käytössä stationaarisuusoletus, siis se, että aikariippuvat tekijät jäävät tarkasteluvuoden arvoihinsa. Vastaavasti on alkavan köyhyydeltä välttymisjakson odotettu kesto:

$$EDUR_t^0(z_{i,t}, x_i, y_{i,0} | y_{i,t-1} = 1) = \sum_{k=1}^{\infty} k(1 - \Phi_{t,0})^{k-1} \Phi_{t,0}(1 - \Phi_{t,1}) = (1 - \Phi_{t,1}) \Phi_{t,0} \frac{\partial \left(\sum_{k=1}^{\infty} (1 - \Phi_{t,0})^k \right)}{\partial \Phi_{t,0}} = \frac{(1 - \Phi_{t,1})}{\Phi_{t,0}}.$$

Markovin ketjussa aitoon tilariippuvuuteen perustuva poistumistodennäköisyys noudattaa geometrista jakaumaa köyhyysjakson pituuden suhteen, eikä köyhyysjaksosta jäljellä olevan odotusajan ehdollinen jakauma muutu jakson pituuden edetessä. Toisaalta ominaistekijään liittyvä näennäiskorrelaatio ja kiinteiden selittäjien väestövaihtelu aiheuttavat sen, että joillakin odotetun keston pituus on käytännössä nolla ja toisilla jaksot voivat olla erittäin pitkiä. Lisäksi havainnot valikoituvat, havaitsemme pääosin vain niitä henkilöitä, joilla on erityinen alttius köyhyysriskiin. Tästä syystä aitoon tilariippuvuuteen, jossa alkuarvo-ongelman aiheuttamaa valikoitumisharhaa on korjattu, perustuva poistumistodennäköisyyden jakauma poikkeaa voimakkaasti siitä, miten sitä esimerkiksi raakadatasta laskettuna arvioidaan.

3 Köyhyyden mittaamisesta ja tutkimusaineiston kuvailevaa analyysia

Vaikka tavoite köyhyyden vähentämisestä jaetaan paljon laajemmin kuin muut tulojen uudelleenjakotavoitteet, niin jo kysymys, miten köyhyyttä pitäisi mitata, jakaa mielipiteitä. Tavanomaisesti taloudellinen köyhyys määritellään asettamalla minimivaatimustaso niille kotitalouden käytössä oleville resursseille, yleensä tulot (joskus kulutus), joilla perustarpeet saadaan tyydytettyä. Tämä minimitaso määrää köyhyysrajan, ja ne, joiden resurssit eivät yllä köyhyysrajaan, määritellään köyhiksi. Vaikka köyhyysrajaan nojautuva määrittelyperiaate on suoraviivainen, on köyhyyden mittaaminen osoittautunut vaikeaksi. Se, mitä perustarpeisiin liitetään, vaihtelee eri aikoina ja eri alueilla riippuen paitsi talouden kehitystasosta myös yhteisön sosiaalisista normeista ja arvoista. Lisäksi köyhyysraja voidaan asettaa subjektiivisesti, absoluuttisena tai suhteellisena.²³

Köyhyysrajan asettamisperiaatteen valinnan jälkeenkin liittyy köyhyyden määrittämiseen lisäkysymyksiä, jotka vaativat käytännön ratkaisuja. Miten eri kokoisia ja rakenteeltaan eroavia kotitalouksia verrataan? Kotitalouden toimeentulotarpeet riippuvat sekä sen jäsenten lukumäärästä että kotitalouden rakenteesta. Kulutuksessa on mittakaavaetuja, sillä esimerkiksi kaksi aikuista tulee toimeen yhdessä halvemmalla kuin erikseen. Toimeentulon arvioimiseksi rakenteeltaan eroavat taloudet tehdään vertailukelpoisiksi jakamalla kotitalouden yhteenlasketut käytettävissä olevat tulot kulutusyksiköiden, ekvivalenttien aikuisten, lukumäärää mittaavalla skaalatekijällä, joka yhdenmukaistaa rakenteeltaan eroavat kotitaloudet toimeentulon osalta.²⁴ Näin saadaan kotitalouden ekvivalentti käytettävissä oleva tulo, johon taloudellisen toimeentulon, tulojaon ja köyhyyden arviointi perustuu.

23 Absoluuttinen näkökulma tuntuu useista tärkeimmältä ja perustavalta tavalta arvioida köyhyyttä. Rawls (1971) näkee ensiarvoisena taata kaikille sellaisten primäärihyödykkeiden saanti, jotka takaavat perustarpeiden tyydyttämisen. Absoluuttisesta näkökulmasta korostuu myös tarve vaikuttaa suoraan ihmisten kykyihin ja mahdollisuuksiin olla toimiva ja päätöksiin kykenevä yksilö. Amartya Senin ”capability”-lähestymistapa tarjoaa keinon yhdistää sekä absoluuttinen että suhteellinen näkökulma. Sen (1992) kiteyttää köyhyyden absoluuttiseksi käsitteeksi kykyjen ja valmiuksien tasolla, mutta toisaalta köyhyys ilmenee usein suhteellisena tarkasteltaessa hyödykkeiden saantia ja mahdollisuuksia niiden käyttöön. Huomion kohteena ovat olosuhteet ja toiminta työmarkkinoilla, koulutuksessa, ja osallistuminen yhteisön arkielämään kansalaisena. Suhteellinen deprivatio taloudellisten mahdollisuuksien, käytettävissä olevien tulojen, suhteen voi johtaa absoluuttiseen deprivatioon toimintakykyisyyden ja -valmiuksien tasolla. ”Maassa, joka on suhteellisesti rikkaampi, tarvitaan vastaavasti enemmän tuloja sellaisten hyödykkeiden hankkimiseksi, jotka mahdollistavat yhteiskunnallisesti saman tasoisen sosiaalisen toiminnon, tällainen toiminto on esimerkiksi julkisuudessa esiintyminen ilman häpeän tunnetta”.

24 Mutta voi olla, että perheen koon, lasten lukumäärän ja viitehenkilön iän vaikutus on hyvin erilainen köyhyysrajalla ja sen alapuolella kuin mediaaniperheen elintasoja määrättäessä.

Edelleenkin on useita eri mahdollisuuksia arvioida köyhyyttä ja mitata sen laajuutta. Yleisimmässä käytössä on niistä yksinkertaisin päälukumitta, köyhyysriski tai köyhyysaste, jossa pelkästään lasketaan niiden henkilöiden väestöosuus, joiden ekvivalenssiskaalalla korjatut käytettävissä olevat tulot jäävät köyhyysrajan alapuolelle. Tämän mittarin ongelmana on, ettei sillä, miten kauaksi köyhän tulot köyhyysrajasta jäävät, ole merkitystä. Poliitiikan ohjenuorana kriteeri on luonnollisesti riittämätön (Sen 1976). Atkinson (1988) puoltaa köyhyysriskimitan käyttöä: jos minimitulo on ihmisille kuuluva perusoikeus, niin mitta kertoo suoraan niiden lukumäärän, joilta tämä oikeus jää toteutumatta. Lisäksi köyhyysaste voidaan dekomponoida väestöryhmien suhteen. Näin köyhyyden kehitystä voidaan tarkastella sekä ryhmän sisäisen kehityksen että sen perusteella, miten väestöryhmän koko muuttuu. Ensinnäkin köyhyys väestössä lisääntyy, jos sellaisen ryhmän väestöosuus kasvaa, jossa köyhyys on keskimääräistä yleisempää. Toisaalta köyhyys lisääntyy ryhmän köyhyysriskin nousun myötä, vaikka ryhmän koko säilyy ennallaan. Tällä erolla on merkitystä, kun pohditaan esimerkiksi syitä sille, miksi köyhyysaste on väestössä kasvanut.

Tässä tutkimuksessa mittarina on köyhyyden päälukumittari, köyhyysriski, joka on todennäköisyys jäädä ekvivalenttituloilla alle köyhyysrajan, joka lasketaan 60 prosenttina ekvivalentintulon mediaanista.²⁵ Kvalitatiivisesti arvioiden kuva köyhyysriskin kehityksestä säilyy, vaikka esimerkiksi köyhien lukumäärä tai köyhien väestökoostumus luonnollisesti muuttuvat, kun köyhyysrajaa vaihdellaan.²⁶ Köyhyyskuilua tai muita mittareita, jotka huomioivat köyhyysrajan alle jäävien tuloerot, ei tässä tutkimuksessa käytetä.

Tilastokeskuksesta hankittu rekisteriaineisto perustuu kymmenen prosentin otokseen (noin 500 000 henkilöä) Suomessa vuosina 1995–2008 asuneesta väestöstä.²⁷ Koska otoskoko on suuri, on vuosittain ’keskimäärin edustava’ otos suhteellisen tarkasti edustava myös kunakin otosvuotena Suomessa asuvista henkilöistä. Tästä syystä tilastollisissa analyysissä ei käytetä (vuosittaisia) painoja. Tutkimuksen käytössä on tietoja Tilastokeskuksen henkilötason tulojaon kokonaisaineistosta ja työssäkäyntitilaston pitkäikäisaineistosta vuosilta 1995–2008. Työssäkäyntitilaston muuttujat sisältävät tietoja henkilön työmarkkina- ja sosioe-

25 Määritelmä perustuu Euroopan unionin tilastolaitoksen (Eurostat) suosituksiin, jonka mukaan 60 prosentin raja on pääindikaattori. Rajana voidaan käyttää myös 50, 40 tai 70 prosenttia.

26 Riihelä, Sullström ja Tuomala (2007) tarkastelevat köyhyyden kehitystä perusteellisesti soveltaen useita vaihtoehtoisia, järkevästi asetettuja köyhyysrajoja ja ekvivalenssiskaaloja, ks. myös Kautto (2011).

27 Kohdeperusjoukon muodostavat Suomessa tilastovuoden lopussa vakinaisesti asuntokuntaväestöön kuuluvat henkilöt. Tutkimuksen ulkopuolelle jäävät pysyvästi ulkomailla asuvat, osoitteettomat ja laitosväestö (esimerkiksi pitkäaikaisesti vanhainkodeissa, hoitolaitoksissa, vankiloissa tai sairaaloissa asuvat).

konomisesta asemasta ja henkilön iästä, koulutusasteesta ja perhetyypistä. Tulonjaon kokonaistilaston tiedot kattavat kaikki keskeiset rekisteripohjaiset tulotiedot (ks. Ruotsalainen 2004). Näiden perusteella muodostettu käytettävissä oleva tulo vastaa EU:n tulo- ja elinolotutkimuksen tulokäsitetä (EU-SILC).²⁸ Tärkeimpänä erona tulonjaon palveluaineistoon (Tilastokeskus 2009) on se, että haastattelutietoon perustuvat tuloerät: lähdeveron alaiset korkotulot ja saatu elatusapu, ja tulonjaon palveluaineistoon muodostettu omistusasunnosta saatu laskennallinen asuntotulo puuttuvat.²⁹ Käytössä ovat vuositason tiedot eri tulolajeista, esimerkiksi palkka-, yrittäjä- ja omaisuustuloista ja saaduista tulonsiirroista. Mukana ovat myös maksetut tulonsiirrot (välittömät verot ja eläke- ja sosiaalivakuutusmaksut). Tulotiedot ovat saatavilla sekä henkilö- että asuntokuntatasolla, joista jälkimmäisten avulla muodostetaan asuntokunnan/rekisterikotitalouden rakenteen huomioivat ekvivalenttia aikuista kohti lasketut tulokäsitteet.

Laajuudeltaan ja yksityiskohtaisuudeltaan aineisto on kansainvälisestikin harvinainen, ja suuren otoskoon ja seurantatietojen ansiosta tulodynamiikkaa voidaan seurata tarkasti. Aineistossa on puutteita huipputulosten osalta.³⁰ Koska huipputulosten tulotasoa, tulostruktuuria ja tulojen muuttumista ei tulojen katkaisun vuoksi voida luotettavasti laskea, he eivät ole tarkasteluissa mukana. Tällä ei ole juuri vaikutusta tutkittaessa köyhyyden dynamiikkaa, paitsi että mediaanitulo tulee määri-

28 Tulonjakotilastossa ja EU:n tulo- ja elinolotutkimuksessa (EU-SILC) tulonkäyttöyksikkö on yhteisen tulonkäytön perusteella muodostettu kotitalous, joka määritetään päivittämällä rekistereistä saatuja asuntokuntatietoja haastattelussa. Rekistereihin pohjautuvassa kokonaisaineistossa tulonkäyttöyksikkö on yhteisen kotipaikkatunnuksen perusteella määrittyvä asuntokunta. Vertaamalla tulonjakotilaston palveluaineiston otoksella kotitalouksia ja asuntokuntia on todettu, että kotitalous ja asuntokunta ovat samoja noin 85 prosentissa tapauksista ja 95 prosentissa tapauksista eroa on +/- yksi henkilö. Tulonjaon kokonaistilaston ja otospohjaisen tulonjakotilaston palveluaineiston väliset erot aiheutuvat tulokäsitteen kattavuuden eroista, tulonkäyttöyksikön (kotitalous/asuntokunta) eroista ja palveluaineiston otantavaihtelusta ja -harhasta.

29 Tulonjaon kokonaistilaston tulokäsite vastaa periaatteessa tulonjakotilaston käytettävissä olevien rahatulosten määritelmää. Rekisterit eivät kuitenkaan kata kaikkia tuloerä, jolloin tällaiset tuloerät jäävät puuttumaan tulonjaon kokonaistilastosta. Otospohjaisessa tulonjakotilaston palveluaineistossa nämä tuloerät kerätään haastattelemalla kotitalouksia. Tärkeimpiä näistä ovat lähdeveron alaiset korkotulot (siis miltei kaikki korkotulot) ja kotitalouksien väliset tulonsiirrot (saatu elatusapu). Rekistereistä saatavien rahamäärien tulojen osuus kotitalouksien kaikista rahamääristä tuloista on kuitenkin varsin suuri. Rekistereistä puuttuvat tuloerät voivat kuitenkin kohdentua tietyille väestöryhmille ja olla tämän vuoksi merkittäviä (esimerkiksi kotitalouksien väliset tulonsiirrot opiskelijoille ja yksinhuoltajille). Otospohjaisessa tulonjakotilaston palveluaineistossa käytettävissä oleviin rahatuloihin lisätään laskennallisia erä, jolloin tuloksena on käytettävissä oleva tulo. Tärkein laskennallinen tuloerä on ns. omistusasujien laskennallinen asuntotulo, joka on mukana tulonjakotilaston, kulutustutkimuksen ja kansantalouden tilinpidon käytettävissä olevien tulojen käsitteessä. Tulonjaon kokonaistilastosta tämä tuloerä siis puuttuu.

30 Tilastokeskus on tietosuojasyistä korvannut käytettävissä olevien tulojen perusteella laskettuun kunkin havaintovuoden ylimpään tuloprosenttiin kuuluvien henkilöiden tulotiedot näiden muuttujien ylimpien tuloprosenttien jakamista lasketuilla keskiarvoilla.

teltyä ilman heitä, siis köyhyysraja jää hieman alemmalle tasolle kuin muuten olisi. Tällä ei ole merkitystä köyhyyden dynamiikkaa koskevien päätelmien kannalta.

Tietoja kerättäessä on erityisesti huolehdittu siitä, että voidaan muodostaa tulonjakotutkimuksen käytäntöjen mukaisia käsitteitä (The Canberra Group 2001). Tämän tutkimuksen kannalta keskeinen on kotitalouden käytettävissä oleva rahatulo.³¹ Se saadaan vähentämällä kotitalouden bruttotuloista³² maksetut tulonsiirrot (välittömät verot ja eläke- ja sosiaalivakuutusmaksut). Kotitalouden toimeentulotarpeet, joita kuvaa ekvivalentti käytettävissä oleva tulo, riippuvat sekä sen jäsenten lukumäärästä että kotitalouden rakenteesta. Eri kotitalouksien tulot muunnetaan yhteismitallisiksi niin sanotun muunnetun OECD:n ekvivalenssiskaalan avulla. Skaalaa laskettaessa kotitalouden ensimmäinen aikuinen saa painon yksi ja seuraavat aikuiset ja yli 13-vuotiaat lapset painon 0,5. Muiden eli 0–13-vuotiaiden lasten paino on 0,3.³³

Määritelmät perustuvat Euroopan unionin tilastolaitoksen (Eurostat) suositukseen. Näin säilytetään vertailtavuus muihin tutkimuksiin, esimerkiksi laskelmissa käytetty ekvivalentti käytettävissä oleva rahatulo vastaa suhteellisen tarkasti EU-SILC aineiston tulokäsitettä. Myös Tilastokeskuksen julkaisema palveluaineistoon perustuva tulonjakotilasto siirtyy tilastovuodesta 2011 alkaen käyttämään perusjulkistamisessaan pääkäsitteenä kotitalouksien käytettävissä olevia rahatuloja.³⁴ Merkittävin erottava tekijä aiempaan kotimaiseen tulojakotilaston palveluaineistoon on se, että omassa omistuksessa olevasta asunnosta saatu (laskennallinen) asuntotulo jää tarkastelujen ulkopuolelle eikä sitä ei ole rekisteriaineistosta saatavilla.³⁵ Vaih-

31 Tulokäsitteet määritellään noudattaen tulonjakotutkimuksessa vakiintuneita periaatteita (esim. Tilastokeskus 2009). Toimeentulon kattavaa arviointia rajoittaa (kulustietojen puutteen lisäksi) se, ettei sitä arvioitaessa voida ottaa mukaan yhteiskunnan tarjoamia hyvinvointipalveluita kuten terveydenhoitoa, koulutus-, asumis- ja sosiaalipalveluja. Nämä ovat käyttäjälle joko maksuttomia tai ne tarjotaan käyttäjämaksuina, jotka ovat selvästi alle niiden tuotantokustannusten. Hyvä esitys eri tulokäsitteistä ja niiden mittaamisesta tilastotuotannossa on The Canberra Group (2001).

32 Tuotantotekijätulojen eli ansio- ja omaisuustulojen lisäksi bruttotuloihin luetaan kaikki saadut rahatulonsiirrot.

33 Näin tyyppiperheen, kaksi aikuista ja kaksi 0–13-vuotiaasta lasta, saaman 21 000 euron tulon oletetaan takaavan kotitalouden kaikille neljälle jäsenelle saman 10 000 euron toimeentulon kuin yksinäisen saama 10 000 euron tulo.

34 Tilastokeskus, tiedote 20.3.2013.

35 Asuntotulo eli laskennallinen nettovuokra kuvaa kotitalouden saamaa etua asumastaan omistusasunnosta verrattuna vastaavanlaisessa markkinahintaisessa vuokra-asunnossa asuvaan kotitalouteen. Asuntotulo lasketaan erotuksena vähentämällä laskennallisesta bruttovuokrasta kotitalouden asunnostaan maksamat asumiskustannukset (esim. hoitovastikkeet, vakuutukset, ylläpitokorjauskustannukset ja asuntolainan korot). Asuntolainojen korot ovat osa laskennallista asuntotuloa, joten niitä ei oteta huomioon tulonjaon kokonaistilastossa. Asuntotulo kulutetaan kokonaisuudessaan asumispalveluina ja sen poisjättämistä voidaan puolustaa ja pitää verrannollisena sille, miten yhteiskunnallisista palveluista (ja kestokulutustavaroista) saatua etuutta käsitellään.

tohtona tälle olisi oikaista tuloja vuokra-asumisen menoilla, mutta sitäkään ei ole mahdollista tehdä.³⁶ Muilta osin tulokäsitteiden erot ovat pienemmät.

Taulukko 3.1.

Havaintojen lukumäärä eri-ikäisten tulopaneeleissa.

Ikä	Tulopaneeli		
	1995–1999	2000–2004	2004–2008
0–89-vuotiaat	463 221	468 305	473 768
30–89-vuotiaat	276 924	287 483	293 341
50–89-vuotiaat	129 035	148 508	161 536
60–89-vuotiaat	75 528	81 083	87 689
Eläkeläiset 30–89-vuotiaat	86 587	87 861	92 148
Eläkeläiset 60–89-vuotiaat	70 081	73 470	77 424

Köyhyysriskin ja sen dynamiikan kehitystä tarkastellaan jakamalla havaintoperiodi 1995–2008 kolmeen viiden vuoden pituiseen paneeliin: 1995–1999, 2000–2004 ja 2004–2008. Useat syyt puoltavat tätä valintaa. Vaikka pidempi paneeli mahdollistaa kroonisen ja tilapäisen köyhyyden paremman erottelukyvyn, on siinä puolestaan suurempi kato, joka vaikuttaa erityisesti kaikkein iäkkäimpien tuloksiin. Lisäksi seurattavan henkilön/kotitalouden ominaisuudet muuttuvat seurantajakson pidetessä, mikä vaikeuttaa ryhmien välisiä vertailuja ja jotta mallien parametrikertoimien epävakautteen. Kolmas syy liittyy mahdollisuuden tutkia muutoksia köyhyysriskin dynaamisessa prosessissa saatavilla olevalla aineistolla. Lisäksi viiden vuoden tarkastelujaksolla saadaan jo suhteellisen hyvä kuva vakiintuneesta (pysyvistä) tulotasosta ja tuloliikkuvuudesta (Rantala ja Suoniemi 2010 ja Suoniemi 2012). Viimeisenä syynä on vertailtavuus: virallinen tilastointi Suomessa, Isossa-Britanniassa ja Euroopan unionissa käyttää pitkittyneen pienituloisuuden raportoinnissa liukuvia neljän vuoden paneeleja. Tämä vastaa valittua käytäntöä, sillä 5-vuotispaneelin alkuvuotta käytetään vain niin sanotun alkuarvo-ongelman korjaamisessa ja varsinaiset estimoinnit käyttävät vuosia 1996–1999, 2001–2004 ja 2005–2008.

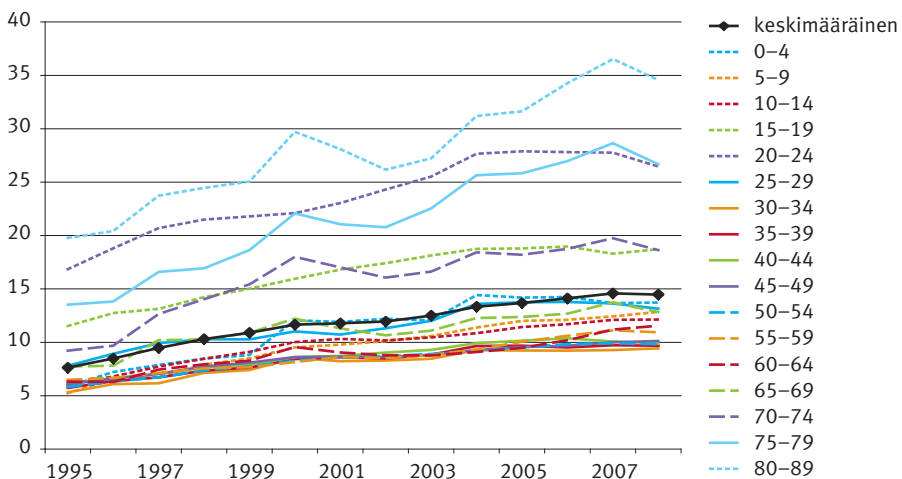
36 Nykyisin asuntotulo on keskimäärin noin 5 prosenttia alimman tulokymmenyksen käytettävissä olevista tuloista, kun sen osuus on keskimmaisissa tulokymmenyksissä noin kaksinkertainen tästä. Koska köyhyysraja lasketaan rahatulujen perusteella, laskennallisen asuntotulon poisjättäminen aiheuttaa suurimmat erot köyhyysasteessa niille pienituloisille, joille omistusasuminen on selvästi mediaanitulonsaajaa yleisempää. Laskennallisen asuntotulon käyttö pienentäisi erityisesti ikääntyneemmän väestön köyhyysastetta (Tilastokeskus 2012; Kautto 2011).

Malleissa köyhyysriskiä selitetään eri taustatekijöillä. Tässä tutkimuksessa köyhyyden ikäprofiili ja vanhuuseläkeläisten köyhyysriski ovat erityisen huomioon kohteena. Ikää mitataan paneelin alkuvuoden perusteella viisivuotiskäryhmittäin (0–4, 5–9, ..., 75–79), poikkeuksena on vanhin ryhmä, 80–89-vuotiaat. Luokittelu on kätevä, koska se osuu hyvin yksin käytettyjen tulopaneelien aikajaan (1995–1999, 2000–2004 ja 2004–2008) kanssa. Tällöin henkilöitä voidaan haluttaessa seurata ikäprofiilin perusteella paneelista toiseen. Lisäksi havaintojen suuri lukumäärä sallii yksityiskohtaisen parametrisoinnin, joka poimii riittävän joustavasti monimutkaisinkin ikäprofiilin (taulukko 3.1).

Vuosittainen köyhyysriski on suurimmillaan sekä vanhimpien, paneelin alkuvuonna yli 70-vuotiaiden että nuorten aikuisten, 15–24-vuotiaiden ryhmissä (kuvio 3.1). Lisäksi köyhyysriski on kasvanut tarkasteluajanjaksolla kaikissa ikäryhmissä. Tuonempana ikätekijä mitataan erikseen miehille ja naisille. Samassa kotitaloudessa asuville ei köyhyysriskissä voi olla eroa sukupuolen mukaan, mutta koska kuolleisuudessa on eroja ja yhä suurempi osa väestöstä asuu yksin, voi köyhyysriskissä odottaa olevan merkittäviä eroja sukupuolen mukaan, jotka eivät ole yhtäläisiä eri ikäryhmissä (ks. kuvio 3.2).

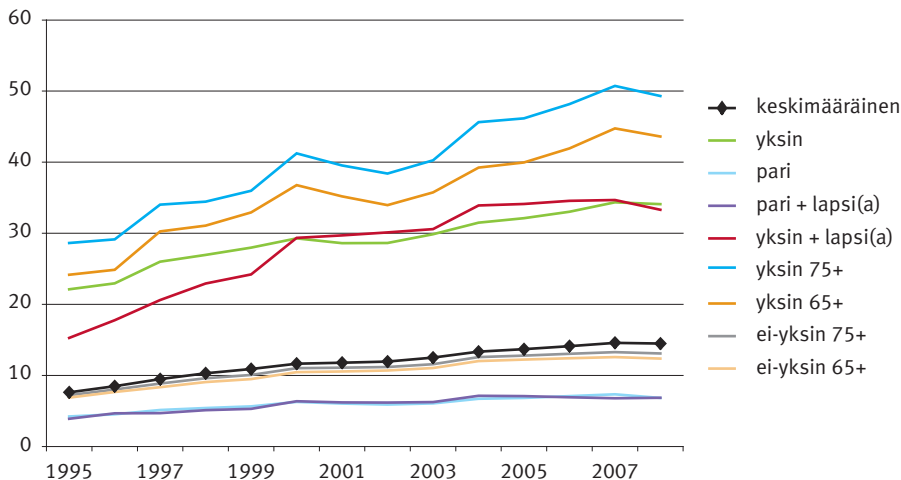
Kuvio 3.1.

Köyhyysriski iän mukaan, vuosittaiset luvut ketjutettu yli 5-vuotistulopaneelien (1995–1999, 2000–2004 ja 2004–2008), %.



Kuvio 3.2.

Köyhyysriski perhetyypin mukaan, vuosittaiset luvut ketjutettu yli 5-vuotistulopaneelin (1995–1999, 2000–2004 ja 2004–2008), %.



Kotitaloudessa on skaalaetuja toimeentulon suhteen. Kaksi aikuista tulee toimeen paremmin yhdessä kuin erikseen asuen. Lisäksi monen aikuisen kotitalous saa käyttöön usean henkilön tulot. Perhetyyppi onkin tärkeä toimeentulomahdollisuuksien ja köyhyysriskin selittäjä. Kuvion 3.2 perusteella yhden aikuisen kotitalouksilla, yksinäisillä tai yksinhuoltajaperheillä on selvästi muita perhetyyppejä korkeampi köyhyysriski. Erityisen korkea köyhyysriski on iäkkäillä yksinäisillä, kun taas saman ikäisillä pariskunnilla köyhyysriski jää keskimääräiselle tasolle. Kaikkein matalimmat riskit ovat lapsettomilla pariskunnilla ja lapsiperheillä. Nämä eroavat muista ryhmistä myös muilta ominaisuuksiltaan. Esimerkiksi työsäkäynti on heidän joukossaan keskimääräistä yleisempää. Tässä tutkimuksessa käytetään tilastollisia malleja, joissa samanaikaisesti kontrolloidaan useiden tekijöiden vaikutusta. Näin selvitetään, missä määrin perhetyypin muutokset vaikuttavat väestötasolla mitattuihin keskimääräisiin siirtymätodennäköisyyksiin ja köyhyysriskiin, kun muiden tekijöiden vaikutus vakioidaan. Tällaisen dynaamisen mallin, jossa muiden selittävien tekijöiden mukaanotto on poikkeuksellisen

laajaa, antamia tuloksia voidaan verrata staattisista lähtökohdista tehtyihin mallianalyysihin.³⁷

Korkea koulutustaso nostaa palkkatasoa ja vähentää työttömyysriskiä. Köyhyysriskin selittäjinä käytetään myös henkilökohtaisesti mitattua koulutusastetta ja sosioekonomista asemaa.³⁸ Kuvio 3.3 kertoo, että köyhyysriskissä näkyy selvä ero työssäkäynnin perusteella. Työssäkäyvien köyhyys on Suomessa selvästi pienempi ongelma kuin monessa maassa (esim. Jenkins 2011). Koulutusastetta ja sosioekonomista asemaa kuvaavat muuttujat mitataan tulopaneelin alussa vastaavasti kuten ikä, esimerkiksi 1995–1999-paneelissa sosioekonominen asema viittaa vuoden 1995 tilanteeseen.^{39, 40} Tähän on kaksi syytä. Luonnollisin syy oli näiden tietojen puuttuminen aineiston alkuvuosina, 1990-luvulta tieto oli saatavissa vain vuosilta 1995 ja 2000. Toisena syynä on se, että esimerkiksi samalta ajankohdalta mitattu työssäolo ja ammattiasema ovat liian lähellä samalta periodilta mitattua köyhyystilaa vaikeuttaen mallin parametrien estimointia ja tulkintaa. Mallin järkävä tulkinta edellyttää muuttujan viivästämistä suhteessa köyhyysriskin mittaavuoteen. Tässä tutkimuksessa ongelmaa ei synny, koska dynaamiset mallit käytännössä estimoidaan paneelin neljän jälkimmäisen vuoden perusteella, siis esimerkiksi 1995–1999-tulopaneelissa käyttäen vuosia 1996–1999.

37 Tutkimuksen tunnusteluvaiheessa tehtiin kuvailevaa analyysia estimoimalla staattisia Probit-malleja toistuvaisköyhyyden ja pysyväisköyhyyden riskeille. Toistuvaisköyhyys tai pitkittynyt köyhyys määriteltiin siten, että kolmena vuotena neljästä ekvivalentit vuositulot jäävät alle vuosittaisen köyhyysrajan, joka on 60 prosenttia mediaanitulosta. Pysyväisköyhyys määriteltiin puolestaan ”pysyväistulon” eli viiden vuoden keskimääräisen reaalisen ekvivalenttitulon ja näistä lasketun mediaanitulon ja köyhyysrajan perusteella. Se antaa toisen, vaihtoehtoisen tavan tarkastella jatkuvia köyhyysongelmia Jenkinsin (2011) kroonisen köyhyyden määrittelyn rinnalla. Mallit estimoitiin erikseen käyttäen vuosia 1996–1999, 2001–2004 ja 2005–2008 ja ikäryhmittäin, kuten tämän tutkimuksen dynaamiset mallit. Näin niiden tulokset, jotka olivat keskenään samansuuntaisia, olivat verrattavissa dynaamisten mallien antamiin tuloksiin.

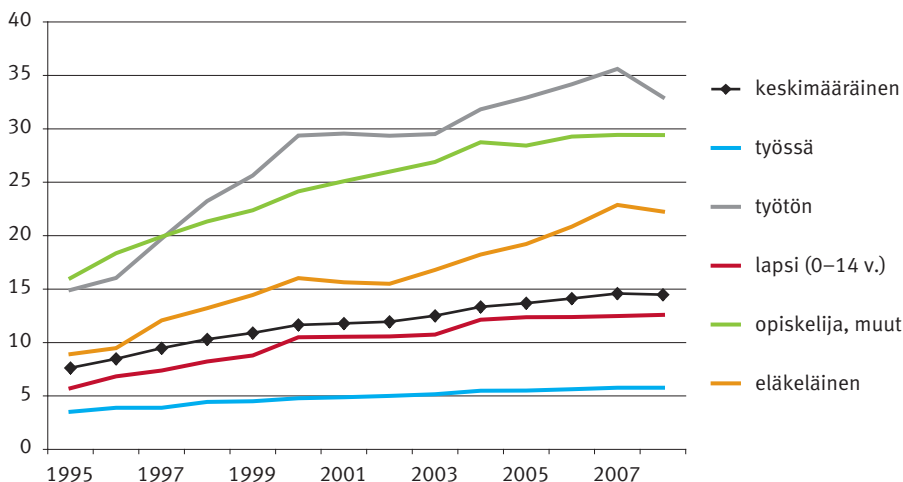
38 Koulutusaste perustuu Tilastokeskuksen tutkintorekisterin tietoon henkilön koulutusasteesta. Vuodesta 1998 alkaen on käytetty vuoden 1997 koulutusluokitusta. Tästä syystä koulutusastetieto vuosilta 1998–2008 ei ole vertailukelpoinen aiempien vuositietojen kanssa. Paneeliaineistossamme koulutusluokitukseen tehty karkeistus ja luokituksen uudistus rajaavat koulutusastemuuttujan käytön kolmeen eri asteeseen: korkeakouluaste, vähintään keskiaste ja perusaste tai tuntematon.

39 Sosioekonomisen aseman määrittämiseksi henkilöt on ensin jaettu ammatissa toimiviin ja ammatissa toimimattomiin. Ammatissa toimiviksi on pääsääntöisesti luokiteltu kaikki tutkimusvuonna vähintään kuutena kuukautena tuotantotoimintaan osallistuneet. Ammatissa toimivat on edelleen jaettu yrittäjiin ja palkansaajiin. Ammatissa toimimattomat on ryhmitelty opiskelijoihin, eläkeläisiin, työttömiin ja muihin. Työttömiksi on laskettu henkilöt, jotka ovat olleet vuoden aikana vähintään 6 kk työttömänä. Sosioekonomista asemaa muodostettaessa on vuoden 2001 tulonjakotilastosta alkaen sovellettu vuoden 2001 ammattiluokitusta. Tätä aiemmin tieto on vain vuosilta 1995 ja 2000.

40 Tietosuojasyistä käyttöön on saatu karkeistettu luokittelu: maatalousyrittäjät (1), muut yrittäjät tai ammatin harjoittajat (2), toimihenkilöt (3–4), työntekijät (5), opiskelijat tai koululaiset ja vastaavat (6), eläkeläiset (7), työttömät ja omaa kotitaloutta hoitavat (8) ja tuntemattomat tai muualla luokittelemattomat (9). Tässä ei ole voitu tarkasti erottaa työttömiä ja esimerkiksi palkattomalla äitiys-, isyys- tai vanhempainrahalla olevia.

Kuvio 3.3.

Köyhyysriski pääasiallisen toiminnan mukaan, vuosittaiset luvut ketjutettu yli 5-vuotis-tulopaneelien (1995–1999, 2000–2004 ja 2004–2008), %.



Perheasemassa tapahtuva äkillinen muutos, kuten jääminen yksin joko puolison kuoleman tai eron johdosta, on yksi pienituloisen palkansaajan tai eläkeläisen merkittävimmistä toimeentuloriskeistä. Tutkimus perustuu luvun 2 dynaamisten mallien käyttöön, joilla voidaan arvioida perhetyypin ja kotitalouden rakenteen merkitystä.⁴¹ Näiden tekijöiden osalta tarkastellaan sekä niiden muutosten kautta mitattua vaikutusta köyhyysriskin dynamiikkaan että vaikutusta riskin yleistason estimoimalla henkilötasolla laskettujen aikasarjakeskiarvojen ja yksilöllisen ominais-, satunnaisvaikutustekijän välinen korrelaatio. Olettamalla, että estimoitu korrelaatorakenne säilyy paneelin keruuajana,⁴² voidaan siis erikseen arvioida myös vaikutusta köyhyysasteen yleistason samoin oletuksin ja rinnakkaisin tulkinnoin kuin ikä-, sukupuoli-, koulutusaste- ja sosioekonominen asema-muuttujien osalta.

Tuloliikkuvuus, siis tulojen yksilöllinen vaihtelu, vaikuttaa ajan myötä niin, että köyhyys koettelee selvästi suurempaa väestönosaa, kuin yksittäisen vuoden riskiluvut antavat ymmärtää. Köyhyys voi olla sinänsä lyhytkestoista, mutta kos-

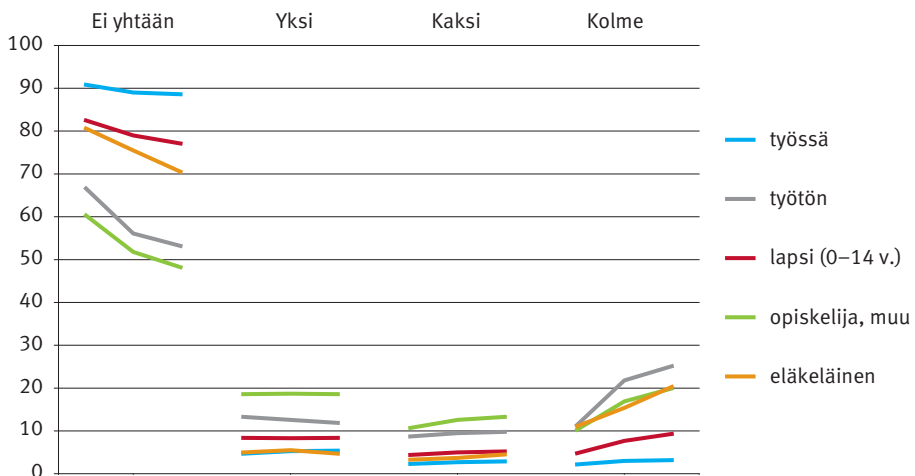
41 Tämä on osin aineiston sanelema valinta. Työmarkkina-aseman dynamiikkaa 2000-luvulla on tarkoitettu käsitellä tarkemmin erillisessä tutkimuksessa.

42 Koska havaitsemattomat ominaistekijät riippuvat myös paneelin aikaisista taloudellisista tekijöistä ja harjoitetusta tulonsiirto-, vero- ja talouspolitiikasta, tämä korrelaatio mittaa keskimääräistä vaikutusta yli tulopaneelin ja vaihtelee eri tulopaneelissa.

kettaa suurta osaa väestöstä. Toisaalta köyhyys voi olla kroonista, pienempää väestönosaa koskettava mutta pysyvämpi ongelma. Kuviossa 3.4 on esitetty köyhyysjaksojen toistuvuutta kuvaavat jakaumat muutamassa väestöryhmässä ja sen muuttuminen neljän vuoden jaksoissa, vuosina 1996–1999, 2001–2004 ja 2005–2008.⁴³

Kuvio 3.4.

Köyhyysjaksojen toistuvuus ja jakauma eri väestöryhmissä, 4-vuotisjaksoissa vuosina 1996–1999, 2001–2004 ja 2005–2008, %.



Ajan myötä köyhyysjaksot näyttävät yleistyneen keskimääräistä korkeamman köyhyysriskin ryhmissä, työttömät, opiskelijat ja eläkeläiset, joita yhdistää työssäkäynnin puute. Sitä vastoin (paneelin lähtövuonna) työssäkäyvien köyhyysjaksojen lukumäärä ei näytä yleistyneen. Tarkastelujakson aikainen lapsiköyhyyden lisääntyminen näkyy kuviossa 3.4 lasten köyhyysjaksojen lisääntymisenä.

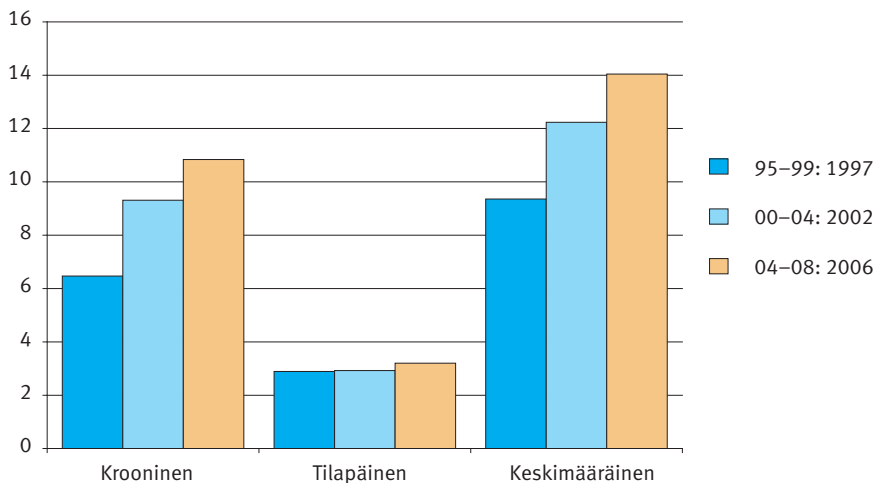
Kuviossa 3.5 on esitetty köyhyysriskin tilapäisyyttä ja kroonisuutta kuvaavat tunnusluvut paneelien keskimmaisille vuosille 1997, 2002 ja 2006. Tarkasteluvuonna krooninen köyhyys mitataan vertaamalla paneelista laskettuja (reaalisen ekvivalenttitulon) keskituloja kyseisen vuoden köyhyysrajaan ja vastaava tilapäi-

43 Euroopan unionin tilastolaitoksen suosituksen mukaan pitkittyneesti pienituloisiksi (kroonisesti köyhiksi) katsotaan henkilöt, jotka ovat kuuluneet pienituloisiin (köyhiin) kotitalouksiin tilastovuoden lisäksi kahtena vuotena kolmen edellisvuoden aikana. Tilastolaitoksen mittari katsoo taaksepäin ja tästä syystä sitä voidaan tuottaa heti vuositietojen valmistuttua, kun taas tässä käytetty mittari katsoo ajanjakson keskimääräistä tilannetta.

sen köyhyiden indikaattori saadaan vähentämällä paneelivuosien köyhyysriskien keskiarvosta krooninen köyhyys (Jenkins 2011, luku 8.2). Näiden lukujen perusteella on selvää, että havaittu köyhyysriskin kasvu on seurausta näin määritellyn kroonisen köyhyiden lisääntymisestä (ks. myös kuvio 3.4). Sitä vastoin köyhyiden tilapäisyyttä mittaavassa komponentissa ei näy juuri mitään muutosta.

Kuvio 3.5.

Krooninen, tilapäinen ja keskimääräinen köyhyysriski 5-vuotistulopaneeleissa vuosina 1997, 2002 ja 2006, %.



Tilapäisen ja kroonisen köyhyiden torjunta vaatii usein erilaisia politiikkatoimia. Tilapäinen laajaa väestönosaa koetteleva köyhyys voisi suosittaa tulovakuutuksen kaltaisten politiikkatoimien vahvistamista, esimerkiksi ansiosidonnaista työttömyys- ja sairausturvaa, kun taas krooninen köyhyys edellyttäisi erilaisia aktiivointi- ja tukitoimia ja riittävää toimeentulon perusturvaa. Toisaalta krooniselle köyhyydelle on kaksi eri selitystä. Aito tilariippuvuus, lukkiutuminen köyhyyteen ja (osittain) havaitsemattomien tekijöiden aiheuttama näennäiskorrelaatio. Näiden edellyttämät politiikkatoimet eroavat, ja on tärkeää erottaa kroonisen köyhyiden taustalla olevat syyt. Mistä syistä köyhyysriskit ovat kasvaneet ja köyhyysongelma näyttäytyy väestötasolla aiempaa kroonisempaan? Onko osasyynä väestörakenteen muutos, jonka seurauksena korkeamman (tai/ja kroonisemman) köyhyysriskin ryhmien väestöosuudet ovat nousseet? Miten kuva muuttuu yksilötasolla, kun samanaikaisesti kontrolloidaan useita riskitekijöitä? Näihin kysymyksiin voidaan saada vastauksia estimoimalla köyhyysriskiä selittäviä dynaamisia malleja.

4 Tulokset

4.1 Köyhyyden tilariippuvuus

Köyhyysriskin dynamiikan kehitystä tarkastellaan jakamalla estimoinneissa havaintoperiodi 1995–2008 kolmeen viiden vuoden pituiseen paneeliin: 1996–1999, 2001–2004 ja 2005–2008.⁴⁴ Ajassa tapahtuneiden muutosten ohella tarkastellaan, miten johtopäätökset muuttuvat, kun estimoinnin kohdeaineistoa rajataan henkilön iän perusteella. Mallien estimointi aloitetaan koko kotitalousväestöstä (henkilön ikä 0–89 vuotta tulopaneelin ensimmäisenä vuotena), toisen aineiston muodostaa ”aikuisväestö” (henkilön ikä 30–89 vuotta), kolmannen ikääntyvä väestö (henkilön ikä 50–89 vuotta) ja neljännen ikääntyneet (henkilön ikä 60–89 vuotta tulopaneelin ensimmäisenä vuotena). Koska ikäryhmäjako on sisäkkäinen (0–89, 30–89, 50–89 ja 60–89), niin iäkkäämmät ryhmät sisältyvät aina niitä edeltäviin, nuorempiin ryhmiin. Tästä syystä havaitut ikäryhmittäiset erot näkyvät aina jonkin verran esimerkiksi koko väestölle tehdyissä estimoinneissa. Toisaalta ne korostuisivat tässä esitetyistä, jos mallit estimoitaisiin erillisille ikäryhmille. Lisäksi estimoinnit tehdään sekä 30–89-vuotiaille että 60–89-vuotiaille eläkeläisille.

Mallit estimoidaan samanlaisina paneeleittain. Niissä päähuomio on dynaamisten, ajassa muuttuvien, perhetilannetta, kotitalouden rakennetta ja sen kokoa kuvaavien tekijöiden vaikutuksessa köyhyysriskiin ja köyhyystapahtuman aiheuttaman tilariippuvuuden arvioinnissa. Tämän ohella otetaan huomioon sekä yksilöllisesti vaihtelevan ominaistekijän a_i korrelaatio havaittavien ajassa muuttumattomien ominaisuuksien x_i välillä (kiinteä vaikutus) että ominaistekijän havaitsemattoman osan (satunnaisvaikutuksen) aiheuttama näennäiskorrelaatio eri ajan-kohtiin liittyvien siirtymien välillä (luku 2). Näin parannetaan estimoinnin tehokkuutta ja pienennetään mahdollista estimointiharhaa.

Ominaisvaikutuksen kanssa korreloivat kiinteät taustatekijät pidetään samoina mallista toiseen (luku 3). Henkilön ikä sukupuolen mukaan eroteltuna mitataan paneelin alkuvuoden perusteella viisivuotisikäryhmittäin (0–4, 5–9, ..., 75–79), poikkeuksena on vanhin ryhmä, 80–89-vuotiaat.⁴⁵ Havaintojen suuri lukumäärä sallii yksityiskohtaisen parametrisoinnin, joka poimii joustavasti monimutkaisinkin köyhyysriskin ikäprofiilin erikseen sekä miehille että naisille. Muita selittäjiä

44 Alkuarvovuos, jota ei suoraan käytetä mallin estimoinneissa, on jätetty merkitsemättä.

45 Viisivuotislukittelu on kätevä, koska se osuu hyvin yksiiin käytettyjen tulopaneelien aikajaan (1996–1999, 2001–2004 ja 2005–2008) kanssa. Tällöin mallin kertoimia tai mieluummin marginaalivaikutuksia voidaan haluttaessa ketjuttaa ikäprofiilin perusteella paneelista toiseen.

ovat havaintojakson alussa henkilökohtaisesti mitatut koulutusaste ja karkean jaon mukainen sosioekonominen asema (kotona asuville lapsille kotitalouden päämiehen mukainen asema), jossa työntekijä on vertailuryhmänä (estimoinnin nollaluokkana). Aina ei tällaisilla kiinteinä pidetyillä tekijöillä ole erityistä mielenkiintoa, koska ne eivät vaikuta tarkasteltavan ilmiön aitoon dynamiikkaan, vaan niitä käytetään kontrolloimaan näennäiskorrelaatiota. Köyhyysriskin tapauksessa voi olla toisin, koska estimoimalla kiinteiden selittäjien ja ominaistekijän jakauksen välinen korrelaatio voidaan erikseen arvioida niiden vaikutusta koko väestön keskimääräiseen köyhyysasteeseen ja saatuja tuloksia voidaan verrata aiempiin köyhyysriskin väestöryhmävertailuihin ja staattisiin kuvausmalleihin. Tällaisten kiinteiden tekijöiden vaikutusta arvioitaessa oletetaan, että niiden ja satunnaistekijän välinen korrelaatorakenne säilyy ennallaan (vrt. 4).⁴⁶ Tarkempia tuloksia raportoidaan tuonnempana luvuissa 4.5–4.7.

Köyhyysriskiä mallitettaessa niin sanottuun nollamalliin (ei tilariippuvuutta eikä stokastista ominaistekijää) lisättiin vaihteittain piirteitä, jotka selittävät köyhyysjaksojen välistä autokorrelaatiota sekä aidosti dynaamisen, siis viivästetyn tilamuuttujan, vaikutuksen kautta että toisaalta havaitsemattomien ominaistekijöiden aiheuttaman näennäiskorrelaation kautta. Koko väestöstä estimoitujen vaihteittain monimutkaistuvien mallien vertailu esitetään yhteenvetona taulukossa 4.1.⁴⁷ Staattinen ilman satunnaisvaikutuksia estimoitu niin sanottu nollamalli on uskottavuuden perusteella mitatulta suorituskyvyltään selvästi heikoin, ja mallien väliset merkitsevyyserot ovat havaintojen suuresta lukumäärästä johtuen erityisen selvät.⁴⁸ Vertailusta käy ilmi, että köyhyysriskissä on vahva tilariippuvuus, edellisenä vuonna koettu köyhyys lisää selvästi nykyistä köyhyysriskiä, eikä pelkkä satunnaistekijän käyttö riitä kuvaamaan peräkkäisten ajankohtien välistä korrelaatiota.

46 Koska korrelaatio riippuu myös paneelin aikaisista taloudellisista tekijöistä ja harjoitetusta tulonsiirto- ja veropolitiikasta, estimoitu korrelaatio mittaa keskimääräistä jakaumavaikutusta yli tulopaneelin ja vaihtelee eri tulopaneelissa.

47 Tulokset olivat kvalitatiivisesti samanlaiset myös kaikissa muissa estimoinneissa käytetyissä ikäryhmissä.

48 Taulukossa on esitetty mallien keskimääräinen log-uskottavuus. Esimerkiksi paneelissa 1995–1999 on 463 221 havaintoa. Ilman viivästettyä tilamuuttujaa malleilla on 60 yhteistä selittävää muuttujaa. Satunnaisvaikutus lisää staattiseen malliin yhden parametrin σ , jonka uskottavuusosamäärään perustuva testisuure $\chi^2(1)$ (ja nollahypoteesin vallitessa khii-neliö jakautunut vapausasteella yksi ja siis yksikkönormaalijakauman neliö) on huikeat 186 011. Lisäämällä seuraavaksi viivästetty tilamuuttuja on kerrointa ρ vastaava $\chi^2(1)$ testisuure 42 012. Lisäämällä nämä päinvastaisessa järjestyksessä, ensin viivästetty tilamuuttuja ja sitten satunnaisvaikutus, saadaan testisuureet 226 290 ja 1 734.

Taulukko 4.1.

Keskimääräinen log-uskottavuus koko väestölle estimoiduissa malleissa (tilariippuvuus, jos $\rho > 0$; satunnaistekijä, jos $\sigma > 0$).

Ajanjakso	1996–1999		2001–2004		2004–2008	
Havaintoja	463 221		468 305		473 768	
	$\sigma = 0$	$\sigma > 0$	$\sigma = 0$	$\sigma > 0$	$\sigma = 0$	$\sigma > 0$
$\rho = 0$	-1,02105	-0,77679	-1,15790	-0,83234	-1,22999	-0,86553
$\rho > 0$	-0,82027	-0,77492	-0,83213	-0,83192	-0,86542	-0,86532
Heckman*		-0,95967		-1,05925		-1,11042
Wooldridge		-0,74806		-0,79071		-0,82621

*Heckmanin mallissa uskottavuuteen sisältyy alkuarvon redusoidun muodon uskottavuus. Tätä ei voida erottaa muiden vuosien uskottavuudesta, sillä uskottavuusfunktio ei ole separoituva havaintovuosien suhteen.

Alkuarvo-ongelma vaikuttaa tilariippuvuuden mittaukseen, eikä tilariippuvuutta ole helppo erottaa näennäiskorrelaatiosta, ellei ongelmaa korjata joko Heckmanin tai Wooldridgen menetelmää käyttämällä (luku 2). On tärkeää huomata, että ilman valikoitumiskorjausta pelkkä satunnaistekijän käyttö yhdessä viivästetyn tilamuuttujan kanssa antaa harhaisia tuloksia, voimakkaasti yliarvioiden tilariippuvuuden kerrointa, esimerkiksi ajanjaksolla 1996–1999 tilariippuvuuden vaikutus köyhyysasteeseen on yli 27 prosenttiyksikköä ja ilman satunnaistekijää jopa 37 prosenttiyksikköä (taulukko 4.2).

Taulukko 4.2.

Tilariippuvuuden vaikutus (%-yks.) keskimääräiseen väestötasolla mitattuun köyhyysasteeseen koko väestölle estimoiduissa malleissa (vaikutus on laskettu yksilötasolta ehdollisen köyhyysriskin muutoksina, kun viivästetyn tilamuuttujan arvo muuttuu nolasta ykköseen).

Ajanjakso	1996–1999	2001–2004	2004–2008
Havaintoja	463 221	468 305	473 768
$\sigma = 0$: ρ	37,13	39,59	40,11
$\sigma > 0$: ρ	27,47	35,09	37,10
Heckman: ρ	8,50	7,88	9,32
λ :n t-arvo	127,7	129,8	151,6
Wooldridge: ρ	8,51	7,60	9,00
ξ :n t-arvo	127,0	129,0	153,1

Valikoitumisharhaa korjaamalla malliin saadaan selvä parannus ja tilariippuvuuden vaikutus laskee uskottavalle noin 10 prosenttiyksikön tasolle (taulukko 4.2). Havaintojen suuresta lukumäärästä johtuen estimointitarkkuus on suuri (ks. liitetaulukot A.1.H.a–f ja A.1.W.a–f). Mutta näennäinen tarkkuus ei poista mahdollisuutta merkittävään estimointiharhaan, kuten taulukon 4.2 kahden ylimmän rivin luvuista voidaan päätellä. Se, että Heckmanin ja Wooldridgen mallit antavat yhdenmukaiset arviot tilariippuvuuden keskimääräiselle vaikutukselle, lisää luottamusta siihen, että harhaa on saatu korjattua. Molemmat menetelmät parantavat huomattavasti mallin tilastollista suorituskykyä (taulukko 4.1) ja käytettyjen korjausmenetelmien tilastollista merkitsevyyttä arvioivat lisäkertoimet, Heckmanin mallissa lisäkerroin $\hat{\lambda}$ (7 H) ja Wooldridgen mallissa alkuarvon $y_{i,0}$ kerroin $\hat{\xi}_0$ (7 W) ovat molemmat tilastollisesti merkitseviä yli kaikkien (mahdollisten) rajojen (kertoimien t-arvot taulukossa 4.2).

Jatkossa esitellään vain Heckmanin ja Wooldridgen mallien tuloksia. Mallien kertoimien estimaatit ja estimoidut keskivirheet on raportoitu liitteen taulukoissa A.1.H.a–f (Heckmanin malli) ja A.1.W.a–f (Wooldridgen malli).⁴⁹ Näiden kahden mallin keskinäisen paremmuuden suora vertailu on hankalaa, sillä niiden perustalla olevat tilastolliset mallit eivät ole sisäkkäisiä (nested), siis kumpikaan ei ole toisen erikoistapaus. Malleja johdettaessa on uskottavuus ehdollistettu toisilleen vastakkaisille tapahtumille. Heckmanin mallin tapauksessa uskottavuusfunktioon sisältyy alkuarvon $y_{i,0}$ redusoidun mallimuodon lineaarisen approksimaation uskottavuus, kun taas Wooldridgen mallissa ominaistekijän uskottavuus on ehdollistettu alkuarvolle. Lisäksi Heckmanin mallissa vapaasti, ilman parametrijarjoituksia estimoitu alkuarvon redusoitu muoto vaatii lisäselittäjän. Tässä työssä käytetään instrumenttina alkuarvovuonna mitatun kolmiluokkaisen (vuokra-, asumisoikeus- ja omistusasunto) asumismuuttujan kautta arvioitua asuntovarallisuusmuuttujaa. Tästä saadaan kaksi pelkästään siis alkuarvoon vaikuttavaa osoitinmuuttujaa.⁵⁰

49 Tilanpuutteen vuoksi muiden mallien tuloksia ei ole raportoitu, ne ovat pyynnöstä saatavilla. Huomattakoon, että estimoinneissa käytetyt vuosikertoimet näyttävät köyhyysasteen muutosta, joka liittyy läheisesti köyhyysrajan vuosittaisiin vaihteluihin. Ne kertovat vain kunkin paneelin sisäisestä kehityksestä, joten niiden antama kuva aikatrendistä on vaillinaisen. Siksi kertoimien arvot eivät ole sellaisenaan erityisen kiinnostavia, paitsi joissakin erikoistapauksissa, joissa esimerkiksi köyhyysaste (köyhyysraja) voimakkaasti kasvaa (alenee). Esimerkiksi 1990-luvun lopulla vuosikertoimissa näkyy selvä nousu, joka liittyy mediaanitulon ja tätä kautta köyhyysrajan nopeaan kasvuun. Sitä vastoin 2000-luvulla tällaista paneelin sisäistä trendiä ei enää nähdä. Toisaalta kertoimissa näkyy vuonna 2008 alkaneen taloustaantumien äkillinen köyhyysastetta alentava vaikutus.

50 Jenkins (2011) käyttää vastaavassa tilanteessa vanhempien sosioekonomista asemaa instrumenttina ja testaa vastaavia yli-identifioituvuusehtoja. Vastaavasti voidaan toivoa, että asumismuoto vaikuttaa nykyiseen köyhyysriskiin vain välillisesti, ominaistekijän ja alkuarvon kautta. Tilanpuutteen vuoksi alkuarvon yhtälössä esiintyvien selittäjien kerroinparametrien estimointituloksia ei ole raportoitu. Tulokset saatavissa pyynnöstä.

Taulukosta 4.3 nähdään, miten tilariippuvuuden väestötason vaikutus muuttuu, kun estimoinnin kohteena olevaa väestöryhmää rajataan asteittain aiempaa ikään-tyneempään ryhmään. Yli 30-vuotiaassa väestössä köyhyyden tilariippuvuus näyttää kasvavan iän myötä.⁵¹ Tämä on samansuuntaista sen kanssa, mitä tuloliikkuvuuden ikäprofiilista yleisemmin tiedetään (Rantala & Suoniemi 2010 ja Suoniemi 2012) ja siinä suhteessa luonnollista. Toisaalta on huomattava, että taulukon 4.3 estimoinneissa sekä kiinteiden tekijöiden että havaitsemattoman ominais-tekijän aiheuttaman näennäiskorrelaation vaikutus on korjattu. Näiden tiliin menee myös valtaosa korjaamattomasta datasta lasketusta tilariippuvuudesta (taulukko 4.2). Estimoitu tilariippuvuuskerroin mittaa samalla eroa köyhyydestä poistumis- ja köyhyyteen saapumistodennäköisyyksissä (2 a ja b).

Taulukko 4.3.

Tilariippuvuuden vaikutus (%-yks.) keskimääräiseen väestötasolla mitattuun köyhyysasteeseen eri ikäryhmille estimoiduissa malleissa (vaikutus laskettu yksilötasolta ehdollisen köyhyysriskin muutoksina, kun viivästetyn tilamuuttujan arvo muuttuu nollasta ykköseen).

	Ajanjakso		
	1996–1999	2001–2004	2004–2008
0–89-vuotiaat			
Heckman: ρ	8,50	7,88	9,32
Wooldridge: ρ	8,51	7,60	9,00
Havainnot	463 221	468 305	473 768
30–89-vuotiaat			
Heckman: ρ	8,03	6,27	7,27
Wooldridge: ρ	8,03	5,99	7,19
Havainnot	276 924	287 483	293 341
50–89-vuotiaat			
Heckman: ρ	14,81	6,90	7,56
Wooldridge: ρ	10,10	6,50	7,68
Havainnot	129 035	148 508	161 536
60–89-vuotiaat			
Heckman: ρ	12,86	8,46	8,62
Wooldridge: ρ	13,21	7,86	9,05
Havainnot	75 528	81 083	87 689

51 Nuorten, 20–29-vuotiaiden aikuisten ryhmässä tuloliikkuvuus on kaikkein suurinta, koska monen työmarkkina- ja tuloasema ei ole vielä tuolloin vakiintunut. Heidät ja lapset on suljettu pois tästä vertailusta.

Aikuisväestössä tilariippuvuuden vaikutus oli suurimmillaan ajanjaksolla 1996–1999. Tästä se on merkittävästi alentunut, mutta toisaalta vaikutus on loppuvuosi-
na 2005–2008 uudelleen lievästi, mutta tilastollisesti merkittävästi kasvanut (liite-
taulukot A.1.H.a–f ja A.1.W.a–f). Tämä tarkoittaa, että köyhyydestä irtautuminen
on tullut entistä vaikeammaksi. Ikääntyvillä (yli 50-vuotiaat) ja tätä vanhemmil-
la (60–89-vuotiaat) tilariippuvuus oli erityisen suurta ajanjaksolla 1996–1999. Tu-
loksista näkyy iäkkäiden köyhyysongelman luonteen muuttuminen muuhun väes-
töön verrattuna. Iäkkäiden köyhyys oli 1990-luvun lopulla harvinaisempaa, mutta
pitkäkestoisempaa, kun taas nykyisin iäkkäiden köyhyys on selvästi yleisempää,
mutta samalla havaittujen köyhyysjaksojen keskimääräinen pituus voi olla tuol-
loisesta jonkin verran lyhentynyt.

Syynä tähän voi olla köyhyiden väestökoostumuksen muutos ikääntyvässä,
yli 50-vuotiaassa väestössä. Pelkkä eläkeläisten, joiden väestöosuus on nykyisin
yli puolet tästä ryhmästä, tulojakauman muutos voisi selittää tätä. Taulukosta 4.4
käy ilmi, että eläkeläisten köyhyysriskin tilariippuvuus ei juuri muutu, jos nuo-
remmat työkyvyttömyyseläkeläiset otetaan mukaan eläkeläisten estimointeihin.
Tilariippuvuuden vaikutus on samaa tasoa kuin kaikkien 60–89-vuotiaiden ryh-
mässä saatiin. Jos eläkeläisten tulojakauman moodipiste on eläkeläisten tulosuh-
teen (suhteessa keskimääräisiin tuloihin) vähittäisen alentumisen myötä (ylhääl-
tä päin) lähentynyt yleistä köyhyysrajaa, niin pienetkin köyhyysrajan muutokset
(esimerkiksi vuonna 2008 alkaneen taloustaantumien vaikutus) johtavat sekä äkil-
lisiin muutoksiin eläkeläisten köyhyysriskissä että uusien, mutta mahdollisesti ly-
hyiden köyhyysjaksojen yleistymiseen.⁵² Sama voi tietysti päteä myös muiden tu-
lonsiirtojen varassa pysyvämmin elävien väestöryhmien suhteen.

Dynamiikan osalta tuloksista nousee siis esiin selvä tilariippuvuus. Toisaal-
ta sille mitattu vaikutus pieneni merkittävästi parempien mallien käytön avulla, ja
samalla ominaistekijöiden aiheuttaman näennäiskorrelaation ja tilariippuvuuden
vaikutukset saatiin paremmin erilleen toisistaan. Tutkimuksessa käytettiin aika ly-
hyitä, ilman alkuarvoa, vain 4 vuoden paneeleja ja käytännössä se näyttäisi olevan
ainakin tässä aineistossa alaraja järkevään dynaamisen vaikutuksen estimointiin.⁵³

52 1990-luvun alun suuren laman aikana havaittiin eläkeläisten suhteellisen aseman parantuminen ja
tulojakauman muutos suhteessa köyhyysrajaan, joka johti dramaattisiin muutoksiin eläkeläisten köyhyys-
asteessa, ks. Rantala ja Suoniemi (2007), kuvio 6.2 s. 64. Suomen eläkeläisten tulojakauman keskittymi-
nen lähelle köyhyysrajaa selittää myös Ahosen (luku 6 teoksessa Kautto 2011) havaitseman kansainväli-
sesti poikkeuksellisen suuren eron 60 ja 50 prosentin köyhyysrajaan perustuvissa köyhyysriskeissä.

53 Teoreettinen identifioinnin edellyttämä alaraja on kaksi (kolme) vuotta, ilman alkuarvoa (alkuarvo
mukana).

Taulukko 4.4.

Tilariippuvuuden vaikutus (%-yks.) keskimääräiseen väestötasolla mitattuun köyhyysasteeseen eri ikäisille eläkeläisille estimoiduissa malleissa (vaikutus laskettu köyhyysriskin muutoksena, kun viivästetyn tilamuuttujan arvo muuttuu nolasta ykköseen).

Eläkeläiset	Ajanjakso		
	1996–1999	2001–2004	2004–2008
30–89-vuotiaat			
Heckman: ρ	12,61	8,40	9,02
Wooldridge: ρ	12,84	7,84	9,43
Havaintoja	86 587	87 861	92 148
60–89-vuotiaat			
Heckman: ρ	12,74	8,25	8,58
Wooldridge: ρ	13,01	7,52	9,07
Havaintoja	70 081	73 470	77 424

4.2 Väestörakenteen muutos ja köyhyysaste

Suomessa havaittua köyhyysriskin kasvua voidaan tutkia erottamalla mallin avulla toisistaan ne tekijät, jotka liittyvät väestörakenteen muutoksiin, siis köyhyysriskin selittäjien jakauman muutoksiin ja toisaalta estimoiduissa kertoimissa tapahtuneisiin muutoksiin. Mallin kertoimien muutokset kertovat sellaisesta köyhyyttä synnyttävän ja ylläpitävän prosessin muutoksesta, johon vaikuttavat sekä taloudellisen ympäristön muutos että politiikkatekijät.⁵⁴ Taulukossa 4.5 esitetään yksinkertainen laskelma, jolla nämä väestötasolla erotetaan toisistaan. Siinä on laskettu, kuinka suuri on muutos väestön ennustetussa köyhyysasteessa vuodesta 1998 vuoteen 2007, jos käytetään paneelista 1996–2000 estimoituja kertoimia sekä muutos myös toiseen suuntaan ennustamalla köyhyysaste vuodelle 1998 käyttäen paneelin 2005–2008 kertoimia $\beta\Delta F$.

54 Taloudelliset tekijät vaikuttavat toki näiden molempien kanavien kautta. Yhtäältä mallin kertoimet muuttuvat, mutta toisaalta muuttuu myös sosioekonomisen aseman mukainen väestöjakauma, joka riippuu taloudellisista ja politiikkatekijöistä. Tästä syystä jakauman muutokselle laskettu kontribuutio ylärivoi pelkän väestörakenteen vaikutusta ja tekee parametrimuutosten testistä konservatiivisen politiikkamuutosten suhteen.

Taulukko 4.5.

Väestötasolla mitatun keskimääräisen köyhyysasteen muutoksen (%-yks.) dekomponointi väestörakenteen ja kertoimien muutosten osalle 1998–2007, Heckmanin ja Wooldridgen malleissa.

Heckman	96–99-param.	05–08-param.	Oikea	Wooldridge	96–99-param.	05–08-param.
1998	9,38	13,29	10,29	1998	9,57	11,35
2007	9,65	13,46	14,56	2007	11,67	13,78
$\Delta\beta^*F$	3,91	3,81		$\Delta\beta^*F$	1,8	2,1
$\beta\Delta F$	0,27	0,17		$\beta\Delta F$	2,1	2,4
$\Delta\beta\Delta F$	-0,10	0,10		$\Delta\beta\Delta F$	0,3	-0,3
Δ	4,08	4,08		Δ	4,2	4,2

Aineistosta laskettu ero näiden vuosien keskimääräisessä köyhyysasteessa on 4,27 (= 14,56 – 10,29) prosenttiyksikköä. Heckmanin mallin antamien ennusteiden ero on 4,08, ja vastaava ero on 4,2 prosenttiyksikköä Wooldridgen mallissa (rivi Δ). Ylivoimaisesti suurin osa, yli 90 prosenttia erotuksesta selittyy Heckmanin mallissa kertoimien muutoksella (rivi $\Delta\beta^*F$), riippumatta siitä kumman ajanjakson kertoimia käytetään. Jakauman muutoksilla on suhteellisen pieni vaikutus (rivi $\beta\Delta F$).⁵⁵ Sitä vastoin Wooldridgen mallin mukaan vain noin puolet erotuksesta johtuu kertoimien muutoksista.

Tässä mallien välinen ero ehdollistamisen suunnassa tulee selvästi esille. Wooldridgen malli ehdollistaa alkuarvolle, siis paneelissa 2005–2008 vuonna 2004 havaitulle köyhyydelle. Koska köyhyysaste oli jo tuolloin kohonnut vertailujakson vuoden 1995 alkuarvoon verrattuna, tulee riskin nousu tämän selittäjän jakauman muutoksen tilille. Tällaista suoraa ehdollistamista ei Heckmanin mallissa ole. Niinpä se antaa tällaisissa ajan myötä tapahtuvissa vertailuissa luotettavampia tuloksia ja tässä tarkoituksessa sitä on pidettävä suositeltavampana.⁵⁶

Toisaalta mallien estimointi vaatii poikkeuksellisen runsaasti laskentaa yhäältä havaintojen suuren lukumäärän ja runsaan parametroidin ansiosta ja toi-

55 Rivillä $\Delta\beta\Delta F$ on kuvattu toisen kertaluvun, residuaalin vaikutus.

56 Vaihtoehtona olisi laskea Wooldridgen mallin köyhyysaste-ennuste reunajakauman kautta. Tällöin alkuarvon jakauma liitettäisiin ominaistekijän jakaumaan kasvattamalla ominaistekijän varianssia arvosta σ^2 arvoon $\sigma^2 + \xi_0^2 \bar{y}_0 (1 - \bar{y}_0)$. Tällöin ongelmaksi nousee reunajakaumaan perustuvan väestön keskimääräisen köyhyysasteen ennustamisen mahdollinen epätarkkuus, ts. se käytetäänkö sovitetun lausekkeessa alkuarvoa vai ei ja miten mahdollinen poisjätö huomioidaan.

saalta numeerisen integroinnin asettamien laskentavaatimusten johdosta.⁵⁷ Heckmanin mallin estimoinnin tarvitsema tietokoneaika on moninkertainen Wooldridgen malliin verrattuna, koska siinä pitää mallittaa myös koko alkuarvon redusoitu muoto, kun taas Wooldridgen malli vaatii tilamuuttujan arvon alkuarvovuonna, siis vain yhden lisäselittäjän.⁵⁸

Väestörakenteen muutokset, vaikka niihin on liitetty muutokset paneelin alkuvuoden työmarkkina-asemassa, eivät juurikaan ole vaikuttaneet köyhyysasteen kasvuun vertailtaessa vuosia 1998 ja 2007. Johtopäätös on samansuuntainen kuin on aiemmin tehty Suomen tuloerojen kasvusta. Siinäkin väestönmuutoksilla, esimerkiksi ikääntymisellä, on ollut vain vähäinen rooli, ja erityisesti tulonsiirto- ja veropolitiikka ovat olleet tuloerojen kasvun taustalla (Riihelä, Sullström ja Tuomala 2010).

4.3 Köyhyyteen ajautumisen ja siitä irtautumisen kehitys 1996–2008

Keskimääräisen köyhyysasteen lisäksi mallilla voidaan laskea väestötasolla sekä keskimääräiset köyhyyteen saapumis- että siitä poistumistodennäköisyydet. Kuviossa 4.1 on esitetty Heckmanin mallilla laskettujen sovitteiden väestökeskiarvot vuosina 1996–2008 eri ikäryhmien osalta. Tuloksia tulkittaessa on hyvä pitää mielessä, että pieni poistumistodennäköisyys lisää pitkien jaksojen todennäköisyyttä, kun taas suuri saapumistodennäköisyys lisää köyhyysjaksojen esiintyvyyttä.

Molemmat näistä todennäköisyyksistä ovat kehittyneet köyhyysriskin kannalta epäedulliseen suuntaan. Köyhyydestä irtautumisen vaikeutuminen (poistumistodennäköisyyden aleneminen) on suorassa yhteydessä kroonisen, pitkittyvän köyhyyden lisääntymiseen. Tämän suuntaista kehitystä on ollut useassa maassa, ja Euroopassa köyhyysjaksojen kestot ovat olleet kasvussa juuri tästä syystä (Damioli 2010 ja Jenkins 2011). Suomi poikkeaa siinä, että myös köyhyyteen saapumisvirta on selvästi voimistunut.⁵⁹ Köyhyyteen saapumistodennäköisyydet kasvavat väestöryhmän iän myötä. Niissä nähtävät kasvutrendit ovat samansuuntaiset, vaikkakin iäkkäämmillä ryhmillä kasvu on ollut nopeampaa, ja 50–89-vuotiaiden (60–89-vuotiaiden) köyhyyteen saapumistodennäköisyys oli keskimää-

57 Uskottavuusfunktion maksimoinnissa ja muissa laskelmissa käytettiin GAUSS™ 10 tilasto-ohjelmaa (Max Lik 5.0). Numeerinen integrointi η :n suhteen tehdään käyttäen 40 hilapistettä välillä [-5, 5].

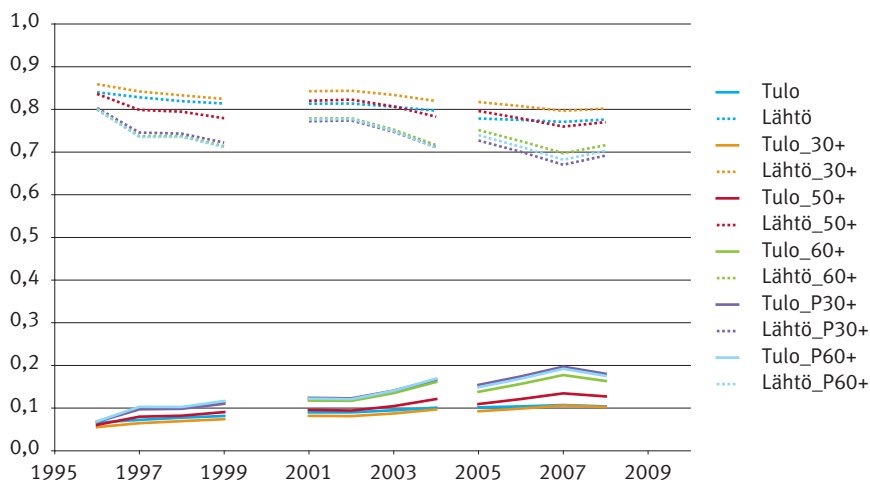
58 Heckmanin mallin alkuarvon redusoidussa muodossa käytettiin enimmillään 53 lisäparametria.

59 Vaikka poistumis- ja saapumistodennäköisyydet ovat funktioriippuvuudessa keskenään (ne eroavat vain parametrin ρ verran ja funktiomuotoa Φ vaille), tämä riippuvuus rajoittaa vain selittäjien marginaalivaikutuksia, eri ajanjaksoille ja ikäryhmille estimoidut ρ parametrit riittävät ajanjaksojen välisten keskimääräisten väestöerojen identifiointiin.

rin 2,5 (6,1) prosenttiyksikköä 30–89-vuotiaista väestöä korkeampi vuonna 2008. Vastaavat poistumistodennäköisyydet olivat 3,2 (8,9) prosenttiyksikköä vertailuryhmää pienemmät. Eläkeläisillä erot olivat vielä suuremmat; 30–89-vuotiailla eläkeläisillä saapumistodennäköisyys oli 7,8 prosenttiyksikköä korkeampi ja poistumistodennäköisyys 11 prosenttiyksikköä pienempi kuin vertailuryhmässä.⁶⁰ Talouden taantuma alkoi vuonna 2008, jolloin köyhyysrajan tähän asti jatkunut nousu selvästi loiveni. Kuviossa muutos näkyy sekä saapumistodennäköisyyden alentumana että köyhydestä poistumistodennäköisyyden lievänä nousuna. Vuodelle 2008 ajoittuva aikatrendin murros on erityisen selvä yli 60-vuotiaiden ja eläkeläisten ryhmissä.

Kuvio 4.1.

Heckmanin mallilla lasketut saapumis- ja poistumistodennäköisyydet koko väestölle ja eri ikäisille väestöryhmille (30–89-, 50–89-, 60–89-vuotiaat ja eläkeläisikäryhmät, lisämerkinnällä P).



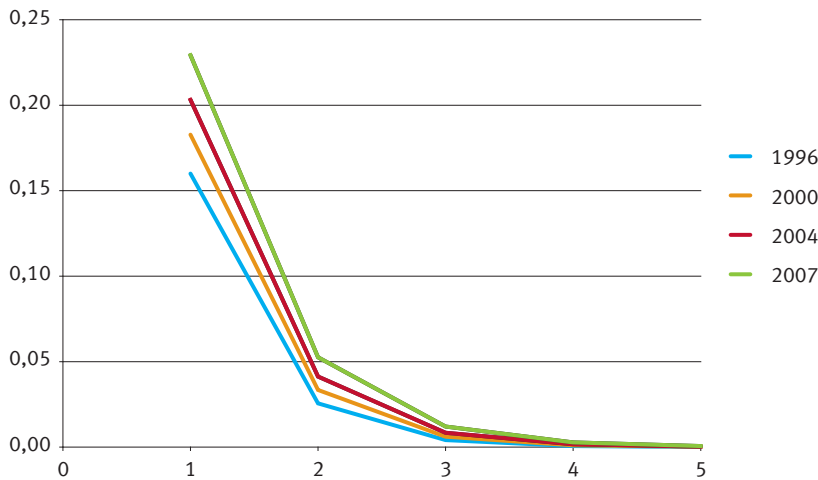
Kuviosta pistää silmään, että eläkeläisryhmillä ja 60–89-vuotiaassa väestössä keskimääräinen köyhydestä poistumistodennäköisyys oli selvästi muita ryhmiä alemmalla tasolla vuosina 1996–1999. Lisäksi se pieneni tuolla aikavälillä. Myös ikääntyvässä (50–89-vuotiaassa) väestössä tämä todennäköisyys oli koko väestöä (0–89-vuotiaita) matalammalla tasolla, mutta 2000-luvulla jälkimmäinen ero hävi-

60 Näistä luvuista laskettu ero keskimääräisessä köyhyysasteessa, kaava (3), on 2,8 (7,2) ja 30–89-vuotiailla eläkeläisillä 9,3 prosenttiyksikköä. Alkavan köyhyysjakson pituus on vastaavasti 29 (78) prosenttia ja 30–89-vuotiailla eläkeläisillä 103 prosenttia pidempi kuin vertailuryhmässä kaikki 30–89-vuotiaat.

si ja eroa oli enää vain eläkeläisten ja yli 60-vuotiaan väestön suuntaan. Muilta osin kehitys oli samansuuntaista. Ajanjaksolla 1996–1999 havaittu ero viittaa siihen, että sekä eläkeläisten että iäkkäimpien väestöryhmien köyhyysjaksojen kesto pitenee tuolloin muuhun väestöön verrattuna. Voi olla, etteivät ikääntyvät (yli 50-vuotiaat) aina päässeet mukaan silloiseen talouden ja työllisyyden kasvuun ja putoaminen köyhyysrajan alapuolelle teki vaikeaksi ylittää seuraavan vuoden aiempaa korkeampi köyhyysraja, ainakin jos saadut tulot olivat pääosin kiinteitä, tuotannosta riippumattomia, kuten eläkeläisillä.⁶¹ Lisäksi koko väestön tuloerot kasvoivat tuolloin maailmanennätysvauhtia. Tämän tutkimuksen paneeliaineistoista lasketun köyhyysrajan vuosikasvussa ei sinänsä näy selvää eroa verrattaessa esimerkiksi ajanjaksoja 1996–1999 ja 2001–2004 (liitetaulukko A.0). Eläkeläisten ja 60–89-vuotiaan väestön vastaavat todennäköisyydet ovat olleet koko tarkastelujakson aikana lähes samat lukuun ottamatta aivan viime vuosia 2005–2008.

Kuvio 4.2.

Heckmanin mallilla eri vuosien keskimääräisillä poistumistodennäköisyyksillä laskettu köyhyysjakson jakauma, vuosittain niiden osuus, joiden kesto jatkuu, koko väestö, 0–89-vuotiaat.



Kuviossa 4.2 on esitetty estimoidun tilariippuvuuden perusteella laskettu ja väestötasolla mitattuun keskimääräiseen poistumistodennäköisyyteen perustuva

61 2000-luvulle siirryttäessä tätä vastaava syntymävuosikohortti vanheni ja vuosina 2001–2004 osa heistä oli jo siirtynyt vanhempaan ikäryhmään, jonka köyhyydestä poistumistodennäköisyys oli tuolloin selvästi alempi kuin muissa ryhmissä. Sitä vastoin heitä nuorempien tuolloin ikääntyvien, 50–89-vuotiaiden ryhmään uusina siirtyneiden tilanne näyttää tässä suhteessa parantuneen.

alkaneen köyhyysjakson keston jakauma köyhyysjaksoaan jatkavien osuuksina. Aitoon tilariippuvuuteen perustuvan keston jakauma on geometrinen, vrt. (18), ja pitkien jaksojen esiintymistiheys laskee nopeasti. Toisaalta aineistossa ominaistekijän, siis sekä kiinteiden tekijöiden että satunnaistekijän, vaihtelu tuottaa näennäiskorrelaatiota ja pitkittää keston pituutta huomattavasti tästä nähdystä. Tähän on syynä valikoituminen, sillä korkean riskin henkilöt ovat yliedustettuina kestoja havainnoitaessa. Ominaietekijään liittyvä näennäiskorrelaatio ja kiinteiden selittäjien väestövaihtelu aiheuttavat sen, että joillakin odotetun keston pituus on käytännössä nolla ja toisilla jaksot voivat olla erittäin pitkiä. Tästä syystä raakadatasta laskettu poistumisvirran jakauma poikkeaa voimakkaasti siitä, mitä tässä on esitetty.⁶²

4.4 Perhetyypin ja kotitalouden koon dynaamiset vaikutukset

Mallin selittävät muuttujat jaetaan kahteen ryhmään: ajan myötä vaihtuvia arvoja saavat muuttujat ja aikainvariantit henkilön pysyviä ominaisuuksia kuvaavat muuttujat, jotka vaikuttavat köyhyysasteeseen ominaistekijän välityksellä. Perhetilanteessa tapahtuva äkillinen muutos, kuten jääminen yksin joko puolison kuoleman tai eron johdosta, vaikuttaa merkittävästi pienituloisen palkansaajan tai eläkeläisen toimeentuloon sekä tulonmenetysten että toimeentulon skaalahyötyjen häviämisen kautta. Näin se on yksi merkittävimmistä äkillisistä toimeentuloriskeistä. Äkillisten riskien merkityksen arvioinnissa käytetään malleja, joissa tarkastellaan perhetyypissä ja kotitalouden rakenteessa tapahtuneiden muutosten vaikutusta köyhyysriskin dynamiikkaan.⁶³ Perhetyypin kuvaavien osoitinmuuttujien lisäksi tässä käytetään selittäjinä aikuisten lukumäärää, joka kuvaa kotitalouden potentiaalista ansaintakykyä, ja kotitalouden toimeentulotarvetta mittavaa ekvivalenssiskaalamuuttujaa. Malleissa käytettiin vuosittain mitattujen muuttujien ohella myös niiden havaintoyksiköittäin laskettuja aikasarjakeskiarvoja. Jälkimmäisten ja muiden kiinteinä mitattujen ominaisuuksien, kuten ikä, sukupuoli ja koulutusaste, korrelaatio ominaistekijän kanssa ja tätä kautta mitattu vaikutus yleiseen köyhyystasoon auttaa tarkentamaan tuloksia (taulukko 4.1).

62 Esimerkiksi satunnaisvaikutusten mallilla, jossa ei siis ole korjattu alkuarvo-ongelmaa, saadaan koko väestön (0–89-vuotiaat) tasolla laskettuna keskimääräiseksi köyhyydestä poistumistodennäköisyydeksi 48,4 prosenttia kun vastaava luku on Heckmanin mallilla laskettuna 77,1. On huomattava, että molemmissa näistä malleista on huomioitu mitattavien selittäjien vaikutus ominaistekijään ja ne eroavat vain sen havaitsemattoman osan (alkuarvo-ongelman) käsittelyn osalta.

63 Vain perhetyypin saa ajan myötä vaihtuvia arvoja. Tämä on osin aineiston sanelema valinta. Työmarkkina-aseman dynamiikkaa 2000-luvulla on tarkoitus käsitellä tarkemmin erillisessä tutkimuksessa.

Taulukko 4.6.

*Perhetyypin muutosten dynaamiset marginaalivaikutukset väestön keskimääräiseen köyhyyssasteeseen Heckmanin mallissa, %-yks.**

		1996–1999	s.e.e.	2001–2004	s.e.e.	2005–2008	s.e.e.
30–89-vuotiaat	Havainnot	276 924		287 483		293 341	
Perhe-asetus	Lasten lukumäärä	2,85	0,16	4,17	0,15	4,90	0,17
	Aikuisten lukumäärä	-4,55	0,18	-5,55	0,20	-6,56	0,21
	Yksinäinen mies	4,96	0,32	3,26	0,25	3,04	0,25
	Yksinäinen nainen	6,59	0,42	5,58	0,38	5,77	0,40
	Yksinhuoltaja	3,04	0,41	2,79	0,39	2,10	0,40
	Pari ilman lapsia	-4,98	0,23	-6,34	0,24	-7,36	0,26
	Lapsiperhe	-4,47	0,23	-5,66	0,24	-7,07	0,26
50–89-vuotiaat	Havainnot	129 035		148 508		161 536	
Perhe-asetus	Lasten lukumäärä	2,44	0,38	3,34	0,35	3,16	0,37
	Aikuisten lukumäärä	-5,89	0,27	-6,84	0,30	-7,85	0,37
	Yksinäinen mies	5,99	0,44	5,29	0,37	6,11	0,41
	Yksinäinen nainen	10,16	0,54	10,05	0,53	10,27	0,55
	Yksinhuoltaja	0,41	1,03	2,40	0,95	1,97	1,03
	Pari ilman lapsia	-6,09	0,32	-6,92	0,35	-7,94	0,42
	Lapsiperhe	-5,65	0,44	-6,79	0,44	-8,24	0,55
		1996–1999		2001–2004		2005–2008	
60–89-vuotiaat	Havainnot	75 528		81 083		87 689	
Perhe-asetus	Lasten lukumäärä	3,33	0,65	4,00	0,73	3,37	0,66
	Aikuisten lukumäärä	-7,53	0,54	-9,79	0,47	-11,16	0,56
	Yksinäinen mies	5,13	0,64	6,51	0,58	7,44	0,62
	Yksinäinen nainen	12,08	0,80	13,81	0,76	14,47	0,76
	Yksinhuoltaja	3,32	7,88	-2,88	3,48	1,27	3,43
	Pari ilman lapsia	-8,50	0,57	-9,49	0,50	-10,86	0,61
	Lapsiperhe	-4,76	2,03	-9,56	1,08	-12,98	1,24
Eläkeläiset 30–89-v.	Havainnot	86 587		87 861		92 148	
Perhe-asetus	Lasten lukumäärä	4,18	0,47	4,70	0,56	5,10	0,60
	Aikuisten lukumäärä	-7,39	0,42	-9,89	0,44	-12,25	0,51
	Yksinäinen mies	5,71	0,57	6,75	0,52	8,75	0,60
	Yksinäinen nainen	11,57	0,83	12,98	0,81	14,68	0,90
	Yksinhuoltaja	6,61	1,87	7,52	1,74	4,74	1,79
	Pari ilman lapsia	-8,28	0,49	-9,81	0,50	-12,06	0,58
	Lapsiperhe	-7,54	0,69	-8,68	0,74	-11,87	0,88

* Marginaalivaikutuksia laskettaessa on otettu huomioon mallin selittäjien määritelmien välinen funktionaalinen riippuvuus. Perherakenteen muutosten vaikutusta laskettaessa on yhdistettävä useita mallin parametreja. Esimerkiksi kotitaloustyypissä, yksinäinen nainen, osoitinmuuttuja yksinäinen, saa loogisesti arvon yksi. Lisäksi myös aikuisten lukumäärä on yksi ja muuttuja, 'log OECD -skaala', saa vastaavasti arvon nolla.

Koko väestöä koskevissa estimoinneissa ovat mukana lapset ja nuoret aikuiset.⁶⁴ Nuorilla aikuisilla tuloliikkuvuus on suurimmillaan, ja heillä on muuta väestöä selvästi korkeampi köyhyysriski. Lasten asema määräytyy muun perheen toimeentulon perusteella. Heckmanin mallilla mitattuja dynaamisia marginaali-vaikutuksia väestötason keskimääräiseen köyhyysasteeseen on koottu taulukoon 4.6. Taulukossa rajoitetaan siihen aikuisväestön osaan (yli 30-vuotiaat paneelin alkuvuonna), jonka oma työmarkkina- ja tuloasema on jo vakiintunut.⁶⁵ Kotitalouden koon muutoksen marginaali-vaikutus lasketaan alkuperäisen mallin muuttujista 'kotitalouden aikuisten lukumäärä' ja 'ekvivalenssiskaala'. Perhetyyppi pidetään näissä laskelmissa ennallaan. Aikuisten lukumäärän muutoksen vaikutus lasketaan modifioimalla sopivasti (keskinäisessä funktioriippuvuudessa olevien) muuttujien 'log aikuisten lukumäärä' ja 'log OECD-skaala' alkuperäisiä arvoja. Kotitalouden lisälapsen vaikutus lasketaan muuttujan 'log OECD-skaala' kohdalla, siis muuttujaan 'log OECD-skaala' tehdään pelkästään tätä vastaava arvon muutos, muttei aikuisten lukumäärä (eikä perhetyyppi) muutu.

Lapsen syntyminen tuo mukanaan selvästi pienemmän keskimääräisen riski-län, kuin lisää aikuisen aikaansaama riskivähennys on. Mallin perusteella jääminen yksin näyttääkin olevan kaikkein suurin yksittäinen riskitekijä köyhyyden kanalta. Lisäksi tässä on vielä huomattava ero miesten ja naisten välillä. Esimerkiksi 30–89-vuotiaassa väestössä lapsettoman parin 5 prosenttiyksikköä keskimääräistä alempi köyhyysriski muuttuu miehen 5 prosenttiyksikköä keskimääräistä korkeammaksi riskiksi vuosien 1996–1999-paneelissa. Naisilla vastaava luku

64 Liitetaulukossa A.2H.a–f ja A.2W.a–f esitetään marginaali-vaikutukset Heckmanin ja Wooldridgen malleista koko väestölle, 30–89-, 50–89- ja 60–89-vuotiaalle väestölle ja eläkeläisille tehdyistä estimoinneista. Marginaali-vaikutukset laskettiin erikseen kullekin paneelivuodelle (ensimmäisessä paneelissa vuosille 1996–1999) ja taulukossa esitetään vaikutus näiden vuosikeskiarvona. Heckmanin ja Wooldridgen malleista saadut tulokset ovat kvalitatiivisesti arvioiden samansuuntaisia. Muiden mallien osalta on myös tehty vastaavat laskelmat, mutta ne on jätetty pois tilanpuutteen ja näiden mallien harhaisuuden vuoksi.

65 Tarkastelun rajaamisella aikuisväestöön saadaan vertailua helpottava etu siinä, että riskivertailuissa on eliminoitu lapsiköyhyyden kautta tuleva vaikutus, koska vertailu koskee vain aikuisten köyhyysriskiä. Luonnollisesti lapsiperheiden ja yksinhuoltajien osalta köyhyys koskee myös perheissä asuvia lapsia ja selittää sen, miksi esimerkiksi yksinhuoltajaperheen köyhyysriskiä nostattava vaikutus on koko väestössä, 0–89-vuotiaat, suurempi kuin aikuisväestössä (liitetaulukko A.2H.a). Lasten sosioekonominen asema määräytyy aineistossa, sinänsä järkevästi, kotitalouden viitehenkilön (pääsääntöisesti sen suurituloisin henkilö) perusteella. Eroa 0–89- ja 30–89-vuotiaan väestön tuloksissa voidaan tulkita lapsiköyhyyden ja lapsiperheiden näkökulmasta. Vertailun perusteella eläkeläistalouksissa on jonkin verran muuta vastaavan ikäistä aikuisväestöstä enemmän lapsi- ja nuorten aikuisten köyhyyttä (työkyvyttömyyseläkeläisten perheet). Lisäksi lisälapsen vaikutus köyhyysriskin dynaamiseen muutokseen on suurempi lapsi- ja nuorten aikuisten köyhyyden kuin yli 30-vuotiaiden ryhmän osalta. Myös perhetyyppin muutos, joka johtaa elämiseen ilman puolisoa vaikuttaa vähemmän köyhyysriskiin tässä ikäryhmässä kuin koko väestön estimoinneissa, siis enemmän lapsi- ja nuorten aikuisten köyhyysriskiin. Vastaavasti yksinhuoltajuuteen päätyminen nostaa luonnollisesti erityisesti lasten (ja nuorten aikuisten) köyhyysriskiä.

on 6,6 prosenttiyksikköä. Kahden erillään asuneen aikuisen muuttaminen yhteen puolestaan vähentäisi köyhyysriskiä. Yksinhuoltajaperheissä näkyy samanlainen vaikutus. Yleisesti ottaen perhetyypin muutoksiin liittyvät riskierot suurenevat, kun siirrytään iäkkäämpien väestöryhmien tai eläkeläisten tarkasteluun. Heille nämä riskierot ovat erityisen suuret.⁶⁶

Lisäksi voidaan argumentoida, että perhetyypin ja perhekoon muutosten aiheuttamat toimeentuloriskit ovat ikääntyvien ryhmässä usein epäsymmetriset: on useita tapoja, miten voidaan joutua toimeentulo-ongelmiin, kuten ero tai leskeksi jääminen, mutta vastaava aseman parantaminen muuttamalla yhteen harvinaistuu iän myötä. Esimerkiksi aiemmat työssäkäyntiin liittyvät ja perhetilanteesta riippuvat valinnat voivat kaventaa mahdollisuuksia torjua myöhempiä äkillisestä perheenhajoamisesta johtuvia toimeentulo-ongelmia. Niinpä yksinäisten ja erityisesti yksin asuvien naisten riskierot muihin ovat vanhemmissa ikäryhmissä suuremmat kuin muissa estimoinneissa. On myös mielenkiintoista havaita, että ikääntyvässä 50–89-vuotiaassa väestössä perhetyypeille, lapsiperhe ja pari ilman lapsia, mitatut dynaamiset marginaalivaikutukset ovat aika lähellä toisiaan. Ilmeisesti näissä perhetyypeissä tapahtuu tuolloin vähemmän äkillisiä muutoksia ja ne ovat enemmän epäsymmetrisiä.

Eri ajanjaksoja vertailtaessa havaitaan, että perhetyypin muutoksiin liittyvät äkilliset toimeentuloriskit ovat kasvaneet. Esimerkiksi 30–89-vuotiaassa väestössä lapsiperheestä yksinhuoltajaksi siirtymisen seurauksena laskettu riskiero kasvoi 7,5:stä 9,2:een prosenttiyksikköön verrattaessa paneeleja 1996–1999 ja 2005–2008. Tämä voi liittyä lapsiperheille ja erityisesti yksinhuoltajille suunnattujen tulonsiirtojen epäedulliseen kehitykseen muuhun sosiaaliturvaan verrattuna.⁶⁷ Toisaalta ajanjaksolla 1996–1999 työllisyys ja talous kasvoivat nopeasti, mikä saattoi tuolloin lieventää sellaisten perhetyypin muutosten vaikutusta, jotka vaikuttavat kotitalouden työikäisten lukumäärän muutoksiin.

66 Tuloksiin liittyvä yllättävän vähän poikkeamia, jopa kaikkein vanhimmissa väestöryhmässä (60–89-vuotiaat), jossa ainoat selvät poikkeamat ovat (tässä ryhmässä harvinaiselle) perhetyypille 'yksinhuoltaja' mitatuissa ja (tästä syystä epätarkasti mitatuissa) arvioissa, ks. myös taulukko 4.7.

67 ESSPROS-luokittelun mukaisen lapsiperheiden rahatuen osuus bruttotuloista väheni 29 prosenttia vertailtaessa paneeleja 1995–1999 ja 2004–2008. Tämä oli selvästi enemmän kuin kaikkien tulonsiirtojen bruttotulo-osuus, joka väheni tuolloin 16 prosenttia. Yksinhuoltajien osalta aineistossa on puutteita. Aineisto ei sisällä kotitalouksien välisiä tulonsiirtoja, joista suurin erä on elatusapu. Lisäksi yleistynyt yhteishuoltajuus lapsista, jota ei tunnisteta eikä usein edes huomioida kulutustarpeita arvioitaessa, hämärää yksinhuoltajuuden käsitettä entisestään ja vaikeuttaa yli ajan tehtäviä vertailuja.

4.5 Perhetyypin ja kotitalouden koon vaikutus köyhyysasteen ominaistason

Perhetyypin ja kotitalouden koon osalta voidaan tarkastella myös marginaalivaikutusta köyhyysasteen tasoon, joka vaikuttaa ominaistekijän ja perhetyyppimuuttujien aikasarjakeskiarvojen välisen väestötason korrelaation kautta (vrt. 4). Näitä tulkittaessa oletetaan, että mallissa estimoitu korrelaatorakenne satunnaistekijän suhteen säilyy.⁶⁸ Näiden ja muiden kiinteiden pidettyjen ominaisuuksien, kuten iän, sukupuolen, koulutusasteen ja sosioekonomisen aseman, merkityksen ja niissä tapahtuneiden muutosten selvittämällä on köyhyysriskin yhteydessä omaa mielenkiintoa, sillä tärkeä osa köyhyyspolitiikkaa on sekä vaikuttaa tähän köyhyysriskin ominaistason parantamalla koulutusmahdollisuuksia ja kehittämällä työmarkkinoilla ja elämän hallinnassa tarvittavia kyvykkyyskäsitteitä että turvata toimeentulon perusta eri elinvaiheissa.

Perhetyypin selittää myös ominaisriskin väestövaihtelua, ja vaikutukset ovat lähes poikkeuksetta samansuuntaisia kuin dynaamiset vaikutukset. Ainoastaan yksittäisten vaikutusten suuruudessa näkyy eroja.⁶⁹ Suurempia eroavaisuuksia onkin nähtävissä mallin alkuperäisissä kertoimissa, joissa dynaamisten vaikutusten kertoimet ovat pääsääntöisesti suurempia kuin vastaavat yksilökohtaisen aikasarjakeskiarvon kertoimet. Erityisen selvä ero on muuttujien 'log OECD-skaala' ja 'log aikuisten lukumäärä' kertoimissa (liitetaulukko A.1.H.a–f).

Tässäkin yhteydessä korkea köyhyysriski on ominaista yksinäisille, kun taas lapsettomalle parille on ominaista matala riski (taulukko 4.7). Lapsiperheen aikuisten ominaisriski ei näytä olevan lapsettomia korkeampi, vaikka suurperheillä riski nouseekin lasten lukumäärän kautta tulevan vaikutuksen kautta.⁷⁰ Jos kotitaloudessa on monta aikuista, lisääntyy sen potentiaalinen ansaintakyky, mihin liittyy selvästi matalampi ominaisriski. Käytetty sanontatapa pyrkii välittämään mitatun korrelaation mahdollista näennäisluonnetta; mekanismi voisi hyvin vaikuttaa esimerkiksi jonkin muun mahdollisesti havaitsemattoman taustamuuttujan

68 Koska korrelaatio riippuu myös paneelin aikaisista taloudellisista tekijöistä ja harjoitetusta tulonsiirto- ja veropolitiikasta, estimoitu korrelaatio mittaa keskimääräistä jakaumavaikutusta yli tulopaneelin ja vaihtelee eri tulopaneelissa.

69 Ensinnäkin tässä on otettu huomioon keskiarvo- (vaikuttaa 4 vuotta) ja vuosimuuttujien (1 vuoden) arvojen luonnollinen skaalaero laskemalla lisäksi aiheutuva dynaaminen vaikutus erikseen kullekin paneelivuodelle. Lisäksi marginaalivaikutuksille tässä valittu laskentatapa on konservatiivinen eikä pyri korostamaan eroja alkuperäisissä kertoimissa, ks. (15).

70 Kuriositeettina voidaan mainita, että muuttujalle 'log OECD-skaala' saatu ja satunnaistekijän varianssilla, ks. kaava (12), korjattu kerroin oli vuosina 1996–1999 Heckmanin mallissa 1,07 ja Wooldridgen mallissa 1,03 (liitetaulukot A.1.H.a ja A.1.W.a), mikä ei ole kovin kaukana luvussa 2.1 esitetystä ekvivalentin tulon määritelmään ja log-normaaliin jakaumaan nojautuvasta arviosta 1.00. Myöhemmissä paneelissa kerroinestimaatti toki tästä muuttuu (Heckman 1,17–1,21 ja Wooldridge 0,91–0,84).

kautta, joka korreloi sekä yksinhuoltajuuden ja köyhyysriskin kanssa. Verrattaessa tätä korrelaatiota vastaavaan ajassa muuttuvaan vaikutukseen voisi hyvin käydä, että vahvemmin tulkittava dynaaminen vaikutus häviäisi. Esimerkiksi aiemmin tarkastellulla lisälapsen syntymisellä näyttää yleensä olevan pienempi köyhyysriskiä nostava vaikutus kuin vastaavalla keskiarvon lisäyksellä (taulukot 4.6 ja 4.7). Tulkintana voisi olla, että suurperheet eroavat muista jollakin köyhyysriskitasoa nostavalla tavalla, kun taas ”tavalliseen perheeseen” syntyvä lisälapsi ei lisää riskiä samalla tavalla.⁷¹

Myös yksinasuminen näyttää liittyvän kohonneeseen ominaisriskiin, mutta vaikutus on erityisesti naisilla pienempi kuin äkilliseen perhetyypin muutokseen liittyvä vaikutus. Esimerkiksi yksinasuvilla naisilla ”pysyvä ominaisriskiero” lapsiperheisiin oli 9,0 prosenttiyksikköä paneelissa 1996–1999, kun vastaava ”muutoksesta laskettu” ero oli 11,1 prosenttiyksikköä. Tuoreimmassa, 2005–2008-paneelissa ero on kuitenkin jo kaventunut eikä ole enää tilastollisesti merkitsevää. Yksinäisten miesten ja naisten välinen ero on selvästi aiempaa dynaamista vaikutusta pienempi. Nuoremmassa ikäryhmässä tilastollisesti merkitsevää eroa ei ole, ja se tulee systemaattisesti näkyviin vasta vanhimmassa ikäryhmässä ja eläkeläisillä. Aiemmat työssäkäyntiin liittyvät valinnat, joihin perhetilanne vaikuttaa, kaventavat myöhemmällä iällä mahdollisuuksia torjua perheen hajoamisesta johtuvia toimeentulo-ongelmia. Toisaalta esimerkiksi jo nuorena yksinasumisen valinneet ovat joutuneet itsenäisesti hoitamaan toimeentulonsa ja jatkuvasti tekemään sitä koskevat päätöksiä ja valintoja, jotka mahdollistavat toimeentulo-ongelmista selviämisen myös vanhemmalla iällä. Heidän, jotka ovat alttiina perhetyypin muutosten aiheuttamille toimeentuloriskeille, tilanteensa voi olla toinen. Myös yksinhuoltajien ominaisriskiero lapsiperheisiin nousee merkittävästi sille 30–89-vuotiaassa väestössä mitatusta siirryttäessä 50–89-vuotiaaseen väestöön tukien tällaista selitystä.

71 Tosin ero ei ole selvästi tilastollisesti merkitsevää (elleivät vastaavat estimaattorit ole vahvasti positiivisesti korreloituneita, mitä ei ole tuloksissa arvioitu).

Taulukko 4.7.

*Perhetyypin marginaalivaikutukset väestön keskimääräisen köyhyysasteen yleis-
tasoon Heckmanin mallissa.**

		1996–1999	s.e.e.	2001–2004	s.e.e.	2005–2008	s.e.e.
30–89-vuotiaat	Havainnot	276 924		287 483		293 341	
Perhe-asema ka	Lasten lukumäärä	3,13	0,14	4,49	0,15	5,24	0,16
	Aikuisten lukumäärä	-4,44	0,20	-5,98	0,22	-7,02	0,23
	Yksinäinen mies	4,10	0,29	3,93	0,27	3,93	0,25
	Yksinäinen nainen	3,94	0,33	3,48	0,33	4,15	0,35
	Yksinhuoltaja	1,03	0,45	2,20	0,51	1,89	0,51
	Pari ilman lapsia	-5,31	0,24	-7,05	0,26	-8,18	0,26
	Lapsiperhe	-5,07	0,24	-6,81	0,26	-8,39	0,27
50–89-vuotiaat	Havainnot	129 035		148 508		161 536	
Perhe-asema ka	Lasten lukumäärä	4,38	0,39	5,65	0,44	5,22	0,44
	Aikuisten lukumäärä	-5,61	0,26	-7,07	0,33	-8,16	0,39
	Yksinäinen mies	4,99	0,31	6,24	0,38	7,02	0,41
	Yksinäinen nainen	5,98	0,35	6,16	0,41	7,17	0,45
	Yksinhuoltaja	4,82	1,56	7,92	1,66	6,21	1,64
	Pari ilman lapsia	-6,30	0,29	-7,73	0,35	-9,03	0,41
	Lapsiperhe	-4,90	0,48	-6,86	0,53	-8,30	0,64
60–89-vuotiaat	Havainnot	75 528		81 083		87 689	
Perhe-asema ka	Lasten lukumäärä	3,10	0,73	4,41	0,82	4,28	0,86
	Aikuisten lukumäärä	-6,32	0,58	-8,23	0,58	-9,37	0,71
	Yksinäinen mies	4,07	0,46	6,47	0,51	8,10	0,57
	Yksinäinen nainen	7,13	0,50	8,54	0,53	9,89	0,59
	Yksinhuoltaja	-2,60	9,02	24,88	10,51	11,26	7,63
	Pari ilman lapsia	-7,69	0,61	-9,13	0,59	-10,58	0,70
	Lapsiperhe	-5,52	2,11	-6,82	1,91	-3,74	2,59
Eläkeläiset 30–89-v.	Havainnot	86 587		87 861		92 148	
Perhe-asema ka	Lasten lukumäärä	4,09	0,48	5,24	0,72	5,88	0,90
	Aikuisten lukumäärä	-6,27	0,45	-8,89	0,51	-11,80	0,78
	Yksinäinen mies	4,83	0,45	7,48	0,51	9,28	0,63
	Yksinäinen nainen	7,04	0,61	8,59	0,67	10,10	0,79
	Yksinhuoltaja	2,70	2,40	10,00	2,83	8,30	3,22
	Pari ilman lapsia	-7,72	0,50	-9,96	0,54	-12,94	0,77
	Lapsiperhe	-7,06	0,81	-8,67	0,96	-13,62	1,17

* Marginaalivaikutuksia laskettaessa on otettu huomioon mallin selittäjien määritelmien välinen funktionaalinen riippuvuus. Perherakenteen muutosten vaikutusta laskettaessa on yhdistettävä useita mallin parametreja. Esimerkiksi kotitaloustyyppissä, yksinäinen nainen, osoitinmuuttuja yksinäinen, saa loogisesti arvon yksi. Lisäksi myös aikuisten lukumäärä on yksi ja muuttuja, 'log OECD -skaala', saa vastaavasti arvon nolla.

Eri perhetyyppien väliset ominaisriskierot näyttävät kasvaneen 2000-luvulla aiemmasta. Tämä voi johtua perhepoliittisten tukien ja perhetilanteeseen ja perheen kokoon sidottujen tulonsiirtojen muutoksesta, johon aiemmin kiinnitettiin huomiota. Myös yksinhuoltajien ominaisriskiero lapsiperheisiin ja lapsettomiin pariin on ajan myötä kasvanut ajanjakson 1996–1999 arvoista. Samoin on käynyt suurperheille (riskitason nousu) ja monen aikuisen kotitalouksille (riskitason lasku). Nykyisin ominaisriskiero lapsiperheisiin on jopa suurempi kuin vastaavan perhetyypin äkillisen muutoksen aiheuttama riskiero.

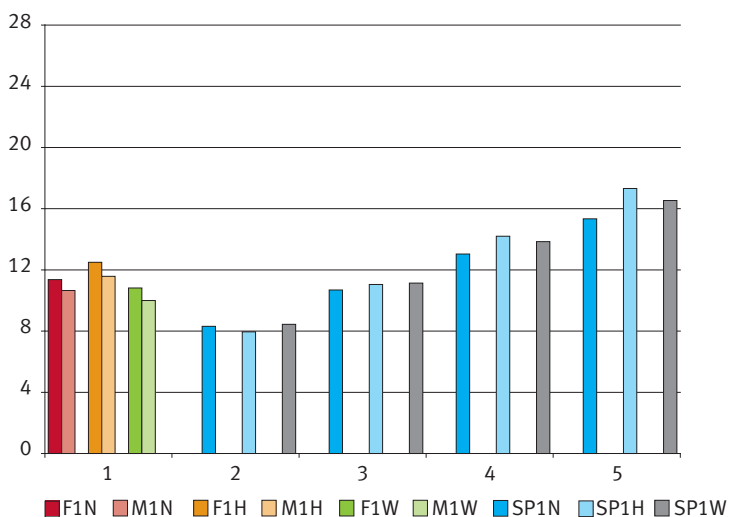
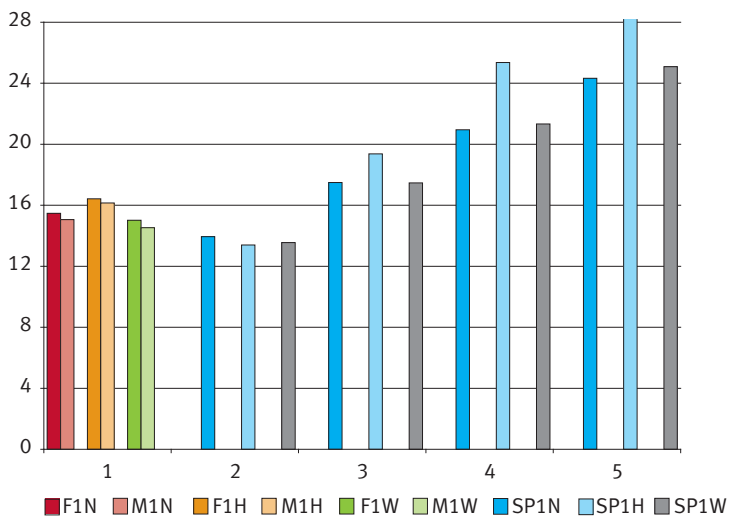
Marginaalivaikutusten lisäksi mallilla voidaan laskea väestötason sovitteita eri perhetyyppien keskimääräiselle köyhyysriskille, joissa muiden kuin tässä tarkasteltavien muuttujien arvot pidetään alkuperäisellä tasollaan. Kuviossa 4.3 on esitetty korkean ominaisriskin ryhmien, yksinäisten miesten, naisten ja yksinhuoltajaperheiden, riskisovitteet paneeleista 1996–2000 ja 2005–2008 estimoiduista malleista. Samalla tulee ilmi menetelmien välisiä eroja, jotka johtuvat siitä, miten ne käsittelevät ominaistekijöihin liittyviä satunnaistekijöitä ja alkuarvo-ongelmaa.

Köyhyysriski on noussut merkittävästi kaikissa näissä perhetyypeissä 1990-lukuun verrattuna. Kuten jo aiemmin havaittiin, yksinhuoltajuus ja lasten lukumäärä nostavat riskiä nykyisin voimakkaammin kuin 1990-luvun lopulla. Aiemmin, vuosina 1996–2000, yhden tai kahden lapsen yksinhuoltajien ominaisriski oli jopa alempi kuin yksinäisten, kun muut tekijät on vakioitu. Heckmanin malli antaa muita malleja hieman korkeampia riskisovitteita yksinäisille ja monen lapsen yksinhuoltajille. Tähän vaikuttaa se, miten mallit eroavat ominaistekijän ja alkuarvo-ongelman käsittelyssään.

Kuviossa 4.3 on esitetty myös sovitteet, jotka on laskettu pelkän satunnaistekijän sisältävästä dynaamisesta mallista, jossa siis alkuarvo-ongelmaa ei ole ratkaistu. Vaikka tämä malli toimii heikosti riskin dynamiikan ja sen tilariippuvuuden arvioinnin osalta, näyttävät sillä saadut kiinteiden ominaisuuksien kerroinestimaaatit osuvan kohtuullisesti kohdalleen. Vaikka perhetyyppien väliset erot näyttävät vaimentuneen, ovat ne aina oikeanmerkkiset. Tämä pätee pääosin myös muihin ominaistasoon liittyvien ja kiinteinä pidettyjen ominaisuuksien riskivaikutusten osalta.

Kuvio 4.3.

Köyhyysriskin sovite eri perhetyypeille (50-vuotias, yksinäinen mies M, nainen F ja yksinhuoltajaperhe SP 1–5 lasta), koko väestö, 2005–2008 (yläpaneeli) ja 1996–1999 (alapaneeli). Vaaka-akselilla on esitetty kotitalouden jäsenten lukumäärä. Luvut on laskettu mallien sovitteista: N (satunnaisvaikutus), H (Heckman) ja W (Wooldridge). Tässä muuttujien: ekvivalenssiskaala, perhetyyppi, aikuisten ja lasten lukumäärä arvot on havainnoittain kiinnitetty esimerkiksi vastaavaksi, mutta muiden selittäjien (esimerkiksi koulutusaste ja sosioekonominen asema) arvot on pidetty ennallaan.



4.6 Sosioekonomisen aseman ja koulutusasteen vaikutus köyhyysasteen ominaistason

Ennalta odotetut riskitekijät, kuten matala koulutusaste ja työssäkäynnin ulkopuolelle jääminen, tulevat selvästi esiin estimoinneissa (liitetaulukot A.2.H.a–f). Ajanjaksolla 1996–1999 maatalousyrittäjillä sekä muilla yrittäjillä ja ammatinharjoittajilla (asema vuodelta 1995) oli suhteellisen korkea ominaisriski työntekijöihin verrattuna. Heillä on myös suuri tulojen vaihtelusta aiheutuva tulo-riski ja tuloliikkuvuus johtuen osin myös näiden ryhmien sisäisestä heterogeenisuudesta ja koostumuksen muutoksista (Suoniemi 2012). Tässä käytetyistä sosioekonomisen aseman perusteella muodostetuista ryhmistä matalin ominaisriski on toimihenkilöillä. Eläkeläisten (asema vuodelta 1995) riski ei näyttäyty erityisen korkeana esimerkiksi niihin verrattuina, jotka olivat vuonna 1995 muista syistä työelämän ulkopuolella. Näistä työttömällä ja luokittelun jäännösryhmällä ’muut, asema tuntematon’ ominaisriski on erityisen korkea. Työttömällä 30–89-vuotiaassa väestössä arvioitu keskimääräinen marginaalivaikutus oli 6,3 prosenttiyksikköä suurempi kuin toimihenkilöille saatu arvio, ja luokittelun jäännösryhmällä vastaava luku oli 12.

Ajan myötä koulutuksen vaikutus köyhyysriskiin näyttää jonkin verran voimistuneen, erityisesti korkeakouluasteen osalta, joille 30–89-vuotiaassa väestössä ajanjaksolla 1996–1999 oli arvioitu perusastetta 3,8 prosenttiyksikköä pienempi marginaalivaikutus. Tämä ero laajeni kuuteen prosenttiyksikköön tuoreimmasa 2005–2008-paneelissa.⁷² Koulutettuja suosiva kehityssuunta on jatkunut tasaisesti. Muutokset näkyvät selvemmin Heckmanin kuin Wooldridgen mallin tuloksissa. Mallien välisten erojen selityksenä on erilainen ehdollistaminen. Jälkimmäisessä mallissa estimointi ehdollistetaan alkuarvolle, ja on hyvin luultavaa, että kiinteinä pidettävien ominaisuuksien, kuten koulutusaste, sosioekonominen asema ja tuonnempana raportoitava ikä, vaikutukset tulevat paremmin esiin Heckmanin mallin kautta. Wooldridgen mallissa osa vaikutuksesta menee alkuarvon tiliin. Erityisesti ajan myötä tapahtuvien ja eri paneelien välisten muutosten selvittämiseksi on Heckmanin mallia pidettävä suositeltavampana.

Sosioekonomisen aseman vaikutus on selvästi muuttunut (liitetaulukot A.2.H.a–d). Maatalousyrittäjien sekä erityisesti yrittäjien ja ammatinharjoittajien ryhmän aiemmin selvästi muita korkeampi ominaisriski, on vaimentunut vertailussa työntekijöihin (estimoinnin nollaryhmä). Toisaalta riskiero kasvaa, kun estimoinneista poistetaan vaihteittain nuoremmat ikäryhmät. Rakennemuutok-

72 Keskiasteen koulutuksen osalta arviointia vaikeuttaa 1990-luvun lopulla tehty koulutusluokituksen uudistus, joka vaikuttaa erityisesti keskiasteen luokituksen vertailtavuuteen paneelien välillä.

sen aiheuttama maatalousyrittäjien ja pienyrittäjien eläkkeelle siirtyminen ja tämän väestöosan merkittävä supistuminen selittävät tällaista muutosta. Sitä vastoin vertailussa työntekijöihin havaitut toimihenkilöiden (-) ja työttömien (+) köyhyysriskien erisuuntaiset erot ovat kasvaneet. Sosioekonominen asema on mitattu ainoastaan paneelin alkuvuonna. Siksi on vähän yllättävää, että vuoden 2004 työttömyys ennustaa näin hyvin köyhyysastetta ajanjaksolla 2005–2008 vuoteen 1995 ja ajanjaksoon 1996–1999 verrattuna. Muutoksen taustalla voi olla 1990-luvun loppu nopea työllisyyden ja talouskasvu. Tämä paransi tuolloin aikuisten ansainta ja uudelleentyöllistymismahdollisuuksia. Myöhemmin tämä kehitys on hidastunut ja liike tulojakaumassa on jähmettynyt, mikä näkyy myös yleisen tuloliikkuvuuden vähentymisenä (Rantala ja Suoniemi 2010; Suoniemi 2012).

Eläkeläisten köyhyysriski on noussut selvästi 1990-luvun jälkipuoliskoon verrattuna tavalla, joka ei selity muiden tekijöiden kautta.⁷³ Tosin kaikkien yli 50-vuotiaiden ryhmässä estimoituna eläkeläisten ominaisriskin kasvu on huomattavasti lievempää ollen 2005–2008-paneelissa vain 1,7 prosenttiyksikköä suurempi kuin toimihenkilöille saatu arvio. Tämä johtunee yhtäältä ikääntyneiden varhaiseläkejärjestelmistä, joissa on aiempaa paremmin toimeentulevia ja toisaalta tätä ikäryhmää nuorempien työkyvyttömyyseläkeläisten suhteellisen aseman heikentymisestä (Kautto 2011). Jälkimmäinen näkyy 30–89-vuotiaille eläkeläisille tehdyistä estimoinneista, ja 2005–2008-paneelissa tässä ryhmässä arvioitu keskimääräinen marginaalivaikutus oli viisi prosenttiyksikköä suurempi kuin toimihenkilöille saatu arvio (liitetaulukko A.2.H.e). Eläkeläistalouksissa on myös muuta väestöä enemmän lapsiköyhyyttä, mihin vaikuttaa työkyvyttömyyseläkeläisperheiden muita lapsiperheitä matalampi toimeentulotaso.

4.7 Henkilön iän ja sukupuolen vaikutus köyhyysasteen ominaistason

Iän osalta esiin nousee nuorten aikuisten (paneelin alussa 15–24-vuotiaat) kohonnut ominaisriski (liitetaulukko A.1.H.a), mikä vastaa kuvion 3.1 suoraa ikäryhmävertailua. Nuorilla naisilla riskit ovat jopa miehiä suuremmat. Tässä iässä ei vielä kaikkien työmarkkina-asema ole vakiintunut ja myös tuloliikkuvuus on poikkeuksellisen suurta. Vanhimmissa ikäluokissa vaikutus on, kuvioon 3.1 nähden hieman yllättäen, yleistä riskitasoa laskeva. Tästä on poikkeuksena vanhojen (yli

73 Lisäksi voi olla, että ikääntyvän ja eläkeläisväestön paneeliestimoinneissa tulee aiempaa paremmin esiin myös indeksoitujen eläkkeiden ja sosiaalietuuksien vähittäinen jälkeenjäänti ansioiden ja pääomatulojen kehityksestä.

70-vuotiaiden) naisten kohonnut köyhyysriski. Iän vaikutusta arvioitaessa on otettava huomioon, että suorassa ikäryhmävertailussa havaittu kohonnut köyhyysriski selittyy osin muiden taustamuuttujien, erityisesti sosioekonomisen aseman 'eläkeläinen' avulla, joiden vaikutus on dynaamisessa mallissa vakioitu.

Myös muut köyhyysriskin ikäprofiilin muutokset ja erityisesti yleinen köyhyysasteen nousu näkyvät marginaalivaikutuksia selvemmin kuviossa 4.4, jossa on esitetty väestötasolla mitatun keskimääräisen riskisovitteen ikäprofiilit yksinäisille miehille, naisille ja perhetyypille lapseton pari vuosina 1996–1999 ja 2005–2008 estimoiduista malleista. Vanhimmissa ikäluokissa miesten ja naisten väliset riskierot näyttävät paneelissa 2005–2008 pienentyneen niille vuosina 1996–2000 estimoiduista arvoista. Toisaalta myös köyhyysriskin kannalta kriittiset iät (nuoret aikuiset) ovat hieman nousseet aiemmista, samalla kun koulutusasteiden ja sosioekonomisen aseman väliset riskierot ovat kasvaneet.⁷⁴

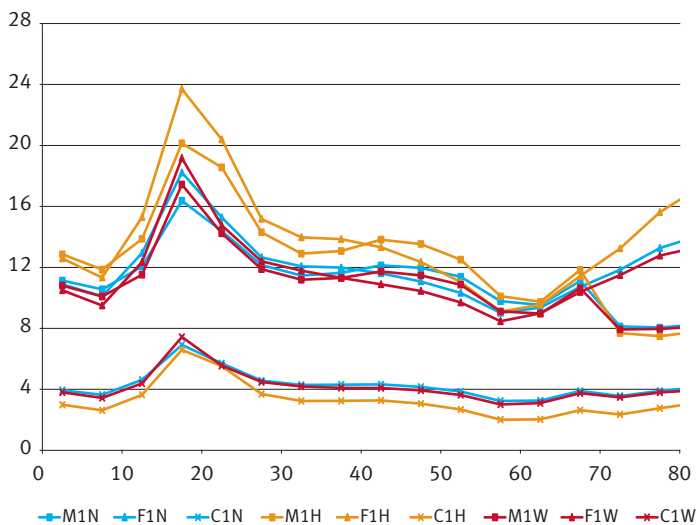
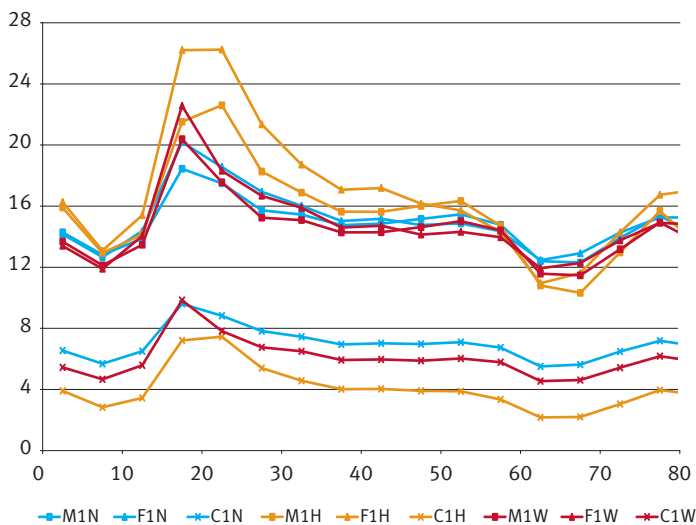
Ikäprofiilin muoto on jyrkin ja lapsettomien parien ja yksinäisten välinen riskiero suurin Heckmanin mallin mukaisissa arvioissa. Tilariippuvuus ja alkuarvo-ongelman aiheuttama valikointi vaikuttavat tähän, sillä tuloliikkuvuus on vähäisintä kaikkein iäkkäimpien ryhmässä. Jos iäkäs eläkeläinen oli vuonna 2004 köyhä, niin hänen korkea todennäköisyyttänsä pysyä köyhänä vuosina 2005–2008 voitaisiin selittää joko ominaisriskillä, jonka kanssa ikä ja asema 'eläkeläinen' korreloivat, tai mallin dynamiikan perusteella viivästettyjen tilojen ketjulla, joka puolestaan palautuu ominaisriskistä riippuvaan alkuarvoon. Esimerkiksi satunnaisvaikutusten mallissa (9 S) olisi liian voimakkaaksi estimoitua tilariippuvuuden vaikutusta tässä tapauksessa vaikea erottaa ikäihmisen luontaisesta korkeasta köyhyysriskistä (taulukko 4.3). Tämä näkyy myös mallien ikäprofileja verrattaessa (kuvio 4.4).

Erotteluotehtävä olisikin ylivoimainen ilman käytettyjä valikoitumisharhaa korjaavia malleja ja suurta havaintomäärää, joka takaa parametrien estimointiin tarvittavan vaihtelun selittäjien arvoissa. Sitä, että tässä on onnistuttu, tukee myös se havainto, että vanhuuseläkeiän saavuttaneiden, 65–69-vuotiaiden ryhmän arvioitu köyhyysriski ei liian voimakkaasti nouse siitä, mitä se oli juuri tätä nuoremmissa ikäryhmässä. Toisaalta ikäprofiilin notkahdus vanhuuseläkeiän kohdalla kertoo siitä, ettei malli tällaisenaan tavoita nuorten työkyvyttömyys- ja vanhuuseläkeläisten välistä eroa ominaisriskissä (kuvio 4.4).

74 Liitetaulukoissa A.2.H ja A.2.W esitetyt marginaalivaikutukset on laskettu erikseen kummallekin sukupuolelle ja kaikille ikäryhmille. Sitä vastoin estimoitujen parametrien liitetaulukoissa A.1.H ja A.1.W rivit 'nainen*ikä' kertovat naisten erosta samanikäisiin miehiin. On selvää, ettei lapsilla voi olla tässä suuria eroja, vaikka esimerkiksi lasten asuminen kotona eroaa sukupuolen perusteella poikien yleisemmän huostaanoton vuoksi. Kertoimissa naisten ero miehiin tulee merkittäväksi vasta ikäluokasta '10–14-vuotiaat' alkaen.

Kuvio 4.4.

Väestötasolla mitatun köyhyysasteen ikäprofiili koko väestölle (yksinäinen mies, nainen ja lapseton pari) estimointi: 0–89-vuotiaat, 2005–2008 (yläpaneeli) ja 1996–1999 (alapaneeeli). Luvut on laskettu köyhyysriskin havaintokohtaisesta sovitteesta dynaamisista malleista: N (satunnaisvaikutus), H (Heckman) ja W (Wooldridge). Tässä muuttujien: ikä, ekvivalenssiskaala, perhetyyppi, aikuisten ja lasten lukumäärä arvot on kiinnitetty havainnoittain esimerkkiä vastaavaksi, mutta muiden selittäjien (esimerkiksi koulutusaste) arvot on pidetty ennallaan.



Kun estimointiaineisto rajataan siihen aikuisväestön osaan, yli 30-vuotiaat paneelin alkuvuonna, jonka oma työmarkkina-asema ja tuloasema on jo vakiintunut, voidaan havaita, etteivät tulokset juuri muutu iän osalta, jos eri ikäryhmien marginaalivaikutus väestötason keskimääräiseen köyhyysasteeseen normeeraataan esimerkiksi erotukseksi sille 50–54-vuotiaiden ryhmässä mitatusta (liitetäulukko A.2.H.b).⁷⁵ Ilmeisesti näiltä osin estimoinneissa on onnistuttu käyttämällä varsin tiheää parametrisointia iän ja sukupuolen osalta. Näissäkin tuloksissa esiin nousee vanhojen (vuonna 1995 yli 70-vuotiaiden) naisten muita korkeampi köyhyysriski ja selvä ero saman ikäisiin miehiin. Myöhemmin, vuosina 2005–2008, iäkkäiden miesten ja naisten välinen ominaisriskiero on selvästi kaventunut, kun muiden tekijöiden kuin iän ja sukupuolen vaikutus on vakioitu (kuvio 4.4).

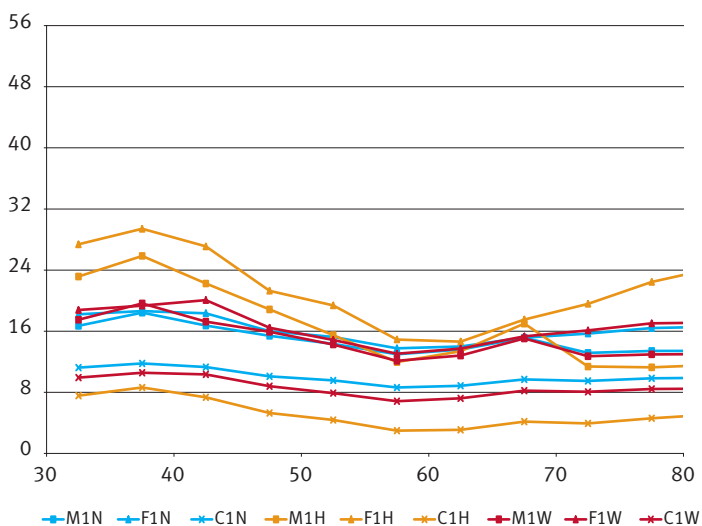
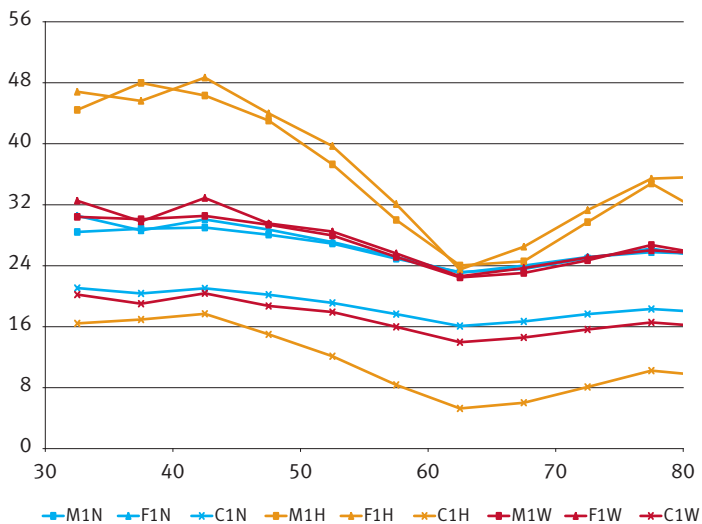
Selityksenä tähän ovat elinajan ja kotitalousväestön kannalta olennaisen vanhusten 'kotona asumisajan' ja eläkkeelle siirtymisiän nousu. Tämä heijastuu tuloksiin yhtäältä aiempaa parempituloisten 'nuorempien vanhuuseläkeläisten' ja toisaalta ainakin suhteellisesti aiempaa huono-osaisempien iäkkäiden miesten osuuden kasvuna, sillä aineiston ja siitä tehtyjen estimointien perusteella sekä 75–79-vuotiaiden miesten eloonjäämistodennäköisyys että köyhyysriski nousivat. Lisäksi myös eläkeläisnaisten aiempaa pidempi työhistoria ja tätä kautta lisääntynyt työeläkeoikeus kaventaa vanhojen miesten ja naisten välisiä eroja, kun ikäryhmittäinen tarkastelu ajan myötä siirtyy tuorempiin syntymävuosikohortteihin.

Kuviossa 4.5 esitetään 30–89-vuotiaiden eläkeläisten ryhmässä estimoitu köyhyysasteen ikäprofiili. Eläkeläisten köyhyysriski on kauttaaltaan korkeammalla tasolla kuin koko väestön vastaava arvio. Nuorten työkyvyttömyyseläkkeellä olevien ominaisriski on hätkähdyttävän korkealla tasolla, vuosien 2005–2008 tulopaneelissa riski on lähes 50 prosenttia, kun muiden tekijöiden vaikutus on vakioitu. Siirryttäessä lähemmäs vanhuuseläkeikää, keskimääräinen köyhyysriskitaso laskee muuta väestöä voimakkaammin, sillä eläkeläisten joukossa alkaa olla enemmän sellaisia työkyvyttömyyseläkeläisiä, joiden eläke-etuus on pidemmän työskäynnin seurauksena parempi kuin nuorena eläkkeelle joutuneilla. Myös varhaiseläkejärjestelmät tuovat parempituloisia tähän joukkoon. Tässäkin ikäprofiilin notkahdus vanhuuseläkeiän kohdalla kertoo siitä, ettei malli tällaisenaan tavoita eri-ikäisten, esimerkiksi nuorten työkyvyttömyys- ja vanhuuseläkeläisten välistä eroa ominaisriskissä. Notkahdus on erityisen selvä tuoreimman 2005–2008-paneelin tulosten perusteella tehdyissä arvioissa.

75 Tässä on huomattava, että väestötasolla mitatun keskimääräisen köyhyysasteen taso muuttuu samalla kun estimoinnin kohteena oleva väestöryhmä muuttuu. Tästä syystä marginaalivaikutuksen normeeraus, esimerkiksi suhteuttaminen 50–54-vuotiaiden ryhmässä mitattuun, on tarpeen.

Kuvio 4.5.

Köyhyysasteen ikäprofiili eläkeläisille (yksinäinen mies, nainen ja lapseton pari) estimointi: 30–89-vuotiaat, 2005–2008 (yläpaneeli) ja 1996–1999 (alapaneeli). Luvut on laskettu köyhyysriskin sovitteesta dynaamisista malleista: N (satunnaisvaikutus), H (Heckman) ja W (Wooldridge). Tässä muuttujien: ikä, ekvivalenssiskaala, perhetyyppi, aikuisten ja lasten lukumäärä arvot on kiinnitetty havainnoittain esimerkkiä vastaavaksi, mutta muiden selittäjien (esimerkiksi koulutusaste) arvot on pidetty ennallaan.



Nykyisin eläkeläisten kannalta merkittävin ongelma on työkyvyttömyyseläkeläisten matala eläketaso. Ansiotason noustessa selvästi inflaatiota nopeammin työkyvyttömyyseläkeläisten toimeentulo jäi jälkeen työssäkäyvien tulokehityksestä, mikä näkyi vuosien 1996–1999 ja 2005–2008 välisestä vertailusta.⁷⁶

4.8 Köyhydestä poistumistodennäköisyyksistä

Väestötasolla mitattujen keskimääräisten poistumistodennäköisyyksien marginaalivaikutukset ovat kvalitatiivisesti samanlaisia kuin vastaavat vaikutukset köyhysasteeseen.⁷⁷ Vaikutukset on siis laskettu köyhydestä poistumistodennäköisyyksistä, ei väestötason köyhysasteesta, jolloin ne ovat luonnollisesti vastakaista etumerkkiä (korkea riski – pieni poistumisvirta) aiemmin tarkasteltuihin vaikutuksiin verrattuna. Vaikutusten suuruusluokka on noin kaksinkertainen verrattuna köyhysriskivaikutuksiin.⁷⁸ Tästä syystä myös marginaalivaikutuksissa näkyvät muutokset tulevat voimakkaammin esiin poistumistodennäköisyyksissä kuin väestötason keskimääräistä köyhysastetta arvioitaessa.

Tulosten perusteella köyhyden tilariippuvuus on kasvanut verrattaessa ajanjaksoa 2005–2008 jaksoon 1996–1999, ja köyhydestä poistumistodennäköisyydet ovat alentuneet tämän mukaisesti. Yhteisestä funktioriippuvuudesta johtuen mitään uutta ei näissä tuloksissa näy aiemmin raportoituun verrattuna, sillä yksittäiset vaikutukset (samoin kuin köyhyyteen saapumistodennäköisyydet) ovat funktioriippuvuudessa köyhysriskivaikutuksiin ja ne eroavat vain parametrin ρ verran ja funktiomuotoa Φ vaille. Tällä rajoituksella voi olla merkitystä erityisesti 1990-luvun lopun tilanteessa, jossa talouden rakenne, esimerkiksi työmarkkina-tilanne ja työllisyyden rakenne nopeasti muuttui.

76 Vuoteen 2004 asti alle 65-vuotiaiden eläkkeensaajien eläkkeitä tarkistettiin ns. työikäisten TEL-indeksillä, jossa reaali-osan kerroin oli 0,5. Kun vuoden 2005 alusta kaikki maksussa olevat eläkkeet eläkkeensaajan iästä riippumatta siirrettiin työeläkeindeksillä tarkistettaviksi, kompensationsa indeksiturvan heikennykselle lakiin lisättiin työkyvyttömyyseläkkeen kertakorotus. Nykyisten säännösten mukaan työkyvyttömiksi tulleiden eläkkeitä korotetaan iän mukaan määräytyvällä kertoimella sen vuoden alusta, johon mennessä eläkkeen alkamisesta on kulunut viisi vuotta. Kertakorotus on 24–31-vuotiaalle 25 prosenttia eläkkeen määrästä, josta korotus pienenee ikävuotta kohden prosenttiyksiköllä siten, että se 56-vuotiaalla on nollan suuruinen.

77 Väestötasolla mitattu marginaalivaikutus poistumistodennäköisyydelle mitataan asettamalla kaikille viivästetyn tilamuuttujan arvoksi 1 (=köyhä) ja laskemalla todennäköisyyksien keskiarvo (ks. (2 b) ja (12)), saapumistodennäköisyyksille vastaavasti asetetaan arvoksi 0.

78 Tuloksia ei tilanpuutteen vuoksi raportoida tässä. Ne ovat pyynnöstä saatavilla.

5 Yhteenveto ja pohdintaa

Vuosittain laskettu köyhyysriski antaa staattisen pysäytyskuvan köyhyysongelmista. Tässä tutkimuksessa kuvaa elävöitettiin tutkimalla köyhyysriskin dynamiikkaan (köyhyyteen saapumiseen ja siitä irtautumiseen) ja köyhyyden pysyvyyteen vaikuttaviin tekijöitä. Dynamiikka paljastaa köyhyyden eri tyyppisiä, jotka vaativat myös erilaisia politiikkatoimia. Tilapäinen laajaa väestön osaa koetteleva köyhyys suosittaisi tulovakuutuksen kaltaisia toimia, esimerkiksi ansiosidonnaista turvaa, kun taas krooninen köyhyys edellyttäisi työllistymiseen kannustamista, moninaisia ja -alaisia tuki-, koulutus- ja aktivointitoimia ja pysyvästi työvoiman ulkopuolella oleville riittävää toimeentulon perusturvaa.

Politiikkatoimenpiteiden kannalta on tärkeä erottaa vaihtoehtoiset selitykset dynamiikalle ja köyhyysjaksojen pitkittymiselle (Heckman 2000). Selityksenä voi olla aito tilariippuvuus, jossa aiempi köyhyytila on kausaalinen selittäjä köyhyyden jatkumiselle. Köyhyyteen lukitsevia mekanismeja voivat olla väärin asetetut kannustimet, jotka eivät kannusta työllistymään tai ylläpitävät matalapalkkaja osa-aikatyötä, ns. kannustin- ja köyhyysloukut. Syynä voivat olla myös motivoitunut, joka vaikeuttaa elämän suunnittelua, stigma, joka antaa työnantajalle itseään toteuttavan signaalin työnhakijan matalasta tuottavuudesta, sekä inhimillisen pääoman kuluminen. Nämä voivat ylläpitää heikentyvän työmarkkina-aseman kierrettä, mikä ilmenee matalapalkkatyönä ja aiempaa huonompina työllistymismahdollisuuksina. Toisena, vaihtoehtoisena selityksenä on köyhyysriskin autokorrelaatio, joka liittyy havaitsemattomaan yksilölliseen ominaistekijään. Pitkät köyhyysjaksot kasautuvat henkilöille, joilla on erityinen alttius köyhyysriskiin. Ominaistekijöitä voidaan tulkita aiemmin kertyneinä pääomavarantoina, esimerkiksi inhimillisenä, sosiaalisena, taloudellisena ja terveystaloudellana. Jälkimmäinen tilariippuvuus on näennäistä, sillä siihen ei liity aidon tilariippuvuuden kaltaista lukkiutumista, missä köyhyys ylläpitää mekanismeja, jotka vaikeuttavat köyhyydestä irtautumista.⁷⁹

Näiden selitysten toisistaan erottamista vaikeuttaa ns. alkuarvo-ongelma, joka on lyhyiden paneeliaineistojen vitsauksena (Heckman 1981). Ominaistekijät, joita ei kaikkia havaita, vaikuttavat alkuarvoon. Koska alkuarvo ja ominaistekijät riippuvat toisistaan, rikkoutuu mallin selittäjänä käytetyn viivästetyn tilamuuttu-

79 Vastaava ero voidaan tehdä myös arvioitaessa köyhyyden periytyvyyttä. Missä määrin havaittu sukupolvien välinen köyhyysriskin korrelaatio on seurausta aidosta tilariippuvuudesta, siis periytyvyydestä, vai onko kysymyksessä havaitsemattomien tekijöiden aiheuttama näennäinen tilariippuvuus?

jan eksogeenisuusoletus. Tällöin tavanomaiset estimaattorit ovat epäkonsistentteja ja pyrkivät yliarvioimaan viivästetyn tilamuuttujan vaikutusta. Yliarvioinnin syynä on valikoituminen, sillä meneillään olevissa köyhyys- ja ei-köyhyysjaksoissa ovat kummassakin yliedustettuina sellaiset henkilöt, joiden ominaistekijät ovat suosiolisia tälle tulokselle. Tutkimuksessa mallitettiin tilojen, köyhä ja ei-köyhä, väliä siirtymiä käyttäen hyväksi Markovin ketjuun perustuvaa mallia, jonka taustalla on latenttien muuttujien dynaaminen kynnysmalli. Alkuarvo-ongelma osoittautui olennaiseksi tekijäksi mallin estimoinnin kannalta, ja sen huomiotta jättäminen olisi johtanut voimakkaasti harhaisiin johtopäätöksiin mallin dynamiikan osalta. Ongelman ratkaisussa käytettiin kahta toisilleen päinvastaista menetelmää. Ensimmäisessä, Wooldridgen (2005) menetelmässä ominaistekijä ehdollistaan alkuarvolle ja toisessa, Heckmanin (1981) alkuperäisessä menetelmässä malliin lisätään alkuarvon redusoidun muodon lineaarinen approksimaatio. Dynamiikan ja erityisesti tilariippuvuuden osalta nämä menetelmät antoivat samansuuntaisia tuloksia, mikä lisää luottamusta mallinnuksen onnistumiseen.

Tärkeimmät empiiriset tulokset

Köyhyysriskissä havaittiin ominaistekijöiden ohella selvä tilariippuvuus, edellisenä vuonna koettu köyhyys lisää köyhyysriskiä, eikä pelkkä ominaistekijöiden käyttö riittänyt kuvaamaan peräkkäisten ajankohtien välistä korrelaatiota. Vuosina 2005–2008 aiempi köyhyys lisäsi seuraavan vuoden köyhyysriskiä noin 9,3 prosenttiyksiköllä koko väestön tasolla mitattuna. Toisaalta satunnaisvaikutusten mallilla, jossa alkuarvo-ongelmaa ei ole korjattu, saadaan arvioksi 37,1 prosenttiyksikköä. Molemmista näistä on huomioitu havaittujen selittäjien vaikutus ominaistekijään, ja mallit eroavat vain havaitsemattoman osan ja alkuarvo-ongelman käsittelyn osalta. Keskimääräiseksi köyhyydestä poistumistodennäköisyydeksi saadaan satunnaisvaikutusten mallilla 48,4 prosenttia, siis alle puolet jättäisi köyhyyden vuoden kuluttua, kun ”oikea” luku on Heckmanin mallilla arvioituna 77,1. Ero johtuu on siitä, millaista riskin väestövaihtelua ne ennustavat. Heckmanin mallin perusteella osalle väestöstä köyhyydestä poistumistodennäköisyys on hyvin lähellä nollaa, ja he ovatkin usein köyhiä, kun taas osalle väestöstä poistuminen on lähes varmaa, mutta heistä vain harva elää köyhänä. Satunnaisvaikutusmallissa ominaistekijöiden ja alkuarvon aiheuttama valikoitumisharha jää huomiotta ja ääriytyyppien vaikutus jaetaan tasaisesti yli koko väestön.

Yleinen tuloliikkuvuus vähenee iän myötä (Rantala & Suoniemi 2010 ja Suoniemi 2012). Myös köyhyyden tilariippuvuus näytti kasvavan iän myötä, kun esti-

mointiaineistoa rajattiin ”aikuisväestöstä” (henkilön ikä 30–89 vuotta)⁸⁰ tätä vanhempiin ikäryhmiin (henkilön ikä 50–89 vuotta ja ikä 60–89 vuotta tulopaneelin ensimmäisenä vuotena). Eläkeläisillä tilariippuvuus oli muuta väestöä voimakkaampaa. Heidän, joilla ei enää ole työmahdollisuuksia, toimeentulonsa kehitykseen vaikuttavat varallisuuden tuottama pääomatulovirta sekä eläkkeiden ja muun sosiaaliturvan indeksointi. Jos eläkkeen lähtötaso on jäänyt matalaksi, niin pitkään eläkkeellä olleiden toimeentulo-ongelmat muuttuvat helposti kroonisiksi, jos indeksointi jää jälkeen toimeentulon keskimääräisestä kehityksestä. Aikuisväestöllä (ikä 30–89 vuotta) tilariippuvuuden vaikutus oli suurimmillaan ajanjaksolla 1996–1999. Tästä se aluksi aleni vuosina 2001–2004, mutta toisaalta tilariippuvuus on aineiston loppuvuosina 2005–2008 uudelleen kasvanut jääden kuitenkin alle vuosina 1996–1999 mitatun tason. Koko väestössä tilariippuvuus oli korkeimmillaan aineiston loppuvuosina. Tämä tarkoittaa, että köyhydestä irtautuminen on tullut entistä vaikeammaksi. Sitä vastoin eläkeläisten ja 60–89-vuotiaiden köyhyys oli 1990-luvun loppupuoliskolla nykyistä harvinaisempaa, mutta pitkäkestoisempaa.

Dynamiikan lähteen selvittäminen on politiikkatoimenpiteiden valinnan kannalta erittäin tärkeää. Aito tilariippuvuus korostaa sellaisia politiikkatoimia, jotka yhtäältä lisäävät kannustimia työntekoon ja toisaalta vähentävät matalien tulojen aiheuttamaa motivointikatoa tai työnhaussa kriittisiä kielteisiä signaaleja. Suomessa on arvioitu työntöön kannustimien lisääntyneen tarkasteluajanjakson kuluessa.⁸¹ Niinpä 2000-luvulla havaitut köyhyden tilariippuvuuden muutokset voivat viitata siihen, että esimerkiksi kielteisiin kokemuksiin perustuva motiivoinnin puute, joka vaikeuttaa elämän suunnittelua ja rationaalisia valintoja, inhimillisen pääoman kuluminen ja työnhaulle kielteiset signaalit ovat johtaneet pienituloisten kannalta epäedulliseen tilaan, jossa työllistyminen, kokoaikatyönsaanti tai matalapalkkatyöstä irtautuminen on vaikeaa.

Tulosten avulla voitiin tunnistaa köyhyden torjuntapolitiikan kannalta tärkeitä väestöryhmiä ja samalla erotella ongelmia, kroonisiin ja äkillisiin riskitekijöihin. Perheasemassa tapahtuva äkillinen muutos, kuten jääminen yksin joko puolison kuoleman tai eron johdosta, vaikuttaa merkittävästi pienituloisen palkansaajan tai eläkeläisen toimeentuloon sekä tulonmenetysten että toimeentulon skaala-

80 Nuorten, 20–29-vuotiaiden aikuisten ryhmässä tuloliikkuvuus oli kaikkein suurinta, koska monen tuloasema ei ole vielä tuolloin vakiintunut ja heidät on tästä syystä suljettu pois tästä vertailusta.

81 Työllistymisveroasteella mitattuna työntöön kannustimet olivat 2004 kasvaneet vuoteen 1995 verrattuna (Honkanen ym. 2007). Tämän jälkeenkin, vuosien 2004 ja 2007 välillä, työllistymisen kannustimet ovat parantuneet, erityisesti palkkaverotuksen keventymisen ansiosta. Samalla aikavälillä sosiaaliturvaan tehdyt pienet parannukset jäivät tuloverotuksen alentamisen varjoon (Hakola-Uusitalo ym. 2007).

hyötyjen häviämisen kautta. Mallin perusteella jääminen yksin näytti olevan kaikkein suurin yksittäinen dynaaminen riskitekijä. Lisäksi tässä oli huomattava ero miesten ja naisten välillä. Esimerkiksi 30–89-vuotiaassa väestössä lapsettoman parin 5 prosenttiyksikköä keskimääräistä alempi köyhyysriski muuttui yksinäisen miehen 5 prosenttiyksikköä keskimääräistä korkeammaksi riskiksi vuosien 1996–1999-paneelissa. Naisilla vastaava luku oli 6,6. Yksinhuoltajaperheissä näkyi samanlainen vaikutus. Yleisesti ottaen perhetyypin muutoksiin liittyvät riskierot suurenevät iäkkäämpiin väestöryhmiin siirryttäessä.

Perhetyypin ja perhekoon muutosten aiheuttamat toimeentuloriskit ovat ikään-tyneiden ryhmässä usein epäsymmetriset: on useita tapoja, miten voidaan joutua toimeentulo-ongelmiin, kuten ero tai leskeksi jääminen, mutta vastaava aseman parantaminen muuttamalla yhteen harvinaistuu iän myötä. Esimerkiksi aiemmat työsäkäyntiin liittyvät valinnat, jotka riippuvat perhetilanteesta, voivat kaventaa mahdollisuuksia työllistyä ja torjua myöhempiä äkillisestä perheenhajoamisesta johtuvia toimeentulo-ongelmia. Niinpä perhetyypin muutoksista mitatut yksinäisten ja erityisesti yksin asuvien naisten riskierot muihin olivat vanhemmissa ikäryhmissä suuremmat kuin muissa ja eläkeläisillä nämä erot olivat erityisen suuret.

Lisäksi perhetyypin muutoksiin liittyvät äkilliset toimeentuloriskit ovat kasvaneet. Esimerkiksi 30–89-vuotiaassa väestössä lapsiperheestä yksinhuoltajaksi siirtymisen seurauksena laskettu riskiero kasvoi 7,5:stä 9,2:en prosenttiyksikköön verrattaessa paneeleja 1996–1999 ja 2005–2008. Tämä saattoi liittyä lapsiperheille ja erityisesti yksinhuoltajille suunnattujen tulonsiirtojen epäedulliseen kehitykseen muuhun sosiaaliturvaan verrattuna.⁸²

Vaikka käytettyjen mallien päähyöty saadaan köyhyysriskiin vaikuttavien dynaamisten tekijöiden selvittämisestä, on myös ominaistekijöiden ja niihin vaikuttavien kiinteiden ominaisuuksien, kuten iän, koulutusasteen ja sosioekonomisen aseman, vaikutusten selvittämisellä omaa itsenäistä merkitystä. Vaikka tässä ei pyritä selvittämään kausaaliyhteyksiä, on tuloksista hyötyä arvioitaessa köyhyysongelman eri piirteitä ja siihen kietoutuvia ongelmia. Lisäksi tällaisen dynaamisen mallin, jossa selittävien tekijöiden samanaikainen tarkastelu on poikkeuksellisen laajaa, antamia tuloksia voidaan näiltä osin verrata staattisista lähtökohdista tehtyihin analyyseihin.

82 ESSPROS-luokittelun mukaisen lapsiperheiden rahatuen osuus bruttotuloista väheni 29 prosenttia vertailtaessa paneeleja 1995–1999 ja 2004–2008. Tämä oli selvästi enemmän kuin kaikkien tulonsiirtojen bruttotulo-osuus, joka väheni tuolloin 16 prosenttia. Yksinhuoltajien osalta aineistossa on puutteita. Aineisto ei sisällä kotitalouksien välisiä tulonsiirtoja, joista suurin erä on elatusapu. Lisäksi yleistynyt yhteishuoltajuus lapsista, jota ei tunnisteta eikä usein edes huomioida kulutustarpeita arvioitaessa, hämärää yksinhuoltajuuden käsitettä entisestään ja vaikeuttaa yli ajan tehtäviä vertailuja.

Ominaiskijöillä on merkittävä vaikutus köyhyysasteen yleiseen tasoon. Lisäksi niiden aiheuttama näennäiskorrelaatio pidentää huomattavasti esimerkiksi alkaneita ja näin riskin osalta valikoituneita köyhyysjaksoja siitä, mikä pelkän tilariippuvuuden vaikutus olisi. Pitkät köyhyysjaksot kasautuvat henkilöille, joilla on erityinen alttius köyhyysriskiin.

Eri perhetyyppien väliset ”pysyvät erot” ominaisriskissä näyttivät kasvaneen 2000-luvulla aiemmasta. Tuolloin lapsiperheiden tuet heikkenivät suhteessa muihin sosiaaliturvaan. Esimerkiksi yksinhuoltajien ominaisriskiero lapsiperheisiin ja lapsettomiin pareihin on ajan myötä kasvanut ajanjakson 1996–1999 arvoista. Samoin on käynyt suurperheille (ominaisriskin nousu) ja monen aikuisen kotitalouksille (ominaisriskin lasku). Vuosina 2005–2008 riskiero lapsiperheisiin oli jopa suurempi kuin vastaavan äkillisen muutoksen vaikutus. Merkittävimmät muut riskitasoa nostavat tekijät olivat matala koulutustaso, työllisyyden ulkopuolinen sosio-ekonominen asema ja ”pysyvästi” yksin eläminen. Köyhyysriski nousee erittäin korkeaksi, jos henkilöllä on samanaikaisesti useita näistä. Tärkeä osa köyhyyspolitiikkaa on vaikuttaa köyhyysriskiä pysyvästi ylläpitäviin ominaiskijöihin parantamalla koulutusmahdollisuuksia ja kehittämällä työmarkkinoilla ja elämän hallinnassa tarvittavia kyvykkyyksiä.

Terveysten ja työmahdollisuuksien puutteen varalta on tärkeää turvata toimeentulon perusta eri elinvaiheissa. Tässä auttaa riittävä perusturvan taso, joka on indeksoitu niin, ettei se jää jälkeen niistä kustannuksista, joita köyhyysrajan yläpuolinen toimeentulo edellyttää. Eläkeaikaisen köyhyyden ehkäisemiseksi on tärkeää ennalta turvata eläkepääoman karttuminen ylläpitämällä julkiseen järjestelmään rakennettuja mekanismeja, jotka suojaavat lyhytnäköisten ja jälkikäteen epäedulliseksi osoittautuvien päätösten varalta. Koska työllisyys torjuu hyvin sekä tilapäistä että kroonista köyhyyttä, ovat sekä työvoiman tarjontaan että sen kysynnän vaihteluihin vaikuttavat toimet tärkeässä asemassa. Talouden rakenneuutokset edellyttävät aiempaa enemmän uusiin työpaikkoihin ja ammatteihin sijoittumista. Siirtymiä helpottamaan voidaan käyttää sekä aktiivisia työmarkkinatoimenpiteitä että koulutusta, jolla tuetaan työllistymistä sellaisiin ammatteihin, joilla palkkataso on turvattu ja jotka tarjoavat riittävän toimeentulon.

Sosioekonomisten ryhmien väliset erot ominaisriskissä ovat tarkastelujakson aikana kasvaneet, ja eläkeläisten ja työttömien köyhyysriskin nousu on ollut erityisen suurta. Tuloasemat ovat jähmettyneet 1990-luvun loppupuoleen verrattuna, jolloin nopea talouden ja työllisyyden kasvu paransi ansainta- ja uudelleen työllistymismahdollisuuksia. Tämä näkyi myös yleisen tuloliikkuvuuden vähentymisenä (Rantala & Suoniemi 2010 ja Suoniemi 2012). Samaan aikaan tulonsiirrot

jäivät jälkeen ansiokehityksestä, eikä alimpien tulojen verotus keventynyt muihin tulonsaajiin verrattuna.⁸³ Henkilön iän osalta ei näy eriytyvää kehitystä. Pikeminkin erot näyttävät joko pysyneen ennallaan (vanhat, keski-ikäiset miehet ja lapset) tai kaventuneen, esimerkkinä vanhojen miesten ja naisten välinen riskiero. Toisaalta nuorten aikuisten köyhyysriski on korkea, ja tässä kriittisimmän ryhmän ikä on noussut. Vaikka nuorten aikuisten tuloliikkuvuus on suurta, on heidän työmarkkina-asemansa haavoittuva, ja tästä syystä olisi pyrittävä katkaisemaan köyhyysjaksot jo työelämään siirtymisen alkuvaiheessa.

Köyhyysaste on noussut 1990-luvun suuren laman jälkeen. Kasvun taustalla voi olla hyvin monenlaista ilmiötä. Yhtäältä köyhyyteen saapumisvirrat ovat voineet kasvaa tai toisaalta köyhyysjaksojen kestot ovat voineet pidentyä, ts. köyhyydestä poistumisvirrat ovat voineet pienentyä. Se, mitä näille virroille on tapahtunut, riippuu puolestaan siitä, miten eri riskitason ryhmien väestöosuudet ovat kehittyneet. Dynaamisen ja eri ajanjaksoilla estimoidun mallin avulla voitiin erottaa toisistaan ne tekijät, jotka liittyvät väestörakenteen muutoksiin, siis köyhyysriskin selittäjien jakauman muutoksiin ja toisaalta estimoiduissa kertoimissa tapahtuneisiin muutoksiin. Mallin kertoimien muutokset paljastavat sellaisen köyhyysprosessin rakenteen muutoksen, johon vaikuttavat sekä taloudellisen ympäristön muutos että politiikkatekijät.⁸⁴ Näin voidaan vastata kysymykseen, mitkä seikat ovat johtaneet Suomessa havaittuun köyhyysasteen nousuun. Väestörakenteen muutokset, vaikka niihin liitettiin työmarkkina-aseman muuttuminen, eivät juurikaan vaikuttaneet laman jälkeiseen köyhyysasteen nousuun. Sitä vastoin kertoimien muutokset paljastivat köyhyysprosessin rakenteen muuttumisen epäedulliseen suuntaan.

Köyhyys on Suomessa kroonistunut, erityisesti köyhyydestä poistumistodennäköisyykset ovat alentuneet ja köyhyydestä irtaantuminen on vaikeutunut. Tämän suuntaista kehitystä on ollut useassa maassa, ja köyhyysjaksojen kestot ovat olleet kasvussa juuri tästä syystä. Suomi poikkeaa tästä siinä, että myös saapumisvirta on voimistunut. Tulosten perusteella väestöryhmien välisten ominaisriskierojen kasvulla oli tässä merkittävämpi vaikutus kuin tilariippuvuuden voimak-

83 Tarkasteltaessa välittömän verotuksen progressiivisuuden muutosta tulokymmenyksittäin havaittiin, että alimman tulokymmenyksen osalta verotus keveni vuodesta 1994 vuoteen 2004 progressiolla mitattuna vähemmän tai korkeintaan saman verran kuin muissa 8 alimmassa tulokymmenyksessä (Riihelä, Sullström ja Suoniemi 2008).

84 Taloudelliset tekijät vaikuttavat toki näiden molempien kanavien kautta. Yhtäältä mallin kertoimet muuttuvat, mutta toisaalta muuttuu myös sosioekonomisen aseman mukainen väestöjakauma, joka riippuu taloudellisista ja politiikkatekijöistä. Tästä syystä jakauman muutokselle laskettu kontribuutio yliarvioi pelkän väestörakenteen vaikutusta. Tämä tekee parametrimuutosten testistä konservatiivisen politiikkamuutosten suhteen.

kuuden muutoksella. Keskimääräiset köyhyyteen saapumistodennäköisyydet kasvoivat väestöryhmän iän myötä. Niissä tarkastelujakson aikana nähtävät kasvutrendit olivat samansuuntaiset, vaikkakin iäkkäämmillä ryhmillä kasvu on ollut nopeampaa, ja 50–89-vuotiaiden (60–89-vuotiaiden) köyhyyteen saapumistodennäköisyys oli keskimäärin 2,5 (6,1) prosenttiyksikköä 30–89-vuotiaista väestöä korkeampi vuonna 2008. Vastaavat poistumistodennäköisyydet olivat 3,2 (8,9) prosenttiyksikköä vertailuryhmää pienemmät. Eläkeläisillä erot olivat vielä suuremmat; 30–89-vuotiailla eläkeläisillä saapumistodennäköisyys oli 7,8 prosenttiyksikköä korkeampi ja poistumistodennäköisyys 11 prosenttiyksikköä pienempi kuin vertailuryhmässä. Eläkeläisten toimeentulolle tärkeää on karttunut eläkepääoma, joka määrää työeläkkeen lähtötason. Heidän toimeentulonsa kehitykseen vaikuttaa eläkkeiden ja muun sosiaaliturvan indeksointi, ja toimeentulo-ongelmat muuttuvat helposti kroonisiksi, jos eläkkeen lähtötaso on jäänyt matalaksi.

Talouden jyrkkä taantuma alkoi vuonna 2008, jolloin myös köyhyysrajan tähän asti jatkunut kasvu loiveni ja köyhyysriskin kasvutrendi taittui. Murros oli erityisen selvä yli 60-vuotiaiden ja eläkeläisten ryhmissä. Eläkeläisten tulojakautuman keskittyminen lähelle köyhyysrajaa (ks. Rantala ja Suoniemi 2007) voi selittää, miksi pienetkin köyhyysrajan muutokset johtavat muita väestöryhmiä dramaattisempiin muutoksiin eläkeläisten köyhyysriskissä ja uusien, mutta mahdollisesti lyhyiden, köyhyysjaksojen yleistymiseen. Tämä voi selittää myös sitä, miksi perhetyypin muutoksista mitatut yksinäisten ja erityisesti yksin asuvien naisten riskierot muihin olivat eläkeläisillä erityisen suuret. Sama voi tietysti päteä myös muiden tulonsiirtojen varassa pysyvämmin elävien väestöryhmien suhteen.

Käytettyjen menetelmien arviointia

Alkuarvo-ongelman ratkaisemiseksi käytettiin sekä Heckmanin (1981) että Wooldridgen (2005) menetelmiä. Tutkimusasetelma tarjosi mahdollisuuden menetelmien vertailuun. Koska ne perustuvat vastakkaisiin lähtökohtiin eivätkä ole tilastollisina malleina sisäkkäisiä, vertailua ei voi perustaa tilastolliseen päättelyyn, vaan malleja on verrattava suorituskyvyn perusteella. Vertailua on kirjallisuudessa tehty jo aiemmin.⁸⁵ Arulampalam ja Stewart (2007) raportoivat empiirisen esimerkin osalta, että estimointi saa merkittävää etua, kun siinä sallitaan satunnaisvaikutus, joka korreloi kiinteiden selittäjien kanssa (Mundlak 1978), mutta jos tästä on huolehdittu, niin kaikki kolme menetelmää antavat samankaltaisia tuloksia. Lisäksi heidän

85 Yleensä vertailujoukkoon on lisätty kolmanneksi kaksivaiheiseen estimointiin perustuva menetelmä, jota tässä työssä ei kokeiltu, ks. Orme (1997).

simulointikokeensa osoittavat, ettei mikään näistä estimaattoreista dominoi muita kahta. Akayn (2009) tekemien Monte Carlo -kokeiden perusteella lyhyissä, alle 5 aikaperiodin pituisissa paneeleissa Heckmanin menetelmä on suositeltava, mutta Wooldridgen menetelmä toimii melkein yhtä hyvin 5–8 aikaperiodin ja molemmat toimivat hyvin yli 10–15 aikaperiodin pituisissa paneeleissa. Lisäksi Miranda (2007) raportoi, että Heckmanin menetelmä tuottaa estimaattorin, jolla ei juuri ole harhaa ja on suuri estimointitarkkuus. Sitä vastoin Wooldridgen (ja Ormen) esittämällä estimaattoreilla voi olla huomattava harha ja alhainen estimointitarkkuus. Heckmanin malli näyttääkin tarjoavan merkittävää etua.

Voi olla, että puhtaasti dynaamisten tekijöiden osalta ei tuloksissa ole yleensä merkittäviä eroja. Tässä tutkimuksessa malleja käytettiin selvittämään köyhyysprosessin rakenteessa tapahtuneita muutoksia, jotka näkyvät eri paneelien välillä. Mallien antamiin tuloksiin vaikuttava ero ehdollistamisen suunnassa tuli selvästi esille. Wooldridgen malli ehdollistaa alkuarvolle, esimerkiksi paneelissa 2005–2008 vuonna 2004 havaitulle köyhyydelle. Koska köyhyysaste oli jo tuolloin kohonnut vertailujakson vuoden 1995 alkuarvoon verrattuna, tulee riskin nousu suurelta osin tämän selittäjän tilille. Tällaista suoraa ehdollistamista ei ole Heckmanin mallissa. Niinpä se antaa tällaisissa ajan myötä tapahtuvissa vertailuissa luotettavampia tuloksia, ja sitä on pidettävä suositeltavampana, kun vertaillaan selittäjien marginaalivaikutuksia. Lisäksi alkuarvon käyttö Wooldridgen mallin selittäjänä vaikuttaa niin, että Heckmanin malli tavoittaa paremmin myös kiinteiden selittäjien ja ominaistekijöiden välisen korrelaatorakenteen, esimerkiksi köyhyysriskille perhetyypeittäin tehdyissä arvioissa ja riskin ikäprofiilissa.

Mallien estimointi vaatii poikkeuksellisen runsaasti laskentaa yhtäältä havaintojen suuren lukumäärän ja runsaan parametroidin ansiosta ja toisaalta numeerisen integroinnin asettamien laskentavaatimusten johdosta. Heckmanin mallin estimoinnin tarvitsema tietokoneaika on moninkertainen Wooldridgen malliin verrattuna, koska siinä pitää mallittaa myös alkuarvon redusoitu muoto, kun taas Wooldridgen malli vaatii vain yhden lisäselittäjän.⁸⁶ Laskentavaatimuksilla ei ole enää nykyään suurta merkitystä, paitsi tämän työn estimoinneissa, joissa sekä havaintoja että estimoitavia parametreja oli poikkeuksellisen runsaasti. Toisaalta vapaasti, ilman parametrirajoituksia estimoitu alkuarvon redusoitu muoto tarvitsee lisäselittäjän. Tämän käyttö instrumenttina puolestaan vaatii lisäehtoja, joita voi olla vaikea täyttää tarkasti. Tässä tutkimuksessa instrumenttina käytettiin kolmiluokkaisen (vuokra-, asumisoikeus- ja omistusasunto) asumismuotomuuttujan kautta mitattua alkuvuoden asuntovarallisuutta.

86 Heckmanin mallin alkuarvon redusoidussa muodossa käytettiin maksimissaan 53 lisäparametria.

Mallien perusteella lasketut poistumis- ja saapumistodennäköisyydet ovat funktioriippuvuudessa keskenään, ja ne eroavat vain yhden parametrin (ρ) verran. Keskimääräisiä poistumis- ja saapumisvirtoja tarkasteltaessa tällä ei ole suurta merkitystä eikä myöskään ajan myötä tapahtuneen muutoksen arvioinnissa, koska vertailuja varten tarvittavat parametrit estimoitii erillisinä. Sitä vastoin yksittäisten selittäjien marginaalivaikutusten osalta siirtymätodennäköisyyksien keskinäinen riippuvuussuhde on voimassa. Tällä saattaa olla merkitystä, erityisesti 1990-luvun lopun tilanteessa, jossa talouden rakenne, esimerkiksi työmarkkinatilanne ja työllisyys nopeasti muuttui. Näiltä osin mallin väljempi parametrisointi voisi jatkotutkimuksessa olla tarpeen eri suuntaisten vaikutusten erottamiseksi.⁸⁷

Toinen tapa tutkia köyhyyden dynamiikkaa olisi käyttää erillisiä duraatiomalleja alkavien köyhyysjaksojen ja ei-köyhyysjaksojen analysointiin. Tämä antaisi ei niinkään vaihtoehdoisen, mutta täydentävän tutkimuskeinon keskittymällä erityisesti köyhyysjaksojen kestoa yli useamman aikaperiodin pitkittäviin tekijöihin. On hyvin mahdollista, että tällainen köyhyysjaksoja entisestään pitkittävä aikariippuvuus voitaisiin tavoittaa duraatiomalleilla paremmin kuin Markovin ketjulla, jonka vastaava modifiointi vaatisi viivästettyjä vaikutuksia useammalta kuin yhdeltä vuodelta. Periaatteessa Markovin prosessissa voitaisiin käyttää pidempää, esimerkiksi 6–8 vuoden paneelia ja testata esimerkiksi toisen kertaluvun, kahden viiveen, vaihtoehtoa.⁸⁸

Toisaalta tämän työn dynaamiset mallit tähtäävät alkuarvo-ongelman suoraan ratkaisuun ja korjaavat tästä aiheutuva valikoitumisharhaa. Lisäksi ne mahdollistavat koko aineiston, myös ”vasemmalta sensuroitujen” köyhyysjaksojen käytön estimoinneissa. Duraatiomalleissa ongelma ratkaistaisiin tarkastelemalla vain uusia alkavia köyhyysjaksoja ja niiden kestoja. Lisäksi tässä käytettävillä malleilla voidaan laskea köyhyysjaksojen kestoja suljetussa muodossa ja käyttää hyvin joustavasti eri selittäviä muuttujia. Esimerkiksi Markovin ketjun ennustamaa geometrista jakaumaa köyhyysjakson kestolle, vrt. (18), voitaisiin käyttää yksinkertaisena testinä oletukselle Markovin ketjusta. Jatkotutkimuksessa olisi hyödyllistä verrata eri lähestymistapojen antamia tuloksia ja tulkita eroja erityyppisten valikoitumismahdollisuuksien näkökulmasta.

87 Jenkins (2011) estimoi erilliset mallit poistumis- ja saapumistodennäköisyyksille, joissa on eri parametrit (α , β ja ξ) riippuen siitä kummassa tilassa ollaan ('switching regression').

88 Vuosiaineistossa näin yksityiskohtaisesti mallinnetun aikariippuvuuden merkitys jää vähäiseksi. Vastaavia Markovin ketjuja kuin tässä tutkimuksessa on käytetty vuositasolla muiden, esimerkiksi työmarkkinatilojen välisten, siirtymien mallittamiseen. Jos käytössä on tiheällä frekvenssillä kerättyä, esimerkiksi kuukausidataa, tulee duraatiomallien käyttö Markov-malleja houkuttelevammaksi, koska ne tarjoavat mahdollisuuksia lyhyellä ajanjaksolla näkyvän aikariippuvuuden yksityiskohtaiseen mallintamiseen.

Kirjallisuus

- Akay, A. (2009) The Wooldridge method for the initial values problem is simple: What about performance? IZA DP No. 3943.
- Arellano, M. ja Carcasco, R. (2003) Binary choice panel data models with pre-determined variables. *Journal of Econometrics*, 115, 125–157.
- Arulampalam, W. ja Stewart, M. B. (2007) Simplified implementation of the Heckman estimator of the dynamic probit model and a comparison with alternative estimators unemployment dynamics of British men. IZA DP No. 3039.
- Atkinson, A. B. (1987) On the measurement of poverty, *Econometrica*, 55, 749–764.
- Atkinson, A. B. (1998) *Poverty in Europe*, Oxford: Blackwell.
- Bhargava, A. ja Sargan, D. (1983) Estimating dynamic random effects models from panel data covering short time periods *Econometrica*, 51, 3–27.
- Blundell, R. ja Bond, S. (1998) Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics*, 87, 115–143.
- Blundell, R. ja Powell, J. L. (2003) Endogeneity in nonparametric and semiparametric regression models, Chapter 8, in Dewatripont, M., Hansen, L. ja Turnovsky, S. J. (eds.) *Advances in Economics and Econometrics*, Cambridge University Press, ESM 36, 312–357.
- Bowley, A. L. ja Burnett-Hurst, A. R. (1915) *Livelihood and Poverty*. London: Bell.
- Bowley, A. L. ja Hogg, M. H. (1925) *Has Poverty Diminished?* London: P. S. King.
- Canberra group (2001) *Expert Group on Household Income Statistics, Final Report and recommendations*, United Nations Statistics Division, Ottawa.
- Damioli, G. (2010) How and why the dynamics of poverty vary across European countries, paper presented at the 31st General Conference of The International Association for Research in Income and Wealth, St. Gallen, Switzerland, August 22–28, 2010.
- Hakola-Uusitalo, T., Honkanen, P., Jäntti, M., Mattsson, A., Pirttilä, J. ja Tuovinen, M. (2007) Miten työnteko saadaan kannattamaan? Laskelmia sosiaaliturvan ja verotuksen muutosten vaikutuksista työllisyyteen ja tulonjakoon. *Palkansaajien tutkimuslaitos, Työpapereita 235*.

Heckman J. J. (1981) The incidental parameters problem and the problem of initial conditions in estimating a discrete time-discrete panel data stochastic process, in Manski, C. F. ja McFadden, D. (eds.) *Structural Analysis of Discrete Panel Data with Econometric Applications*, 179–195. Cambridge: MIT Press.

Heckman, J. J. (2000) Heterogeneity and the Evaluation of Public Policy. http://www.nobelprize.org/nobel_prizes/economics/laureates/2000/heckman-lecture.html.

Honkanen, P., Jäntti, M. ja Pirttilä, J. (2007) Työn tarjonnan kannustimet Suomessa 1995–2004. Teoksessa Sinko, P. ja Vihriälä, V. (toim.) *Rekrytointiongelmät, työvoiman tarjonta ja liikkuvuus*, 5/2007 teoksessa Valtioneuvoston kanslian julkaisusarja, 4. Helsinki: Valtioneuvoston kanslia. 299–368.

Jenkins, S. (2011) *Changing Fortunes – Income Mobility and Poverty Dynamics in Britain*. Oxford: Oxford University Press.

Jörgen Hansen, J. ja Lofstrom, M. (2006) Immigrant-native differences in welfare participation: The role of entry and exit rate. IZA DP No. 2261.

Kauhanen, M. (2005) Työtekevät köyhät Suomessa, *Talous & Yhteiskunta* 2005/2.

Kautto, M. (toim.) (2011) Eläkkeet ja eläkkeensaajien toimeentulo 2000–2010. Eläketurvakeskuksen raportteja 04/2011. Helsinki.

Lammi-Taskula, J., Karvonen, S. ja Ahlström, S. (toim.) (2009) *Lapsiperheiden hyvinvointi 2009*. Helsinki: Terveysten ja hyvinvoinnin laitos.

Lancaster, T. (2000) The incidental parameters problem since 1948, *Journal of Econometrics*, 95, 391–413.

Lyytikäinen, T. (2003) Pienituloisuuden dynamiikka Suomessa, VATT-keskustelu-aloitteita 293. http://www.vatt.fi/file/vatt_publication_pdf/k293.pdf.

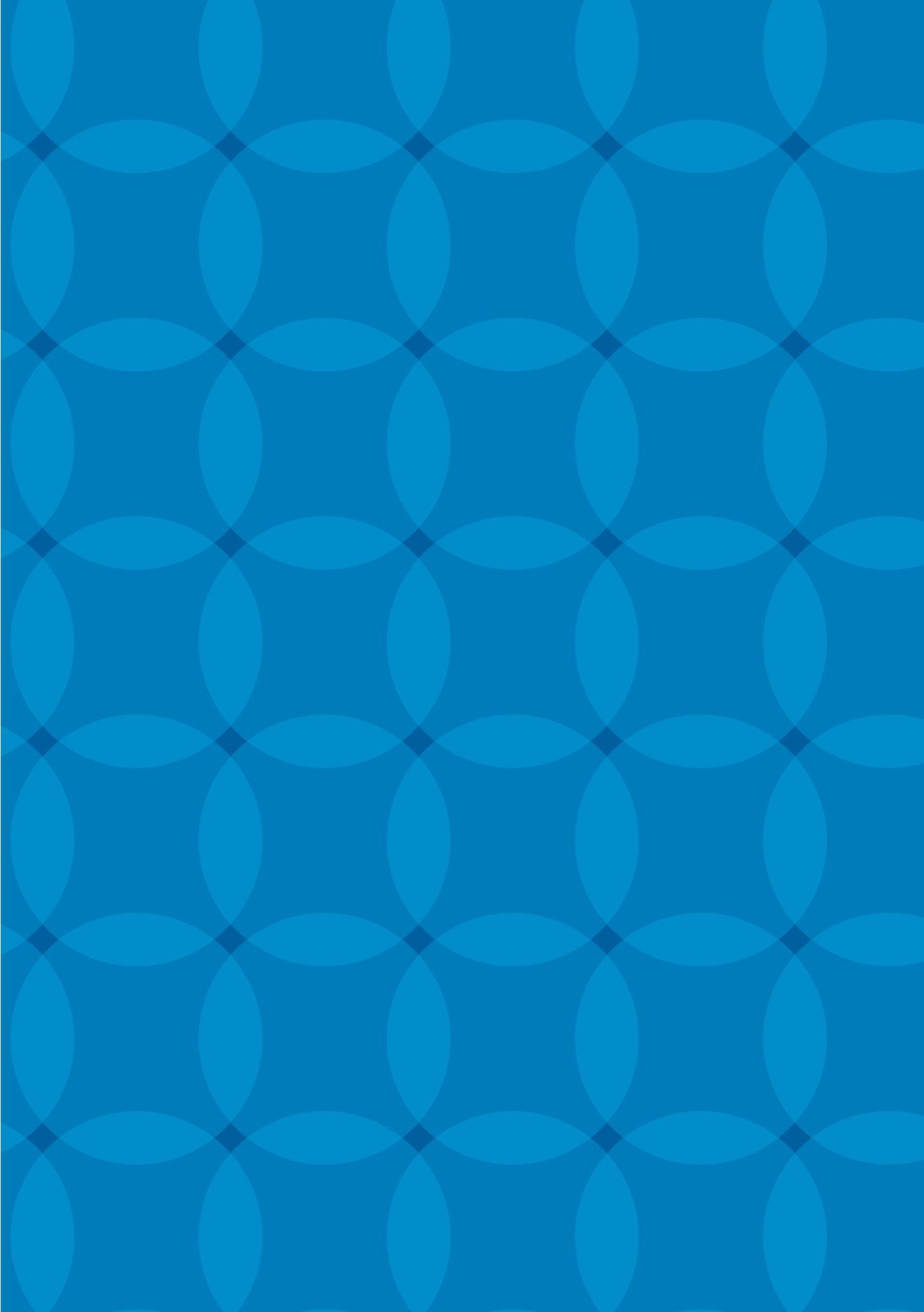
Miranda, A. (2007) *Dynamic probit models for panel data: A comparison of three methods of estimation*, Department of Economics, Keele University.

Mundlak, Y. (1978) On the pooling of time series and cross section data, *Econometrica*, 46, 69–85.

Neyman, J. ja Scott, E. L. (1948) Consistent estimates based on partially consistent observations, *Econometrica*, 16, 1–32.

Orme, J. (1997) *The initial conditions problem and two-step estimation in discrete panel data models*, mimeo, University of Manchester.

- Rantala J. ja Suoniemi, I. (2010) Income mobility, persistent inequality and age, recent experiences from Finland, Palkansaajien tutkimuslaitos, Työpapereita 263, Finnish Centre for Pensions, Working Papers 2010:6, <http://www.labour.fi/tutkimusjulkaisut/tyopaperit/sel263.pdf>.
- Riihelä, M., Sullström R. ja Suoniemi, I. (2008) Tax progressivity and recent evolution of the Finnish income inequality. Palkansaajien tutkimuslaitoksen työpapereita, 246.
- Riihelä, M., Sullström, R. ja Tuomala, M. (2007) Economic poverty in Finland, 1971–2004. Finnish Economic Papers, 21, 57–77.
- Riihelä, M., Sullström, R. ja Tuomala, M. (2010) Trends in top income shares in Finland 1966–2007, Tampere Economic Working Papers, Net Series no 78, University of Tampere.
- Rowntree (1901) Poverty: A Study of Town Life, London: Macmillan.
- Ruotsalainen, S. (2004) Kotitalous haastattelusta vai rekisteristä? Selvitys kotitalouskäsitteen vaikutuksista keskeisimpiin tulonjakomittareihin. Tilastokeskus. Muistio 28.10.2004.
- Sen, A. (1976) Poverty: An ordinal approach to measurement, *Econometrica*, 44, 211–31.
- Sen, A. (1983) Poor, relatively speaking, *Oxford Economic Papers*, 35, 153–169.
- Sen, A. (1985) A Sociological approach to the measurement of poverty: A reply to professor Peter Townsend, *Oxford Economic Papers*, 37, 669–676.
- Stewart, M. B. (2007) Inter-related dynamics of unemployment and low-wage employment, *Journal of Applied Econometrics*, 22, 511–531.
- Suoniemi, I. (2012) Income mobility, income risk and age, Finnish experiences in 1995–2008, Palkansaajien tutkimuslaitos, Työpapereita 276, Finnish Centre for Pensions, Working Papers 02/2012, <http://www.labour.fi/tutkimusjulkaisut/tyopaperit/sel276.pdf>.
- Tilastokeskus (2009) Tulonjaon kokonaistilasto, Tilastokeskus.
- Townsend, P. (1954) Measuring poverty, *British Journal of Sociology*, 5, 130–137.
- Townsend, P. (1979) Poverty in the United Kingdom, Harmondsworth: Penguin.
- Wooldridge, J. (2005) Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity, *Journal of Applied Econometrics*, 20, 39–54.



Tutkimuksessa tarkastellaan köyhyyden dynamiikkaa vuosina 1995–2008. Mitkä tekijät ovat köyhyysjaksojen pitkittymisen taustalla? Onko kyseessä aito aiemman köyhyyden aiheuttama tilariippuvuus vai onko syynä yksilöllisten ominaistekijöiden aiheuttama näennäiskorrelaatio?

Tutkimus tarjoaa yksityiskohtaista tietoa eri-ikäisten väestöryhmien ja eläkeläisten köyhyysprosessin dynamiikasta ja sen muuttumisesta tarkastelujakson aikana. Dynamiikan osalta tarkasteltiin ajassa muuttuvien, perhetilannetta, kotitalouden koostumusta ja sen kokoa kuvaavien tekijöiden vaikutusta ja arvioitiin köyhyystapahtuman aiheuttaman tilariippuvuuden voimakkuutta. Lisäksi tarkasteltiin iän, sukupuolen, koulutusasteen ja sosioekonomisen aseman vaikutusta siihen, miten köyhyysriski kasautuu tietyille henkilöille. Tulosten avulla voidaan erottaa nämä selitykset toisistaan, mikä on tärkeää politiikkatoimenpiteiden suunnittelun kannalta.



Eläketurvakeskus
PENSIONSSKYDDSCENTRALEN