

Valtion
taloudellinen
tutkimuskeskus

Tutkimukset 142

Tuloerojen ja terveyden välinen
yhteys Suomessa

VATT TUTKIMUKSET

142

Tuloerojen ja terveyden välinen yhteys Suomessa

Johanna Pekkala

ISBN 978-951-561-831-3 (nid.)
ISBN 978-951-561-832-0 (PDF)

ISSN 0788-5008 (nid.)
ISSN 1795-3340 (PDF)

Valtion taloudellinen tutkimuskeskus

Government Institute for Economic Research

Arkadiankatu 7, 00101 Helsinki, Finland

Email: etunimi.sukunimi@vatt.fi

Oy Nord Print Ab

Helsinki, helmikuu 2009

Tuloerojen ja terveyden välinen yhteys Suomessa

Valtion taloudellinen tutkimuskeskus VATT Tutkimukset 142/2009

Johanna Pekkala

Tiivistelmä

Tutkimuksessa selvitetään, minkälainen yhteys maakuntien tuloeroilla oli pitkäaikaissairastavuuteen ja yleiseen terveydentilaan Suomessa vuosina 2003 ja 2004, ja tutkitaan, oliko tuloerojen yhteys yksilöiden terveyteen erilainen eri tulotasoilla olevien henkilöihin välillä. Aineistona käytetään Tilastokeskuksen vuosien 2003 ja 2004 tulonjakotilastoja, joihin yhdistetään Eurostatin tulo- ja elinolotutkimusta varten tehdystä haastattelututkimuksesta yksilöiden terveydentilaa koskevat tiedot. Tulosten mukaan maakunnan tuloeroilla ja pitkäaikaissairastavuudella ei ollut yhteyttä Suomessa vuosina 2003 ja 2004, kun tuloeroja mitattiin Gini-kertoimella. Maakunnan tuloeroilla ja yleisellä terveydentilalla oli käänteinen yhteys vuonna 2003. Maakunnan sisäisten tuloerojen kasvaessa yleinen terveydentila heikkeni. Tutkimustulokset kuvaavat ensisijaisesti tuloerojen ja terveyden välistä korrelaatiota, eivätkä niiden välistä kausaalisuutta. Tuloerojen ja terveyden välisestä yhteydestä tarvitaankin lisää tietoa, jotta tuloksista voidaan tehdä päteviä johtopäätöksiä.

Asiasanat: tuloerot, eriarvoisuus, terveys, Suomi

Abstract

The aim of the study is to analyse whether there was an association between income inequality and long-term illnesses and general health in Finnish provinces in 2003 and 2004, and whether the association was different between the subgroups of the population in separate income levels. The study uses Income Distribution Statistics linked to Statistics on Income and Living Condition. The results suggest that there was no association between provincial income inequality and long-term illnesses in 2003 and 2004 when Gini coefficient was used. The results show that there was an inverse association between income inequality and general health in 2003. The higher the inequality, the worse the health. The study analysed primarily the correlation between inequality and health, not the causality. More information is needed before it is possible to draw reliable conclusions from income inequality and health in Finland.

Key words: income inequality, inequality, health, Finland

Esipuhe

Tämä tutkimus perustuu Helsingin kauppakorkeakoulussa huhtikuussa 2008 hyväksytyyn kansantaloustieteen pro gradu-tutkielmaan. Opinnäytetyön ohjaajana toimi professori Pertti Haaparanta, jolle haluan osoittaa lämpimät kiitokseni.

Kiitän Valtion taloudellista tutkimuskeskusta mahdollisuudesta tehdä tutkimusta sen tiloissa kevään 2007 ja kevään 2008 välisenä aikana. Kiitos erikoistutkija Marja Riihelälle ja erikoistutkija Risto Sullströmille saamastani asiantuntevasta ohjauksesta. Kiitän myös professori Heikki A. Loikkasta hyödyllisistä neuvoista opinnäytetyön teossa. Lisäksi haluan kiittää kaikkia niitä tahoja, jotka ovat osalltaneet myötävaikuttaneet tutkimuksen valmistumiseen.

Kaikista tässä työssä mahdollisesti esiintyvistä virheistä vastaan kuitenkin itse.

Helsingissä 22. helmikuuta 2009

Johanna Pekkala

Yhteenveto

Tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä on tutkittu maailman laajuisesti jo liki kolmen vuosikymmenen ajan, mutta Suomessa aihetta ei toistaiseksi ole selvitetty kovinkaan paljon tuloerojen viime vuosien varsin voimakkaasta kasvusta ja väestöryhmien välisistä merkittävistä terveyseroista huolimatta. Tässä tutkimuksessa tarkastellaan, minkälainen yhteys maakuntien tuloeroilla oli yksilöiden pitkäaikaissairastavuuteen ja itse arvioituun yleiseen terveydentilaan Suomessa vuosina 2003 ja 2004. Lisäksi tutkitaan, oliko maakunnan tuloerojen yhteys yksilöiden terveyteen erilainen eri tulotasoilla olevien henkilöihin välillä. Tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä tarkastellaan myös seutukunnittain.

Tutkimuksessa testataan empiirisen analyysin avulla tuloerojen ja terveyden välisestä yhteydestä esitettyä tulojen eriarvoisuuden hypoteesia. Tutkimusaineistona on Tilastokeskuksen vuosien 2003 ja 2004 tulonjakotilastot, joihin yhdistetään Eurostatin tulo- ja elinolotutkimusta varten tehdystä haastattelututkimuksesta saadut yksilöiden pitkäaikaissairastavuutta ja yleistä terveydentilaa koskevat tiedot. Vastaavia tutkimuksia ei aineistosta ole aiemmin Suomessa tehty. Aineiston analyysissä käytetään probit-mallia ja järjestettyä probit-mallia.

Tutkimuksen tuloksista ilmenee, että maakunnan tuloeroilla ja pitkäaikaissairastavuudella ei ollut yhteyttä Suomessa vuosina 2003 ja 2004, kun tuloeroja mitattiin Gini-kertoimella. Tuloerojen ja pitkäaikaissairastavuuden välinen yhteys ei poikennut eri tulotasoilla olevien henkilöiden välillä tällöin. Tutkimuksen toinen keskeinen tulos on, että maakunnan tuloeroilla ja itse arvioidulla yleisellä terveydentilalla oli käänteinen yhteys Suomessa vuonna 2003. Maakunnan sisäisten tuloerojen kasvaessa yleinen terveydentila heikkeni. Tuloerojen ja yleisen terveydentilan välinen yhteys ei kuitenkaan tässäkään tapauksessa vaihdellut yksilöiden suhteellisen tulotason mukaan. Vuonna 2004 tuloerojen ja yleisen terveydentilan välillä ei esiintynyt yhteyttä. Kun tuloeroja tarkasteltiin seutukunnittain, havaittiin tuloerojen ja pitkäaikaissairastavuuden välillä positiivinen yhteys vuonna 2003. Tutkimuksen tulokset tukivat näin ollen osin esitettyä tulojen eriarvoisuuden hypoteesia, jonka mukaan tuloerojen kasvulla on terveydentilaa heikentävä vaikutus. Tutkimuksessa kuvataan ensisijaisesti tuloerojen ja terveyden välistä korrelaatiota, eikä niiden välistä kausaalisuutta. Aiheesta tarvittaisiin lisää tietoa, jotta tutkimustuloksista voidaan tehdä päteviä johtopäätöksiä. Tutkimus tuloerojen ja terveyden välisestä yhteydestä Suomessa on epäilemättä taipaaleensa alkuvaiheessa, ja aiheesta tehdyille tutkimukselle riittäisi tilaa.

Sisällys

1 Johdanto	1
1.1 Tutkimuksen taustaa	1
1.2 Lyhyt katsaus aikaisempiin tutkimuksiin	3
1.3 Tutkimuksen tavoitteet, tulokset ja sisältö	4
2 Tuloerot, eriarvoisuus ja terveys Suomessa	7
2.1 Tuloerot ja köyhyys	7
2.1.1 Tuloerojen ja köyhyyden mittaaminen	7
2.1.2 Eriarvoisuus ja köyhyys Suomessa 1990-luvulla ja 2000-luvun alussa	13
2.2 Väestön terveys	16
2.2.1 Terveiden määritelmästä ja mittaamisesta	16
2.2.2 Terveys ja sen väestöryhmittäiset erot Suomessa	18
3 Tuloerojen ja terveyden välisen yhteyden teoreettinen tarkastelu	21
3.1 Yleistä	21
3.2 Tulojen eriarvoisuuden hypoteesi	22
3.3 Vaikutusmekanismeja tuloerojen ja terveyden välillä	24
4 Tuloerot ja terveys: katsaus empiiriseen kirjallisuuteen	28
4.1 Yleistä	28
4.2 Tuloerot ja terveys Suomessa	30
4.3 Tuloerot ja terveys Ruotsissa, Tanskassa ja Norjassa	34
5 Aineisto, muuttajat ja tutkimusmenetelmät	39
5.1 Aineisto	39
5.2 Tulokäsite ja ekvivalenssiskaalat	40
5.3 Muuttajien kuvaus	41
5.3.1 Selitettävät muuttajat	41
5.3.2 Aluepiirteitä kuvaavat selittävät muuttajat	45
5.3.3 Yksilön ja kotitalouden piirteitä kuvaavat selittävät muuttajat	47
5.4 Tutkimusmenetelmät	51
5.4.1 Probit-malli	52
5.4.2 Järjestetty probit-malli	56

6 Tulokset	60
6.1 Tuloerojen yhteys pitkäaikaissairastavuuteen	60
6.2 Tuloerojen yhteys itse arvioituun yleiseen terveydentilaan	68
7 Yhteenveto ja johtopäätökset	74
Lähteet	81
Liitteet	86

1 Johdanto

1.1 Tutkimuksen taustaa

Tuloeroissa on tapahtunut monia muutoksia viimeisimmän neljän vuosikymmenen aikana Suomessa. Tuloerot laskivat 1960- ja 1970-luvuilla, mutta kääntyivät lähihistorian ajan voimakkaimpaan nousuun 1990-luvun puolivälin tienoilla noin parinkymmenen vuoden tasaisen kehitysvaiheen jälkeen. Tuloerojen kasvu jatkui nopeana koko 1990-luvun jälkipuoliskon, mutta tasaantui 2000-luvun alkuvuosina. Tuloerot olivat Suomessa tällöin historiallisesti ennätysellisen korkeat.¹ Tuloerojen ohella myös köyhyydessä tapahtui muutoksia 1990-luvun puolivälin jälkeen. Köyhien lukumäärän kasvun lisäksi myös itse köyhyys syveni Suomessa².

Terveyserot ihmiskunnan huonoimmassa asemassa olevien köyhien ja hyvinvoinnin eliitin välillä ovat tällä hetkellä historian suurimmat. Tämä terveyserojen kuvaus pätee myös Suomessa. Vaikka väestön terveys onkin kohentunut monilta osin Suomessa viime vuosikymmenien aikana, väestöryhmien välillä on merkittäviä terveyseroja useilla eri terveyden mittareilla tarkasteltuina. Esimerkiksi kuolleisuudessa sosioekonomisten ryhmien väliset erot ovat Suomessa melkein kaikkiin Länsi-Euroopan maihin verrattuna poikkeuksellisen suuret. Merkittäviä sosiaaliryhmien välisistä sairastavuuseroista johtuen erot terveisinä eletyissä elinvuosissa ovat elinajanodotettakin jyrkemmät eri sosiaaliryhmien välillä. Terveyserot väestöryhmien välillä eivät rajoitu pelkästään sosioekonomisen aseman mukaan havaittuihin eroihin, vaan niitä esiintyy myös esimerkiksi eri alueiden, sukupuolten ja siviilisäätiryhmien välillä.

¹ Riihelä ym. (2005, 1-2)

² Riihelä ym. (2007, 22)

Terveysongelmista aiheutuu yhteiskunnalle merkittäviä kustannuksia. Sairauksien aiheuttamat kustannukset syntyvät niin suorien kustannusten kuin menetettyjen tulojen ja sitä kautta pienentyvien verotulojen kautta. Vanhasen II hallitus on lausunut hallitusohjelmassaan, että terveys on ”Suomen menestyksen kilpailutekijä, sillä kansanterveys on tärkeä taloudellisen, sosiaalisen ja inhimillisen kehityksen kulmakivi” (Pääministeri Matti Vanhasen II hallituksen ohjelma 2007, 74). Hallitus on todennut ohjelmassaan, että tulevana vuosikymmeninä väestörakenteen muuttuessa väestön hyvinvointi ja työkyky ovat ratkaisevan tärkeitä yhteiskunnan toimivuuden kannalta (Pääministeri Matti Vanhasen II hallituksen ohjelma 2007, 74). Suomessa terveyspolitiikan yhtenä tavoitteena onkin vähentää väestöryhmien eriarvoisuutta ja parantaa heikoimmassa asemassa olevien väestöryhmien hyvinvointia sekä pienentää sukupuolten ja eri koulutus- ja ammattiryhmien välisiä kuolleisuuseroja viidenneksellä vuoteen 2015 mennessä (Sosiaali- ja terveysministeriö 2001, 18).

Jotta sairauksia voidaan ehkäistä, terveyttä edistää ja terveyseroja kaventaa, on tunnettava ihmisen terveyteen vaikuttavia tekijöitä ja mekanismeja. Terveys on hyvin moniulotteinen käsite ja siihen vaikuttavat lukuisat eri tekijät. Yksilöllisillä tekijöillä on oma merkityksensä, mutta terveyteen vaikuttavat myös yksilön ulkoiset, ympäristöön liittyvät tekijät (Tremblay 2005). Esimerkiksi sosiaalisella ympäristöllä ja eriarvoisuudella on oma merkittävä vaikutuksensa (Tremblay 2005).

Käsillä olevan tutkimuksen päätavoitteena on selvittää, minkälainen yhteys tuloeroilla on yksilöiden terveyteen Suomessa. Lukuisilla sosioekonomisen aseman osoittimilla, kuten tuloilla, koulutuksella ja ammatilla on todettu olevan selvä ja jyrkkä yhteys terveyteen. Vaikka tulojen ja terveyden välillä havaitusta positiivisesta yhteydestä ollaan varsin yksimielisiä, tuloerojen ja terveyden välinen yhteys on kiistanalaisempi. Eri maissa julkaistut lukuisat tutkimukset eivät ole antaneet aiheesta yhdenmukaista kuvaa.

1.2 Lyhyt katsaus aikaisempiin tutkimuksiin

Tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä on tutkittu jo liki kolmen vuosikymmenen ajan. Aihetta ovat selvittäneet niin sosiologit, kansanterveystieteilijät kuin taloustieteilijätkin. Rodgers (1979) oli ensimmäisiä, joka tutki empiirisesti tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä eri maiden välillä ja havaitsi, että maan tuloeroilla oli yhteys elinajanodotteeseen ja lapsikuolleisuuteen. Tutkimuksessa suuret tuloterot olivat yhteydessä korkeaan kuolleisuuteen ja tasaisemman tulonjaon maissa elinajanodote oli tulojen suhteen eriarvoisempia maita korkeampi. Tämän jälkeen tutkimusten määrä on kasvanut huomattavasti. Wilkinson ja Pickett (2006) luettelevat kirjallisuuskatsauksessaan kaikkiaan 168 tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä selvittänyttä analyysia, joista hieman yli puolet tuki täysin esitettyä hypoteesia tuloerojen ja terveyden välisestä käänteisestä yhteydestä. Loput analyyseista joko tukivat vain osin tai kumosivat sen.

Norjaa lukuun ottamatta useimmissa pohjoismaalaisissa tutkimuksissa tuloerojen ja terveyden välillä ei ole havaittu yhteyttä (ks. Osler ym. 2002, Blomgren ym. 2004, Gerdtham & Johannesson 2004, Martikainen ym. 2004, Henriksson ym. 2006, Böckerman ym. 2007). Pohjoismaat ovat monessa suhteessa samankaltaisia: esimerkiksi tuloterot ovat kansainvälisesti vertaillen varsin alhaiset. Esitetyn väitteen mukaan tuloerojen ja terveyden välillä olisi yhteys ainoastaan maissa, joissa eriarvoisuus on suurta (ks. Subramanian & Kawachi 2004). Muutamat Suomessa julkaistut tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä selvittäneet tutkimukset ovat olleet tämän väitteen mukaisia (ks. Blomgren ym. 2004, Martikainen ym. 2004, Böckerman ym. 2007). Böckerman ym. (2007) havaitsivat tosin, että naisten kohdalla tuloeroilla oli käänteinen yhteys itse arvioituun hyvään fyysiseen terveydentilaan ja ei-työkyvyttömyyseläkkeellä oloon vuosina 1993–2005. Koko väestötasolla ei vastaavanlaista yhteyttä ole kuitenkaan Suomessa todettu. Koska tuloerojen ja terveyden välinen yhteys on osoittautunut kansainvälisissä tutkimuksissa varsin kiistanalaiseksi, eikä aihetta ole tutkittu Suomessa kovin-

kaan paljon tuloerojen viime vuosien varsin voimakkaasta kasvusta ja väestöryhmien välisistä merkittävistä terveyseroista huolimatta, tarvitaan runsaasti lisätietoa ennen kuin lopullisia johtopäätöksiä taloudellisen eriarvoisuuden ja terveyden välisestä yhteydestä Suomessa voidaan tehdä.

1.3 Tutkimuksen tavoitteet, tulokset ja sisältö

Käsillä olevan tutkimuksen keskeisimpänä tavoitteena on selvittää, minkälainen tuloerojen ja terveyden välinen yhteys on Suomessa. Tutkimusongelma voidaan tiivistää seuraaviin kysymyksiin ja kirjallisuudessa esitettyihin hypoteeseihin:

1. Minkälainen yhteys maakuntien tuloerojen ja yksilöiden terveyden välillä oli Suomessa vuosina 2003 ja 2004? Onko tuloerojen ja terveyden välinen yhteys erilainen, jos tuloerot lasketaan seutukunnittain? Entä onko yhteys erilainen, mikäli tuloerojen mittaamisessa käytetään eri tuloeromittoja tai erilaisia terveyttä kuvaavia indikaattoreita?

Hypoteesi 1. Tuloerot ovat haitallisia kaikkien yksilöiden terveydelle.

2. Oliko maakuntien tuloerojen yhteys yksilöiden terveyteen erilainen eri tulo-tasoilla olevien henkilöihin välillä vuosina 2003 ja 2004? Muuttuuko tutkimustulos, jos estimoinnissa käytetään erilaisia terveyttä kuvaavia indikaattoreita?

Hypoteesi 2. Tuloerot ovat haitallisimpia tulojen suhteen huono-osaisten terveydelle.

Käsillä olevassa tutkimuksessa testataan empiirisesti tulojen eriarvoisuuden hypoteesia (engl. income inequality hypothesis). Edellä esitetystä hypoteesista 1 on käytetty kirjallisuudessa vapaasti suomennettuna nimitystä tulojen eriarvoisuuden hypoteesin vahva versio (engl. the strong version of the income inequality

hypothesis / the strong income inequality hypothesis). Hypoteesia 2 on vapaasti suomennettuna nimitetty tulojen eriarvoisuuden hypoteesin heikoksi versioksi (engl. the weak version of the income inequality hypothesis / the weak income inequality hypothesis).

Lisäksi tutkimuksessa on tavoitteena selvittää, minkälainen yhteys maakunnittain lasketulla köyhyydellä on yksilöiden terveyteen. Tätä kysymystä lähestytään tuloerojen näkökulmasta siten, että selvitetään, muuttuuko havaittu tuloerojen ja terveyden välinen yhteys, mikäli samanaikaisesti otetaan huomioon myös alueen köyhyys.

Aineistona tutkimuksessa käytetään Tilastokeskuksen vuosien 2003 ja 2004 tulojakotilastoja, joihin yhdistetään Euroopan Unionin tilastoviraston tulo- ja elinolotutkimusta varten tehdystä haastattelututkimuksesta SILC-aineistosta saadut yksilöiden pitkäaikaissairastavuutta ja yleistä terveydentilaa koskevat tiedot. Käsillä oleva tutkimus on ensimmäinen Suomessa tehty tutkimus, jossa hyödynnetään SILC-aineistosta saatavia tietoja tuloerojen ja terveyden välisen yhteyden selvittämisessä. Vastaavia tutkimuksia ei aineistosta ole aiemmin tehty.

Tutkimuksen tuloksista ilmenee, että maakunnan tuloeroilla ja pitkäaikaissairastavuudella ei ollut yhteyttä Suomessa vuosina 2003 ja 2004, kun tuloeroja mitattiin Gini-kertoimella. Vuonna 2003 yhteys oli positiivinen, kun Gini-kerroin korvattiin Theilin indeksillä. Myös seutukunnan tuloeroille ja pitkäaikaissairastavuudelle saatiin tilastollisesti merkitsevä positiivinen yhteys vuonna 2003. Tutkimuksen toisen keskeisen tuloksen mukaan maakunnan tuloeroilla ja yleisellä terveydentilalla oli negatiivinen yhteys Suomessa vuonna 2003 riippumatta valitusta eriarvoisuusmitasta. Tuloerot olivat haitallisia yleiselle terveydentilalle. Tutkimuksen tulokset osoittivat kuitenkin, että tuloerojen ja yleisen terveydentilan välinen yhteys ei vaihdellut yksilöiden suhteellisen tulotason mukaan. Seutukunnan tuloerojen ja itse arvioidun yleisen terveydentilan välillä yhteyttä ei

esiintynyt vuosina 2003 ja 2004. Tulokset säilyivät pääpiirteissään muuttumattomina, vaikka samanaikaisesti huomioitiin alueen köyhyys. Tutkimuksen tulokset tukivat osin tulojen eriarvoisuuden hypoteesin vahvaa versiota, mutta hypoteesin heikkoa versiota tulokset eivät vahvistaneet.

Tutkimus etenee seuraavasti. Luku 2 jakautuu kahteen pääteemaan. Sen ensimmäisessä alaluvussa käsitellään tuloeroja ja köyhyyttä. Tarkastelu aloitetaan käsittelemällä tuloerojen ja köyhyyden mittaamista. Alaluku päättyy kuvaukseen tuloeroista ja köyhyydestä Suomessa 1990-luvun alusta vuoteen 2004. Luvun 2 toinen alaluku käsittelee väestön terveyttä Suomessa. Luvussa perehdytään terveyden määritelmään ja mittaamiseen, minkä jälkeen luodaan katsaus väestön terveyteen ja terveyden väestöryhmittäisiin eroihin Suomessa.

Kolmannen luvun alussa luodaan katsaus kirjallisuudessa esitettyihin hypoteeseihin tulojen, köyhyyden ja tuloerojen yhteydestä terveyteen. Tämän jälkeen tarkastelussa keskitytään tulojen eriarvoisuuden hypoteesiin. Luvussa 3.2 perehdytään tulojen eriarvoisuuden hypoteesin kahteen eri versioon. Luvun 3 lopussa käsitellään erilaisia, kirjallisuudessa esitettyjä vaikutusmekanismeja tuloerojen ja terveyden välillä. Luvussa 4 luodaan katsaus tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä selvittäneeseen empiiriseen kirjallisuuteen.

Luku 5 sisältää kuvauksen tutkimuksen empiirisessä osiossa käytettävästä aineistosta, tulokäsitteestä, ekvivalenssiskaaloista sekä muuttujista. Luvun 5 lopuksi esitellään estimoinnissa käytettävät probit-malli ja järjestetty probit-malli sekä selvitetään estimoitavien parametrien tulkintaa. Luvussa 6 esitetään mallien estimointitulokset ja tulosten tulkinta. Tutkimuksen viimeinen luku sisältää yhteenvedon ja johtopäätökset.

2 Tuloerot, eriarvoisuus ja terveys Suomessa

2.1 Tuloerot ja köyhyys

2.1.1 Tuloerojen ja köyhyyden mittaaminen

Jotta tuloeroja ja köyhyyttä voidaan tarkastella, on aloitettava käsitteiden määrittelyllä. Tässä tutkimuksessa lähtökohtaoletuksena on, että tulot ovat taloudellinen resurssi, jonka suhteen taloudellista eriarvoisuutta tarkastellaan. Kotitalouden tulot voidaan määritellä usealla eri tavalla. Seuraavassa käsitellään tutkimuksen kannalta keskeisiä tulokäsitteitä.

Tuotannontekijätulot muodostuvat palkka-, yrittäjä- ja omaisuustuloista. Näistä tulolajeista on käytetty myös nimitystä markkinatulot. Bruttotulot saadaan, kun tuotannontekijätuloihin lisätään saadut tulonsiirrot kuten esimerkiksi sosiaaliturvaetuudet ja sosiaaliavustukset. Kun bruttotuloista vähennetään maksetut tulonsiirrot, päästään käytettävissä oleviin tuloihin eli nettotuloihin. Rahatulot saadaan puolestaan, kun bruttotuloista vähennetään laskennalliset tuloerät. Näitä eriä ovat esimerkiksi omassa käytössä olevasta omistusasunnosta saadut laskennalliset tulot.³

Henkilökohtaista tulojakoa ja köyhyyttä selvittävässä tutkimuksissa havaintoyksikkönä tarkastellaan yleensä kotitalouden käytettävissä olevia tuloja eli nettotuloja. Yksilöt käyttävät myös erilaisia ilmaisia tai subventoituja julkisia palveluita, kuten koulutus-, sosiaali- ja terveyspalveluja. Näille palveluille on mahdollista laskea arvo, jota voidaan tarkastella yhtenä tuloeränä. Kokonaistulot saadaan, kun käytettävissä oleviin tuloihin lisätään asumisen korkotukien lisäksi käytetty-

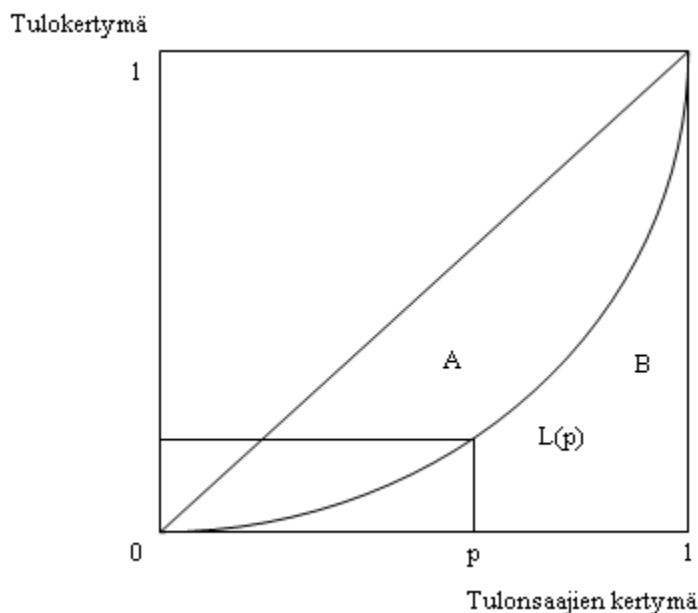
³ Aineistona tutkimuksessa käytetään Tilastokeskuksen vuosien 2003 ja 2004 tulojakotilastoja, joiden keskeisiä tulokäsitteitä lueteltiin edellä.

jen palveluiden arvo, josta vähennetään palveluista maksetut käyttäjämaksut (Loikkanen ym. 1997, 6). Kokonaistuloja ei tarkastella tässä tutkimuksessa, sillä kyseessä oleva tulokäsitemäärittely ei sisälly tutkimuksen empiirisessä osiossa käytettävään tulonjakotilaston aineistoon.

Koska kotitaloudet ansaitsevat eri määrän tuloja, tulot jakautuvat epätasaisesti kotitalouksien kesken. Tuloeroja tutkittaessa on tulojakauma tutkimuksen lähtökohta. Tulojakaumassa esiintyviä tuloeroja voidaan tutkia joko tarkastelemalla tulojen suhteellista vaihtelua tai tutkimalla tulojen absoluuttisia eroja. Tulojen eriarvoisuutta mitataan käsillä olevassa tutkimuksessa kolmella suhteellisella eriarvoisuusmitalla: Gini-kertoimella, Atkinsonin indeksillä ja yleisellä entropiamitalla. Eriarvoisuusmittojen avulla tulojakaumille voidaan antaa tunnusluku ja järjestää siten jakaumat niiden sisältämän eriarvoisuuden suuruuden mielessä järjestykseen. Seuraavassa tarkastellaan lyhyesti tuloerojen mittaamista edellä mainittujen eriarvoisuusmittojen avulla (aiheen tarkempi selvitys ks. Pekkala 2008).

Tulojen eriarvoisuuden kuvaamisessa kenties yleisimmin käytetty mitta on Gini-kerroin. Gini-kerroin kuvaa sen alueen kokoa, jonka Lorenz-käyrä poikkeaa tasaista tulonjakoa kuvaavasta 45°-suorasta (ks. kuvio 1). Mikäli Lorenz-käyrän funktio tunnetaan, Gini-kerroin voidaan laskea pinta-alaintegraalin avulla. Gini-kerroin on:

$$G = 1 - 2 \int_0^1 L(p) dp . \quad (1)$$

Kuvio 1. Lorenz-käyrä $L(p)$ 

Gini-kerroin on mahdollista esittää myös tulojen ja tulojärjestyksen kovarianssina:

$$G = (2/\mu) \text{cov}\{y, F(y)\}, \quad (2)$$

missä y on tulot, μ tulojen aritmeettinen keskiarvo ja $F(y)$ tulon y kertymäfunktio. Gini-kerroin saa arvoja 0 ja 1 välillä siten, että tuloerot kasvavat Gini-kertoimen lähestyessä arvoa yksi.

Atkinsonin (1970) eriarvoisuusindeksi kuuluu eettisiin tuloeromittareihin. Kyseessä olevat tuloeromittarit pyrkivät yhdistämään jakauman eriarvoisuuden tuloeroista aiheutuvaan hyvinvoinnin tappioon. Atkinsonin indeksi perustuu sosiaaliseen hyvinvointifunktioon, jonka mukaan yhteiskunnan sosiaalinen hyvinvointi on yksilöiden sosiaalisen hyödyn summa. Tulojen jakautuessa tasan jokaisen yksilön sosiaalinen hyöty on $u(\bar{y})$, jossa \bar{y} on keskimääräinen tulotaso.

Vastaavasti sitä tuloa, joka tasan jakautuessaan tuottaisi yhteiskunnalle saman sosiaalisen hyvinvoinnin kuin alkuperäinen eriarvoinen tulojakauma, nimitetään saman hyvinvoinnin tason tuottavaksi tasaisesti jaetuksi tuloksi (engl. equally distributed equivalent income) y_e . Atkinsonin indeksi määritellään keskiarvotulon ja saman hyvinvoinnin tason tuottavan tasaisesti jaetun tulon välisenä suhteellisenä erona:

$$I = 1 - \frac{y_e}{\bar{y}}. \quad (3)$$

Atkinsonin indeksin arvot vaihtelevat 0 ja 1 välillä siten, että tulojen eriarvoisuuden kasvaessa indeksi lähestyy arvoa 1 (Cowell 1995, 142).

Yleisen entropiamitan käsittely voidaan aloittaa tarkastelemalla informaatioteorian entropia-käsitettä, jolla viitataan tietyn tapahtumajoukon ($i = 1, 2, 3, \dots, n$) informaatioisisältöön. Tapahtumaan i liittyvää todennäköisyyttä kuvataan muuttujalla p_i ja funktiolla $h(p_i)$ viitataan sen informaation arvoon, joka liittyy kyseessä olevan tapahtuman todennäköisyyteen. Funktion $h(p_i)$ arvo kasvaa tapahtuman todennäköisyyden p_i pienentyessä. Sovellettaessa informaatioteorian entropia-käsitettä eriarvoisuuden tutkimiseen korvataan tapahtuman todennäköisyys p_i henkilön i tulo-osuudella s_i :

$$s_i = \frac{y_i}{ny}, \quad (4)$$

jossa y_i on henkilön i tulot, n henkilöiden kokonaismäärä ja \bar{y} tulojen keskiarvo siten, että

$$\sum_{i=1}^n s_i = 1. \quad (5)$$

Vähennettäessä tulojakauman todettu entropia entropian maksimiarvosta (kun kaikkien henkilöiden tulo-osuus on yhtä suuri eli $s_i = \bar{y}/(n\bar{y}) = 1/n$), saadaan eriarvoisuusindeksi:

$$\begin{aligned} T &= \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} h\left(\frac{1}{n}\right) - \sum_{i=1}^n s_i h(s_i) \\ &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right) \log\left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right). \end{aligned} \quad (6)$$

Kaavassa 6 esitetty Theilin (1967) indeksi T on erityistapaus yleisestä entropiamitasta, joka voidaan esittää muodossa:

$$GE(\theta) = \frac{1}{\theta(1-\theta)} \left[\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_i / \bar{y})^\theta \right] - 1 \right], \quad (7)$$

missä $\theta \neq 0,1$. Parametrin θ arvolla 1 saadaan Theilin indeksi T . Yleisen entropiamitan arvot vaihtelevat välillä $[0, \infty[$ siten, että tulojen jakautuessa tasan indeksi saa arvon 0 (Cowell 1995, 142).

Eriarvoisuutta tutkittaessa ollaan kiinnostuneita koko tulojakaumasta ja siinä esiintyvistä tuloeroista. Kun tutkitaan köyhyyttä, tarkastelun kohteena on tulojakauman tietyn rajan alapuolella oleva osa. Köyhyys on näin ollen eriarvoisuutta rajatumpi tutkimuskohde. Suhteellisesta köyhyydestä puhuttaessa verrataan pientuloisen väestönosan tuloja muun väestön tuloihin. Tällöin tuloja verrataan köyhyysrajaan, joka on määritelty tietyntä osuutena esimerkiksi tulojakauman keskimääräisestä tulosta (Foster 1998, 336). Käsillä olevassa tutkimuksessa selvitetään tuloerojen ohella suhteellisen köyhyyden ja terveyden välistä yhteyttä,

minkä vuoksi seuraavassa tarkastellaan lyhyesti kahta tutkimuksessa käytettävää suhteellisen köyhyyden mittaria.

Köyhyyden mittaamisessa yleisesti käytetty menetelmä on päälukumitta (engl. head count ratio). Se ilmoittaa köyhyysrajan alapuolella olevien tulonsaajien osuuden kaikista tulonsaajista eli köyhien väestöosuuden:

$$H = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1(y_i \leq z), \quad (8)$$

jossa $1(\cdot)$ saa arvon 1, jos henkilö on köyhyysrajalla tai sen alapuolella ja 0, mikäli tilanne on päinvastoin. Mittarin avulla ei voida kuitenkaan päätellä, kuinka köyhiä köyhyysrajan alapuolella olevat tulonsaajat todellisuudessa ovat.

Toinen tapa mitata köyhyyttä on köyhyyskuilu (engl. poverty gap ratio), joka huomioi samanaikaisesti sekä köyhyysrajan alapuolella olevien köyhien lukumäärän että sen, kuinka köyhiä he ovat. Köyhyyskuilu HI on päälukumitan H ja keskimääräisen köyhyyskuilun (engl. income gap ratio) I tulo:

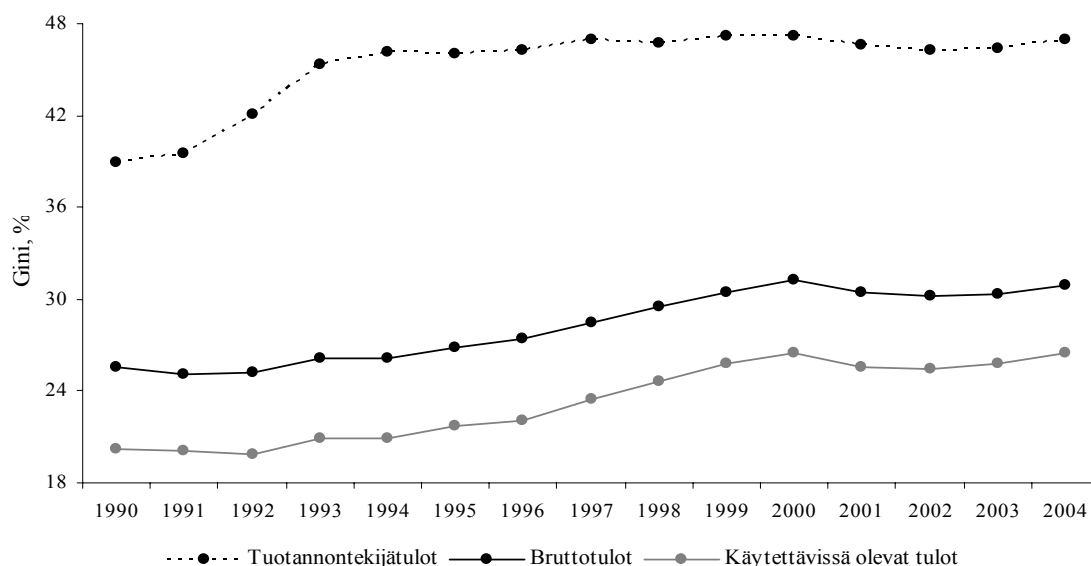
$$HI = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n [1 - y_i / z] 1(y_i \leq z) \quad (9)$$

Köyhyyskuilu on sitä suurempi, mitä suurempia köyhien väestöosuus ja keskimääräinen köyhyyskuilu ovat. Köyhyyskuilu (engl. poverty deficit) saadaan, kun köyhyysrajan alapuolelle olevien henkilöiden tulot vähennetään köyhyysrajasta ja lasketaan saadut erotukset yhteen. Keskimääräinen köyhyyskuilu $[I = (1 - y_i / z)]$ kuvaa tulojen suhteellista etäisyyttä köyhyysrajasta.

2.1.2 Eriarvoisuus ja köyhyys Suomessa 1990-luvulla ja 2000-luvun alussa

Seuraavassa tarkastellaan, millaisia tuloerot ja köyhyys olivat Suomessa 1990-luvulla ja 2000-luvun alussa. Kappaleessa käsitellään myös alueiden sisäisten ja niiden välisten tuloerojen kehitystä 1990-luvun alun taloudellisen laman jälkeisistä vuosista aina vuoteen 2004 saakka. Alueluokituksena ovat maakunnat (ks. Tilastokeskus 2004, 22–23).

Kuvio 2. Gini-kertoimella mitattu eriarvoisuus Suomessa vuosina 1990–2004 kolmella tulokäsitteellä (modifioitu OECD-skaala)



Lähde: Tilastokeskus 2006c, 13

Kuvio 2 havainnollistaa tuloerojen kehitystä Suomessa vuosina 1990–2004. Siitä ilmenee, että Gini-kertoimella mitattu eriarvoisuus kasvoi voimakkaasti syvimmän laman aikaan vuosina 1992–1993. Bruttotulojen ja käytettävissä olevien tulojen Gini-kerroin säilyi kuitenkin vakaana vuosien 1990–1994 aikana. 1990-luvun alun talouden syvimmän laman aikana tuloerot säilyivät suhteellisen muuttumattomina Suomessa (Loikkanen ym. 2005, 118).

Vuoden 1994 jälkeen talous alkoi kasvaa voimakkaasti. Kuviosta 2 ilmenee, että tuotantokelijätulojen Gini-kerroin pysyi vakaana. Bruttotuloissa ja käytettävissä olevissa tuloissa mitattu eriarvoisuus kasvoi kuitenkin voimakkaasti. Eriarvoisuuden kasvu jatkui aina vuosituhatteen vaihteeseen asti, jolloin sen kasvu taittui. Eriarvoisuus pieneni vuonna 2001 ja pysyi lähes ennallaan vuonna 2002. Gini-kertoimen arvot kääntyivät uudelleen nousuun vuosien 2003 ja 2004 aikana. Vuonna 2004 käytettävissä olevien tulojen Gini-kerroin kohosi samalle tasolle kuin vuonna 2000, jolloin tuloerot saavuttivat laman jälkeisen huipun. Myös tuotantokelijätuloilla ja bruttotuloilla mitattuna tuloerot kasvoivat vuonna 2004, mutta Gini-kertoimet jäivät arvoiltaan hieman alhaisemmiksi kuin vuonna 2000.

Myös eriarvoisuus alueiden sisällä ja niiden välillä kasvoi laman jälkeisinä vuosina Suomessa. Vuosina 1995–2004 alueiden sisällä Gini-kertoimen arvot kasvoivat jokaisessa Suomen maakunnassa⁴. Vuonna 1995 eriarvoisuus oli suurimmillaan Ahvenanmaan, Uudenmaan ja Itä-Uudenmaan maakunnassa ja pienimmillään Keski-Pohjanmaan, Kainuun ja Lapin maakunnassa. Koko maan eriarvoisuuden kasvun ohella myös eriarvoisuus maakuntien sisällä kasvoi selvästi 1990-luvun lopulla.

Vuosituhatteen vaihteessa maakuntien sisällä Gini-kertoimen kasvu tasaantui. 2000-luvun alkuvuosina tuloerot pienenivät erityisesti niissä maakunnissa, joissa ne kasvoivat nopeimmin 1990-luvun jälkipuoliskolla (Ruotsalainen 2005, 24). Vuosina 2003 ja 2004 kotitalouksien väliset tuloerot kääntyivät uudelleen nousuun. Tällöin tuloerot supistuivat ainoastaan Uudenmaan ja Pohjois-Pohjanmaan maakunnissa. Vuosina 2003 ja 2004 tuloerot olivat suurimmat Uudenmaan, Ahvenanmaan sekä Itä-Uudenmaan maakunnassa ja pienimmät Keski-Pohjanmaan, Kainuun ja Lapin maakunnassa. Tuloerot olivat näin ollen suurimmillaan ja pie-

⁴ Tiedot perustuvat Tilastokeskuksen (Tilastokeskus 2006b) laskelmiin. Eriarvoisuutta mitattiin käytettävissä olevista rahatuloista lasketulla Gini-kertoimella. Ekvivalenssiskaalana oli modifioitu OECD-skaala.

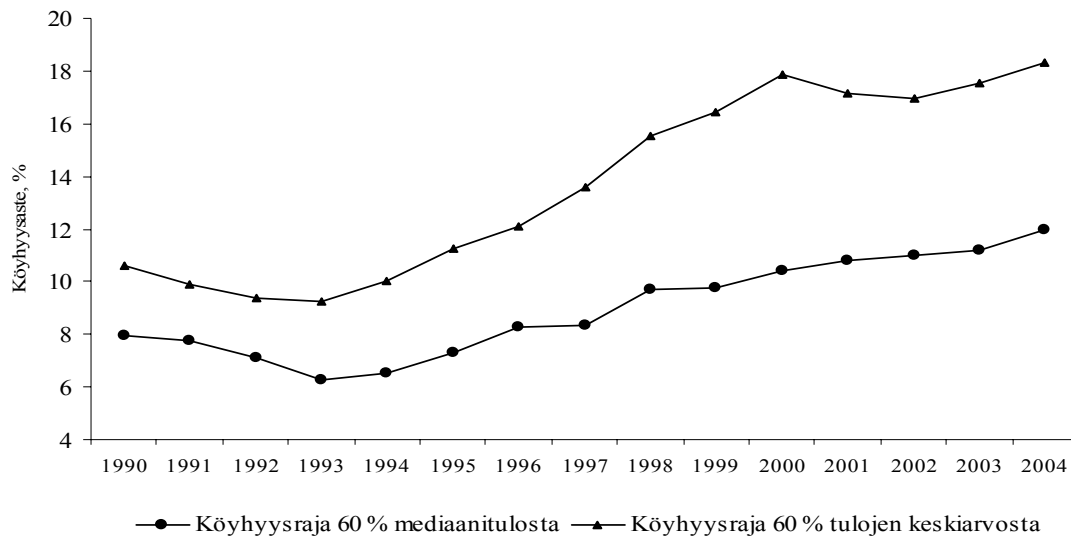
nimmillään samoissa maakunnissa kuin lähes vuosikymmen aiemmin 1990-luvun puolivälissä.

Myös maakuntien välillä tuloerot kasvoivat laman jälkeisinä vuosina 1995–2004⁵. Alueiden välisiä tuloeroja tarkastellaan vertaamalla alueiden keskiarvotuloja. Kotitalouksien kulutusyksikköä kohti laskettu käytettävissä oleva rahatulo kasvoi eniten Ahvenanmaan kotitalouksilla, joiden keskiarvolla mitattu kotitalouden kulutusyksikköä kohti laskettu käytettävissä oleva rahatulo oli vuonna 2004 reaalisesti melkein 45 prosenttia korkeampi kuin vuonna 1995. Toiseksi nopeinta tulojen kasvu oli Uudellamaalla ja Itä-Uudellamaalla. Heikointa tulokehitys oli puolestaan Itä- ja Pohjois-Suomen maakunnissa. Vuonna 2004 Kainuun ja Lapin maakunnissa asuvien kotitalouksien keskimääräiset reaalitulot olivat vain reilut 20 prosenttia vuoden 1995 tulotasoa korkeammat.

Eriarvoisuuden ohella myös köyhydessä tapahtui huomattavia muutoksia Suomessa vuosina 1990–2004 (Riihelä ym. 2007, 13). Kuvio 3 havainnollistaa köyhyysasteen kehitystä Suomessa vuosina 1990–2004. Köyhyyttä mitataan kuviossa päälukumitalalla ja kotitalouden käytettävissä olevat tulot on muunnettu henkilömääräisiksi modifioidun OECD-skaalan avulla. Köyhyysraja on 60 % mediaanitulosta ja tulojen keskiarvosta. Kuvioista 3 ilmenee, että köyhyysaste laski Suomessa 1990-luvun alun taloudellisen laman aikana, mutta nousi voimakkaasti vuosikymmenen puolivälistä lähtien päätyen vuonna 2004 merkittävästi vuotta 1990 korkeammalle tasolle.

⁵ Tiedot perustuvat Tilastokeskuksen (Tilastokeskus 2006a) laskelmiin.

Kuvio 3. Päälukumitalla mitatun köyhyysasteen kehitys Suomessa vuosina 1990–2004 (modifioitu OECD-skaala)



Lähde: Riihelä ym. 2007, 27

Vuosina 1995–2004 köyhien lukumäärän kasvun lisäksi myös köyhyys syveni (Riihelä ym. 2007, 22). Köyhyyskuilun kasvu osoittaa, että köyhyysrajan alapuolella olevien henkilöiden kokonaisköyhyyskuilu kasvoi vuosina 1995–2004 (ks. Riihelä ym. 2007, 27). Riihelä ym. (2007, 15) havaitsivat, että köyhyys lisääntyi Suomessa vuosina 1990–2004 riippumatta valitusta köyhyysmittarista tai köyhyysrajasta.

2.2 Väestön terveys

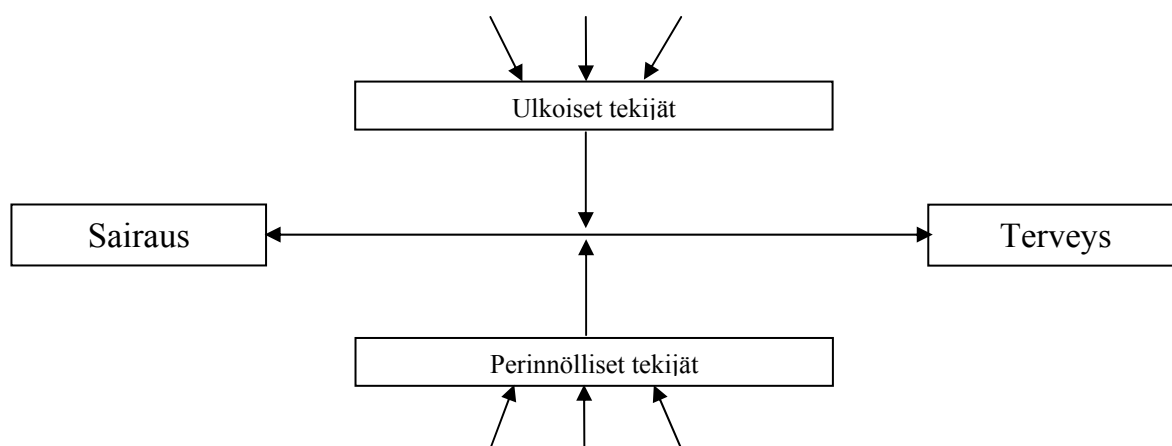
2.2.1 Terveyden määritelmästä ja mittaamisesta

Terveys on moniulotteinen käsite ja sen arvioiminen on ollut monien tutkijoiden pohdinnan aiheena (Skalli ym. 2006, 33). Maailman terveysjärjestö (World Health Organisation, WHO) on lausunut aikanaan kenties tunnetuimman terveyden määritelmän. WHO (1948) määrittelee terveyden täydellisenä fyysisen,

psykkisen ja sosiaalisen hyvinvoinnin tilana. Terveyttä voidaan tarkastella myös yhtenä elintason mittarina, sillä terveys on tärkeä osa yksilöiden hyvinvointia (Lyngstadt ym. 1997, 10). Terveydellä on välineellinen arvo, sillä se on edellytys esimerkiksi menestyksekkäälle työnteolle, mutta terveys on jo arvo sinänsä (Deaton 1999a, 1).

Yksilön terveys ja hyvinvointi ovat yhteydessä lukuisiin eri tekijöihin. Kuviossa 4 terveyteen ja hyvinvointiin vaikuttavat tekijät on jaettu kahteen luokkaan: perinnöllisiin ja ulkoisiin tekijöihin. Yksilön perinnöllisiä/luontaisia tekijöitä ovat muun muassa ikä, perimä ja sukupuoli. Ulkoisia tekijöitä ovat puolestaan esimerkiksi sosiaaliluokka, ammatti, koulutus, työ- ja elinolot sekä sosiaaliset suhteet. (Euroopan komissio 2007, 2) Yksilön koulutus ja ammatti yhdessä tulojen, omaisuuden ja asumistason kanssa mittaavat yksilön sosioekonomista asemaa, jolla on todettu olevan yhteys terveyteen (Martelin ym. 2005, 271). Sosiaaliset olosuhteet vaikuttavat merkittävästi yksilön mahdollisuuteen elää terveenä. Köyhyys, syrjäytyminen, vaikeat lapsuuden elinolosuhteet ja alhainen ammattiasema ovat monia sairauksia, kuolemia sekä maiden sisäisiä ja niiden välisiä terveyseroja ja määrittäviä tekijöitä. (World Health Organization 2004, 1)

Kuvio 4. Terveysteen ja hyvinvointiin vaikuttavia tekijöitä



Lähde: Euroopan Komissio 2007, 2

Terveyden moniulotteisuudesta johtuen lukuisia erilaisia mittareita on kehitetty kuvaamaan terveyttä sekä väestö- että yksilötasolla (Euroopan komissio 2007, 2). Karkeasti nämä mittarit voidaan jakaa makro- ja mikrotason indikaattoreihin. Makrotason terveystittarit antavat kokonaiskuvan terveydestä väestötasolla. Elinajanodote, kuolleisuusluvut ja lapsikuolleisuus ovat esimerkkejä makrotason terveystindikaattoreista. Mikrotason terveystittarit kuvaavat puolestaan terveydentilaa yksilötasolla. Mikrotason indikaattoreita ovat sekä objektiiviset mittarit, kuten verenpaine, näkö tai kuulo että subjektiiviseen arviointiin perustuvat terveydentilan mittarit. Yhtenä yleisimpänä subjektiiviseen arviointiin perustuvana mikrotason terveystittarina käytetään kyselyä, jossa haastateltavia pyydetään määrittelemään heidän nykyinen terveydentilansa jonkin hierarkkisen asteikon perusteella (esim. Miten kuvaisitte nykyistä terveydentilaanne? Sanoisitteko, että se on erinomainen, todella hyvä, hyvä, kohtalainen vai huono?). (mt. 2-3) Vaikka mittari perustuu subjektiiviseen arviointiin, on sen todettu ennustavan tutkimuksissa hyvin muuta terveydentilaa ja terveyttä tulevaisuudessa (Zimmer ym. 2000, 456).

2.2.2 Terveys ja sen väestöryhmittäiset erot Suomessa

Makrotason terveystittarit, kuten elinajanodote ja kuolleisuus antavat kokonaiskuvan väestön terveydestä. Suomessa elinajanodote on noussut nopeasti viime vuosikymmeninä. Ennen 1950-lukua elinajanodotteen kasvuun vaikuttivat merkittävästi tartuntatauti- ja lapsikuolleisuuden pieneneminen. Viime vuosikymmeninä kroonisten tautien, kuten sepelvaltimo- ja muiden verenkiertoelinsairauksien aiheuttaman kuolleisuuden pieneneminen on vaikuttanut merkittävästi elinajanodotteen kasvuun. (Martelin ym. 2005, 117) Suomessa miesten elinajanodote oli 75,3 vuotta ja naisten 82,3 vuotta vuonna 2004 (Martelin ym. 2006, 48).

1970-luvun alkupuolelta lähtien kuolleisuuden pieneneminen on ollut suhteellisesti nopeinta imeväisiässä. Suomessa imeväiskuolleisuus on maailman pienimpiä ja lapsuusiän kuolleisuus on vähentynyt kansainvälisesti hyvin alhaiselle tasolle. (Martelin ym. 2005, 117) Myös vanhusten kuolleisuus on vähentynyt Suomessa merkittävästi viimeisen kolmen vuosikymmenen aikana. Keski-ikäisen väestön kuolleisuus on pienentynyt melkein puolella vastaavana ajanjaksona pääasiassa verenkiertoelinten sairauksien vähenemisen takia. (Martelin ym. 2006, 48)

Suomalaisten omaa arviota terveydentilasta ja pitkäaikaisista sairauksista on selvitetty kysely- ja haastattelututkimuksin 1960-luvulta alkaen. Kaksi kolmasosa suomalaisesta aikuisväestöstä arvioi terveydentilansa hyväksi tai melko hyväksi. (Manderbacka 2005, 130–131). Keskinäiseksi tai huonoksi terveytensä arvioi noin yksi kolmasosa suomalaisista 2000-luvun alussa. Suomalaisen aikuisväestön terveydentila on parantunut jossakin määrin vuosien 1979 ja 2002 välisenä aikana. Koettu terveys parani erityisesti lamavuosien aikana vuosina 1992–1994. (Rahkonen ym. 2004, 2161) Pitkäaikaissairauksien osalta kehityssuunta on ollut päinvastainen verrattuna koettuun terveyteen. Väestön koetun terveyden parantumisessa erityisesti lievien pitkäaikaissairauksien määrä on lisääntynyt (Manderbacka 2005, 133).

Väestön terveyden viime vuosien suotuisasta kehityksestä huolimatta on väestöryhmien välillä varsin merkittäviä terveyseroja Suomessa (Martelin ym. 2005, 266). Vaikka elinajanodote on kasvanut kaikissa sosioekonomisissa ryhmissä, ryhmien väliset erot kuolleisuudessa ovat Suomessa huomattavat moniin muihin maihin verrattuna. Viime vuosikymmeninä kuolleisuuserot ovat jopa kasvaneet. Esimerkiksi 1990-luvun lopulla ylempiin toimihenkilöihin kuuluvalla 35-vuotiaalla miehellä oli odotettavissa elinaikaa kuusi vuotta enemmän kuin samankäisellä työntekijämiehellä. Naisilla ero oli 3,2 vuotta. Myös koulutuksen ja

tulojen mukaan tarkasteltuna elinajanodotteen erot ovat samankaltaisia. (Martelin ym. 2005, 271–273)

Kuolleisuuden ohella myös sairastavuuserot sosioekonomisten ryhmien välillä ovat huomattavat Suomessa. Esimerkiksi verenkierto-, tuki- ja liikuntaelinten sairauksissa sekä huonoksi koetussa terveydessä sosioekonomisten ryhmien väliset erot vastaavat suuruudeltaan näiden ryhmien kuolleisuuseroja. Suurten sairastavuuserojen takia sosioekonomisten ryhmien välillä erot terveinä eletyissä elinvuosissa ovat elinajanodote-eroja vieläkin jyrkemmät. (Martelin ym. 2005, 272)

Sosioekonomisten ryhmien kuolleisuuserojen ohella myös elinajanodotteen alueelliset erot ovat Suomessa merkittävät. Maakunnittain tarkasteltuna elinajanodote oli korkea Pohjanmaalla, jossa miesten odotettavissa oleva elinaika oli 76,8 vuotta ja naisilla 82,6 vuotta vuosina 1997–2001. Myös Ahvenanmaalla elinajanodote oli samaa luokkaa kuin Pohjanmaalla. Suomessa elinajanodotteen toista ääripäätä edustavat maakunnista Kymenlaakso, Pohjois-Karjala, Kainuu ja Lappi, missä elinajanodote oli miehillä neljä vuotta ja naisilla 2-3 vuotta Pohjanmaata ja Ahvenanmaata lyhyempi. (Martelin ym. 2005, 270) Myös muilla mittareilla terveyden alue-erot ovat samansuuntaisia. Esimerkiksi pitkäaikaissairaudet olivat Itä-Suomessa muuta maata yleisempiä (Martelin ym. 2005, 270). 2000-luvun alussa koetun terveyden osalta alueelliset erot olivat varsin pienet, mutta merkkejä itäsuomalaisen maan muita osia huonommasta terveydestä oli edelleen nähtävissä (Manderbacka 2005, 131).

3 Tuloerojen ja terveyden välisen yhteyden teoreettinen tarkastelu

3.1 Yleistä

Kuten edellä havaittiin, terveyteen vaikuttavat useat eri tekijät. Yksilön luontaisen tekijöiden, kuten perimän tai sukupuolen ohella myös ulkoiset tekijät vaikuttavat terveyteen. Toisaalta terveys voi olla yhteydessä esimerkiksi sellaisiin ulkoisiin tekijöihin, kuten tuloihin, sillä hyvä terveys on edellytys menestykselle työntekijälle. Tarkasteltaessa tulojen ja terveyden välisen yhteyden mekanismeja on huomioitava, että tulojen ja terveyden yhteys voi toimia kahteen suuntaan: joko tulot parantavat terveyttä tai hyvä terveys lisää yksilön tuloja esimerkiksi hyvän työkyvyn myötä (Deaton 2002, 15). Toisaalta sekä tulot että terveys voivat olla korreloituneet muiden tekijöiden kanssa (ma. 15).

Absoluuttisen tulon hypoteesin (engl. absolute income hypothesis) mukaan tulot ovat yhteydessä terveyteen, mutta tuloerot eivät vaikuta siihen (Deaton 2003, 114). Absoluuttisen tulon hypoteesin mukaan terveys on sitä parempi, mitä suuremmat tulot yksilöllä on. Köyhyshypoteesi (engl. poverty hypothesis) on verrattavissa absoluuttisen tulon hypoteesiin, sillä huono terveys voi olla seurausta alhaisesta tulotasosta tai äärimmäisestä köyhyydestä. (Li & Zhu 2006, 3) Suhteellisen tulon hypoteesin (engl. relative income hypothesis) mukaan terveys riippuu yksilön tuloista suhteessa muiden tuloihin samassa ryhmässä. Hypoteesin mukaan terveys heikkenee, kun yksilö on taloudellisesti huono-osainen suhteessa viiteryhmäänsä ja päinvastoin. Suhteellisen tulon hypoteesi on verrattavissa suhteellisen aseman hypoteesiin (engl. relative position hypothesis), jonka mukaan terveyteen vaikuttavat tulojen lisäksi yksilön asema koko tulojakaumassa. (ma. 5)

Edellä esitetyissä hypoteeseissa tuloerojen ja terveyden välillä ei oletettu vallitsevan yhteyttä. Tulojen eriarvoisuuden hypoteesin (engl. income inequality hypothesis) mukaan tuloerot vaikuttavat haitallisesti yksilöiden terveyteen (Wagstaff & van Doorslaer 2000, 549). Hypoteesi väittää, että tuloerot ovat sellaisenaan uhka yksilöiden terveydelle (Li & Zhu 2006, 3). Seuraavassa tarkastellaan yksityiskohtaisemmin tulojen eriarvoisuuden hypoteesia.

3.2 Tulojen eriarvoisuuden hypoteesi

Tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä tarkastelleissa tutkimuksissa on pyritty selvittämään, vaikuttavatko tuloerot eri väestöryhmien terveyteen samalla tavalla (Dahl ym. 2006, 2563). Tulojen eriarvoisuuden hypoteesista on esitetty kaksi hieman toisistaan poikkeavaa versiota. Tulojen eriarvoisuuden hypoteesin niin sanotun vahvan version mukaan tuloerot ovat haitallisia kaikkien yksilöiden terveydelle yksilön tulotasosta riippumatta. Tulojen eriarvoisuuden niin sanotun heikon version mukaan tuloerot ovat haitallisimpia yhteiskunnan huono-osaisten terveydelle. (Mellor & Milyo 2002, 513–514) Hypoteesin heikko versio on rinnastettavissa suhteellisen tulon hypoteesiin, vaikka hypoteesit eivät täysin vastakaan toisiaan. Suhteellisesti tarkasteltuna eriarvoisuuden kasvu merkitsee, että tulojen ero rikkaimman ja köyhimmän välillä kasvaa. Tällöin tuloerojen haitallinen vaikutus kohdistuu voimakkaammin tulojen suhteen huono-osaisiin. Tulojen eriarvoisuuden hypoteesin vahvan version mukaan myös yhteiskunnan varakkaimmat yksilöt voivat kärsiä tuloerojen haitallisista vaikutuksista terveydelle. (Li & Zhu 2006, 6) Haitallinen vaikutus voi olla seurausta esimerkiksi tuloerojen kasvun myötä lisääntyvästä rikollisuudesta.

Tässä tutkimuksessa testataan empiirisesti tulojen eriarvoisuuden hypoteesin vahvaa ja heikkoa versiota. Tulojen eriarvoisuuden hypoteesin vahva versio määritellään:

$$H_{ij} = \beta_0 + \beta_1 Q_j + I_{ij} \Gamma + X_{ij} \Theta + \varepsilon_{ij} , \quad (10)$$

joka on muunnelma Lin ja Zhun (2006, 5) esityksestä. Yhtälössä 10 indeksi i viittaa yksilöön ja j yhteisöön (engl. community). H_{ij} kuvaa yksilön i terveydentilaa yhteisössä j . Q_j tarkoittaa tuloeroja yhteisössä j . I_{ij} on yksilön tulojen sekä tulojen neliön vektori ja parametrivektori $\Gamma = \{\Gamma_1, \Gamma_2\}$. X_{ij} on puolestaan vektori, joka kuvaa muita yksilön ja yhteisön ominaisuuksia. Parametrivektori $\Theta = \{\Theta_1, \Theta_2, \dots, \Theta_Z\}$, jossa Z on yksilön ja yhteisön ominaisuuksia kuvaavien taustamuuttujien lukumäärä. Käsillä olevassa tutkimuksessa yksilön ja yhteisön ominaisuuksia kuvaaviin taustamuuttujiin sisällytetään muun muassa yhteisön j keskimääräinen tulotaso. Yhteisö j on yksilön i viiteryhmä, johon vertailu kohdistetaan. Tulojen eriarvoisuuden hypoteesin vahvan version mukaisesti oletetaan, että parametri $\beta_1 < 0$. Näin ollen terveydentila heikkenee tuloerojen kasvaessa.

Tarkasteltaessa tulojen eriarvoisuuden hypoteesin heikkoa versiota laajennetaan edellä esitettyä yhtälöä 10 siten, että tuloerojen vaikutus terveyteen vaihtelee yksilön suhteellisen tulotason mukaan. Tätä varten yhtälöön 10 lisätään muuttuja $Q_j R_{ij}$, jossa Q_j tarkoittaa tuloeroja yhteisössä j . Yksilön i suhteellista tulotasoa merkitään puolestaan muuttujalla R_{ij} . Suhteellinen tulotaso määritellään sen perusteella, mikä on yksilön asema yhteisön j tulojakaumassa. Mitä korkeampi yksilön absoluuttinen tulotaso on, sitä suurempia arvoja R_{ij} sekä $Q_j R_{ij}$ saavat. (Li & Zhu 2006, 5) Lin ja Zhun (2006, 5) esitystä mukailleen tulojen eriarvoisuuden hypoteesin heikko versio määritellään:

$$H_{ij} = \beta_0 + \beta_1 Q_j + \delta R_{ij} + \eta Q_j R_{ij} + I_{ij} \Gamma + X_{ij} \Theta + \varepsilon_{ij} . \quad (11)$$

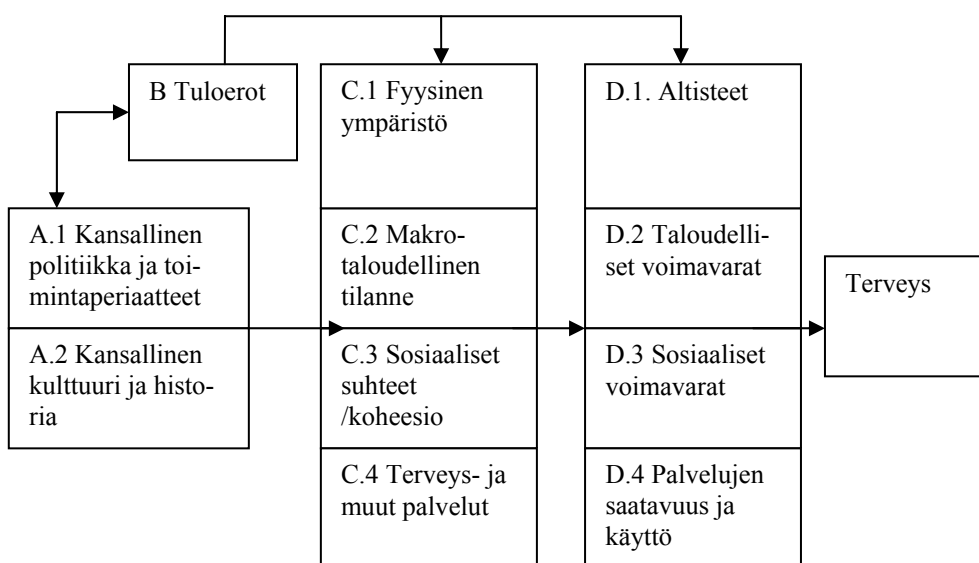
Yhtälössä 11 muut muuttujat määritellään kuten yhtälössä 10. Tulojen eriarvoisuuden hypoteesin heikon version mukaisesti oletetaan, että parametri η saa positiivisia arvoja. Tuloerojen haitallinen vaikutus terveydelle on näin ollen sitä pienempi, mitä korkeampi yksilön suhteellinen tulotaso on eli mitä suurempia arvoja muuttuja R_{ij} saa. (Li & Zhu 2006, 5) Oletuksena on tässä, että terveys on sitä parempi, mitä suurempia arvoja H_{ij} saa.

3.3 Vaikutusmekanismeja tuloerojen ja terveyden välillä

Yhteiskunnassa voi olla useita erilaisia vaikutusmekanismeja, joiden kautta tuloerot vahingoittavat terveyttä. Näiden mekanismien avulla pyritään selittämään erilaisia kausaalisuhteita tuloerojen ja terveyden välillä. Macinko ym. (2003, 415–419) tarkastelevat tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä jakamalla sen taustalla olevat tekijät kahteen pääryhmään: psykososiaalisiin ja neomateriaalisiin tekijöihin. Näitä tekijöitä havainnollistetaan kuviossa 5.

Kuviossa 5 yksilöiden terveyteen vaikuttavat tekijät on jaettu neljään pääryhmään (A-D) ja niiden alaryhmiin (1–4). Ensimmäinen ryhmä (ryhmä A) kuvaa tuloeroihin ja muihin terveyttä määrittäviin tekijöihin vaikuttavia kansallisia poliittisia, historiallisia ja kulttuuriin liittyviä tekijöitä. Tuloerot (ryhmä B) vaikuttavat puolestaan yhteiskunnan ja yksilön tasolla terveyttä määrittäviin tekijöihin. Tarkastelun oletuksena on, että tuloerojen yhteys terveyteen ei ole suora. Tuloerojen oletetaan vaikuttavan terveyteen välillisesti muiden tekijöiden kautta.

Kuvio 5. Tuloerojen ja terveyden välisen yhteyden käsitteellinen kehikko



Lähde: Macinko ym. 2003, 410

Kuvion 5 kolmannessa ryhmässä (ryhmä C) kuvataan terveyteen yhteiskunnan tasolla vaikuttavia tekijöitä. Näitä ovat esimerkiksi erilaiset ympäristötekijät, makrotaloudellinen tilanne, sosiaalinen koheesio sekä terveys- ja hyvinvointipalvelut. Yksilötasolla terveyteen vaikuttavia tekijöitä (ryhmä D) ovat puolestaan erilaiset terveydelle haitalliset altisteet, yksilöiden taloudelliset ja sosiaaliset voimavarat sekä terveyspalvelujen saatavuus ja niiden käyttö.

Tuloerojen ja terveyden välisen yhteyden psykososiaalinen selitysmalli tarkastelee yksilöiden ja yhteisöjen psykososiaalisia ominaisuuksia, kuten ihmisten välisestä luottamuksesta ja sosiaalista yhteenkuuluvuutta tuloerojen ja terveyden välisen yhteyden selittäjinä (Macinko ym. 2003, 415). Näitä tekijöitä ovat kuviossa 5 ryhmään C.3 merkityt sosiaaliset suhteet ja koheesio sekä ryhmään D.3 merkityt yksilöiden sosiaaliset voimavarat, eli niin sanottu sosiaalinen pääoma. Psykososiaalisen näkökulman mukaan yhteiskunnan suuret tuloerot vähentävät yksilöiden yhteenkuuluvuuden tunnetta, lisäävät epäluottamusta, heikentävät

yksilöiden sosiaalisia voimavaroja ja yhteisön sosiaalista pääomaa (Macinko ym. 2003, 416). Sosiaaliset hierarkiat lisäävät yksilöiden keskinäistä vertailua ja siitä aiheutuvaa stressiä. Yhteisöjen sosiaalisen koheesion heikentyminen voi johtaa myös lisääntyneeseen rikollisuuteen. (ma. 416) Esimerkiksi tätä kautta suuret tuloerot voivat olla uhka myös yhteiskunnan varakkaimpien yksilöiden terveydelle ja hyvinvoinnille.

Tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä tarkastelevan neomateriaalisen selitysmallin mukaan aineelliset tekijät, kuten tulot ja elinolosuhteet ovat tärkeimpiä yksilöiden terveyteen vaikuttavia tekijöitä. Tuloerojen ja terveyden välisen yhteyden ajatellaan olevan seurausta yhteiskunnan vähäisistä investoinneista fyysiseen, inhimilliseen ja sosiaaliseen pääomaan, yksilöiden taloudellisten resurssien puutteesta sekä altistumisesta esimerkiksi huonoista elinolosuhteista johtuville vaaratekijöille. Vähäiset taloudelliset resurssit heikentävät yksilöiden mahdollisuuksia esimerkiksi sairauksien ehkäisyyn ja niiden hoitoon. Yhteiskunnan vähäiset investoinnit inhimilliseen ja sosiaalisiin pääomaan sekä fyysiseen ympäristöön heikentävät erityisesti huono-osaisten mahdollisuuksia esimerkiksi riittävän koulutuksen hankkimiseen ja hyviin elinolosuhteisiin. (Macinko ym. 2003, 418) Kuviossa 5 näitä taloudellisia tekijöitä havainnollistetaan ryhmissä C.2 ja D.2.

Kuviossa 5 terveydenhuollon vaikutus tuloerojen ja terveyden väliseen yhteyteen ilmenee kahdella tasolla: koko yhteiskunnassa terveystalouden rakenteen ja saatavuuden (ryhmä C.4) sekä yksilötasolla palveluiden käytön kautta (ryhmä D.4). Terveystalouden merkitystä tuloerojen ja terveyden välisen yhteyden selittäjinä on epäilty (ks. esim. Cutler ym. 2006, 26). Shi ja Starfield (2000, 546) osoittivat kuitenkin, että tuloeroilla ja perusterveydenhuollon lääkäreiden määrällä suhteessa väestömäärään oli tilastollisesti merkitsevä yhteys yksilöiden koettuun terveyteen Yhdysvalloissa. Osavaltioissa, joissa tuloerot olivat suurimmillaan, 16 prosenttia ihmisistä ilmoitti terveytensä kohtalaiseksi tai huonoksi, kun prosent-

tiosuus tasaisimman tulonjaon osavaltioissa oli 10. Myös perusterveydenhuollon lääkäreiden määrä suhteessa väestöön oli korkeampi niiden henkilöiden kohdalla, jotka ilmoittivat terveytensä hyväksi tai erinomaiseksi kuin terveytensä kohtalaiseksi tai huonoksi kokevien kohdalla. (ma. 546) Tutkijoiden mukaan erot perusterveydenhuollossa voivat olla eräs selittäjä, jonka kautta tuloerojen vaikutus välittyy haitallisesti terveyteen (ma. 552).

Edellä tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä selittäviä tekijöitä käsiteltäessä on oletettu, että huono terveys on seurausta alhaisesta tulotasosta ja, että tuloerot vaikuttavat haitallisesti terveyteen. Yksilöt eivät kuitenkaan ole välttämättä sairaita sen takia, että he ovat köyhiä (Macinko ym. 2003, 416). Alhainen tulotaso voi johtua myös huonosta terveydestä. Mikäli heikko terveydentila rajoittaa yksilön mahdollisuuksia tehdä työtä, heijastuu huono terveys tätä kautta tuloihin. Yksilöt voivat olla valikoituneet terveydentilansa perusteella eri tuloluokkiin. (ma. 416) Tällöin tuloerot olisivat osin seurausta terveyden eriarvoisesta jakautumisesta yksilöiden kesken, joten terveyseroja kaventamalla olisi mahdollista vähentää myös tulojen eriarvoista jakautumista väestössä (Deaton 2003, 133). Terveyteen vaikuttavat toimenpiteet heijastuisivat siten esimerkiksi parantuneen työkyvyn kautta tuloihin. Mikäli terveydentilaa parantamalla voitaisiin vaikuttaa yksilöiden työntekomahdollisuuksiin, olisi terveyseroja kaventamalla mahdollista supistaa tuloeroja. Tällöin terveyteen ja sen eriarvoiseen jakautumiseen vaikuttavat toimenpiteet heijastuisivat myös tuloeroihin.

4 Tuloerot ja terveys: katsaus empiiriseen kirjallisuuteen

4.1 Yleistä

Tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä on tutkittu liki 30 vuoden ajan. Rodgers (1979) tutki tuloerojen ja väestön terveyden välistä yhteyttä 1970-luvulla ja havaitsi, että suuret tuloerot olivat yhteydessä korkeaan kuolleisuuteen ja tasaisemman tuloerojen maissa elinajanodote oli tuloerojen suhteen eriarvoisempia maita korkeampi. Sittemmin tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä selvittäneiden tutkimusten määrä on kasvanut voimakkaasti, eikä asiasta ole saavutettu yhteisymmärrystä. Wilkinson ja Pickett (2006) ovat laatineet kirjallisuuskatsauksen, jossa mainitaan kaikkiaan 155 julkaisua ja niiden 168 tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä selvittänyttä analyysia. Näistä analyyseista 70 prosenttia tuki täysin tai osittain esitettyä hypoteesia tuloerojen ja terveyden välisestä yhteydestä. Loput 30 prosenttia kumosivat sen. Seuraavassa luodaan katsaus aiheesta julkaistuihin tutkimuksiin ja niiden tuloksiin katsausartikkelien⁶ pohjalta.

Tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä on tutkittu sekä maiden sisällä että niiden välillä. Näkökulmasta riippuen tutkimuksia on ryhmitelty kansainvälisiin väestötasoisiin tutkimuksiin, maan sisäisiin aggregaattitasoisiin tutkimuksiin sekä maan sisäisiin monitasoisisiin tutkimuksiin. Viimeksi mainituissa tutkimuksissa on selvitetty tuloerojen yhteyttä yksilöiden terveyteen, kun taas maan sisäisissä aggregaattitasoisiin tutkimuksissa on tarkasteltu tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä aluetasolla. (ks. esim. Wagstaff & van Doorslaer 2000, Lynch ym. 2004) Väestötasoisissa tutkimuksissa on selvitetty tuloerojen yhteyttä väestön terveyteen eri maiden välillä (ks. esim. Rodgers 1979).

⁶ Wagstaff & van Doorslaer (2000), Macinko ym. (2003), Lynch ym. (2004), Subramanian & Kawachi (2004), Wilkinson & Pickett (2006)

Tällä hetkellä tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä selvittävässä tutkimuksissa ollaan siirtymässä väestötasoisista tutkimuksista kohti yksilötasoisella aineistolla tehtyjä tutkimuksia (Wagstaff & van Doorslaer 2000, 552). On myös esitetty, että ihannetapauksessa tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä tulisi selvittää analysoimalla samanaikaisesti sekä yksilötason että yhteisötason muuttujien vaikutusta monitasoisten tilastollisten menetelmien avulla (ks. Dahl ym. 2006, 2563).

Subramanian ja Kawachin (2004) laatimassa katsauksessa käydään läpi 21 Yhdysvalloissa ja sen ulkopuolella monitasoisella aineistolla tehtyä tutkimusta. Tutkijat havaitsivat, että yhdeksässä Yhdysvalloissa tehdyssä tutkimuksessa tuloerojen ja terveyden välillä oli positiivinen yhteys. Ruotsissa, Tanskassa, Iso-Britanniassa, Japanissa, Uudessa-Seelannissa ja Chiessä tehdyissä tutkimuksissa tuloerojen ja terveyden välinen yhteys havaittiin ainoastaan viimeiseksi mainitussa maassa. Tuloeroilla ja terveydellä on esitetty olevan yhteys ainoastaan sellaisissa maissa, joissa eriarvoisuus on suurta, kuten esimerkiksi Yhdysvalloissa tai Chiessä (ks. Subramanian & Kawachi 2004, 81). Myös tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä tarkastelleessa kiinalaisessa tutkimuksessa havaittiin tuloerojen ja koetun terveydentilan välillä yhteys siten, että tuloerot olivat haitallisia terveydelle eriarvoisuuden ollessa suurta. Kiinassa tuloerot ovatkin kasvaneet voimakkaasti viime vuosikymmeninä. (ks. Li & Zhu 2006)

Maantieteelliset alueet, joiden perusteella alueiden tuloeroja on laskettu, ovat myös vaihdelleet eri tutkimuksissa. Wilkinson ja Pitkett (2006) mainitsevat kirjallisuuskatsauksessaan, että suurille maantieteellisille alueille laskettuja tuloeroja käyttäneissä tutkimuksissa on havaittu useammin tuloerojen ja terveyden välinen yhteys kuin tutkimuksissa, joissa tuloerot on laskettu pienille alueille. On esitetty, että maantieteellisesti pienillä alueilla tuloerot eivät heijasta riittävästi yhteiskunnallista eriarvoisuutta, eikä tuloerojen yhteyttä terveyteen tästä syystä esiinny (Subramanian & Kawachi 2004, 82). Myös tuloeromittarit ovat vaihdelleet eri tutkimuksissa (ks. esim. Macinko ym. 2003, 423–424).

Tutkimuksissa on käytetty myös useita erilaisia, terveyttä kuvaavia muuttujia (ks. Macinko ym. 2003, Subramanian & Kawachi 2004). Empiirisessä kirjallisuudessa havaittava suuntaus on, että sairastavuuden subjektiiviseen arviointiin perustuvia terveyden indikaattoreita käytetään yhä useammin terveyttä karkeasti kuvaavien mittareiden, kuten kuolleisuuden sijaan (Wagstaff & van Doorslaer 2000, 552).

Seuraavassa tarkastellaan yksityiskohtaisemmin muutamaa tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä selvittänyttä tutkimusta. Esiteltävien tutkimusten valinnassa on käytetty kolmea kriteeriä. Aluksi tarkastellaan tutkimuksia, jotka ovat selvittäneet tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä Suomessa. Vertailtavuuden lisäämiseksi käsitellään myös Ruotsissa, Tanskassa ja Norjassa tehtyjä tutkimuksia, sillä Pohjoismaat ovat monessa suhteessa samankaltaisia. Pohjoismaissa esimerkiksi tuloerot ja suhteellinen köyhyys ovat varsin alhaisia, ja terveystaloudessa julkisten palveluntarjoajien ja verorahoituksen osuus on merkittävä (Kautto ym. 2004, 264, Rostgaard & Lehto 2004, 163). Kolmas valintakriteeri oli tutkimusten aineisto. Kaikissa esiteltävissä tutkimuksissa tarkastellaan alueiden tuloerojen ja yksilöiden terveyden välistä yhteyttä ja tutkimuksissa hyödynnetään monitasoista aineistoa.

Tarkasteltavissa tutkimuksissa on pääsääntöisesti käytetty terveyden mittarina kuolleisuutta. Ainoastaan suomalaisessa Böckermanin ym. (2007) tutkimuksessa selitettävänä muuttujina käytettiin subjektiiviseen arviointiin perustuvia terveyden indikaattoreita.

4.2 Tuloerot ja terveys Suomessa

Blomgren ym. (2004) ovat selvittäneet alueellisten tekijöiden yhteyttä työikäisten miesten alkoholikuolleisuuteen Suomessa. Tutkimuksen aineisto oli kaksitasoi-

nen sisältäen tietoja sekä yksilöistä että alueista, joilla henkilöt asuivat. Tutkimus perustui vuoden 1990 väestötietoihin, jotka yhdistettiin vuosien 1991–1996 koulutustietoihin. Tutkimusaineisto kattoi 1,1 miljoonaa 25–64-vuotiasta miestä 84 alueelta (NUTS 4)⁷ Suomessa.

Tutkimuksessa alkoholin käyttöön liittyvää kuolleisuutta selitettiin yksilö- ja aluetason muuttujilla. Yksilötason muuttujia olivat ikä, koulutus, sosioekonominen asema, siviilisääty ja äidinkieli. Aluetason muuttujina olivat puolestaan Gini-kertoimella mitatut tuloerot vuonna 1990, alueen sosioekonominen rakenne⁸, kaupungistumisen aste ja ruotsinkielisen väestön osuus. Lisäksi aluetason selittäjänä muuttujana oli sosiaalinen koheesio, jota mitattiin alueen äänestysprosentilla sekä yksinasuvien, eronneiden ja yksinhuoltajaperheiden väestöosuudella. Aineisto analysoitiin tutkimuksessa monitasoisella Poisson-regressioanalyysillä (ks. monitasoisesta Poisson-regressioanalyysimenetelmästä esim. Blomgren 2005, 268–288).

Tutkimuksessa tuloeroilla ja alueen kotitalouksien mediaanitulolla ei havaittu tilastollisesti merkitsevää yhteyttä miesten alkoholikuolleisuuteen. Tutkijoiden mukaan tulos voi johtua Suomen suhteellisen tasaisesta tulonjaosta ja siitä, että tuloerot alueiden välillä ovat melko pienet. Tuloeroista ja kotitalouksien mediaanitulosta poiketen useilla muilla aluetason muuttujilla oli tutkimuksessa tilastollisesti merkitsevä yhteys miesten alkoholikuolleisuuteen. Tulosten mukaan alkoholikuolleisuus oli suurimmillaan niillä alueilla, joilla ruumiillista työtä tekevien työntekijöiden osuus sekä työttömyysaste olivat korkeita ja sosiaalinen koheesio alhainen. Tutkimus osoittaa, että alkoholikuolleisuuden alueittaisia ero-

⁷ NUTS-aluejako (Nomenclature des Unités Territoriales Statistiques) on Euroopan Unionin virallinen alueluokitusjärjestelmä. Suomessa NUTS 4-taso koostuu seutukunnista. (Niemi 2004, 6)

⁸ Muuttujaan sisältyi ruumiillista työtä tekevien osuus sekä kotitalouksien OECD-kulutussyksikköä laskettu mediaanitulo alueella vuonna 1990 ja alueen keskimääräinen työttömyysaste vuosina 1990 ja 1993.

ja ei voida selittää pelkästään yksilötekijöissä esiintyvien alueellisten erojen perusteella.

Martikainen ym. (2004) ovat puolestaan selvittäneet alueellisten tekijöiden vaikutusta itsemurhakuolleisuuteen Suomessa. Tutkimuksessa käytetty yksilötason aineisto perustui vuoden 1990 väestötietoihin ja kattoi 15–99-vuotiaat suomalaiset. Tiedot yhdistettiin vuosien 1991–2001 kuolintietoihin. Aluetason aineisto kattoi yhteensä 85 aluetta (NUTS 4) Suomessa. Tutkimuksessa alkoholin käyttöön liittyviä ja muita itsemurhakuolemia selitettiin yksilön sukupuolella, iällä, sosioekonomisella asemalla, kotitalouden tuloilla, asunnon omistuksella, taloudellisella toimeillaisuudella, siviilisäädellä, perhetyypillä, perheen koolla sekä äidinkielellä. Alueelliset selittävät muuttujat olivat Gini-kertoimella mitatut tuloerot vuonna 1990 sekä alueen sosioekonominen rakenne ja sosiaalinen koheesio. Kaksi jälkimmäistä muuttujaa määriteltiin kuten edellä (vrt. Blomgren ym. 2004). Tutkimusmenetelmä oli sama kuin edellä esitetyssä Blomgrenin ym. (2004) tutkimuksessa.

Tutkimuksen mukaan tuloeroilla ja alueen kotitalouksien mediaanitulolla ei ollut selvää ja johdonmukaista yhteyttä itsemurhakuolleisuuteen Suomessa. 15–64-vuotiaiden naisten kohdalla tuloeroilla havaittiin kuitenkin vähäinen yhteys naisten alkoholin käyttöön liittyviin itsemurhiin, kun yksilötason selittävästä muuttujista huomioitiin ainoastaan ikä. Itsemurhat olivat harvinaisempia aluilla, joissa tuloerot olivat suuret. Miesten osalta tuloeroilla ei löytynyt yhteyttä itsemurhakuolemiin, kun yksilötason selittävästä muuttujista huomioitiin ainoastaan ikä. Kun kaikki yksilötason ja aluetason muuttujat otettiin malliin mukaan, tuloeroilla ei ollut tilastollisesti merkitsevää yhteyttä miesten ja naisten itsemurhakuolleisuuteen. Myöskään alueen kotitalouksien mediaanitulon yhteys ei ollut tilastollisesti merkitsevää. Tulos on yhtenevä Blomgrenin ym. (2004) tutkimustulosten kanssa.

Böckerman ym. (2007) selvittivät edellä esitetyistä tutkimuksista poiketen maakuntien tuloerojen yhteyttä terveyteen Suomessa vuosina 1993–2005. Tutkimuksessa käytettiin aineistona Kansanterveyslaitoksen tekemää kyselytutkimusta Suomalaisen aikuisväestön terveyskäyttäytyminen ja terveys, johon yhdistettiin Tilastokeskuksen tulonjakotilastosta saatavat tiedot maakuntien tuloeroista. Tuloeroja mitattiin tutkimuksessa käytettävissä olevista tuloista lasketulla Gini-kertoimella ja ekvivalenssiskaalana käytettiin OECD-skaalaa. Terveysmuuttujia oli yhteensä kuusi: hyvä itse arvioitu terveys, hyvä fyysinen terveys, hyvä psyykinen terveys, ei lääkkeiden käyttöä, ei sairaslomia ja ei työkyvyttömyyseläkkeellä. Kaikki muuttujat olivat indikaattorimuuttujia saaden arvoja 0 tai 1. Selittävinä muuttujina olivat tuloerojen ohella sukupuoli, ikä, siviilisääty, koulutusvuodet sekä alueen reaalisten käytettävissä olevien tulojen logaritmi. Estimoinnit suoritettiin probit-mallin avulla yhdistetyllä aineistolla, sekä naisille ja miehille erikseen.

Tutkimustulosten mukaan maakunnan tuloeroilla ei ollut kaiken kaikkiaan yhteyttä lisääntyneeseen sairastavuuteen Suomessa vuosina 1993–2005. Tuloksissa havaittiin tosin tuloerojen lievä lääkkeiden kulutusta nostava vaikutus, kun estimointi suoritettiin yhdistetyllä aineistolla. Tulokset eivät olleet tilastollisesti merkitseviä tutkimuksessa käytettyjen viiden tai yhden prosentin luottamustasolla, eikä vaikutus ollut kovin merkittävä. Lääkkeiden kulutuksen todennäköisyys kasvoi 0,8 prosenttiyksikköä tuloerojen nousun myötä vuosina 1993–2005. Kun estimointi suoritettiin erikseen naisille ja miehille, havaittiin naisten kohdalla tuloerojen kasvun käänteinen yhteys hyvään fyysiseen terveyteen ja ei-työkyvyttömyyseläkkeellä oloon. Miesten kohdalla tuloerojen kasvulla ei ollut sairastavuutta lisäävää vaikutusta.

4.3 Tuloerot ja terveys Ruotsissa, Tanskassa ja Norjassa

Gerdtham ja Johannesson (2004) ovat tutkineet tuloerojen ja kuolleisuuden yhteyttä Ruotsissa. Tutkijoiden yhtenä tavoitteena oli testata tulojen eriarvoisuuden hypoteesia. Tutkimuksen aineisto perustui ruotsalaiseen elinolotutkimukseen, joka yhdistettiin tulo- ja kuolintietoja sisältäviin aineistoihin. Koko tutkimusaineisto kattoi tiedot yli 40 000 20–84-vuotiaasta ruotsalaisesta, joita haastateltiin vuosina 1980–1986 ja seurattiin tämän jälkeen aina vuoteen 1996 asti. Kunnat (n=284) muodostivat tutkimuksen viiteryhmän. Lisäksi käytettiin kahta muuta maantieteellisesti määriteltyä viiteryhmää, joita olivat maakunnat (n=24) ja paikalliset työmarkkinat (engl. local labour markets, n=100).

Tutkimuksessa selitettävänä muuttujina olivat elossaoloaika, jota mitattiin vuosien määrällä haastattelupäivän ja kuolinpäivän välillä sekä elossaolostatus (elossa=1, kuollut=0) seurantajakson (31.12.1996) lopussa. Selitettävänä muuttujina olivat alueen keskimääräinen tulo, Gini-kertoimella mitatut tuloerot ja henkilön vuotuiset tulot, jotka muodostuivat kotitalouden aikuista kohti lasketuista käytävissä olevista tuloista ja nettovarallisuudesta. Gini-kertoimen ohella käytettiin myös useita muita tuloeromittareita. Lisäksi kontrollimuuttujina käytettiin lukuisia yksilötason muuttujia (ks. Gerdtham ja Johannesson 2004, 235). Estimoinnissa käytettiin Coxin suhteellisten vaarojen mallia (engl. Cox proportional hazard model). Tutkimuksessa sovellettiin myös probit-mallia ja duraatiomalleja, jotka tuottivat samanlaisia tuloksia kuin Coxin malli.

Tutkimuksessa tuloerojen yhteys kuolleisuuteen ei ollut tilastollisesti merkitsevää. Tulos ei muuttunut, vaikka tuloerot määriteltiin maantieteellisesti eri alueille useiden eri tuloeromittareiden perusteella. Gerdthamin ja Johannessonin (2004) tutkimuksen mukaan tuloeroilla ja kuolleisuudella ei ole yhteyttä Ruotsissa. Tutkimuksen tulokset eivät tukeneet myöskään hypoteesia siitä, että tuloerot olisivat haitallisia ainoastaan yhteiskunnan huono-osaisten terveydelle.

Myös Henriksson ym. (2006) ovat tutkineet tuloerojen ja kuolleisuuden välistä yhteyttä Ruotsissa. Tutkimuksen perusjoukko muodostettiin vuoden 1990 väestötiedoista ja se kattoi 2,57 miljoonaa 40–64-vuotiasta henkilöä. Perusjoukon tiedot yhdistettiin vuosien 1991–1998 kuolintietoihin. Tutkimushenkilöiden tulot ilmoitettiin kotitalouden kulutusyksikköä kohden laskettuna käytettävissä olevana tulona. Tulojen lisäksi yksilötason selittävinä muuttujina olivat ikä, sukupuoli ja sosioekonominen asema. Tuloerot laskettiin alueitten Gini-kertoimen sekä korkeimman (p90) ja matalimman (p10) tulotason suhdeluvun $p90/p10$ avulla. Gerthamin ja Johannessonin (2004) tavoin Henriksson ym. (2006) laskivat tuloerot kunnittain ($n=284$). Tutkimuksessa hyödynnettiin kahta eri menetelmää: sekä tavallista yksitasoista että monitasoista Poisson-regressioanalyysia.

Ensimmäisellä menetelmällä saatujen tulosten perusteella tuloeroilla oli positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä yhteys kuolleisuuteen, kun selittävinä muuttujina olivat tuloerojen lisäksi vain yksilön ikä ja sukupuoli. Kun malliin lisättiin loput muuttujat, riskisuhde kasvoi entisestään osoittaen yhä merkittävämpää tuloerojen ja kuolleisuuden välistä yhteyttä. Myös tuloilla ja kuolleisuudella havaittiin tällöin selvä positiivinen yhteys. Jälkimmäisellä menetelmällä saadut tulokset poikkesivat selvästi ensimmäisellä menetelmällä saaduista tuloksista. Kun kuolleisuutta selitettiin tuloeroilla, iällä ja sukupuolella, tulonjaon ja kuolleisuuden välinen yhteys osoittautui edellisiin tuloksiin nähden päinvastaiseksi: tuloerojen kasvaessa riskisuhde pieneni. Kun malliin lisättiin loput yksilötason muuttujat, riskisuhde kasvoi eikä tuloerojen ja kuolleisuuden välinen yhteys ollut enää tilastollisesti merkitsevä. Tulojen ja sosioekonomisen aseman yhteys kuolleisuuteen oli kuitenkin edelleen positiivinen.

Henrikssonin ym. (2006) mukaan monitasoinen regressioanalyysi on sopivin tapa analysoida edellä kuvattua aineistoa. Näin ollen tutkijoiden mukaan tuloeroilla ja kuolleisuudella ei ollut saatujen tulosten perusteella yhteyttä Ruotsissa. Tämä tulos tuloerojen ja terveyden välisestä yhteydestä on siten yhdenmukainen Gerdt-

hamin ja Johannessonin (2004) sekä Blomgrenin ym. (2004) ja Martikaisen ym. (2004) Suomea koskevien tutkimustulosten kanssa.

Osler ym. (2002) selvittivät tuloerojen ja kuolleisuuden välistä yhteyttä Tanskassa. Tutkimuksen aineistona käytettiin kahta Kööpenhaminassa tehtyä pitkittäistä väestötutkimusta. Lopullinen tutkimusaineisto käsitti yhteensä 25 728 henkilöä, joista naisia oli hieman yli puolet. Kohdehenkilöiden kuolleisuutta seurattiin vuosina 1980–1999 keskimäärin 12,8 vuoden ajan. Tutkimuksessa yksilön kuolleisuutta selitettiin kotitalouden bruttotuloilla ja alueittain lasketuilla tuloeroilla. Osler ym. (2002) laskivat tuloerot jokaiselle seurakunta-alueelle (engl. parish, n=149) Kööpenhaminassa. Tuloeromittarina oli mediaanitulo-osuus, joka saatiin laskemalla kotitalouksien köyhimmän 50 prosentin bruttotulojen osuus kaikista kotitalouksien tuloista. Lisäksi selittävinä muuttujina käytettiin yksilön painoindeksiä, tupakointia, alkoholin käyttöä, vapaa-ajan fyysistä aktiivisuutta, koulutusta ja kotitalouden rakennetta. Aluetasoisina muuttujina käytettiin myös keskimääräisiä kotitalouden tuloja sekä alueen lapsiperheiden osuutta kaikista kotitalouksista. Estimoinnissa sovellettiin Coxin suhteellisten vaarojen mallia.

Tutkimustulosten mukaan tuloerojen ja kuolleisuuden välillä ei ollut yhteyttä Tanskassa. Naisten kohdalla tuloeroilla ja kuolleisuudella ei ollut yhteyttä, vaikka tulojen lisäksi edellä mainittuja selittäviä muuttujia ei otettu estimoidussa mallissa lainkaan huomioon. Miesten osalta tuloerojen ja kuolleisuuden välinen yhteys hävisi, kun kyseessä olevat tekijät otettiin malliin mukaan. Sekä miehillä että naisilla tulot ja kuolleisuus olivat kuitenkin yhteydessä toisiinsa siten, että suurituloisilla kuolleisuus oli alhaisin.

Norjassa tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä ovat tutkineet Dahl ym. (2006). Tutkijoiden ensimmäisenä tavoitteena oli selvittää, miten tulonjaon alueelliset erot olivat yhteydessä kuolleisuuteen Norjassa 1990-luvulla. Toisena tavoitteena oli selvittää, esiintyikö tuloerojen terveydelle haitallisissa vaikutuksissa eroja

erilaisessa yhteiskunnallisessa asemassa olevien yksilöiden välillä. Tutkimuksessa testattiin siten sekä tulojen eriarvoisuuden hypoteesin vahvaa että heikkoa versiota.

Tutkimuksen aineisto perustui Norjan Tilastokeskuksen erilaisista hallinnollisista rekistereistä kokoamaan FD-Trygd-tietokantaan, josta saadut tiedot yhdistettiin tutkimuksessa erilaisiin muihin hallinnollisiin rekistereihin ja väestötilastoihin aina vuoteen 1999 asti. Koko tutkimusaineisto kattoi yhteensä lähes 2,2 miljoonaa vuosina 1927–1968 syntynyttä norjalaista miestä ja naista. Tutkimuksessa selitettävä muuttuja oli vuosina 1994–1999 havainnoitu kuolleisuus (esim. henkilö kuollut vuosina 1994–1999 tai elossa tarkastelujakson lopussa 1999). Selittäviä muuttujia olivat muun muassa alueiden keskimääräinen tulo ja tuloerot. Alueluokituksena käytettiin Euroopan unionin NUTS-aluejaon mukaista alueluokitusjärjestelmää. Yhteensä alueita oli 88 ja ne muodostivat NUTS 4-tason. Alueellisia tuloeroja tutkimuksessa mitattiin Gini-kertoimella. Muita selittäviä muuttujia olivat yksilön ikä, sukupuoli, siviilisääty, koulutustaso, tulot ja saadut terveyteen liittyvät sosiaalietuudet. Estimoinnissa sovellettiin monitasoista logistista regressioanalyysia (ks. menetelmästä esim. Blomgren 2005, 282–286).

Tulosten mukaan alueelliset tuloerot olivat yhteydessä kokonaiskuolleisuuteen Norjassa 1990-luvulla. Tutkimus osoittaa, että kuolleisuus lisääntyi alueellisten tuloerojen kasvaessa. Vuosina 1994–1999 kuolleisuus oli noin 25–30 prosenttia korkeampi alueilla, joissa tuloerot olivat suurimmat verrattuna tasaisimman tulojaon alueisiin. Tuloerojen ja kuolleisuuden välillä säilyi tilastollisesti merkitsevä positiivinen yhteys, vaikka edellä mainitut yksilötason tekijät otettiin malliin mukaan. Dahl ym. (2006) havaitsivat myös, että tuloerot vaikuttivat kaikkein haitallisimmin sosioekonomiselta asemaltaan huono-osaisiin. Sosioekonomista asemaa mitattiin tutkimuksessa tuloilla, koulutuksella ja terveyteen liittyvillä sosiaalietuuksilla. Dahlin ym. (2006) tutkimus tukee siten sekä tulojen eriarvoisuuden hypoteesin vahvaa että heikkoa versiota.

Tuloeroilla ja terveydellä on arveltu olevan yhteys ainoastaan maissa, joissa eriarvoisuus on suurta. Suomen, Ruotsin ja Tanskan osalta edellä esitetyt tutkimustulokset tukevat tätä havaintoa. Pohjoismaissa tuloerot ovat varsin pienet, eikä tuloeroilla ja terveydellä ole havaittu yhteyttä näissä tutkimuksissa. Norjaa koskeva Dahlin ym. (2006) tutkimustulos poikkeaa kuitenkin aiemmin mainituista pohjoismaalaisista tutkimuksista. Dahl ym. (2006, 2570) esittävät, että tasaisen tulonjaon maissa tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä tulisi selvittää tarkemmin. Tutkijoiden mukaan eräs lisätarkastelukohde on tutkimuksessa käytettävä aluejako.

Maantieteellisesti pienille alueille lasketut tuloerot eivät välttämättä heijasta riittävästi yhteiskunnallista eriarvoisuutta, eikä tuloerojen yhteyttä terveyteen näin ollen esiinny (Subramanian & Kawachi 2004, 82). Osler ym. (2002), Gertdham ja Johannesson (2004) sekä Henriksson ym. (2006) käyttivät tutkimuksissaan kuntia tai niitä pienempiä alueita aluejaon perustana, eivätkä havainneet tuloerojen ja kuolleisuuden välillä positiivista yhteyttä. Dahlin ym. (2006) tutkimuksessa tuloerot laskettiin maantieteellisesti edellä mainittuja suuremmille alueille, ja tutkimuksessa tuloerojen ja terveyden välillä oli positiivinen yhteys. Suomea koskevissa Blomgrenin ym. (2004) ja Martikaisen ym. (2004) tutkimuksissa aluejako oli sama kuin norjalaisessa Dahlin ym. (2006) tutkimuksessa, mutta Suomessa tuloeroilla ja kuolleisuudella ei havaittu tutkimuksissa yhteyttä. Dahl ym. (2007, 2571) arvelevat tuloksen olevan seurausta tutkimuksissa käytettyjen terveysmuuttujien eroista tai alueiden välisten tuloerojen pienemmästä vaihtelusta Suomessa Norjaan verrattuna.

5 Aineisto, muuttajat ja tutkimusmenetelmät

5.1 Aineisto

Tutkimuksen aineiston muodostavat Tilastokeskuksen vuosien 2003 ja 2004 tulonjakotilastot (Income Distribution Statistics, IDS) sekä tulonjakotilaston yhteydessä edellä mainittuina vuosina Euroopan Unionin tilastoviraston Eurostatin tulo- ja elinolotutkimusta (EU-SILC) varten kerätyt yksilöiden terveystiedot, jotka yhdistetään tulonjakotilastoista saataviin tietoihin.

Tilastokeskuksen tulonjakotilasto on julkaistu vuosittain aina vuodesta 1977 lähtien vuosia 1981 ja 1985 lukuun ottamatta. Se on otantaan perustuva tutkimus, jonka lopullinen otos muodostuu noin 10 000 yksityiskotitaloudesta Suomessa. Vuodesta 2003 lähtien tulonjakotilaston otokseen poimitut kohdehenkilöt ovat olleet iältään vähintään 16-vuotiaita. Aiemmin tulonjakotilaston ikäraja oli 15 vuotta. Tulonjakotilasto perustuu kiertävään paneeliotokseen, jossa sama kotitalous on mukana kahtena peräkkäisenä vuotena (Tilastokeskus 2006c, 29). Tässä tutkimuksessa käytettävien tulonjakotilastojen lopullinen otoskoko oli 11 200 kotitaloutta vuonna 2003 ja 11 229 kotitaloutta vuonna 2004. Yksilöitä kotitalouksissa oli yhteensä 29 070 vuonna 2003 ja 29 112 vuonna 2004. Vuoden 2003 tulonjakotilastossa ensimmäistä kertaa tutkimuksessa mukana olleita kotitalouksia oli yhteensä 5 873, joista vuotta myöhemmin oli mukana 5 797.

Vuodesta 2003 lähtien tulonjakotilaston tietojen keruun yhteydessä on kerätty tietoja eurooppalaista tulo- ja elinolotutkimusta (EU-SILC) varten. Eurooppalaisista tulo- ja elinolotutkimusta varten kerätty aineisto (tässä: SILC-aineisto) sisältää haastatteluiden avulla kerättyjä tietoja esimerkiksi kotitalouksien sosiaalisesta syrjäytymisestä ja asumisesta sekä kohdehenkilöiden terveydestä ja terveyspalvelujen saannista. Tässä tutkimuksessa hyödynnetään SILC-aineistosta saatavia

kohdehenkilöiden terveystietoja vuosilta 2003 ja 2004. Nämä tiedot yhdistetään vuosien 2003 ja 2004 tulonjakotilastoista saatuihin taustatietoihin kunkin henkilön kotitaloudelle annetun numeron perusteella⁹. Tulonjakotilastossa taustatietoja on saatavilla kaikille kotitalouden jäsenille, mutta SILC-aineistossa terveystietoja on kotitalouden kohdehenkilöille. Tämän vuoksi yhdistetty aineisto supistettiin kohdehenkilötasoiseksi. Saatu aineisto vastaa havaintomäärältään vuosien 2003 ja 2004 tulonjakotilastojen kotitalouksien lukumääriä.¹⁰

5.2 Tulokäsite ja ekvivalenssiskaalat

Kotitalouden käytettävissä olevat tulot on Tilastokeskuksen tulonjakotilaston keskeisin tulokäsite, joka toimii myös tutkimuksen empiirisen osion tulokäsitteenä. Tulonjakotilaston tulokäsitteitä tarkasteltiin aiemmin tutkimuksen luvussa 2.1.1. Tutkimuksessa tarkastelukohteena ovat kotitalouksissa asuvat yksilöt. Kotitalouksien tulojen vertailu voi antaa harhaanjohtavan kuvan yksittäisen kotitalouden jäsenen hyvinvoinnista, koska kotitaloudet eroavat sekä kooltaan että rakenteeltaan toisistaan. Jotta yksilöt saadaan keskenään paremmin vertailukelpoisiksi, muunnetaan kotitalouden käytettävissä olevat tulot henkilömääräisiksi kotitalouden jäsenmäärän (per capita) sekä OECD-skaalan ja modifioidun OECD-skaalan avulla.

Tarkasteltaessa kotitalouden jäsentä kohti laskettuja käytettävissä olevia tuloja jaetaan kotitalouden käytettävissä olevat tulot kotitalouden jäsenmäärällä. OECD-skaalassa ja modifioidussa OECD-skaalassa kotitalouden jäsenet saavat eri painoja. OECD-skaalassa kotitalouden ensimmäinen aikuinen saa painon 1,

⁹ Tulonjakotilaston ja SILC-aineiston yhdistäminen suoritettiin SAS 9.1-ohjelmistolla.

¹⁰ Ikärajamuutoksen ja tulonjakotilaston kiertävän paneeliotoksen vuoksi vuoden 2003 aineistossa noin puolet henkilöistä valittiin otantaan 15 vuoden vähimmäisiän perusteella vuonna 2002. Vuonna 2003 tutkimuksessa ensimmäistä kertaa mukana olleiden henkilöiden kohdalla otannassa käytettiin uutta 16 vuoden ikärajaa.

muut aikuiset painon 0,7 ja 0–17-vuotiaat lapset painon 0,5 (Tilastokeskus 2006c, 36–37). Modifioidussa OECD-skaalassa kotitalouden ensimmäinen aikuinen saa puolestaan painon 1, muut 14 vuotta täyttäneet aikuiset painon 0,5 ja 0–13-vuotiaat lapset painon 0,3 (mt. 37).

5.3 Muuttujien kuvaus

5.3.1 Selitettävät muuttajat

SILC-aineistosta saadaan tietoja kohdehenkilöiden yleisestä terveydentilasta ja sairastavuudesta. Tutkimuksen selitettäviä muuttujia ovat henkilöiden pitkäaikaissairastavuus ja yleinen terveydentila. Taulukossa 1 esitetään kohdehenkilöiltä kysytyt kysymykset, joiden pohjalta selitettävät muuttajat on muodostettu. Selitettävien muuttujien kuvaukset esitetään myös liitteessä 1.

Taulukko 1. Selitettävien muuttujien kuvaus

Muuttujan nimi	Selite	Arvot
Pitkäaikaissairastavuus	Onko Teillä jokin pitkäaikainen sairaus, vaiva tai vamma? Pitkäaikainen: <ul style="list-style-type: none"> - jatkuvaa seurantaa tai hoitoa vaativa - kestänyt tai sen odotetaan kestävän ainakin puoli vuotta 	1 jos henkilöllä on pitkäaikainen sairaus, vaiva tai vamma eli henkilöllä on pitkäaikaissairauksia, 0 jos ei.
Yleinen terveydentila	Onko terveydentilanne nykyisin mielestänne hyvä, melko hyvä, keskitasoinen, melko huono, huono?	3 jos henkilön yleinen terveydentila on hyvä, 2 jos melko hyvä, 1 jos keskitasoinen, 0 jos melko huono tai huono.

Lähde: Tilastokeskus 2007

Koska SILC-aineistosta puuttui terveystietoja muutamilta kohdehenkilöiltä, jouduttiin aineistoa supistamaan jonkin verran sen alkuperäisestä koosta. Selitettävi-

en muuttujien jakaumat vuosien 2003 ja 2004 otoksessa esitetään taulukoissa 2 ja 3. Muuttujien kuvauksellinen analyysi raportoidaan liitteen 2 taulukoissa 1 ja 2.

Taulukko 2. Pitkäaikaissairastavuus-muuttujan jakauma tutkimusaineistossa

Muuttuja	2003		2004	
	Havaintojen lkm	%-osuus	Havaintojen lkm	%-osuus
Pitkäaikaissairastavuus = 0	6575	60,72	6405	58,70
Pitkäaikaissairastavuus = 1	4254	39,28	4506	41,30
Yhteensä	10829	100,00	10911	100,00

Taulukko 3. Yleinen terveydentila-muuttujan jakauma tutkimusaineistossa

Muuttuja	2003		2004	
	Havaintojen lkm	%-osuus	Havaintojen lkm	%-osuus
Yleinen terveydentila = 0	957 ^a	8,84	996 ^b	9,13
Yleinen terveydentila = 1	2310	21,34	2273	20,85
Yleinen terveydentila = 2	2713	25,06	2796	25,64
Yleinen terveydentila = 3	4846	44,76	4839	44,38
Yhteensä	10826	100,00	10904	100,00

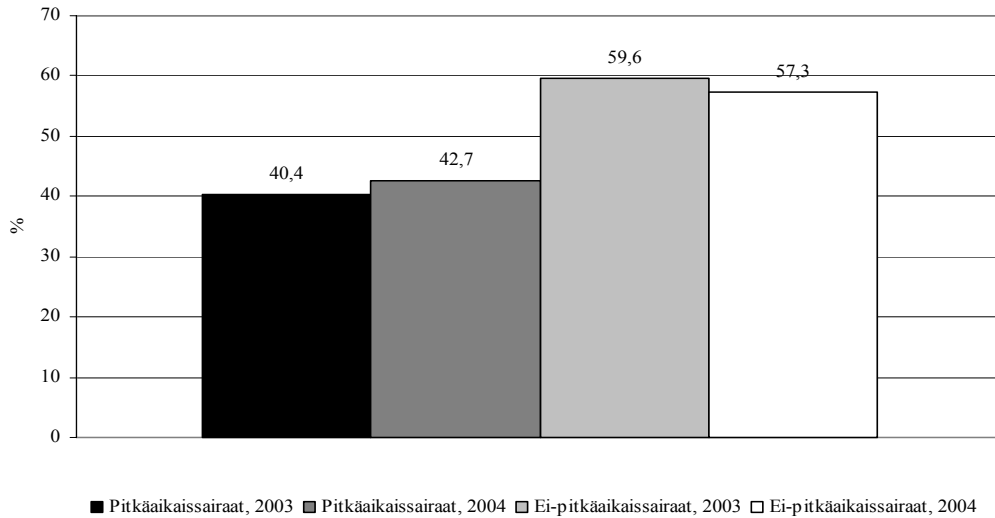
^a Sisältää 244 henkilöä, joiden yleinen terveydentila oli huono ja 713 henkilöä, joiden yleinen terveydentila oli melko huono.

^b Sisältää 266 henkilöä, joiden yleinen terveydentila oli huono ja 730 henkilöä, joiden yleinen terveydentila oli melko huono.

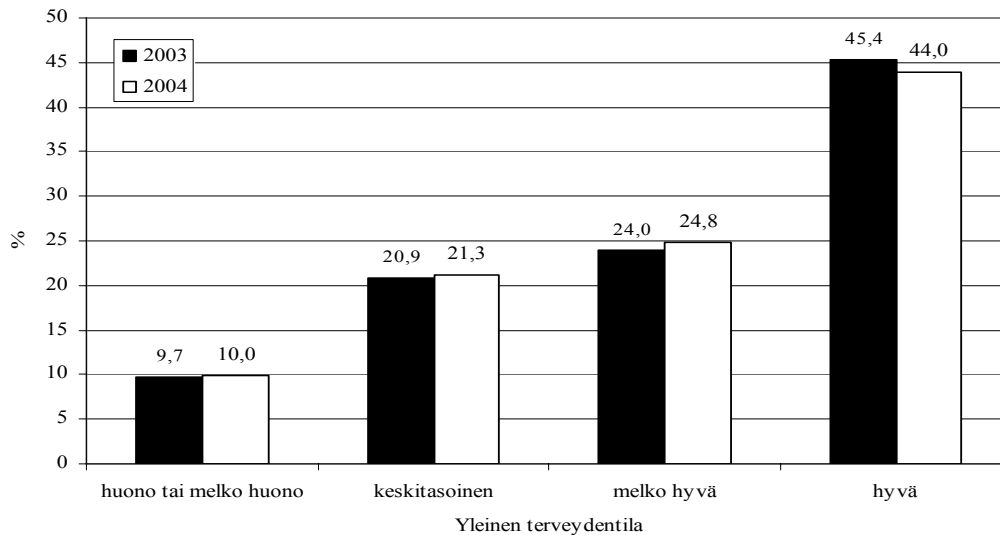
Edellä mainittujen selitettävien muuttujien lisäksi tutkimuksessa käytettiin selitettävänä muuttujana 15D-terveysmittaria, joka on yli 15-vuotiaalle aikuisväestölle kehitetty, terveyteen liittyvän elämänlaadun mittari (muuttujan tarkempi kuvaus ja sitä koskevat tutkimustulokset ks. Pekkala 2008).

Seuraavassa tarkastellaan pitkäaikaissairastavuuden ja yleisen terveydentilan jakautumista yli 15-vuotiaiden suomalaisten osalta vuosina 2003 ja 2004. SILC-aineiston otoksen kohdehenkilöiden terveystiedot on korotettu korotuskertoimien avulla edustamaan perusjoukon tasoa. Kuvio 6 havainnollistaa pitkäaikaissairaiden ja ei-pitkäaikaissairaiden osuuksia Suomessa vuosina 2003 ja 2004. Kuviosta voidaan havaita, että pitkäaikaissairastavuus lisääntyi Suomessa vuodesta 2003 vuoteen 2004. Pitkäaikaissairaiden osuus kasvoi tällöin 2,3 prosenttiyksikköä. Vuonna 2004 jotain pitkäaikaista sairautta, vaivaa tai vammaa sairasti melkein 43 prosenttia yli 15-vuotiaista suomalaisista.

Kuvio 6. Pitkäaikaissairaiden ja ei-pitkäaikaissairaiden väestöosuudet Suomessa vuosina 2003 ja 2004, % yli 15-vuotiaista henkilöistä



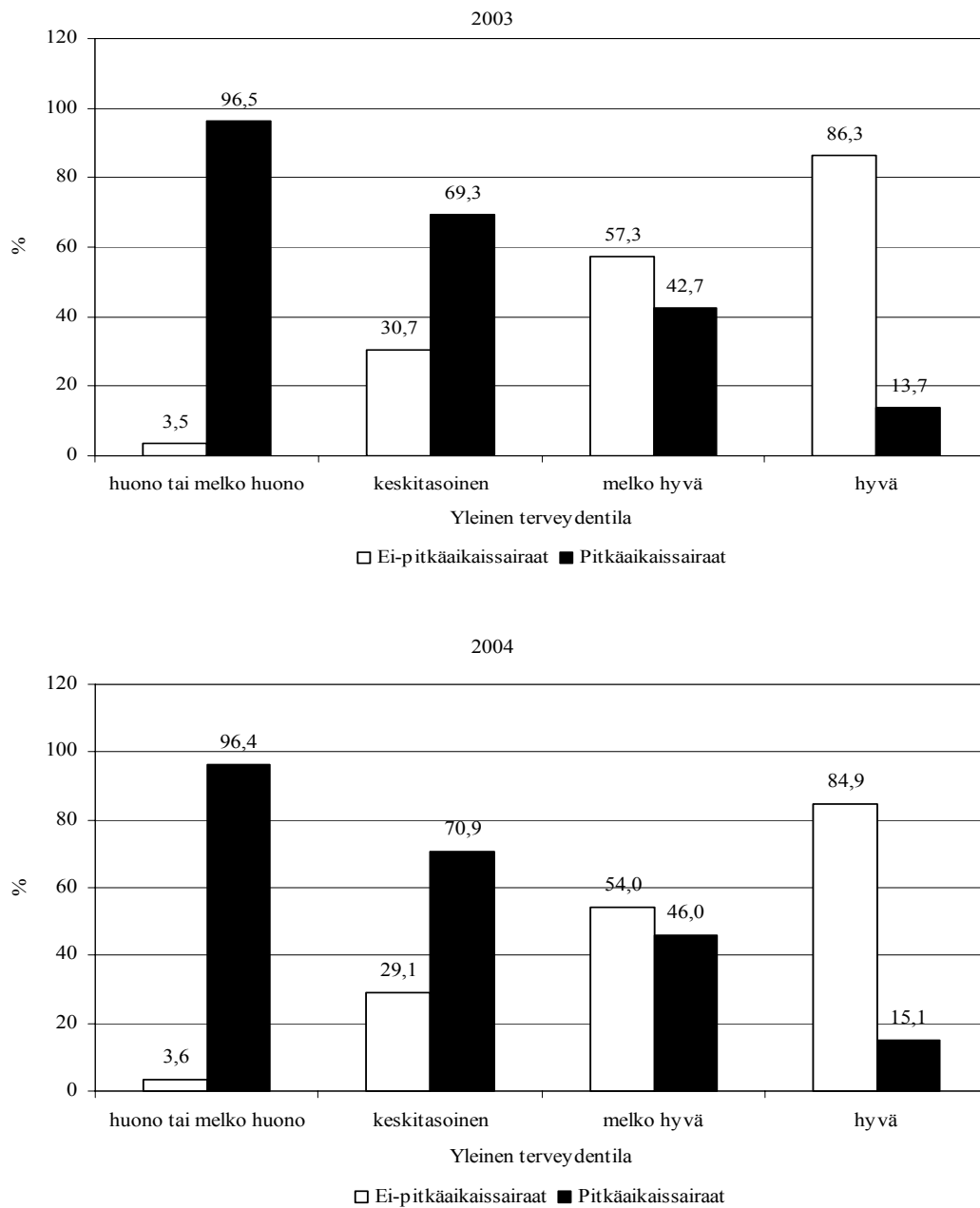
Kuvio 7. Yleisen terveydentilan jakautuminen Suomessa vuosina 2003 ja 2004, % yli 15-vuotiaista henkilöistä



Kuviossa 7 esitetään yleisen terveydentilan jakautuminen Suomessa vuosina 2003 ja 2004. Vuonna 2003 huonoksi tai melko huonoksi terveydentilansa koki 9,7 prosenttia yli 15-vuotiaista suomalaisista. Vuotta myöhemmin osuus oli kasvanut 0,3 prosenttiyksikköä. Myös melko hyväksi tai keskitasoiseksi terveydentilansa kokevien osuus kasvoi vuodesta 2003 vuoteen 2004. Vastaavasti

terveydentilansa hyväksi kokevien osuus laski 1,4 prosenttiyksikköä vuodesta 2003 vuoteen 2004. Tästä huolimatta yli 40 prosenttia yli 15-vuotiaista suomalaisista koki terveydentilansa edelleen hyväksi vuonna 2004.

Kuvio 8. Pitkäaikaissairaiden ja ei-pitkäaikaissairaiden osuudet yleisen terveydentilan eri luokissa vuosina 2003 ja 2004



Kuvio 8 havainnollistaa yleisen terveydentilan ja pitkäaikaissairastavuuden välisiä yhteyttä vuosina 2003 ja 2004. Kuviosta voidaan tehdä selkeä havainto pitkäaikaissairastavuuden ja yleisen terveydentilan välisestä yhteydestä. Huonoksi tai melko huonoksi terveytensä kokevien joukossa hieman yli 96 prosenttia ilmoitti sairastavansa pitkäaikaissairauksia. Hyväksi terveydentilansa kokevien joukossa pitkäaikaissairauksia sairastavien osuus oli selvästi alle 20 prosenttia vuosina 2003 ja 2004. Pitkäaikaissairaiden osuus laski tasaisesti sen mukaan, oliko tarkastelun kohteena huono tai melko huono, keskitasoinen, melko hyvä vai hyvä yleinen terveydentila.

5.3.2 Aluepiirteitä kuvaavat selittävät muuttujat

Tutkimuksen aluepiirteitä kuvaavissa muuttujissa aluejaon perustana on Euroopan Unionin virallinen alueluokitusjärjestelmä NUTS (Nomenclature des Unités Territoriales Statistiques). Alueelliset muuttujat perustuvat NUTS 3- ja NUTS 4-tasoihin. Suomessa NUTS 3-taso koostuu maakunnista. Ahvenanmaan maakuntaa koskevat luvut yhdistetään tutkimuksessa Varsinais-Suomen maakuntaan, koska Ahvenanmaata koskevat tiedot voivat olla otoksen pienuuden vuoksi epäluotettavia. Tuloerojen ja terveyden yhteyttä tarkastellaan tutkimuksessa myös seutukunnittain. Suomessa seutukunnat muodostavat NUTS 4-tason.¹¹

Tutkimuksen aluepiirteitä kuvaavia muuttujia ovat alueen keskimääräinen tulotaso, alueiden sisäiset tuloerot ja köyhyysaste. Aluepiirteitä kuvaavien selittävien muuttujien kuvaukset esitetään liitteessä 1. Aluetason muuttujien laskemisessa käytetään aineistona Tilastokeskuksen vuosien 2003 ja 2004 tulonjakotilastoja. Tutkimuksessa maakunnan keskimääräinen tulo ja tuloeroja kuvaavat eriarvoisuusmitat lasketaan sekä kotitalouden jäsentä kohti (per capita) lasketun että ns. OECD-skaalan ja modifioidun OECD-skaalan avulla muunnetun kotitalouden

¹¹ Suomen maakunnat ja seutukunnat luetellaan Tilastokeskuksen (2004, 22-23) julkaisussa.

käytettävissä olevan tulon perusteella. Skaalatut kotitalouden jäsenen käytettävissä olevat tulot painotetaan kotitalouden jäsenmäärällä, jotta tulojakauma muodostuisi yksilöistä kotitalouksien asemasta. Tiedot korotetaan perusjoukon tasolle kotitalouskohtaisten korotuskertoimien avulla. Tulomuuttajat muunnetaan alueellisia eriarvoisuus- ja köyhyysmittoja laskettaessa reaalisiksi. Perusvuotena käytetään vuotta 2004.

Vuoden 2003 tulonjakotilastossa yhden kotitalouden käytettävissä olevat tulot olivat poikkeuksellisen suuret. Lisäksi kotitalous sai suuren korotuskertoimen arvon. Maakunta- ja seutukunta-kohtaisia eriarvoisuusmittoja laskettaessa kyseinen kotitalous tuotti yleiseen kehitykseen nähden poikkeuksellisen suuria Gini-kertoimen arvoja, joten kotitalous poistettiin aineistosta.

Maakunnan (seutukunnan) j keskimääräinen tulo μ_j lasketaan:

$$\mu_j = \frac{\sum_1^n h_i w_i \left(\frac{y_i}{h_i}\right)}{\sum_1^n h_i w_i}, \quad (12)$$

jossa h_i on kotitalouden i jäsenmäärä maakunnassa (seutukunnassa) j , w_i kotitalouskohtainen korotuskertoimen ja y_i kotitalouden i käytettävissä oleva tulo. Osamäärä y_i/h_i kuvaa kotitalouden jäsentä kohti laskettua käytettävissä olevaa tuloa. Laskettaessa kotitalouden jäsenen ekvivalentti käytettävissä oleva tulo, jakajana käytetään jäsenmäärän sijaan edellä esitettyjä OECD-skaalaa tai modifioitua OECD-skaalaa. Myös tällöin kotitalouden i jäsenen ekvivalentti käytettävissä oleva tulo painotetaan jäsenmäärällä h_i . Hagforsin (1993, 415) mukaan kotitaloutta tulee painottaa jäsenmäärällä, vaikka tulokäsitteenä käytetään kotitalouden jäsenen ekvivalenttia tuloa, sillä niin sanottua ekvivalenttia aikuista ei ole. Maakuntien ja seutukuntien keskimääräisen tulon kuvauksellinen analyysi esitetään liitteen 2 taulukoissa 1 ja 2.

Alueiden sisäiset tuloerot lasketaan luvussa 2.1.1 esitettyjen eriarvoisuusmittojen perusteella. Gini-kertoimen laskeminen perustuu yhtälöön 2, jossa μ on maakunnan (seutukunnan) j keskimääräinen tulo μ_j ja y joko yksilön ekvivalentti tai per capita käytettävissä oleva tulo. Gini-kertoimen laskemista varten kotitaloudet järjestetään maakunnittain (seutukunnittain) käytettävissä olevien tulojen perusteella nousevaan järjestykseen siten, että tuloja painotetaan sekä kotitalouden jäsenmäärällä että kotitalouskohtaisella korotuskertoimella. Yleinen entropiamitta lasketaan maakunnittain parametrin θ arvolla 1, jolloin saadaan yleisen entropiamittan erityistapaus Theilin indeksi. Theilin indeksin kaavassa 6 muuttuja \bar{y} on maakunnan j keskimääräinen tulotaso μ_j (ks. kaava 12). Köyhyysmittoina käytetään maakunnittain laskettuja päälukumittaa (kaava 8) ja köyhyyskuilua (kaava 9). Alueellisten eriarvoisuus- ja köyhyysmittojen keskiarvo, keskihajonta, minimi ja maksimi vuosien 2003 ja 2004 tutkimusaineistossa esitetään liitteen 2 taulukoissa 1 ja 2.

5.3.3 Yksilön ja kotitalouden piirteitä kuvaavat selittävät muuttujat

Tutkimuksen yksilön ja kotitalouden piirteitä kuvaaviksi selittäviksi muuttujiksi on valittu pitkälti samoja selittäjiä kuin useissa aikaisemmin julkaistuissa tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä selvittäneissä tutkimuksissa käytetyt kontrollimuuttujat (ks. esim. Blomgren ym. 2004, Martikainen ym. 2004, Dahl ym. 2006, Li & Zhu 2006). Kyseessä olevat muuttujat ovat myös pitkälti samoja kuin luvussa 2.2.1 esitetyt terveyteen vaikuttavat tekijät. Muuttujien kuvaukset esitetään liitteessä 1. Liitteen 2 taulukoissa 1 ja 2 raportoidaan puolestaan kyseessä olevien selittäjien keskiarvot, keskihajonnat, minimit ja maksimit.

Taulukko 4. Selittävien muuttujien keskiarvo ja keskihajonta (σ) otoksen henkilöillä, joilla ei ollut (0) ja joilla oli pitkäaikaissairauksia (1) vuonna 2003 ja 2004

	2003					2004				
	Pitkäaikais-sairastavuus = 0		Pitkäaikais-sairastavuus = 1		t-arvo	Pitkäaikais-sairastavuus = 0		Pitkäaikais-sairastavuus = 1		t-arvo
Havaintojen lukumäärä	6575		4254			6405		4506		
	Keski-arvo	σ	Keski-arvo	σ		Keski-arvo	σ	Keski-arvo	σ	
MUUTTUJAT^a										
<i>Selittävät muuttujat:</i>										
<i>Aluepiirteitä kuvaavat muuttujat^b</i>										
Keskimääräinen tulo ^{1c}	0,144	0,016	0,142	0,016	6,35***	0,152	0,018	0,150	0,017	5,85***
Keskimääräinen tulo ^{2d}	0,143	0,019	0,142	0,019	2,67***	0,152	0,021	0,150	0,021	4,90***
Gini-kerroin ^{1c}	0,273	0,022	0,271	0,022	4,62***	0,279	0,027	0,277	0,027	3,81***
Gini-kerroin ^{2d}	0,267	0,036	0,266	0,036	1,41	0,275	0,037	0,272	0,038	4,12***
Atkinsonin indeksi ^c	0,120	0,021	0,119	0,021	2,42**	0,127	0,026	0,125	0,026	3,96***
Theilin indeksi ^c	0,151	0,053	0,148	0,053	2,88***	0,172	0,065	0,168	0,064	3,19***
Päälukumitta ^c	0,137	0,043	0,138	0,043	-1,18	0,128	0,047	0,130	0,047	-2,19**
Köyhyysskuilu ^c	0,030	0,011	0,030	0,011	0,00	0,027	0,012	0,028	0,012	-4,29***
<i>Yksilöpiirteitä kuvaavat muuttujat</i>										
Tulot ^b	0,166	0,198	0,168	0,151	-0,56	0,167	0,143	0,175	0,283	-1,94*
(Tulot ²) ^b	0,067	1,611	0,051	0,664	0,61	0,048	0,373	0,111	3,392	-1,47
QR ^c	1,769	0,882	1,839	0,816	-4,15***	1,768	0,916	1,830	0,844	-3,60***
Ikä	42,079	15,040	54,770	15,923	-41,90***	40,950	15,353	54,688	16,673	-44,41***
Ikä ²	1996,85	1350,78	3253,20	1707,31	-42,54***	1912,54	1355,02	3268,66	1775,54	-45,21***
Sukupuoli	0,544	0,498	0,489	0,500	5,60***	0,508	0,500	0,475	0,499	3,40***
Siviilisääty	0,526	0,499	0,563	0,496	-3,78***	0,493	0,500	0,566	0,496	-7,53***
<i>Koulutus:</i>										
Perusaste	0,263	0,440	0,406	0,491	-15,77***	0,252	0,434	0,404	0,491	-17,05***
Keskiaaste	0,420	0,494	0,361	0,480	6,14***	0,442	0,500	0,365	0,481	8,05***
Alin korkea-aste	0,142	0,349	0,122	0,327	2,98***	0,133	0,340	0,114	0,318	2,95***
Korkea-aste	0,174	0,379	0,111	0,314	9,02***	0,173	0,378	0,117	0,321	8,10***
<i>Sosioekonominen asema:</i>										
Ylempi toimihenkilö	0,157	0,363	0,091	0,287	10,01***	0,152	0,359	0,085	0,280	10,48***
Alempi toimihenkilö	0,167	0,373	0,105	0,307	9,04***	0,177	0,382	0,111	0,314	9,55***
Työntekijä	0,158	0,365	0,102	0,303	8,32***	0,159	0,365	0,096	0,295	9,59***
Yrittäjä	0,137	0,343	0,087	0,282	7,93***	0,120	0,325	0,075	0,263	7,69***
Maatalous	0,071	0,258	0,064	0,244	1,41	0,057	0,232	0,052	0,223	1,13
Opiskelija	0,108	0,311	0,040	0,195	12,73***	0,129	0,335	0,048	0,214	14,31***
Eläkeläinen	0,102	0,303	0,423	0,494	-41,90***	0,092	0,289	0,435	0,496	-45,45***
Pitkäaikaistyötön	0,057	0,232	0,064	0,244	-1,50	0,064	0,245	0,068	0,252	-0,83
Muu	0,043	0,204	0,025	0,155	4,91***	0,050	0,218	0,028	0,166	5,71***
<i>Kotitalouden piirteitä kuvaavat muuttujat</i>										
Kotitalouden koko	2,798	1,485	2,239	1,195	-21,58***	2,790	1,486	2,282	1,252	18,74***

^a Muuttujien kuvaus liitteessä 1

^b Ekvivalenssiskaalana per capita

^c Alueluokituksena maakunta

^d Alueluokituksena seutukunta

^e QR = Maakuntakohtaisen Gini-kertoimen (Q=Gini-kerroin1) ja henkilön tulojen desiiliin (R) tulo

σ = Keskihajonta

Otoskeskiarvojen ero tilastollisesti merkitsevä 10 %:n (*), 5 %:n (**) ja 1 %:n (***) luottamustasolla.

Yllä olevassa taulukossa 4 on kuvattu selittävien muuttujien keskiarvot ja keskihajonnat vuosien 2003 ja 2004 otoksessa niiden henkilöiden osalta, joilla oli pitkäaikaissairauksia ja jotka olivat terveitä. Taulukosta voidaan havaita, että pitkäaikaissairaat ovat keskimäärin vanhempia ja asuvat pienemmissä perheissä

kuin henkilöt, jotka eivät ole sairaita. Pitkäaikaissairaiden ryhmässä on myös suhteellisesti enemmän eläkeläisiä, pitkäaikaistyöttömiä ja perusasteen koulutuksen suorittaneita kuin terveiden joukossa, jossa esimerkiksi korkea-asteen koulutuksen käyneitä ja ylempiä toimihenkilöitä on suhteellisesti enemmän. Hieman yllättäen pitkäaikaissairaiden käytettävissä olevat tulot ovat kuitenkin keskimäärin suuremmat kuin terveillä. Ryhmien ero on tilastollisesti merkitsevä ainoastaan vuonna 2004. Toisaalta terveiden ryhmässä maakunnan tulojen keskiarvo on keskimäärin suurempi molempina vuosina ja köyhyysaste keskimäärin hieman pienempi vuonna 2004 kuin pitkäaikaissairailla. Vuoden 2003 otoksessa köyhyysasteet eivät eroa tilastollisesti merkitsevästi ryhmien välillä. Maakunnan tuloerot ovat terveiden ryhmässä hieman korkeammat kuin pitkäaikaissairaiden ryhmässä kaikilla kolmella eriarvoisuusmitalla mitattuina. Seutukunnittain tuloerot ovat tilastollisesti merkitsevästi korkeammat terveiden ryhmässä ainoastaan vuoden 2004 aineistossa.

Taulukossa 5 esitetään puolestaan vastaavat luvut huonon tai melko huonon sekä hyvän yleisen terveydentilan omaaville henkilöille. Taulukosta voidaan havaita, että huonon tai melko huonon yleisen terveydentilan omaavat henkilöt ovat keskimäärin vanhempia ja asuvat pienemmissä perheissä kuin henkilöt, joiden terveydentila on hyvä. Huonon tai melko huonon terveydentilan omaavien ryhmässä on myös suhteellisesti enemmän eläkeläisiä, pitkäaikaistyöttömiä ja perusasteen koulutuksen suorittaneita ja toisaalta suhteellisesti vähemmän korkea-asteen koulutuksen käyneitä ja ylempiä toimihenkilöitä kuin niillä henkilöillä, joilla yleinen terveydentila on hyvä. Vuoden 2004 otoksessa käytettävissä olevat tulot ovat odotetusti keskimäärin suuremmat hyvän yleisen terveydentilan omaavilla henkilöillä kuin niillä, joiden yleinen terveydentila oli huono tai melko huono. Myös vuoden 2003 aineistossa tulot ovat suuremmat hyvän terveydentilan omaavilla, mutta otoskeskiarvojen ero ryhmien välillä ei ole tällöin tilastollisesti merkitsevä. Odotusten mukaisesti maakunnan keskiarvotulo on keskimäärin

Taulukko 5. Selittävien muuttujien keskiarvo ja keskihajonta (σ) otoksen henkilöillä, joilla oli huono tai melko huono (0) sekä hyvä (3) yleinen terveydentila vuosina 2003 ja 2004

	2003					2004				
	Yleinen terveydentila = 3		Yleinen terveydentila = 0		t-arvo	Yleinen terveydentila = 3		Yleinen terveydentila = 0		t-arvo
Havaintojen lukumäärä	4846		957			4839		996		
	Keski-arvo	σ	Keski-arvo	σ		Keski-arvo	σ	Keski-arvo	σ	
MUUTTUJAT^a										
<i>Selittävät muuttujat:</i>										
<i>Aluepiirteitä kuvaavat muuttujat^b</i>										
Keskimääräinen tulo1 ^c	0,145	0,016	0,141	0,015	7,14***	0,153	0,018	0,150	0,017	4,83***
Keskimääräinen tulo2 ^d	0,145	0,019	0,140	0,019	7,44***	0,153	0,021	0,149	0,021	5,47***
Gini-kerroin1 ^c	0,274	0,022	0,271	0,022	3,86***	0,280	0,027	0,276	0,027	4,26***
Gini-kerroin2 ^d	0,269	0,035	0,265	0,037	3,20***	0,277	0,037	0,270	0,037	5,44***
Atkinsonin indeksi ^c	0,121	0,021	0,119	0,021	2,69***	0,128	0,026	0,124	0,026	4,42***
Theilin indeksi ^c	0,154	0,052	0,148	0,054	3,24***	0,175	0,065	0,166	0,063	4,00***
Päälukumitta ^c	0,135	0,043	0,139	0,043	-2,63***	0,127	0,047	0,130	0,046	-1,84*
Köyhyyskuilu ^c	0,029	0,011	0,031	0,012	-5,06***	0,027	0,012	0,028	0,012	-2,40***
<i>Yksilöpiirteitä kuvaavat muuttujat</i>										
Tulot ^b	0,169	0,225	0,159	0,219	1,26	0,174	0,290	0,154	0,076	2,16***
(Tulot ²) ^b	0,079	1,884	0,073	1,299	0,09	0,114	3,287	0,029	0,041	0,82
QR ^c	1,773	0,892	0,543	0,837	39,37***	1,771	0,928	0,506	0,777	40,22***
Ikä	39,672	14,519	60,188	14,987	-39,73***	38,665	14,973	60,462	15,224	-41,72***
Ikä ²	1784,61	1254,70	3846,99	1776,88	-43,04***	1719,14	1282,79	3887,18	1798,07	-45,01***
Sukupuoli	0,518	0,500	0,519	0,500	-0,06	0,490	0,500	0,494	0,500	-0,23
Siviilisäätö	0,494	0,500	0,515	0,500	-1,19	0,472	0,499	0,529	0,499	-3,28***
<i>Koulutus:</i>										
Perusaste	0,230	0,421	0,516	0,500	-18,59***	0,228	0,419	0,515	0,500	-19,01***
Keskiaaste	0,417	0,493	0,320	0,467	5,61***	0,441	0,497	0,341	0,474	5,83***
Alin korkea-aste	0,150	0,357	0,099	0,299	4,14***	0,138	0,348	0,077	0,267	5,22***
Korkea-aste	0,203	0,402	0,065	0,246	10,25***	0,193	0,395	0,066	0,249	9,76***
<i>Sosioekonominen asema:</i>										
Ylempi toimihenkilö	0,183	0,386	0,032	0,177	11,86***	0,169	0,375	0,035	0,184	11,01***
Alempi toimihenkilö	0,181	0,385	0,065	0,246	9,00***	0,189	0,392	0,053	0,225	10,60***
Työntekijä	0,149	0,356	0,063	0,243	7,15***	0,147	0,354	0,055	0,229	7,87***
Yrittäjä	0,121	0,326	0,065	0,246	5,04***	0,106	0,308	0,056	0,230	4,85***
Maatalousyrittäjä	0,053	0,225	0,057	0,233	-0,50	0,045	0,207	0,045	0,208	0,00
Opiskelija	0,132	0,338	0,008	0,091	11,27***	0,158	0,364	0,019	0,137	11,88***
Eläkeläinen	0,078	0,268	0,608	0,488	-47,56***	0,074	0,262	0,614	0,487	-49,73***
Pitkäaikaistyötön	0,054	0,227	0,070	0,255	-1,95*	0,059	0,235	0,088	0,284	-3,42***
Muu	0,049	0,215	0,031	0,174	2,44**	0,053	0,223	0,033	0,179	2,66***
<i>Kotitalouden piirteitä kuvaavat muuttujat</i>										
Kotitalouden koko	2,833	1,520	2,070	1,159	14,71***	2,826	1,497	2,052	1,115	15,46***

^a Muuttujien kuvaus liitteessä 1

^b Ekvivalenssiskaalana per capita

^c Alueluokituksena maakunta

^d Alueluokituksena seutukunta

^e QR = Maakuntakohtaisen Gini-kertoimen (Q=Gini-kerroin1) ja henkilön tulojen desiliin (R) tulo

σ = Keskihajonta

Otoskeskiarvojen ero tilastollisesti merkitsevä 10 %:n (*), 5 %:n (**) ja 1 %:n (***) luottamustasolla.

suurempi ja köyhyysaste pienempi hyvän terveydentilan omaavien ryhmässä. Maakunnan tuloerot ovat kuitenkin ennako-odotusten vastaisesti hieman korkeammat edellä mainitussa ryhmässä kaikilla kolmella eriarvoisuusmitalla mitattuna. Vastaava havainto voidaan tehdä myös seutukuntien tuloerojen osalta.

Alueellisten eriarvoisuus- ja köyhyysmittojen osalta erot ryhmien välillä eivät ole kuitenkaan merkittävän suuret vaikkakin tilastollisesti merkitsevät.

5.4 Tutkimusmenetelmät

Kuten edellä havaittiin, tutkimuksen selitettävät muuttujat eivät ole jatkuvia, vaan ne saavat tiettyjä diskreettejä arvoja. Lineaarisia regressiomalleja ei voida soveltaa estimoinnissa lineaarista todennäköisyysmallia lukuun ottamatta, mikäli riippuva muuttuja ei voi saada mitä tahansa arvoja. Käsillä olevassa tutkimuksessa käytetään näin ollen epälineaarisia malleja.

Tarkastellaan selitettävien muuttujien lähtökohtana olevia valintajoukkoja. Merkitään valintajoukkoa $I = 0, \dots, J$. Vastemuuttuja on binäärinen, kun valintaluokkia on kaksi (Greene 2003, 665). Tällöin $J = 1$. Vastemuuttuja on puolestaan polytonominen, kun valintaluokkia on enemmän kuin kaksi (Maddala 1983, 34). Tällöin $J > 1$. Tässä tutkimuksessa mallinnetaan sekä tilannetta, jolloin valintaluokkia on kaksi (pitkäaikaissairastavuus) että tilannetta, jolloin valintaluokkia on neljä (yleinen terveydentila). Ensimmäisessä tapauksessa valintajoukko on $I = 0, 1$ ja jälkimmäisessä tapauksessa $I = 0, \dots, 3$ (vrt. liite 1).

Malleja, joissa riippuva muuttuja saa diskreettejä arvoja, kutsutaan tässä diskreetin valinnan malleiksi (vrt. Greene 2003, 663). Tutkimuksen malleissa riippuvat muuttujat kuvaavat todennäköisyyttä, että henkilö kuuluu terveydentilaltaan luokkaan j J :stä toisensa poissulkevasta vaihtoehdosta. Tarkastelu aloitetaan kaksiarvoisen diskreetin valinnan mallista ja sen erityistapauksesta probitmallista. Tässä mallissa vastemuuttuja on binäärinen ja kuvaa käsillä olevassa tutkimuksessa henkilön pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyyttä. Tämän jälkeen tarkastelu laajennetaan diskreetin valinnan malliin, jossa lähtökohtana on usean arvon ordinaalinen valintajoukko. Tällöin mallinnetaan henkilön yleistä

terveydentilaa. Valintajoukko on ordinaalinen, koska yleistä terveydentilaa kuvaavat vaihtoehdot voidaan asettaa luonnolliseen järjestykseen (yleinen terveydentila on huono, melko huono, keskitasoinen jne.). Tutkimuksessa yleisen terveydentilan mallintamiseen sovelletaan probit-mallin yleistystä, järjestettyä probit-mallia. Seuraavassa käydään läpi tutkimuksen ekonometrisessä analyysissä käytettävät mallit, estimointimenetelmät ja estimoitavien parametrien tulkinta.

5.4.1 Probit-malli

Kaksiarvoisen diskreetin valinnan todennäköisyysmallin tarkastelu voidaan aloittaa kuvaamalla tapahtuman todennäköisyyttä ja sen komplementtia. Tässä tapahtuman todennäköisyydellä tarkoitetaan henkilön $i=1, \dots, n$ pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyyttä:

$$P(H_i = 1 | X_i) = F(X_i, \beta) \quad (13)$$

$$P(H_i = 0 | X_i) = 1 - F(X_i, \beta), \quad (14)$$

jossa H_i saa arvon 1, jos henkilöllä i on pitkäaikaissairauksia ja 0, jos ei. X_i on selittävien muuttujien vektori ja parametrivektori β kuvaa vektorissa X_i tapahtuvien muutosten vaikutusta pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyyteen P (vrt. Greene 2003, 665).

Funktioon $F(X_i, \beta)$ voidaan soveltaa eri funktiomuotoja riippuen tehdyistä lähtöoletuksista. Funktiona voidaan käyttää esimerkiksi lineaarista todennäköisyysmallia $F(X_i, \beta) = \beta X_i$ (Greene 2003, 665). Mallin käyttöön liittyy kuitenkin

ongelmia: virhetermi on heteroskedastinen¹² eivätkä mallin ennusteet rajoitu todennäköisyyden P vaatimien arvojen 0 ja 1 välillä. Joudutaan siis käyttämään sellaista funktion $F(X_i, \beta)$ muotoa, jossa mallin ennusteet ovat välillä $[0,1]$. (mt. 665–666) Tällöin voidaan käyttää probit- ja logit-malleja.

Seuraavassa käsitellään henkilön i pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyyttä selittävää probit-mallia. Yhtälössä 15 H_i^* on havaitsematon vastemuuttuja, joka on lineaarisesti riippuvainen selittävien muuttujien vektorista X_i . Tässä tutkimuksessa selittävät muuttujat kuvaavat henkilön i piirteiden lisäksi kyseessä olevan henkilön asuinalueen ja kotitalouden piirteitä. Muuttujat esiteltiin edellä luvuissa 5.3.2 ja 5.3.3. Yhtälössä 15 β' on tuntematon parametrivektori, ja virhetermi ε_i kuvaa selittämätöntä satunnaisvaihtelua. Muuttuja H_i yhtälöissä 16 ja 17 on puolestaan havaitsemattoman muuttujan H_i^* indikaattorimuuttuja, joka saa arvon 1, kun henkilöllä $i=1, \dots, n$ on pitkäaikaissairauksia, ja 0, jos ei:

$$H_i^* = \beta'X_i + \varepsilon_i, \quad (15)$$

$$H_i = 1, \text{ jos } H_i^* > 0, \quad (16)$$

$$H_i = 0, \text{ jos } H_i^* \leq 0. \quad (17)$$

Henkilön i pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyys voidaan esittää näin ollen:

$$P(H_i = 1 | X_i)$$

$$= P(H_i^* > 0 | X_i)$$

$$= P(\beta'X_i + \varepsilon_i > 0 | X_i)$$

¹² Merkitään lineaarista todennäköisyysmallia $F(X_i, \beta) = \beta'X_i$. Koska $E(H_i|X_i) = F(X_i, \beta)$, on $H_i = E(H_i|X_i) + \varepsilon_i = \beta'X_i + \varepsilon_i$. H_i voi saada tässä arvoja 0 tai 1, joten virhetermi ε_i on näin ollen joko $-\beta'X_i$ tai $1-\beta'X_i$ todennäköisyyksillä F tai $1-F$. Virhetermin varianssi on tällöin $\sigma^2 = [(-\beta'X_i)^2F] + [(1-\beta'X_i)^2(1-F)] = \beta'X_i(1-\beta'X_i)$. Virhetermi on heteroskedastinen, koska sen varianssi ei ole vakio kaikilla muuttujan X_i arvoilla. (Greene 2003, 665)

$$\begin{aligned}
&= P(\varepsilon_i > -\beta'X_i | X_i) \\
&= 1 - F(-\beta'X_i) \\
&= F(\beta'X_i),
\end{aligned} \tag{18}$$

jossa funktio F on virhetermin ε_i kertymäfunktio. (vrt. esim. Maddala 1983, 22–23)

Probit-mallissa virhetermit ε_i oletetaan normaalisti jakautuneiksi, $\varepsilon_i \sim N(0,1)$. Tällöin virhetermin ε_i kertymäfunktio F korvataan standardoidun normaalijakauman kertymäfunktioilla $\Phi(\cdot)$. (Maddala 1983, 22–23) Henkilön i pitkäaikais-sairastavuuden todennäköisyys on tällöin:

$$P(H_i = 1 | X_i) = \int_{-\infty}^{\beta'X_i} \phi(t) \partial t = \Phi(\beta'X_i), \tag{19}$$

jossa $\phi(t)$ on normaalijakauman tiheysfunktio. Logit-mallissa virhetermien oletetaan olevan logistisesti jakautuneet ja virhetermin ε_i kertymäfunktio F korvataan logistisen jakauman kertymäfunktioilla. (Greene 2003, 666–667) Käytännössä logistinen ja normaalijakauma tuottavat lähes samanlaisia tuloksia (Greene 2003, 737), eikä mallin valinnalla ole useinkaan tulosten kannalta merkitystä (mt. 667). Probit-mallia on käytetty monissa tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä tarkastelleissa tutkimuksissa (ks. Mellor & Milyo 2002, Gertdham & Johannesson 2004, Hildebrandt & Van Kerm 2005, Li & Zhu 2006).

Probit-mallin epälineaarisuuden takia parametriestimaatteja ei voida tulkita marginaalivaikutuksiksi, kuten lineaarisessa regressiomallissa (Greene 2003, 667–668). Oletetaan, että X_{ik} ja β_k muodostavat selittävien muuttujien vektorin X_i ja parametrivektorin β k:nnen elementin. Kertoimesta β_k ei voida tehdä tässä

tapauksessa päätelmiä siitä, kuinka paljon selittäjän X_{ik} arvon muutokset vaikuttavat henkilön i pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyyteen. Tilannetta voidaan havainnollistaa laskemalla todennäköisyyksien derivaatat X_{ik} suhteen. Merkitään todennäköisyysfunktion derivaattaa jatkuvan muuttuja X_{ik} suhteen yleisesti:

$$\frac{E[H_i | X_i]}{\partial X_{ik}} = \frac{\partial F(\beta'X_i)}{\partial(\beta'X_i)} \times \frac{\partial(\beta'X_i)}{\partial X_{ik}} = f(\beta'X_i)\beta_k, \quad (20)$$

jossa $f(\cdot)$ on kertymäfunktiota $F(\cdot)$ vastaava tiheysfunktio (mt. 667). Probitmallin tapauksessa $E[H_i | X_i] = 0 \times [1 - \Phi(\beta'X_i)] + 1 \times [\Phi(\beta'X_i)] = \Phi(\beta'X_i)$, joten todennäköisyysfunktion osittaisderivaataksi X_{ik} suhteen saadaan:

$$\frac{E[H_i | X_i]}{\partial X_{ik}} = \frac{\partial \Phi(\beta'X_i)}{\partial(\beta'X_i)} \times \frac{\partial(\beta'X_i)}{\partial X_{ik}} = \phi(\beta'X_i)\beta_k, \quad (21)$$

jossa $\phi(\cdot)$ on normaalijakauman tiheysfunktio (mt. 667–668).

Kaavasta 21 nähdään, että β_k ei yksistään selitä X_{ik} :n vaikutusta henkilön i pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyyteen, vaan siihen vaikuttavat myös termin $\phi(\beta'X_i)$ välityksellä selittävien muuttujien vektori X_i ja parametrivektori β' . Koska normaalijakauman tiheysfunktio kuvaa pistetodennäköisyyttä eikä todennäköisyys voi saada negatiivisia arvoja, voidaan kertoimen β_k etumerkistä kuitenkin päätellä, mihin suuntaan todennäköisyys muuttuu selittäjän X_{ik} arvossa tapahtuvien muutosten seurauksena. Mikäli kertoimen β_k etumerkki on positiivinen, tapahtuman todennäköisyys kasvaa selittävän muuttujan X_{ik} arvon kasvamisessa. Kertoimen β_k ollessa negatiivinen selittäjän X_{ik} arvon kasvaminen pienentää todennäköisyyttä. Selittävien muuttujien kertoimia vertaamalla saadaan

selville myös, millä muuttujalla on suurin vaikutus pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyyteen. Mitä suurempi kertoimen arvo on, sitä enemmän todennäköisyys kasvaa selittäjän arvon noustessa.

Kertoimesta β_k ei voida päätellä, kuinka paljon tapahtuman todennäköisyys muuttuu selittäjän X_{ik} arvossa tapahtuvien muutosten seurauksena. Mikäli halutaan tietää, kuinka paljon henkilön i pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyys muuttuu selittäjän X_{ik} arvon kasvaessa yhdellä yksiköllä tai dummy-muuttujan kasvaessa nollasta arvoon yksi, joudutaan laskemaan marginaalivaikutus edellä esitetyn kaavan 21 mukaisesti. Koska todennäköisyysfunktion osittaisderivaatta X_{ik} :n suhteen vaihtelee tiheysfunktion $\phi(\beta'X_i)$ $\beta'X_i$:n eri arvoilla, lasketaan marginaalivaikutukset yleensä selittävien muuttujien keskiarvopisteessä (vrt. Greene 2003, 668). Tällöin selittävien muuttujien vektori X_i korvataan keskiarvovektorilla \bar{X} .

5.4.2 Järjestetty probit-malli

Tutkimusmenetelmistä on käsitelty tähän mennessä tuloerojen ja terveyden välisen yhteyden mallintamista, kun selitettävänä muuttujana on henkilön pitkäaikaissairastavuus. Tutkimuksen toinen selitettävä muuttuja on yleinen terveydentila. Tällöin tuloerojen ja terveyden välisen yhteyden mallintamisessa ei voida käyttää tavallista probit-mallia, koska yleinen terveydentila-muuttujan lähtökohtana on usean arvon ordinaalinen valintajoukko. Joudutaan siis soveltamaan moniluokkaiselle kategoriselle muuttujalle tarkoitettua diskreetin valinnan mallia, jossa lähtökohtana on ordinaalinen valintajoukko. Käsillä olevassa tutkimuksessa yleisen terveydentilan mallintamiseen sovelletaan probit-mallin yleistystä järjestettyä probit-mallia (engl. ordered probit model).

Järjestetyn probit-mallin käsittely voidaan aloittaa yhtälöstä 22, jossa H_i^* on lineaarisesti selittävien muuttujien vektorista X_i riippuva havaitsematon vastemuuttuja. H_i^* kuvaa nyt henkilön i havaitsematonta yleistä terveydentilaa. Selittävät muuttujat X_i ovat samoja kuin edellä. Yhtälössä 22 β' on tuntematon parametrivektori, ja virhetermi ε_i kuvaa selittämätöntä satunnaisvaihtelua:

$$H_i^* = \beta'X_i + \varepsilon_i. \quad (22)$$

Muuttuja H_i yhtälössä 23 on puolestaan havaitsemattoman muuttujan H_i^* indikaattorimuuttuja, joka tässä tutkimuksessa saa arvon 0, kun henkilön $i=1, \dots, n$ yleinen terveydentila on melko huono tai huono, 1 jos keskitasoinen, jne. (ks. liite 1):

$$\begin{aligned} H_i = 0 & \quad \text{jos } H_i^* \leq 0, \\ H_i = 1 & \quad \text{jos } 0 < H_i^* \leq \mu_1, \\ H_i = 2 & \quad \text{jos } \mu_1 < H_i^* \leq \mu_2, \\ H_i = 3 & \quad \text{jos } \mu_2 > H_i^*, \end{aligned} \quad (23)$$

jossa μ_1 ja μ_2 ovat β :n kanssa estimoitavia tuntemattomia parametreja. (vrt. Greene 2003, 736)

Kuten edellä probit-mallin tapauksessa oletetaan seuraavassa, että virhetermit ε_i ovat normaalisti jakautuneet. Kunkin henkilön i yleistä terveydentilaa kuvaavan vaihtoehdon $H_i = 0, 1, \dots, 3$ todennäköisyys voidaan määritellä tällöin:

$$P(H_i = 0 | X_i) = P(H_i^* \leq 0 | X_i) = P(\beta'X_i + \varepsilon_i \leq 0 | X_i) = \Phi(-\beta'X_i),$$

$$P(H_i = 1 | X_i) = P(0 < H_i^* \leq \mu_1 | X_i) = \Phi(\mu_1 - \beta'X_i) - \Phi(-\beta'X_i),$$

$$\begin{aligned}
P(H_i = 2 | X_i) &= P(\mu_1 < H_i^* \leq \mu_2 | X_i) = \Phi(\mu_2 - \beta'X_i) - \Phi(\mu_1 - \beta'X_i), \\
P(H_i = 3 | X_i) &= P(H_i^* > \mu_2 | X_i) = 1 - \Phi(\mu_2 - \beta'X_i),
\end{aligned} \tag{24}$$

jossa $0 < \mu_1 < \mu_2$. Mikäli vaihtoehtoja olisi kaksi, malli palautuisi perinteiseksi probit-malliksi. (vrt. Greene 2003, 737)

Probit-mallin tavoin myöskään järjestetyn probit-mallin parametriestimaatteja ei voida tulkita marginaalivaikutuksiksi mallin epälineaarisuuden takia. Merkitään selittävien muuttujien vektorin X_i ja parametrivektorin β k:nnessa elementtiä X_{ik} ja β_k . Marginaalivaikutukset saadaan derivoimalla kaava 24 selittävän muuttujan X_{ik} suhteen (vrt. Greene 2003, 738):

$$\begin{aligned}
\frac{\partial P(H_i = 0 | X_i)}{\partial X_{ik}} &= -\phi(-\beta'X_i)\beta_k, \\
\frac{\partial P(H_i = 1 | X_i)}{\partial X_{ik}} &= [\phi(-\beta'X_i) - \phi(\mu_1 - \beta'X_i)]\beta_k, \\
\frac{\partial P(H_i = 2 | X_i)}{\partial X_{ik}} &= [\phi(\mu_1 - \beta'X_i) - \phi(\mu_2 - \beta'X_i)]\beta_k, \\
\frac{\partial P(H_i = 3 | X_i)}{\partial X_{ik}} &= \phi(\mu_2 - \beta'X_i)\beta_k.
\end{aligned} \tag{25}$$

Myös järjestetyn probit-mallin kohdalla marginaalivaikutukset riippuvat selittävien muuttujien X_i arvoista. Käsillä olevassa tutkimuksessa marginaalivaikutukset lasketaan selittävien muuttujien X_i keskiarvopisteessä. Tällöin selittävien muuttujien vektori X_i korvataan kaavassa 25 selittävien muuttujien keskiarvovektorilla \bar{X} . Dummy-muuttujien tapauksessa marginaalimuutos kuvaa todennäköisyyden muutosta selittävän muuttujan arvon kasvaessa nolasta arvoon yksi muiden selittäjien ollessa keskiarvossaan. Järjestetyn probit-mallin tapauksessa marginaalivaikutusten tulkintaa vaikeuttaa se, että kertoimella β_k on yksiselittei-

nen tulkinta ainoastaan ylimmän ja alimman vastauskategorian (tässä: yleinen terveydentila saa arvon 0 tai 3) kohdalla, mikä voidaan havaita kaavasta 25 (vrt. Wooldridge 2002, 506). Näin ollen tutkimuksen tuloksia raportoitaessa keskitytään järjestetyn probit-mallin tapauksessa marginaalivaikutusten tarkastelussa ylimpään ja alimpaan vastauskategoriaan.

6 Tulokset

Luvussa esitetään probit- ja järjestetty probit-mallin estimointitulokset¹³. Ensimmäisessä alaluvussa käsitellään tuloerojen yhteyttä pitkäaikaissairastavuuteen. Toisessa alaluvussa tarkastelun kohteena on yleisen terveydentilan ja tuloerojen välisestä yhteydestä saadut estimointitulokset. Kunkin osion alussa käydään lyhyesti läpi tulosten esitystapa sekä tulosten tulkinnassa käytetyt periaatteet. Tämän jälkeen keskitytään estimointitulosten raportointiin ja tulkintaan.

6.1 Tuloerojen yhteys pitkäaikaissairastavuuteen

Taulukoissa 6 ja 7 esitetään probit-mallin estimointitulokset kolmelle tuloerojen ja pitkäaikaissairastavuuden välistä yhteyttä kuvaavalle mallilla. Mallissa 1 pitkäaikaissairastavuutta selitetään maakuntakohtaisella Gini-kertoimella. Malli 2 on muodostettu lisäämällä ensimmäiseen malliin maakunnan keskimääräinen tulo-muuttuja sekä yksilön ja kotitalouden piirteitä kuvaavat kontrollimuuttujat. Malli 2 testaa tulojen eriarvoisuuden hypoteesin vahvaa versiota (tutkimuksen hypoteesi 1, ks. luku 3.2 yhtälö 10). Mallin 3 avulla selvitetään puolestaan, onko maakunnittain laskettujen tuloerojen yhteys yksilöiden pitkäaikaissairastavuuteen erilainen eri tulotasoilla olevien henkilöihin välillä. Malli on muodostettu lisäämällä muuttujat R ja QR malliin 2. Kolmannen mallin avulla testataan tulojen eriarvoisuuden hypoteesin heikkoa versiota (tutkimuksen hypoteesi 2, ks. luku 3.2 yhtälö 11).

¹³ Estimoinnit suoritettiin Stata/SE 9.2-ohjelmistolla.

Taulukko 6. Pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyyden probit-mallin kerroin-estimaatit vuonna 2003 (tuloerot maakunnittain)

Muuttuja	Malli 1			Malli 2			Malli 3		
	Kerroin	Korjattu keskivirhe	Korjaamat. keskivirhe	Kerroin	Korjattu keskivirhe	Korjaamat. keskivirhe	Kerroin	Korjattu keskivirhe	Korjaamat. keskivirhe
Gini-kerroin1	-2,365	1,288*	0,560	0,748	0,821	0,868	-0,628	1,804	1,803
Keskimääräinen tulo1				-2,026	1,266	1,205	-2,320	1,313*	1,250
R							-0,073	0,054	0,057
QR							0,233	0,192	0,206
Tulot				-0,169	0,090*	0,134	-0,039	0,104	0,156
Tulot ²				0,011	0,014	0,018	-0,004	0,016	0,022
Ikä				0,051	0,004***	0,005	0,052	0,004***	0,005
Ikä ²				0,000	0,000***	0,000	0,000	0,000***	0,000
Sukupuoli				-0,114	0,028***	0,027	-0,112	0,028***	0,027
Siviilisääty				-0,076	0,020***	0,032	-0,072	0,019***	0,032
Keskiaste				-0,037	0,035	0,0330	-0,035	0,035	0,033
Alin korkea-aste				-0,097	0,043**	0,046	-0,092	0,043**	0,046
Korkea-aste				-0,255	0,037***	0,050	-0,250	0,036***	0,050
Ylempi toimihenkilö				0,056	0,065	0,059	0,057	0,066	0,059
Alempi toimihenkilö				-0,044	0,057	0,052	-0,041	0,057	0,052
Yrittäjä				-0,074	0,044*	0,053	-0,078	0,044*	0,053
Maatalousyrittäjä				0,126	0,054***	0,061	0,121	0,054**	0,061
Opiskelija				0,182	0,066***	0,072	0,175	0,066***	0,072
Eläkeläinen				0,702	0,051***	0,058	0,697	0,051***	0,058
Pitkäaikaistyötön				0,217	0,073***	0,063	0,199	0,077***	0,063
Muu				0,139	0,066**	0,081	0,128	0,070*	0,081
Kotitalouden koko				-0,065	0,014***	0,012	-0,070	0,014***	0,012
Vakio	0,371	0,339	0,153	-1,627	0,223***	0,221	-1,178	0,385***	0,459
Havaintojen lukumäärä	10829			10829			10829		
Pseudo R ²	0,001			0,140			0,141		
Ennustettu oikein (%)	60,72			71,11			71,11		

Taulukko 7. Pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyyden probit-mallin kerroin-estimaatit vuonna 2004 (tuloerot maakunnittain)

Muuttuja	Malli 1			Malli 2			Malli 3		
	Kerroin	Korjattu keskivirhe	Korjaamat. keskivirhe	Kerroin	Korjattu keskivirhe	Korjaamat. keskivirhe	Kerroin	Korjattu keskivirhe	Korjaamat. keskivirhe
Gini-kerroin1	-1,615	0,571***	0,450	0,026	0,786	0,664	0,695	1,222	1,287
Keskimääräinen tulo1				-0,060	1,227	1,025	-0,208	1,321	1,061
R							0,023	0,041	0,045
QR							-0,089	0,144	0,161
Tulot				-0,281	0,240	0,156	-0,242	0,182	0,185
Tulot ²				0,072	0,046	0,046	0,065	0,032**	0,046
Ikä				0,045	0,005***	0,005	0,045	0,005***	0,005
Ikä ²				0,000	0,000***	0,000	0,000	0,000***	0,000
Sukupuoli				-0,047	0,031	0,027	-0,046	0,031	0,027
Siviilisääty				-0,023	0,027	0,033	-0,023	0,027	0,033
Keskiaste				-0,054	0,029*	0,033	-0,054	0,029*	0,033
Alin korkea-aste				-0,126	0,044***	0,047	-0,127	0,044***	0,047
Korkea-aste				-0,217	0,037***	0,051	-0,216	0,038***	0,051
Ylempi toimihenkilö				0,036	0,052	0,060	0,038	0,053	0,060
Alempi toimihenkilö				-0,011	0,048	0,051	-0,011	0,048	0,051
Yrittäjä				-0,077	0,043*	0,055	-0,078	0,042*	0,055
Maatalousyrittäjä				0,148	0,066**	0,064	0,147	0,066**	0,064
Opiskelija				0,177	0,080**	0,066	0,176	0,079**	0,067
Eläkeläinen				0,807	0,038***	0,059	0,806	0,037***	0,059
Pitkäaikaistyötön				0,270	0,045***	0,061	0,268	0,046***	0,061
Muu				0,139	0,066**	0,076	0,136	0,065**	0,076
Kotitalouden koko				-0,047	0,014***	0,011	-0,047	0,014***	0,012
Vakio	0,229	0,160	0,126	-1,620	0,272***	0,197	-1,776	0,283***	0,353
Havaintojen lukumäärä	10911			10911			10911		
Pseudo R ²	0,001			0,152			0,152		
Ennustettu oikein (%)	58,70			71,41			71,41		

Taulukoissa 6 ja 7 koulutus-muuttujassa vertailuryhmänä ovat perustasteen koulutuksen suorittaneet henkilöt ja sosioekonominen asema-muuttujassa työntekijät. Ekvivalenssikaalana on per capita. Taulukossa esitetään havaintojen klusteroinnin huomioivien keskivirheiden lisäksi myös korjaamattomat keskivirheet. Kertoimien tilastollisen merkitsevyyden testaus korjaamattomien keskivirheiden perusteella ei sisälly taulukkoon. Tilastollisesti merkitsevä 10 %:n (*), 5 %:n (**) ja 1 %:n (***) luottamustasolla.

Kuten edellä luvussa 5.4.1 havaittiin, probit-mallin positiivinen kerroinestimaatti merkitsee, että kyseessä olevan selittävän muuttujan arvon kasvaessa henkilön pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyys nousee. Negatiivinen kerroinestimaatti on puolestaan merkki selittäjän pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyyttä pienentävästä vaikutuksesta. Mikäli tulokset tukevat tulojen eriarvoisuuden hypoteesin vahvaa versiota, tuloeroja kuvaavan muuttujan kerroinestimaatti on positiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. Vastaavasti QR -muuttujan kerroinestimaatin tulee olla negatiivinen ja tilastollisesti merkitsevä, mikäli tulokset tukevat tulojen eriarvoisuuden hypoteesin heikkoa versiota.

Kerroinestimaattien perusteella ei voida kuitenkaan tehdä päätelmiä selittävän muuttujan vaikutuksen suuruudesta pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyyteen, joten taulukoissa 8 ja 9 esitetään tutkimusaineistosta lasketut marginaalivaikutukset. Kun taulukoissa 8 ja 9 esitetyt marginaalivaikutukset kerrotaan luvulla sata, voidaan luvut tulkita pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyyden muutoksena prosenttiyksikössä, kun jatkuva selittäjä kasvaa yhdellä yksiköllä tai dummy-muuttuja nolasta arvoon yksi muiden selittäjien ollessa keskiarvossaan. Gini-kertoimen, alueen keskimääräisen tulon ja yksilöiden käytettävissä olevien tulojen ollessa tarkasteltavana muuttujana on tulosten tulkinnassa huomioitava muuttujan skaala. Koska Gini-kerroin saa arvoja nolasta yhteen, on tuloksia tulkittaessa mielekkäämpää tarkastella esimerkiksi kertoimen ensimmäisessä desimaalissa tapahtuvia muutoksia. Gini-kertoimen kasvaessa 0,10 yksiköllä, kerrotaan marginaalivaikutus luvun 100 sijaan luvulla 10. Koska alueen keskimääräinen tulo ja yksilöiden käytettävissä olevat tulot jaettiin 10^5 eurolla, kuvaa kyseessä olevien muuttujien marginaalivaikutusten sadalla kertominen pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyyden muutosta prosenttiyksiköissä, kun tulot kasvavat 10^5 euroa. Tässäkin tapauksessa on mielekkäämpää tarkastella tulojen nousua esimerkiksi tuhannella eurolla. Tällöin keskimääräinen tulo- ja tulotmuuttujan marginaalivaikutus kerrotaan luvulla yksi, eli raportoidut marginaalivaikutukset voidaan tulkita prosenttiyksiköinä sellaisenaan.

Taulukko 8. Pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyyden probit-mallin marginaalivaikutukset vuonna 2003 (tuloerot maakunnittain)

2003 Muuttuja	Malli 2		Malli 3			
	Marginaali- vaikutus	Korjattu keskivirhe	Korjaamaton keskivirhe	Marginaali- vaikutus	Korjattu keskivirhe	Korjaamaton keskivirhe
Gini-kerroin1	0,285	0,313	0,331	-0,239	0,687	0,687
Keskimääräinen tulo1	-0,772	0,485	0,459	-0,884	0,503*	0,477
R				-0,028	0,021	0,022
QR				0,089	0,073	0,078
Tulot	-0,065	0,034*	0,051	-0,015	0,040	0,060
Tulot ²	0,004	0,005	0,007	-0,001	0,006	0,008
Ikä	0,019	0,002***	0,002	0,020	0,002***	0,002
Ikä ²	0,000	0,000***	0,000	0,000	0,000***	0,000
Sukupuoli	-0,043	0,011***	0,010	-0,043	0,011***	0,010
Siviilisääty	-0,029	0,008***	0,012	-0,027	0,007***	0,012
Keskiaste	-0,014	0,013	0,013	-0,014	0,013	0,013
Alin korkea-aste	-0,037	0,016**	0,017	-0,035	0,016**	0,017
Korkea-aste	-0,094	0,013***	0,018	-0,092	0,013***	0,018
Ylempi toimihenkilö	0,022	0,025	0,023	0,022	0,026	0,023
Alempi toimihenkilö	-0,017	0,022	0,020	-0,016	0,022	0,020
Yrittäjä	-0,028	0,016*	0,020	-0,030	0,017*	0,020
Maatalousyrittäjä	0,049	0,021**	0,024	0,047	0,021**	0,024
Opiskelija	0,071	0,026***	0,028	0,068	0,026***	0,028
Eläkeläinen	0,273	0,020***	0,022	0,271	0,020***	0,022
Pitkäaikaistyötön	0,085	0,029***	0,025	0,078	0,031**	0,025
Muu	0,054	0,026**	0,032	0,049	0,027*	0,032
Kotitalouden koko	-0,025	0,005***	0,005	-0,027	0,005***	0,005
Havaintojen lukumäärä	10829			10829		

Taulukko 9. Pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyyden probit-mallin marginaalivaikutukset vuonna 2004 (tuloerot maakunnittain)

2004 Muuttuja	Malli 2		Malli 3			
	Marginaali- vaikutus	Korjattu keskivirhe	Korjaamaton keskivirhe	Marginaali- vaikutus	Korjattu keskivirhe	Korjaamaton keskivirhe
Gini-kerroin1	0,010	0,305	0,258	0,270	0,474	0,499
Keskimääräinen tulo1	-0,023	0,476	0,398	-0,081	0,513	0,412
R				0,009	0,016	0,018
QR				-0,035	0,056	0,062
Tulot	-0,109	0,093	0,061	-0,094	0,071	0,071
Tulot ²	0,028	0,018	0,018	0,025	0,013**	0,018
Ikä	0,018	0,002***	0,002	0,018	0,002***	0,002
Ikä ²	0,000	0,000***	0,000	0,000	0,000***	0,000
Sukupuoli	-0,018	0,012	0,011	-0,018	0,012	0,011
Siviilisääty	-0,009	0,011	0,013	-0,009	0,011	0,013
Keskiaste	-0,021	0,011*	0,013	-0,021	0,011*	0,013
Alin korkea-aste	-0,048	0,017***	0,018	-0,048	0,017***	0,018
Korkea-aste	-0,082	0,014***	0,019	-0,082	0,014***	0,019
Ylempi toimihenkilö	0,014	0,020	0,023	0,015	0,021	0,023
Alempi toimihenkilö	-0,004	0,019	0,020	-0,004	0,019	0,020
Yrittäjä	-0,030	0,016*	0,021	-0,030	0,016*	0,021
Maatalousyrittäjä	0,058	0,026**	0,026	0,058	0,026**	0,026
Opiskelija	0,070	0,032**	0,026	0,069	0,031**	0,026
Eläkeläinen	0,313	0,014***	0,022	0,313	0,014***	0,022
Pitkäaikaistyötön	0,107	0,018***	0,024	0,106	0,018***	0,024
Muu	0,054	0,026**	0,030	0,053	0,026**	0,030
Kotitalouden koko	-0,018	0,005***	0,004	-0,018	0,006***	0,005
Havaintojen lukumäärä	10911			10911		

Taulukoissa 8 ja 9 koulutus-muuttujassa vertailuryhmänä ovat perusasteen koulutuksen suorittaneet henkilöt ja sosioekonominen asema-muuttujassa työntekijät. Ekvivalenssikaalana on per capita. Taulukossa esitetään havaintojen klusteroinnin huomioivien keskivirheiden lisäksi myös korjaamattomat keskivirheet. Kertoimien tilastollisen merkitsevyyden testaus korjaamattomien keskivirheiden perusteella ei sisälly taulukkoon.

Tilastollisesti merkitsevä 10 %:n (*), 5 %:n (**) ja 1 %:n (***) luottamustasolla.

Virhetermien laskemisessa otetaan huomioon, että maakunnan ja seutukunnan sisällä oletus havaintojen riippumattomuudesta ei välttämättä päde. Henkilöiden

asuessa samalla alueella voivat esimerkiksi asuinalueen elinolosuhteet vaikuttaa terveyteen samansuuntaisesti. Tällöin oletus kahden virhetermin tulon odotusarvosta ei ole 0 ja keskivirheet voivat olla harhaisia. Tämän vuoksi selittäville muuttujille lasketaan keskivirheet, joissa havaintojen klusterointi on otettu huomioon. Jokaiselle selittäjälle ilmoitetaan taulukoissa myös korjaamattomat keskivirheet. Tulosten analysointi perustuu korjattuihin keskivirheisiin. Tulosten tulkinnassa on lisäksi huomioitava, että tutkimuksen empiiriset testit kuvaavat ensisijaisesti tuloerojen ja terveyden välistä korrelaatiota, eikä niiden perusteella voida välttämättä suoraan tehdä päätelmiä tuloerojen ja terveyden välillä vallitsevista kausaalisuhteista.

Taulukoissa 6 ja 7 esitettävien probit-mallin parametriestimaateista voidaan havaita, että mallissa 1 Gini-kertoimen kerroinestimaatti on negatiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. Kun malliin lisätään kontrollimuuttujia, Gini-kertoimen kerroinestimaatti muuttuu positiiviseksi (malli 2). Kerroinestimaatti jää kuitenkin vaille tilastollista merkitsevyyttä, joten maakunnan tuloeroilla ja pitkäaikaissairastavuudella ei tuloksen mukaan ole tilastollisesti merkitsevää yhteyttä, kun tuloeroja mitataan Gini-kertoimella. Tulokset eivät näin ollen tue tulojen eriarvoisuuden hypoteesia vahvaa versiota (ks. luku 3.2 yhtälö 10). Myös taulukoista 8 ja 9 Gini-kertoimen marginaalivaikutus jää vaille tilastollista merkitsevyyttä. Kerroin on hypoteesin mukaisesti positiivinen, ja Gini-kertoimen kasvu 0,10 yksiköllä lisää pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyyttä 2,85 ja 0,10 prosenttiyksikköä vuosina 2003 ja 2004. Koska kertoimet eivät ole tilastollisesti merkitseviä, eivät tulokset tue tulojen eriarvoisuuden hypoteesin vahvaa versiota.¹⁴

¹⁴ Tulokset muuttuivat jonkin verran, kun Gini-kertoimessa, keskimääräisessä tulossa sekä tulomuuttujassa käytettiin ekvivalenssiskaalana OECD-skaalaa ja modifioitua OECD-skaalaa. Tällöin tuloerojen ja pitkäaikaissairastavuuden välille saatiin tilastollisesti merkitsevä positiivinen yhteys vuonna 2003.

Kun Gini-kerroin korvattiin mallissa 2 Atkinsonin ja Theilin indeksillä, tulokset säilyivät taulukoihin 6 ja 7 nähden muuttumattomina lukuun ottamatta Theilin indeksin kerrointa vuonna 2003 (ks. Pekkala 2008, 98). Eräs mahdollinen selitys poikkeavalle tulokselle voi löytyä Theilin indeksin suuremmasta vaihtelusta Gini-kertoimeen verrattuna (ks. liitteen 2 taulukko 1). Theilin indeksi voi tätä kautta saada suuremman selitysvoiman, ja kertoimesta tulee mallissa tilastollisesti merkitsevä.

Tulokset Gini-kertoimen ja pitkäaikaissairastavuuden välisestä yhteydestä muuttuvat jonkin verran, kun tuloerot laskettiin seutukunnittain (ks. Pekkala 2008, 99-100). Vuonna 2003 Gini-kerroin on positiivinen mutta taulukon 6 tuloksesta poiketen tilastollisesti merkitsevä. Poikkeava tulos voi selittyä seutukuntien Gini-kertoimen suuremmalla vaihtelulla maakuntiin verrattuna (ks. liitteen 2 taulukko 1), mitä kautta Gini-kerroin saa mallissa suuremman selitysvoiman. Tulos ei näin ollen vastaisi esitettyä väitettä siitä, että maantieteellisesti pienille alueille laskeutut tuloerot eivät heijastaisi riittävästi yhteiskunnallista eriarvoisuutta eikä tuloerojen yhteyttä terveyteen tästä syystä esiintyisi (ks. Subramanian & Kawachi 2004, 82). Tulokinnassa on kuitenkin otettava huomioon, että seutukuntien tuloerojen ja pitkäaikaissairastavuuden välillä ei esiintynyt yhteyttä vuoden 2004 aineistossa.

Yhteenvedona edellä esitetyistä tuloksista voidaan todeta, että maakunnan tuloeroilla ja pitkäaikaissairastavuudella ei ollut yhteyttä Suomessa vuosina 2003 ja 2004, kun tuloeroja mitattiin Gini-kertoimella. Vuoden 2003 osalta tulokset muuttuivat, kun tuloerot laskettiin seutukunnittain. Tällöin Gini-kertoimen ja pitkäaikaissairastavuuden välille saatiin tilastollisesti merkitsevä positiivinen yhteys vuonna 2003, ja tulokset tukivat esitettyä hypoteesia tuloerojen ja terveyden välisestä yhteydestä. Kun maakunnan Gini-kerroin korvattiin Theilin indeksillä, olivat tulokset tuloerojen ja pitkäaikaissairastavuuden yhteydestä vuoden 2003 osalta samansuuntaisia kuin seutukuntakohtaisessa tarkastelussa.

Tulojen eriarvoisuuden hypoteesin heikkoa versiota testataan mallilla 3, jonka tulokset esitetään taulukoissa 6-9. Taulukoista voidaan havaita, että QR -muuttujan parametriestimaatti on tulojen eriarvoisuuden hypoteesin heikon version mukaisesti negatiivinen vuonna 2004. Vuonna 2003 estimaatti saa hypoteesin vastaisen positiivisen kertoimen. QR -muuttujan parametriestimaatti jää kuitenkin vaille tilastollista merkitsevyyttä sekä vuonna 2003 että vuonna 2004. Yksilön tulotasosta riippumatta tuloeroilla ei ole näin ollen yhteyttä pitkäaikaissairastavuuteen, kun maakunnan eriarvoisuutta mitataan Gini-kertoimella. Tulokset eivät tue tulojen eriarvoisuuden hypoteesin heikkoa versiota.

Tutkimuksessa testattiin myös suhteellisen tulon hypoteesia alueen keskimääräinen tulo-muuttujan avulla sekä absoluuttisen tulon hypoteesia tulot-muuttujaa hyödyntäen (ks. taulukot 6 ja 7, malli 2). Tarkempi selvitys aiheesta on luettavissa Pekkalan (2008) tutkimuksesta. Yhteenvetona voidaan todeta, että maakunnan ja seutukunnan keskimääräisellä tulolla ei ollut tilastollisesti merkitsevää yhteyttä pitkäaikaissairastavuuteen vuosina 2003 ja 2004. Tulokset eivät näin ollen tukenet suhteellisen tulon hypoteesia. Absoluuttisen tulon hypoteesin osalta havaittiin vuoden 2003 aineistosta, että yksilön pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyys oli sitä pienempi, mitä suuremmat tulot hänellä oli. Vuoden 2004 osalta tulojen ja pitkäaikaissairastavuuden välillä ei esiintynyt tilastollisesti merkitsevää yhteyttä, eivätkä tulokset tukeneet absoluuttisen tulon hypoteesia tällöin.

Taulukoiden 6 ja 7 mallissa 2 muiden yksilön ja kotitalouden piirteitä kuvaavien muuttujien kerroinestimaatit ovat pitkälti ennako-odotusten mukaisia. Ikämuuttujan positiivinen kerroinestimaatti osoittaa, että iän myötä pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyys kasvaa. Naisilla pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyys on hieman suurempi kuin miehillä. On mahdollista, että naiset raportoivat miehiä herkemmin omista sairauksistaan ja naisten miehiä suurempi pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyys selittyisi tätä kautta. Tulokset osoittavat myös, että naimisissa olevilla henkilöillä pitkäaikaissairastavuuden todennä-

köisyys on muita siviilisäätyryhmiä pienempi. Myös perheen koon kasvaminen pienentää pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyyttä.

Kun tarkastellaan koulutuksen vaikutusta pitkäaikaissairastavuuteen, voidaan taulukoista 6 ja 7 havaita koulutuksen terveyttä suojaava vaikutus. Vuonna 2003 pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyys oli alimman korkea-asteen koulutuksen suorittaneilla 3,7 prosenttiyksikköä ja korkea-asteen koulutuksen suorittaneilla 9,4 prosenttiyksikköä pienempi kuin perusasteen koulutuksen suorittaneilla (ks. taulukot 8 ja 9). Sosioekonomisen aseman osalta tuloksista ilmenee, että ainoastaan yrittäjillä pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyys on tilastollisesti merkittävästi pienempi kuin työntekijäryhmällä. Työntekijöihin verrattuna suurin pitkäaikaissairauksien todennäköisyys on ennako-odotusten mukaisesti eläkeläisillä ja pitkäaikaistyöttömillä.

Tutkimuksessa selvitettiin myös, muuttuuko tuloerojen ja pitkäaikaissairastavuuden välinen yhteys, mikäli samanaikaisesti otetaan huomioon alueen köyhyys sekä tarkasteltiin, minkälainen yhteys maakunnittain lasketulla köyhyydellä on pitkäaikaissairastavuuteen. Viimeksi mainittua kysymystä tutkittiin lisäämällä malliin 2 muuttujiksi maakunnan köyhyyttä kuvaavat päälukumitta ja köyhyyskuilu. Tarkempi selvitys saaduista tuloksista on luettavissa Pekkalan (2008) tutkimuksesta. Yhteenvetona voidaan todeta, että tuloerojen ja pitkäaikaissairastavuuden välinen yhteys säilyi pääpiirteissään muuttumattomana, vaikka malleihin lisättiin maakunnan köyhyyttä kuvaavat muuttujat. Päälukumittan ja köyhyyskuilun kerroinestimaatit jäivät tuloksissa vaille tilastollista merkittävyyttä, eikä pitkäaikaissairastavuudella ja alueellisella köyhyydelle havaittu tutkimuksessa näin ollen yhteyttä.

6.2 Tuloerojen yhteys itse arvioituun yleiseen terveydentilaan

Taulukoissa 10 ja 11 esitetään järjestetyn probit-mallin estimointitulokset tuloerojen ja yleisen terveydentilan välistä yhteyttä tarkasteleville malleille sekä marginaalivaikutukset selitettävän muuttujan alimman ja ylimmän vastauskategorian osalta. Mallin 2 avulla testataan tulojen eriarvoisuuden hypoteesin vahvaa versiota ja mallilla 3 hypoteesin heikkoa versiota.

Järjestetty probit-mallin peruskertoimien etumerkeistä voidaan päätellä, mihin suuntaan yleinen terveydentila muuttuu selittäjässä tapahtuvan muutoksen seurauksena. Kertoimen ollessa positiivinen yleinen terveydentila paranee ja päinvastoin. Mikäli tulokset tukevat tulojen eriarvoisuuden hypoteesin vahvaa versiota, tuloeroja kuvaavan muuttujan kerroinestimaatti on negatiivinen ja tilastollisesti merkitsevä. Vastaavasti QR -muuttujan tilastollisesti merkitsevä positiivinen kerroin tukee hypoteesin heikkoa versiota. Kertoimen avulla ei voida kuitenkaan tehdä johtopäätöksiä muutoksen suuruudesta.

Taulukoissa 10 ja 11 esitetyt marginaalivaikutukset kuvaavat, kuinka paljon yleisen terveydentilan alimman ja ylimmän vastauskategorian todennäköisyys muuttuu selittäjässä tapahtuvan muutoksen seurauksena, kun muut selittävät muuttujat ovat keskiarvossaan. Järjestetyn probit-mallin tapauksessa peruserroin määrittää marginaalivaikutuksen suunnan yksiselitteisesti ainoastaan alimman ja ylimmän vastauskategorian kohdalla. Tästä johtuen marginaalivaikutukset raportoidaan ainoastaan edellä mainittujen vastauskategorioiden osalta. Marginaalivaikutukset voidaan tulkita prosenttiyksiköinä, kun parametriestimaatit kerrotaan luvulla sata. Gini-kertoimessa, alueen keskimääräisessä tulossa ja yksilöiden käytettävissä olevissa tuloissa käytetyn skaalan vuoksi marginaalivaikutusten tulkinnassa sovelletaan samaa muunnostapaa kuin edellä probit-mallin kohdalla. Tulosten analysointi perustuu korjattuihin keskivirheisiin.

Taulukko 10. Yleisen terveydentilan todennäköisyyden järjestetty probit-mallin kerroinestimaatit ja marginaalivaikutukset vuonna 2003 (tuloerot maakunnittain)

2003 Muuttuja	Malli 2			Yleinen terveydentila=0			Yleinen terveydentila=3		
	Kerroin	Korjattu keskivirhe	Korjaamat. keskivirhe	Marginaali-vaikutus	Korjattu keskivirhe	Korjaamat. keskivirhe	Marginaali-vaikutus	Korjattu keskivirhe	Korjaamat. keskivirhe
Gini-kerroin1	-0,958	0,492*	0,729	0,108	0,056*	0,082	-0,377	0,193*	0,287
Keskimäär. tulo1	3,747	0,794***	1,017	-0,421	0,096***	0,115	1,475	0,310***	0,400
Tulot	0,433	0,109***	0,117	-0,049	0,011***	0,013	0,171	0,043***	0,046
Tulot ²	-0,037	0,017**	0,015	0,004	0,002**	0,002	-0,015	0,007**	0,006
Ikä	-0,059	0,003***	0,005	0,007	0,000***	0,001	-0,023	0,001***	0,002
Ikä ²	0,000	0,000***	0,000	0,000	0,000***	0,000	0,000	0,000***	0,000
Sukupuoli	-0,043	0,026	0,023	0,005	0,003*	0,003	-0,017	0,010	0,009
Siviilisäätö	0,083	0,025***	0,027	-0,009	0,003***	0,003	0,032	0,010***	0,011
Keskiaste	0,112	0,034***	0,028	-0,012	0,004***	0,003	0,044	0,014***	0,011
Alin korkea-aste	0,232	0,034***	0,039	-0,023	0,003***	0,003	0,092	0,013***	0,015
Korkea-aste	0,416	0,034***	0,043	-0,037	0,003***	0,003	0,165	0,013***	0,017
Ylempi toimihlö	0,092	0,042**	0,051	-0,010	0,004**	0,005	0,036	0,017**	0,020
Alempi toimihlö	0,113	0,036***	0,045	-0,012	0,004***	0,004	0,045	0,014***	0,018
Yrittäjä	-0,011	0,049	0,044	0,001	0,006	0,005	-0,004	0,019	0,017
Maatalousyrittäjä	-0,213	0,043***	0,051	0,028	0,006***	0,008	-0,082	0,016***	0,019
Opiskelija	-0,012	0,044	0,062	0,001	0,005	0,007	-0,005	0,017	0,025
Eläkeläinen	-0,454	0,052***	0,048	0,062	0,008***	0,008	-0,173	0,019***	0,017
Pitkäaikaistyötön	-0,160	0,059***	0,054	0,020	0,009**	0,008	-0,062	0,023***	0,021
Muu	-0,152	0,062**	0,069	0,019	0,009**	0,010	-0,059	0,024**	0,026
Kotitalouden koko	0,041	0,008***	0,010	-0,005	0,001***	0,001	0,016	0,003***	0,004
Havaintojen lkm	10826			10826			10826		
Pseudo R ²	0,106								

Taulukko 11. Yleisen terveydentilan todennäköisyyden järjestetty probit-mallin kerroinestimaatit ja marginaalivaikutukset vuonna 2004 (tuloerot maakunnittain)

2004 Muuttuja	Malli 2			Yleinen terveydentila=0			Yleinen terveydentila=3		
	Kerroin	Korjattu keskivirhe	Korjaamat. keskivirhe	Marginaali-vaikutus	Korjattu keskivirhe	Korjaamat. keskivirhe	Marginaali-vaikutus	Korjattu keskivirhe	Korjaamat. keskivirhe
Gini-kerroin1	-0,031	0,706	0,555	0,004	0,080	0,063	-0,012	0,277	0,218
Keskimäär. tulo1	1,738	0,809**	0,865	-0,196	0,088**	0,098	0,683	0,317**	0,340
Tulot	0,499	0,167***	0,112	-0,056	0,020***	0,013	0,196	0,066***	0,044
Tulot ²	-0,025	0,009***	0,014	0,003	0,001**	0,002	-0,010	0,004***	0,005
Ikä	-0,061	0,003***	0,004	0,007	0,000***	0,001	-0,024	0,001***	0,002
Ikä ²	0,000	0,000***	0,000	0,000	0,000***	0,000	0,000	0,000***	0,000
Sukupuoli	-0,049	0,029*	0,023	0,006	0,003*	0,003	-0,019	0,011*	0,009
Siviilisäätö	0,097	0,021***	0,027	-0,011	0,002***	0,003	0,038	0,008***	0,011
Keskiaste	0,106	0,023***	0,028	-0,012	0,003***	0,003	0,042	0,009***	0,011
Alin korkea-aste	0,242	0,035***	0,040	-0,024	0,003***	0,003	0,096	0,034***	0,016
Korkea-aste	0,358	0,038***	0,043	-0,033	0,002***	0,003	0,142	0,015***	0,017
Ylempi toimihlö	0,097	0,032***	0,052	-0,010	0,003***	0,005	0,038	0,013***	0,021
Alempi toimihlö	0,139	0,031***	0,044	-0,014	0,003***	0,004	0,055	0,012***	0,018
Yrittäjä	0,022	0,036	0,046	-0,002	0,004	0,005	0,009	0,014	0,018
Maatalousyrittäjä	-0,172	0,049***	0,055	0,022	0,007***	0,008	-0,066	0,019***	0,021
Opiskelija	0,028	0,064	0,058	-0,003	0,007	0,006	0,011	0,025	0,023
Eläkeläinen	-0,481	0,045***	0,048	0,067	0,006***	0,008	-0,182	0,017***	0,017
Pitkäaikaistyötön	-0,248	0,027***	0,052	0,033	0,004***	0,008	-0,095	0,010***	0,019
Muu	-0,179	0,082**	0,065	0,023	0,011**	0,009	-0,069	0,031**	0,024
Kotitalouden koko	0,038	0,007***	0,010	-0,004	0,001***	0,001	0,015	0,003***	0,004
Havaintojen lkm	10904			10904			10904		
Pseudo R ²	0,113								

Taulukoissa 10 ja 11 koulutus-muuttujassa vertailuryhmänä ovat perusasteen koulutuksen suorittaneet henkilöt ja sosioekonominen asema-muuttujassa työntekijät. Ekvivalenssiskaalana on per capita. Taulukossa esitetään havaintojen klusteroinnin huomioivien keskivirheiden lisäksi myös korjaamattomat keskivirheet. Kertoimien tilastollisen merkitsevyyden testaus korjaamattomien keskivirheiden perusteella ei sisälly taulukkoon. Tilastollisesti merkitsevä 10 %:n (*), 5 %:n (**), ja 1 %:n (***) luottamustasolla.

Maakunnan Gini-kertoimelle ja yleiselle terveydentilalle saadaan taulukossa 10 tilastollisesti merkitsevä negatiivinen yhteys. Tuloerojen kasvaessa yleinen terveydentila heikkenee. Tulos tukee näin ollen tulojen eriarvoisuuden hypoteesin vahvaa versiota vuonna 2003. Taulukosta 10 nähdään, että alimman ja ylimmän vastauskategorian marginaalivaikutukset ovat esitetyn teorian mukaisesti erimerkkiset: Gini-kertoimen kasvaessa 0,10 yksikköä huonon tai melko huonon yleisen terveydentilan todennäköisyys nousee 1,08 prosenttiyksikköä ja hyvän terveydentilan todennäköisyys laskee 3,77 prosenttiyksikköä. Vuoden 2004 osalta maakunnan tuloerojen ja yleisen terveydentilan välille ei saada tilastollisesti merkitsevää yhteyttä, kun eriarvoisuutta mitataan Gini-kertoimella (ks. taulukko 11).¹⁵

Tulokset tuloerojen ja yleisen terveydentilan välisestä yhteydestä säilyivät pääpiirteissään muuttumattomina, vaikka Gini-kerroin korvattiin maakuntakohtaisella Atkinsonin ja Theilin indeksillä (Pekkala 2008, 102). Tulokset muuttuivat hieman, kun tuloerot laskettiin seutukunnittain (mt. 103). Gini-kerroin sai negatiivisen kertoimen, mutta jäi maakuntakohtaisesta tarkastelusta poiketen vaille tilastollista merkitsevyyttä vuonna 2003. Myöskään vuoden 2004 aineistossa kerroin ei eronnut nollostä tilastollisesti merkitsevästi, joten yleisellä terveydentilalla ja seutukunnittain lasketuilla tuloeroilla ei ollut yhteyttä vuosina 2003 ja 2004.

Tutkimuksessa testattiin suhteellisen tulon hypoteesia selvittämällä alueen keskimääräisen tulon ja yleisen terveydentilan välistä yhteyttä. Maakunnan keskimääräisen tulon ja yleisen terveydentilan välille saadaan tilastollisesti merkitsevä positiivinen yhteys (ks. taulukot 10 ja 11). Myös seutukunnan keskimääräisen tulon ja yleisen terveydentilan välillä on tilastollisesti merkitsevä positiivinen yhteys (Pekkala 2008, 103). Alueen keskimääräisen tulon kasvaessa yleinen ter-

¹⁵ Estimointitulokset tuloerojen ja yleisen terveydentilan välisestä yhteydestä eivät muuttuneet, vaikka Gini-kertoimessa, keskimääräisessä tulossa sekä tulot-muuttujassa käytettiin ekvivalenssiskaalana per capitam sijaan sekä OECD-skaalaa että modifioitua OECD-skaalaa.

veydentila paranee, joten tulos on suhteellisen tulon hypoteesin vastainen. Toisaalta on esitetty, että yhteisön korkea keskimääräinen tulotaso voi olla terveydentilaa suojaava. Millerin ja Paxsonin (2001, 5) mukaan varakkaiden henkilöiden keskittyminen tietyille alueelle voi johtaa esimerkiksi julkishyödykkeisiin käytettävien varojen kasvuun ja ympäristöä suojelevien säännösten suurempaan kysyntään, jotka parantavat siten kaikkien alueella asuvien terveyttä.

Myös yksilön tuloilla on tutkimuksen tulosten mukaan yleistä terveydentilaa parantava vaikutus. Huonon tai melko huonon yleisen terveydentilan todennäköisyys pieneni 0,049 ja 0,056 prosenttiyksikköä vuosina 2003 ja 2004, kun tulot kasvoivat tuhat euroa (ks. taulukot 10 ja 11). Hyvän yleisen terveydentilan todennäköisyys kasvoi vastaavasti 0,177 ja 0,196 prosenttiyksikköä kyseessä olevina vuosina. Tulos on yhtenevä absoluuttisen tulon hypoteesin kanssa.

Muiden yksilön ja kotitalouden piirteitä kuvaavien muuttujien osalta saadut tulokset ovat pitkälti ennako-odotusten mukaisia (ks. taulukot 10 ja 11). Tulokset osoittavat, että iän myötä yleinen terveydentila heikkenee. Toisaalta naiset kokevat yleisen terveydentilansa miehiä paremmaksi. Vaikka tutkimuksessa aiemmin esitettyjen tulosten mukaan naisilla on miehiä enemmän pitkäaikaissairauksia, se ei näytä vaikuttavan heidän itse arvioituun yleiseen terveydentilaan, sillä naiset raportoivat yleisen terveydentilansa miehiä paremmaksi. Tuloksista ilmenee myös, että naimisissa olevilla ja suurissa perheissä asuvilla henkilöillä yleinen terveydentila on muita siviilisäätyryhmiä ja pienissä kotitalouksissa asuvia henkilöitä parempi. Myös koulutuksella on yleistä terveydentilaa suojaava vaikutus. Sosioekonomisen aseman osalta tuloksista nähdään, että työntekijöihin verrattuna ainoastaan ylemmillä ja alemmilla toimihenkilöillä on tilastollisesti merkitsevästi parempi yleinen terveydentila. Ennako-odotusten mukaisesti eläkeläiset, maatalousyrittäjät ja pitkäaikaistyöttömät kokevat yleisen terveydentilansa muita huonommaksi.

Taulukko 12. Yleisen terveydentilan todennäköisyyden järjestetty probit-mallin kerroinestimaatit ja marginaalivaikutukset vuonna 2003 (tuloerot maakunnittain)

2003 Muuttuja	Malli 3			Yleinen terveydentila=0			Yleinen terveydentila=3		
	Kerroin	Korjattu keskivirhe	Korjaamat. keskivirhe	Marginaali-vaikutus	Korjattu keskivirhe	Korjaamat. keskivirhe	Marginaali-vaikutus	Korjattu keskivirhe	Korjaamat. keskivirhe
Gini-kerroin1	-0,003	1,223	1,513	0,000	0,137	0,170	-0,001	0,482	0,596
Keskimäär. tulo1	4,324	0,785***	1,054	-0,485	0,097***	0,119	1,703	0,307***	0,415
R	0,071	0,044	0,048	-0,008	0,005	0,005	0,028	0,017	0,019
QR	-0,208	0,157	0,174	0,023	0,018	0,019	-0,082	0,062	0,069
Tulot	0,227	0,069***	0,135	-0,025	0,008***	0,015	0,089	0,027***	0,053
Tulot ²	-0,016	0,016	0,017	0,002	0,002	0,002	-0,006	0,006	0,007
Ikä	-0,060	0,003***	0,005	0,007	0,000***	0,001	-0,024	0,001***	0,002
Ikä ²	0,000	0,000***	0,000	0,000	0,000***	0,000	0,000	0,000***	0,000
Sukupuoli	-0,045	0,026*	0,023	0,005	0,003*	0,003	-0,018	0,010*	0,009
Siviilisäätö	0,077	0,025***	0,027	-0,009	0,003***	0,003	0,030	0,010**	0,011
Keskiaaste	0,109	0,035***	0,028	-0,012	0,004***	0,003	0,043	0,014***	0,011
Alin korkea-aste	0,226	0,034***	0,039	-0,022	0,003***	0,003	0,090	0,014***	0,016
Korkea-aste	0,408	0,034***	0,043	-0,037	0,003***	0,003	0,162	0,013***	0,017
Ylempi toimihlö	0,090	0,042**	0,051	-0,010	0,004**	0,005	0,035	0,017**	0,020
Alempi toimihlö	0,109	0,036***	0,045	-0,012	0,004***	0,004	0,043	0,014***	0,018
Yrittäjä	-0,005	0,049	0,045	0,001	0,006	0,005	-0,002	0,019	0,018
Maatalousyrittäjä	-0,208	0,043***	0,051	0,027	0,006***	0,008	-0,080	0,016***	0,019
Opiskelija	-0,004	0,043	0,062	0,000	0,005	0,007	-0,001	0,017	0,025
Eläkeläinen	-0,449	0,052***	0,048	0,0612	0,008***	0,008	-0,171	0,019***	0,017
Pitkäaikaistyötön	-0,136	0,062**	0,054	0,017	0,009*	0,007	-0,053	0,024**	0,021
Muu	-0,135	0,064**	0,070	0,017	0,009*	0,009	-0,052	0,025**	0,027
Kotitalouden koko	0,049	0,009***	0,010	-0,006	0,001***	0,001	0,019	0,003***	0,004
Havaintojen lkm	10826			10826			10826		
Pseudo R ²	0,107								

Taulukko 13. Yleisen terveydentilan todennäköisyyden järjestetty probit-mallin kerroinestimaatit ja marginaalivaikutukset vuonna 2004 (tuloerot maakunnittain)

2004 Muuttuja	Malli 3			Yleinen terveydentila=0			Yleinen terveydentila=3		
	Kerroin	Korjattu keskivirhe	Korjaamat. keskivirhe	Marginaali-vaikutus	Korjattu keskivirhe	Korjaamat. keskivirhe	Marginaali-vaikutus	Korjattu keskivirhe	Korjaamat. keskivirhe
Gini-kerroin1	-0,755	0,984	1,085	0,085	0,111	0,122	-0,296	0,387	0,426
Keskimäär. tulo1	2,234	0,781***	0,891	-0,252	0,085***	0,101	0,877	0,306***	0,350
R	-0,006	0,023	0,038	0,001	0,003	0,004	-0,002	0,009	0,015
QR	0,063	0,075	0,136	-0,007	0,009	0,015	0,025	0,029	0,053
Tulot	0,342	0,159**	0,133	-0,039	0,019**	0,015	0,134	0,062**	0,052
Tulot ²	-0,011	0,010	0,020	0,001	0,001	0,002	-0,004	0,004	0,008
Ikä	-0,062	0,003***	0,004	0,007	0,000***	0,001	-0,024	0,001***	0,002
Ikä ²	0,000	0,000***	0,000	0,000	0,000***	0,000	0,000	0,000***	0,000
Sukupuoli	-0,051	0,028*	0,023	0,006	0,003*	0,003	-0,020	0,011*	0,009
Siviilisäätö	0,095	0,021***	0,027	-0,011	0,003***	0,003	0,037	0,008***	0,011
Keskiaaste	0,105	0,023***	0,028	-0,012	0,003***	0,003	0,041	0,009***	0,011
Alin korkea-aste	0,239	0,034***	0,040	-0,023	0,003***	0,003	0,095	0,014***	0,016
Korkea-aste	0,352	0,037***	0,043	-0,033	0,002***	0,003	0,139	0,015***	0,017
Ylempi toimihlö	0,094	0,033***	0,052	-0,010	0,003***	0,005	0,037	0,013***	0,021
Alempi toimihlö	0,137	0,031***	0,044	-0,014	0,003***	0,004	0,054	0,012***	0,018
Yrittäjä	0,028	0,036	0,046	-0,003	0,004	0,005	0,011	0,014	0,018
Maatalousyrittäjä	-0,169	0,049***	0,055	0,021	0,007***	0,008	-0,065	0,019***	0,021
Opiskelija	0,037	0,065	0,058	-0,004	0,007	0,006	0,015	0,026	0,023
Eläkeläinen	-0,474	0,045***	0,048	0,065	0,006***	0,008	-0,179	0,017***	0,017
Pitkäaikaistyötön	-0,231	0,029***	0,053	0,030	0,005***	0,008	-0,088	0,011***	0,019
Muu	-0,163	0,083**	0,065	0,021	0,011*	0,009	-0,063	0,031**	0,025
Kotitalouden koko	0,043	0,008***	0,010	-0,005	0,001***	0,001	0,017	0,003***	0,004
Havaintojen lkm	10904			10904			10904		
Pseudo R ²	0,113								

Taulukoissa 12 ja 13 koulutus-muuttujassa vertailuryhmänä ovat perustasteen koulutuksen suorittaneet henkilöt ja sosioekonominen asema-muuttujassa työntekijät. Ekvivalenssiskaalana on per capita. Taulukossa esitetään havaintojen klusteroinnin huomioivien keskivirheiden lisäksi myös korjaamattomat keskivirheet. Kertoimien tilastollisen merkitsevyyden testaus korjaamattomien keskivirheiden perusteella ei sisälly taulukkoon.

Tilastollisesti merkitsevä 10 %:n (*), 5 %:n (**) ja 1 %:n (***) luottamustasolla.

Taulukoissa 12 ja 13 esitetään mallin 3 estimointitulokset, joiden avulla pyritään tekemään päätelmiä tulojen eriarvoisuuden hypoteesin heikosta versiosta. Taulukosta 13 nähdään, että QR -muuttujan kerroin on hypoteesin mukaisesti positiivinen vuonna 2004. Estimaatti saa hypoteesin vastaisen negatiivisen kertoimen vuonna 2003. QR -muuttujan parametriestimaatti jää kuitenkin vaille tilastollista merkitsevyyttä sekä vuonna 2003 että vuonna 2004. Tulokset osoittavat, että tuloerojen ja yleisen terveydentilan välinen yhteys ei vaihtelee yksilöiden suhteellisen tulotason mukaan. Tulokset eivät tue tulojen eriarvoisuuden hypoteesin heikkoa versiota. Tulokset eivät siten näyttäisi olevan haitallisimpia tulojen suhteen huono-osaisten terveydelle.

Myös yleisen terveydentilan osalta selvitetään, muuttuuko tuloerojen ja yleisen terveydentilan välinen yhteys, mikäli samanaikaisesti otetaan huomioon alueen köyhyys ja tarkastellaan, minkälainen yhteys maakunnittain lasketulla köyhyydellä on pitkäaikaissairastavuuteen. Tarkat tulokset on luettavissa Pekkalan (2008) tutkimuksesta. Yhteenvetona voidaan todeta, että alueen köyhyyden huomioiminen malleissa ei muuta edellä esitettyjä tuloksia tuloerojen ja yleisen terveydentilan välisestä yhteydestä. Päälukumitan ja köyhyyskuilun kerroinestimaatit jäävät tuloksissa vaille tilastollista merkitsevyyttä, joten yleisen terveydentilan ja maakunnan köyhyyden välillä ei näin ollen esiinny yhteyttä.

7 Yhteenveto ja johtopäätökset

Tämän tutkimuksen tavoitteena oli selvittää, minkälainen tuloerojen ja terveyden välinen yhteys on Suomessa. Tutkimusongelma tiivistettiin muutamaa aiheen kannalta keskeiseen kysymykseen ja kirjallisuudesta johdettuun hypoteesiin. Tutkimuksessa selvitettiin, minkälainen yhteys maakunnittain lasketuilla tuloeroilla oli yksilöiden pitkäaikaissairastavuuteen ja itse arvioituun yleiseen terveydentilaan Suomessa vuosina 2003 ja 2004. Tutkimuksen ensimmäinen hypoteesi johdettiin tulojen eriarvoisuuden hypoteesin vahvasta versiosta, jonka mukaan tuloerot ovat haitallisia yksilöiden terveydelle. Lisäksi tutkimuksessa selvitettiin, oliko maakunnan tuloerojen yhteys yksilöiden pitkäaikaissairastavuuteen ja yleiseen terveydentilaan erilainen eri tulotasoilla olevien henkilöihin välillä vuosina 2003 ja 2004. Tutkimuksen toinen hypoteesi johdettiin tulojen eriarvoisuuden hypoteesin heikosta versiosta, jonka mukaan tuloerot ovat haitallisimpia tulojen suhteen huono-osaisten terveydelle.

Tutkimuksessa aiheen teoreettinen tarkastelu jakautui kolmeen osaan. Ensimmäisessä osassa (luku 2) selvitettiin tuloerojen ja köyhyyden mittaamisen teoriaa, ja luotiin katsaus tuloeroissa, köyhyydessä ja kansanterveydessä Suomessa viime vuosina tapahtuneisiin muutoksiin. Toinen osa (luku 3) käsitteli tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä kirjallisuudessa esitettyjen hypoteesien ja vaikutusmekanismien näkökulmasta. Keskeisenä tarkastelukohteena oli tutkimuksen empiirisessä osassa testattava tulojen eriarvoisuuden hypoteesi. Kolmannessa osassa (luku 4) käytiin läpi viime vuosina julkaistuja pohjoismaalaisia tutkimuksia tuloerojen yhteydestä terveyteen ja kuolleisuuteen.

Tutkimuksen empiirisen osan (luku 6) tavoitteena oli testata ekonometrisen analyysin avulla tulojen eriarvoisuuden hypoteesin vahvaa ja heikkoa versiota sekä selvittää, muuttuuko tulos tuloerojen ja terveyden välisestä yhteydestä, mikäli

samanaikaisesti otetaan huomioon alueellinen köyhyys. Aineistona käytettiin Tilastokeskuksen vuosien 2003 ja 2004 tulonjakotilastoja, joihin yhdistettiin Eurostatin tulo- ja elinolotutkimusta (EU-SILC) varten kerätystä SILC-aineistosta yli 15-vuotiaiden suomalaisten pitkäaikaissairastavuutta ja yleistä terveydentilaa koskevat tiedot. Tässä tutkimuksessa hyödynnettiin ensimmäistä kertaa Suomessa SILC-aineistosta saatavia tietoja tuloerojen ja terveyden välisen yhteyden tutkimisessa. Aineiston ekonometrinen analyysi suoritettiin probit-mallia ja järjestettyä probit-mallia käyttäen.

Tutkimuksen empiirisen analyysin keskeinen havainto oli, että maakunnan tuloeroilla ja pitkäaikaissairastavuudella ei ollut yhteyttä Suomessa vuosina 2003 ja 2004, eikä tuloeroilla havaittu suurempaa pitkäaikaissairastavuutta lisäävää vaikutusta tulojen suhteen huono-osaisten kohdalla, kun tuloeroja mitattiin Gini-kertoimella. Tulokset eivät näiltä osin tukeneet tulojen eriarvoisuuden hypoteesin vahvaa eivätkä heikkoa versiota (hypoteesit 1 ja 2). Tulokset maakunnan tuloerojen ja pitkäaikaissairastavuuden välisestä yhteydestä säilyivät pääpiirteissään muuttumattomina, vaikka samanaikaisesti otettiin huomioon alueen köyhyys. Eräs selitys hypoteesin vastaiselle tulokselle voi löytyä psykososiaalisen selitysmallin kautta. Objektiivisena terveyden mittarina pitkäaikaissairastavuus ei välttämättä heijasta riittävästi esimerkiksi yksilöiden tuntemuksia tuloerojen kautta mahdollisesti heikentyvästä sosiaalisesta pääomasta, ja sosiaalisten hierarkioiden aiheuttamasta lisääntyvästä stressistä. Toisaalta on mahdollista, että maakunnittain lasketut tuloerot eivät kuvaa riittävästi yksilöiden välistä taloudellista eriarvoisuutta, eikä tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä tästä syystä esiinny.

Seutukuntien välillä tuloerot vaihtelivat aineistossa maakuntia enemmän, ja seutukuntakohtaisilla tuloeroilla ja pitkäaikaissairastavuudella saatiin maakuntatarkastelusta poiketen tilastollisesti merkitsevä positiivinen yhteys vuonna 2003. Tutkimuksen tulos ei näiltä osin vastaisi esitettyä väitettä siitä, että maantieteellisesti pienille alueille lasketut tuloerot eivät heijastaisi riittävästi yhteiskunnallista

eriarvoisuutta, eikä tuloerojen yhteyttä terveyteen tästä syystä esiintyisi (ks. Subramanian & Kawachi 2004, 82). Tulkinnessa on kuitenkin oltava varovainen, sillä seutukunnan tuloerojen ja pitkäaikaissairastavuuden välillä ei esiintynyt yhteyttä vuonna 2004.

Tutkimuksen empiirisen osan toinen keskeinen havainto oli, että maakunnan tuloeroilla ja yleisellä terveydentilalla oli negatiivinen yhteys vuonna 2003, kun tuloeroja mitattiin Gini-kertoimella. Tuloerojen ja yleisen terveydentilan välillä oli negatiivinen yhteys riippumatta estimoinnissa käytetystä eriarvoisuusmitasta. Tulokset tuloerojen ja yleisen terveydentilan välisestä yhteydestä eivät myöskään muuttuneet, vaikka samanaikaisesti huomioitiin maakunnan köyhyys. Vuonna 2004 tuloerojen ja yleisen terveydentilan välillä ei esiintynyt yhteyttä. Tulokset tukivat näin ollen tulojen eriarvoisuuden hypoteesin vahvaa versiota vuoden 2003 osalta (hypoteesi 1). Eräs selitys pitkäaikaissairastavuuden osalta saaduista tuloksista poikkeavalle havainnolle voi löytyä psykososiaalisen selitysmallin kautta. Pitkäaikaissairastavuutta subjektiivisempänä terveyden indikaattorina yleinen terveydentila voi heijastaa yksilöiden tuntemuksia terveydestään paremmin kuin objektiivisesti todettuihin sairauksiin perustuvat terveystilamittarit. Subjektiiviseen arvioon perustuva terveyden indikaattori voi reagoida herkemmin esimerkiksi tuloerojen synnyttämien sosiaalisten hierarkioiden aiheuttamiin tuntemuksiin ja ihmisten keskinäisen vertailun synnyttämään stressiin. Tutkimuksen tulokset osoittivat kuitenkin, että tuloerojen ja yleisen terveydentilan välinen yhteys ei vaihdellut yksilöiden suhteellisen tulotason mukaan. Tulokset eivät tukenut tulojen eriarvoisuuden hypoteesin heikkoa versiota (hypoteesi 2), kun selitettävänä muuttujana oli yleinen terveydentila. Seutukuntaakohtaisessa tarkastelussa tutkimuksen tulokset eivät tukeneet tulojen eriarvoisuuden hypoteesin kumpaakaan versiota yleisen terveydentilan osalta.

Muiden pitkäaikaissairastavuutta ja yleistä terveydentilaa kuvaavien kontrollimuuttujien osalta tulokset vastasivat pitkälti ennakko-odotuksia. Tulosten mu-

kaan sekä maakunnan että seutukunnan keskimääräisellä tulolla oli positiivinen yhteys yleiseen terveydentilaan: terveydentila oli parempi niillä alueilla, joissa keskimääräinen käytettävissä oleva tulo oli korkeampi. Yksilön käytettävissä olevilla tuloilla ja koulutuksella havaittiin odotetusti terveyttä suojaava vaikutus. Tulojen kasvu ja kouluttautuneisuus pienensivät sekä pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyyttä että paransivat itse arvioitua yleistä terveydentilaa. Sosioekonomisen aseman osalta tuloksista havaittiin, että pitkäaikaistyöttömät ja eläkeläiset olivat sairaampia ja kokivat yleisen terveydentilansa muita sosioekonomisia ryhmiä huonommaksi. Yleinen terveydentila oli ylemmillä ja alemmilla toimihenkilöillä muita ryhmiä parempi. Odotusten mukaisesti myös ihmissuhteilla ja sosiaalisella verkostolla oli terveyttä suojaava vaikutus: naimisissa olevat ja suurissa perheissä asuvat henkilöt olivat muita terveempiä. Toisaalta pitkäaikaissairastavuuden todennäköisyys kasvoi ja yleinen terveydentila heikkeni odotetusti iän myötä. Tuloksista havaittiin myös, että naisilla oli miehiä enemmän pitkäaikaissairauksia, mutta se ei näyttänyt vaikuttavan heidän itse arvioimaansa yleiseen terveydentilaan, sillä naiset raportoivat yleisen terveydentilansa miehiä paremmaksi.

Käsillä olevassa tutkimuksessa tulojen eriarvoisuuden hypoteesia tukevaa näyttöä saatiin vuoden 2003 osalta, kun tuloeroja mitattiin Gini-kertoimella sekä maaseutukunnittain. Myös Norjassa tuloeroilla on havaittu yhteys terveyteen, kun sitä mitattiin kuolleisuudella (ks. Dahl ym. 2006). Useissa pohjoismaisissa tutkimuksissa tuloeroilla ja terveydellä ei ole kuitenkaan osoitettu olevan yhteyttä (ks. luvut 4.2 ja 4.3), ja on esitetty, että yhteys olisi havaittavissa ainoastaan maissa, joissa eriarvoisuus on suurta (ks. Subramanian & Kawachi 2004). Tätä näkemystä ovat tukeneet myös Suomessa aiemmin julkaistut tutkimukset, joissa tuloerojen nousun ei ole todettu vaikuttavan haitallisesti terveyteen (ks. Blomgren ym. 2004, Martikainen ym. 2004, Böckerman ym. 2007). Käsillä olevaan tutkimukseen nähden poikkeavat tulokset voivat olla seurausta esimerkiksi tutkimusten erilaisista terveyden indikaattoreista. Kuten Böckerman ym. (2007, 3)

huomauttavat, täsmällistä tietoa siitä, mihin terveyden indikaattoreihin tuloerot vaikuttavat, ei ole. Tässä tutkimuksessa saatiin joitakin viitteitä siitä, että maan tuloerot vaikuttivat haitallisemmin subjektiivisesti arvioituun yleiseen terveydentilaan kuin objektiivisemmin todennettuihin sairauksiin tai vammoihin perustuvaan terveyden indikaattoriin vuonna 2003. Böckerman ym. (2007) havaitsivat, että naisten kohdalla tuloerojen kasvulla oli käänteinen yhteys itse arvioituun hyvään fyysiseen terveyteen Suomessa. Terveyttä kuvaavan mittarin ja sukupuolen vaikutusta tuloerojen ja terveyden väliseen yhteyteen olisikin syytä tutkia lisää. Käsillä olevan tutkimuksen hypoteesia osittain tukeneet havainnot antavat Böckermanin ym. (2007) naisia koskeneiden tulosten ohella viitteitä myös siitä, että tuloerojen yhteyttä terveyteen tasaisen tuloerojen maissa, kuten Suomessa ja muissa Pohjoismaissa olisi selvitettävä tarkemmin.

Vaikka tutkimuksessa tuloerojen hypoteesia tukevaa näyttöä saatiin vuoden 2003 osalta, ei pitkäaikaissairastavuudella ja yleisellä terveydentilalla esiintynyt tilastollisesti merkitsevää yhteyttä tuloeroihin vuotta myöhemmin. Tuloerojen ja terveyden yhteyttä koskevien johtopäätösten teossa pelkästään yhden vuoden poikkileikkausaineiston perusteella on oltava varovainen. Blomgren ym. (2004), Martikainen ym. (2004) ja Böckerman ym. (2007) hyödynsivät tutkimuksissaan joko usean vuoden paneeliaineistoa tai yhdistettyä aineistoa. Paneeliaineistolla tehty tarkastelu ei sisältynyt käsillä olevaan tutkimukseen, mutta tutkimuksen aineistolla olisi mahdollista analysoida kahden vuoden paneelia. Paneeliaineiston avulla tehtävät lisätutkimukset tuloerojen yhteydestä esimerkiksi subjektiivisesti arvioituun terveydentilaan voisivat olla hyödyllisiä, mikäli halutaan tarkastella ajan myötä tapahtuvia muutoksia ja saada tietoa mahdollisista kausaali-vaikutuksista tuloerojen ja terveyden välillä. Käsillä olevan tutkimuksen eräs rajoitus on, että sen empiiriset testit kuvaavat ensisijaisesti tuloerojen ja terveyden välistä korrelaatiota, eikä niiden perusteella voida tehdä päätelmiä kausaalisuhteista.

Tutkimuksen tuloksia tarkasteltaessa on myös otettava huomioon, että maakunta ja seutukunta eivät välttämättä ole oikeita viiteryhmiä, joihin yksilöiden vertailu kohdistuu ja, jonka suhteen tuloeroja tulisi tarkastella. Yksilön viiteryhmä voi olla yhtä hyvin mikä tahansa muu ryhmä, johon yksilö kokee kuuluvansa. Tulot voitaisiin siten laskea esimerkiksi kohorteittain (vrt. Deaton 1999b), ja selvittää, onko tuloeroilla ja terveydellä tällöin yhteyttä. Lisäksi suomalaisissa tutkimuksissa on tuloerojen laskemisessa käytetty aiemmin pelkästään Gini-kerrointa, joka on vain yksi, joskin yleisimmin käytetty tuloerojen mittari. Olisi tärkeää selvittää tarkemmin, minkälainen tuloerojen ja terveyden välinen yhteys on, kun tuloerojen laskemisessa käytetään muita eriarvoisuusmittoja. Käsillä olevassa tutkimuksessa havaittiin, että tulokset tuloerojen ja pitkäaikaissairastavuuden välisestä yhteydestä muuttuivat, kun Gini-kerroin korvattiin Theilin indeksillä ja myös, kun per capita-skaalan sijaan käytettiin muita ekvivalenssiskaaloja. Tutkimusongelmaa olisi hyödyllistä selvittää lisää myös niin sanottujen monitasomallien avulla, sillä niiden avulla olisi mahdollista tutkia esimerkiksi sitä, vaihtelee tuloerojen ja terveyden välinen yhteys eri alueiden välillä.

Käsillä olevan tutkimuksen tulokset antoivat joitakin viitteitä tuloerojen kasvun terveyttä heikentävästä vaikutuksesta. Tuloksien tulkintaan on kuitenkin suhtauduttava kriittisesti, sillä tuloerojen ja terveyden välisen yhteyden tutkimiseen liittyy monia rajoitteita ja vielä ratkaisemattomia kysymyksiä. Suomessa tuloerojen ja terveyden välistä yhteyttä on tutkittu varsin vähän siitä huolimatta, että tulot ovat kasvaneet merkittävästi viime vuosina ja väestöryhmien väliset terveyserot ovat huomattavan suuret. Aiheesta tarvittaisiin lisää tietoa, jotta tutkimustuloksista voidaan tehdä päteviä johtopäätöksiä. Tutkimus tuloerojen ja terveyden välisestä yhteydestä Suomessa on epäilemättä taipaleensa alkuvaiheessa, ja aiheesta tehdyille tutkimuksille riittäisi tilaa.

Lähteet:

- Atkinson, A. B. (1970): On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory* 2. 244–263.
- Blomgren, Jenni & Martikainen, Pekka & Mäkelä, Pia & Valkonen, Tapani (2004): The effects of regional characteristics on alcohol-related mortality – a register-based multilevel analysis of 1,1 million men. *Social Science & Medicine* 58. 2523–2535.
- Blomgren, Jenni (2005): *Huono-osaisuus Suomen kaupunkiseutukunnissa: alueerot ja sosiaalisen ympäristön vaikutukset 1990-luvulla*. Helsingin yliopiston sosiologian laitoksen tutkimuksia nro 246. Yliopistopaino, Helsinki.
- Böckerman, Petri & Johansson, Edvard & Helakorpi, Satu & Uutela, Antti (2007): *Economic inequality and health: looking beyond aggregate indicators*. Keskustelualoitteita 1104. Elinkeinoelämän tutkimuslaitos, Helsinki.
- Cowell, Frank A. (1995): *Measuring Inequality*. 2nd edition. Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, Lontoo.
- Cutler, David M. & Deaton, Angus S. & Lleras-Muney, Adriana (2006): *The Determinants of Mortality*. Working Paper 11963. National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Dahl, Espen & Elstad, Jon Ivar & Hofoss, Dag & Martin-Mollard, Melissa (2006): For whom is income inequality most harmful? A multi-level analysis of income inequality and mortality in Norway. *Social Science & Medicine* 63. 2562–2574.
- Deaton, Angus (1999): *Inequalities in health and inequalities in income*. Working Paper 7141. National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Deaton, Angus (1999): *Mortality, education, income and inequality among American cohorts*. Working Paper 7140. National Bureau of Economic Research, Cambridge.
- Deaton, Angus (2002): Policy Implications Of The Gradient Of Health And Wealth. *Health Affairs* 21. 13–30.
- Deaton, Angus (2003): Health, Inequality, and Economic Development. *Journal of Economic Literature* 41. 113–158.
- Euroopan komissio (2007): *Lot 4: Methodological Paper N°1 Measuring health*. Henkilökohtainen tiedoksianto Tilastokeskuksen erikoistutkija Hannele Saulilta 26.3.2007.
- Foster, James E. (1998): Absolute versus Relative Poverty. *The American Economic Review* 88. 335–341.

- Gerdtham, Ulf-G. & Johannesson, Magnus (2004): Absolute Income, Relative Income, Income Inequality, and Mortality. *Journal of Human Resources* 39. 229–247.
- Greene, William H. (2003): *Econometric analysis*. 5th edition. Prentice Hall, Upper Saddle River.
- Hagfors, Robert (1993): Desiiliryhmittelystä tulonjakotutkimuksessa. *Kansantaloudellinen aikakauskirja* 89. 414–416.
- Henriksson, Göran & Allebeck, Peter & Ringbäck, Weitoft & Thelle, Dag (2006): Income distribution and mortality: Implications from a comparison of individual-level analysis and multilevel analysis with Swedish data. *Scandinavian Journal of Public Health* 34. 287–294.
- Hildebrand, Vincent & Van Kerm, Philippe (2005): *Income Inequality and Self-Rated Health Status: Evidence from the European Community Household Panel*. SEDAP Research Paper No. 127. McMaster University, Hamilton.
- Kautto, Mikko & Fritzell, Johan & Hvinden, Bjørn & Kvist, Jon & Uusitalo, Hannu (2004): Conclusion: Nordic welfare states in the European context. Teoksessa Kautto, Mikko & Fritzell, Johan & Hvinden, Bjørn & Kvist, Jon & Uusitalo, Hannu (toim.) *Nordic welfare states in the European context*. Routledge, New York. 262–272.
- Li, Hongbin & Zhu, Yi (2006): *Income, Income Inequality and Health. Evidence from China*. Discussion Paper No. 2006/07. World Institute for Development Economics Research, Helsinki.
- Loikkanen, Heikki A. & Laakso, Seppo & Sullström, Risto (1997): *Alueellisista tuloeroista Suomessa. Osa I*. VATT-Keskustelualoitteita 152. J-Paino Oy, Helsinki.
- Loikkanen, Heikki A. & Riihelä, Marja & Sullström, Risto (2005): Regional Income Convergence and Inequality in Boom and Bust: Results from Micro Data in Finland 1971-2000. Teoksessa Felsenstein, D. & Portnov, B. A. (toim.) *Regional Disparities in Small Countries*. Springer, Berlin/Heidelberg. 109–127.
- Lynch, John & Davey Smith, George & Harper, Sam & Hillemeier, Marianne & Ross, Nancy & Kaplan, George A. & Wolfson, Michael (2004): Is Income Inequality a Determinant of Population Health? Part 1. A Systematic Review. *The Milbank Quarterly Journal* 82. 5–99.
- Lyngstad, Jan & Keilman, Nico & Bojer, Hilde & Thomsen, Ib (1997): Poverty and Economic Inequality: Concepts, Measures, and Methods. Teoksessa Keilman, Nico & Lyngstad, Jan & Bojer, Hilde & Thomsen, Ib (toim.) *Poverty and Economic Inequality in Industrialized Western Societies*. Scandinavian University Press, Oslo.

- Macinko, James A. & Shi, Leiyu & Starfield, Barbara & Wulu, John T. Jr. (2003): Income Inequality and Health: A Critical Review of the Literature. *Medical Care Research and Review* 60. 407–452.
- Maddala, G. S. (1983): *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge University Press, Cambridge.
- Manderbacka, Kristiina (2005): Koettu terveys ja tiedossa oleva sairastavuus. Teoksessa Aromaa, Arpo & Huttunen, Jussi & Koskinen, Seppo & Teperi, Juha (toim.) *Suomalaisten terveys*. Kustannus Oy Duodecim, Helsinki. 130–133.
- Martelin, Tuija & Koskinen, Seppo & Lahelma, Eero (2005): Väestöryhmien väliset terveyserot. Teoksessa Aromaa, Arpo & Huttunen, Jussi & Koskinen, Seppo & Teperi, Juha (toim.) *Suomalaisten terveys*. Kustannus Oy Duodecim, Helsinki. 266–276.
- Martelin, Tuija & Koskinen, Seppo & Valkonen, Tapani (2005): Kuolleisuus. Teoksessa Aromaa, Arpo & Huttunen, Jussi & Koskinen, Seppo & Teperi, Juha (toim.) *Suomalaisten terveys*. Kustannus Oy Duodecim, Helsinki. 117–129.
- Martelin, Tuija & Koskinen, Seppo & Valkonen, Tapani (2006): Mortality. Teoksessa Koskinen, Seppo & Aromaa, Arpo & Huttunen, Jussi & Teperi, Jussi (toim.) *Health in Finland*. Vammalan Kirjapaino Oy, Vammala. 48–51.
- Martikainen, Pekka & Mäki, Netta & Blomgren, Jenni (2004): The Effects of Area and Individual Social Characteristics on Suicide Risk: A Multilevel Study of Relative Contribution and Effect Modification. *European Journal of Population* 20. 323–350.
- Mellor, Jennifer M. & Milyo, Jeffrey (2002): Income Inequality and Health Status in the United States. Evidence from the Current Population Survey. *The Journal of Human Resources* 37. 510–539.
- Miller, Douglas L. & Paxson, Christina (2001): *Relative income, race and mortality*. Working Paper 13. Princeton University, Princeton.
- Niemi, Erkki (2004): Kaupunkien rajat. Laitakaupunki, esikaupunki, nukkumalähiö. *Hyvinvointikatsaus* 3/2004. 4–13.
- Osler, Merete & Prescott, Eva & Grønbaek, Morten & Christensen, Ulla & Due, Pernille & Engholm, Gerda (2002): Income inequality, individual income, and mortality in Danish adults: analysis of pooled data from two cohort studies. *British Medical Journal* 324. 13–16.
- Pekkala, Johanna (2008): *Tuloerojen ja terveyden välinen yhteys Suomessa*. Helsingin kauppakorkeakoulun kansantaloustieteen laitoksen pro gradu-tutkielma nro 10743. HSE Print, Helsinki.

- Pääministeri Matti Vanhasen II hallituksen ohjelma 2007. Edita Prima Oy, Helsinki.
- Rahkonen, Ossi & Talala, Kirsi & Laaksonen, Mikko & Lahelma, Eero & Prättälä, Ritva & Uutela, Antti (2004): Suomalaisten koettu terveys parantunut, terveyden koulutuserot säilyneet 1979–2002. *Suomen Lääkärilehti* 20. 2159–2163.
- Riihelä, Marja & Sullström, Risto & Tuomala, Matti (2005): *Trends in Top Income Shares in Finland*. VATT-keskustelualoitteita 371. Oy Nord Print Ab, Helsinki.
- Riihelä, Marja & Sullström, Risto & Tuomala, Matti (2007): *Economic poverty in Finland 1971–2004*. VATT-Keskustelualoitteita 418. Oy Nord Print Ab, Helsinki.
- Rodgers, G. B. (1979): Income and inequality as determinants of mortality: an international cross-section analysis. *Population Studies* 33. 343–351.
- Rostgaard, Tine & Lehto, Juhani (2004): Health and social care systems: How different is the Nordic model? Teoksessa Kautto, Mikko & Fritzell, Johan & Hvinden, Bjørn & Kvist, Jon & Uusitalo, Hannu (toim.) *Nordic welfare states in the European context*. Routledge, New York. 137–167.
- Ruotsalainen, Pekka (2005): Tuloerot kasvussa ympäri Suomen. *Hyvinvointikatsaus 1/2005*. 20–25.
- Shi, Leiyu & Starfield, Barbara (2000): Primary care, income inequalities, and self-rated health in the United States: A mixed-level analysis. *International Journal of Health Services* 30. 541–555.
- Skalli, Ali & Johansson, Edvard & Theodossiou, Ioannis (2006): *Are healthier wealthier or the wealthier healthier*. Yliopistopaino, Helsinki.
- Sosiaali- ja terveysministeriö (2001): *Valtioneuvoston periaatepäätös Terveys 2015-kansanterveysohjelmasta*. Sosiaali- ja terveysministeriön julkaisuja 2001:4. Sosiaali- ja terveysministeriö, Helsinki.
- Subramanian, S. V. & Kawachi, Ichiro (2004): Income Inequality and Health: What Have We Learned So Far? *Epidemiologic Reviews* 26. 78–91.
- Theil, H. (1967): *Economics and Information Theory*. North Holland, Amsterdam.
- Tilastokeskus (2004): *Kunnat ja kuntapohjaiset aluejaot 2004*. Käsikirjoja 28. Yliopistopaino, Helsinki.
- Tilastokeskus (2006a): *Kotitalouksien tulot ja tuloerot maakunnissa 1995–2004*. http://www.stat.fi/til/tjkt/2004/tjkt_2004_2006-02-28_kat_001.html, 20.9.2007.

- Tilastokeskus (2006b): *Kotitalouksien väliset tuloerot Gini-kertoimella mitattuna maakunnittain 1995–2004*. http://www.stat.fi/til/tjkt/2004/tjkt_2004_2006-02-28_tau_003.html, 20.9.2007.
- Tilastokeskus (2006c): *Tulonjakotilasto 2004*. Multiprint Oy, Helsinki.
- Tilastokeskus (2007): *SILC aineisto vuosilta 2003 ja 2004*.
- Tremblay, M. (2005): *Canadian Health Measures Survey (CHMS): An introduction and overview*. Seminaariesitys Kansanterveyslaitoksella. Helsinki, Suomi.
- Wagstaff, Adam & van Doorslaer, Eddy (2000): Income Inequality and Health: What Does the Literature Tell Us? *Annual Review of Public Health* 21. 543–567.
- Wilkinson, Richard G. & Pickett, Kate E. (2006): Income inequality and population health: A review and explanation of the evidence. *Social Science & Medicine* 62. 1768–1784.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, Cambridge.
- World Health Organisation (1948): *Constitution of the World Health Organisation*. WHO, Geneva.
- World Health Organisation (2004): *Commission on Social Determinants of Health: Note by the Secretariat*. Document number: EB115/35. World Health Organisation, Geneva.
- Zimmer, Z. & Natividad, J. & Lin, H. S. & Chayovan, N. (2000): A Cross-national Examination of the Determinants of Self-assessed Health. *Journal of Health and Social Behavior* 41. 465–481.

Liitteet

Liite 1: Estimoinneissa käytettävät muuttujat ja niiden määritelmät

Muuttuja	Määritelmä
SELITETTÄVÄT MUUTTUJAT	
Pitkäaikaissairastavuus Yleinen terveydentila	1 jos henkilöllä on pitkäaikaissairauksia, 0 jos ei. 3 jos henkilön terveydentila on hyvä, 2 jos melko hyvä, 1 jos keskitasoinen, 0 jos melko huono tai huono.
SELITTÄVÄT MUUTTUJAT	
<i>Aluepiirteitä kuvaavat muuttujat^a</i>	
Keskimääräinen tulo1	Maakunnan keskimääräinen käytettävissä oleva tulo euroissa jaettuna 10^5 .
Keskimääräinen tulo2	Seutukunnan keskimääräinen käytettävissä oleva tulo euroissa jaettuna 10^5 .
Gini-kerroin1	Maakunnan sisäiset tuloerot Gini-kertoimella mitattuna.
Gini-kerroin2	Seutukunnan sisäiset tuloerot Gini-kertoimella mitattuna.
Atkinsonin indeksi	Maakunnan sisäiset tuloerot Atkinson-indeksillä ($\epsilon = 1$) mitattuna.
Theilin indeksi	Maakunnan sisäiset tuloerot Theilin indeksillä mitattuna.
Päälukumitta	Maakunnan köyhyysaste päälukumitalla mitattuna.
Köyhyyskuilu	Köyhyysraja 60 prosenttia mediaanitulosta. Maakunnan köyhyysaste köyhyyskuilulla mitattuna. Köyhyysraja 60 prosenttia mediaanitulosta.
<i>Yksilön piirteitä kuvaavat muuttujat^a</i>	
Tulot	Henkilön käytettävissä olevat tulot euroina jaettuna 10^5 .
Tulot ²	Tulot-muuttuja korotettuna toiseen potenssiin.
R	Henkilön tulojen desiili maakunnassa.
QR	Maakuntakohtaisen Gini-kertoimen ja henkilön tulojen desiilin maakunnassa tulo.
Ikä	Ikä vuosina tarkastelukohteena olevan vuoden (2003/2004) lopussa.
Ikä ²	Ikä vuosina tarkastelukohteena olevan vuoden (2003/2004) lopussa korotettuna toiseen potenssiin.
Sukupuoli	1 jos henkilö on mies, 0 jos nainen. (vertailuryhmänä naiset)
Siviilisääty	1 jos henkilö on naimisissa, 0 jos naimaton, eronnut, leski, asumuserossa tai siviilisääty tuntematon. (vertailuryhmänä ei-naimisissa olevat henkilöt)
Koulutus	Dummy-muuttujia, jotka ilmaisevat, onko henkilö suorittanut perusasteen, keskiasteen, alimman korkea-asteen vai korkea-asteen koulutuksen. (vertailuryhmänä perusasteen koulutuksen suorittaneet)
Sosioekonominen asema	Dummy-muuttujia, jotka ilmaisevat, onko henkilö ylempi toimihenkilö, alempi toimihenkilö, työntekijä, yrittäjä, maatalousyrittäjä, opiskelija, eläkeläinen, pitkäaikaistyötön vai muu (esim. omaa kotitaloutta hoitava henkilö). (vertailuryhmänä työntekijät)
<i>Kotitalouden piirteitä kuvaavat muuttujat</i>	
Kotitalouden koko	Kotitalouden jäsenten lukumäärä tarkasteltavana olevan vuoden (2003/2004) lopussa.

^a Aluepiirteitä kuvaavien muuttujien sekä tulot- ja tulot²-muuttujan laskemisessa käytetään kolmea ekvivalenssiskaalaa, joita ovat per capita, OECD-skaala ja modifioitu OECD-skaala.

Liite 2

Taulukko 1. Estimoinneissa käytettävät muuttujat, vuoden 2003 aineisto

2003				
Muuttuja	Keskiarvo	Keskihajonta	Minimi	Maksimi
SELITETTÄVÄT MUUTTUJAT				
Pitkäaikaissairastavuus (n=10829)	0,393	0,488	0	1
Naiset (n=5173)	0,420	0,494	0	1
Miehet (n=5656)	0,368	0,482	0	1
Yleinen terveydentila (n=10826)	2,057	1,006	0	3
Naiset (n=5174)	2,066	1,005	0	3
Miehet (n=5652)	2,050	1,006	0	3
SELITTÄVÄT MUUTTUJAT (n=10826)				
<i>Aluepiirteitä kuvaavat muuttujat^a</i>				
Keskimääräinen tulo1	0,143	0,016	0,118	0,168
Keskimääräinen tulo2	0,143	0,019	0,094	0,196
Gini-kerroin1	0,272	0,022	0,230	0,308
Gini-kerroin2	0,267	0,036	0,161	0,413
Atkinsonin indeksi	0,120	0,021	0,085	0,159
Theilin indeksi	0,150	0,053	0,088	0,272
Päälukumitta	0,137	0,043	0,083	0,227
Köyhyyskuilu	0,030	0,011	0,012	0,061
<i>Yksilön piirteitä kuvaavat muuttujat</i>				
Tulot ^a	0,167	0,181	0	11,173
(Tulot ²) ^a	0,061	1,323	0	124,30
R	6,557	2,980	1	10
QR ^b	1,796	0,857	0,230	3,077
Ikä	47,061	16,591	16	96
Ikä ²	2490,00	1620,92	256	9216
Sukupuoli	0,522	0,4995	0	1
Siviilisääty	0,540	0,498	0	1
<i>Koulutus:</i>				
Perusaste	0,319	0,466	0	1
Keskiaste	0,397	0,489	0	1
Alin korkea-aste	0,134	0,341	0	1
Korkea-aste	0,150	0,357	0	1
<i>Sosioekonominen asema:</i>				
Ylempi toimihenkilö	0,131	0,337	0	1
Alempi toimihenkilö	0,143	0,350	0	1
Työntekijä	0,136	0,343	0	1
Yrittäjä	0,117	0,322	0	1
Maatalousyrittäjä	0,068	0,253	0	1
Opiskelija	0,081	0,274	0	1
Eläkeläinen	0,228	0,420	0	1
Pitkäaikaistyötön	0,059	0,236	0	1
Muu	0,036	0,186	0	1
<i>Kotitalouden piirteitä kuvaavat muuttujat</i>				
Kotitalouden koko	2,579	1,405	1	16

^a Ekvivalenssiskaalana per capita, ^b Q = Gini-kerroin1

Liite 2

Taulukko 2. Estimoinneissa käytettävät muuttujat, vuoden 2004 aineisto

2004				
Muuttuja	Keskiarvo	Keskihajonta	Minimi	Maksimi
SELITETTÄVÄT MUUTTUUJAT				
Yleinen terveydentila (n=10904)	2,053	1,007	0	3
Naiset (n=5513)	2,064	1,005	0	3
Miehet (n=5391)	2,041	1,010	0	3
Yleinen terveydentila (n=10904)	2,053	1,007	0	3
Naiset (n=5513)	2,064	1,005	0	3
Miehet (n=5391)	2,041	1,010	0	3
SELITTÄVÄT MUUTTUUJAT (n=10904)				
<i>Aluepiirteitä kuvaavat muuttujat^a</i>				
Keskimääräinen tulo1	0,151	0,018	0,123	0,181
Keskimääräinen tulo2	0,151	0,021	0,108	0,226
Gini-kerroin1	0,278	0,027	0,228	0,310
Gini-kerroin2	0,274	0,037	0,162	0,435
Atkinsonin indeksi	0,126	0,026	0,081	0,158
Theilin indeksi	0,170	0,065	0,089	0,260
Päälukumitta	0,129	0,047	0,080	0,236
Köyhyyskuilu	0,028	0,012	0,017	0,061
<i>Yksilön piirteitä kuvaavat muuttujat</i>				
Tulot ^a	0,171	0,212	0	14,595
(Tulot ²) ^a	0,074	2,199	0	213,009
R	6,401	3,015	1	10
QR ^b	1,793	0,887	0,228	3,010
Ikä	46,613	17,287	16	96
Ikä ²	2471,54	1680,26	256	9216
Sukupuoli	0,494	0,500	0	1
Siviilisääty	0,523	0,499	0	1
<i>Koulutus:</i>				
Perusaste	0,315	0,465	0	1
Keskiaste	0,410	0,492	0	1
Alin korkea-aste	0,125	0,331	0	1
Korkea-aste	0,150	0,357	0	1
<i>Sosioekonominen asema:</i>				
Ylempi toimihenkilö	0,124	0,330	0	1
Alempi toimihenkilö	0,149	0,356	0	1
Työntekijä	0,133	0,340	0	1
Yrittäjä	0,101	0,302	0	1
Maatalousyrittäjä	0,055	0,229	0	1
Opiskelija	0,096	0,294	0	1
Eläkeläinen	0,234	0,423	0	1
Pitkäaikaistyötön	0,066	0,248	0	1
Muu	0,041	0,198	0	1
<i>Kotitalouden piirteitä kuvaavat muuttujat</i>				
Kotitalouden koko	2,581	1,416	1	16

^a Ekvivalenssiskaalana per capita, ^b Q = Gini-kerroin1

VATT TUTKIMUKSET -SARJASSA ILMESTYNEITÄ

PUBLISHED VATT RESEARCH REPORTS

129. Kiander Jaakko: Julkisen talouden liikkumavara vuoteen 2030 mennessä. Helsinki 2007.
130. Lintunen Jussi: Tuloerojen ja taloudellisen eriarvoisuuden mittaamisesta: Sovellus Suomen kulutustutkimuksilla. Helsinki 2007.
131. Kirjavainen Tanja: Nuorten lukiokoulutuksen tehokkuus 2000–2004. Helsinki 2007.
132. Ollikainen Virve: Ammatillisen peruskoulutuksen kustannustehokkuus 2001–2003. Helsinki 2007.
133. Kyyrä Tomi: Studies on Wage Differentials and Labour Market Transitions. Helsinki 2007.
134. Mannermaa Kauko: Ohjailusta kilpailuun – Suomen hallitusten kasvu- ja rakennepolitiikka vuosina 1962–1999. Helsinki 2007.
135. Aaltonen Juho – Kirjavainen Tanja – Moisio Antti – Ollikainen Virve: Perusopetuksen, lukioiden ja ammatillisen peruskoulutuksen tuottavuus ja tehokkuus – Loppuraportti. Helsinki 2007.
136. Parkkinen Pekka: Väestön ikääntymisen vaikutukset kuntatalouteen. Helsinki 2007.
137. Rätty Tarmo – Aaltonen Juho – Kirjavainen Tanja: Tuloksellisuuden ja tuottavuuden mittaus ammattikorkeakouluissa. Helsinki 2008.
138. Rätty Tarmo – Harava Maiju: Kokonaistuottavuuden kehitys yliopistoissa. Helsinki 2008.
139. Honkatukia Juha – Forsström Juha: Ilmasto- ja energiapoliittisten toimenpiteiden vaikutukset energiajärjestelmään ja kansantalouteen. Helsinki 2008.
140. Lyytikäinen Teemu: Studies on the Effects of Property Taxation, Rent Control and Housing Allowances. Helsinki 2008.
141. Lehtonen Sanna – Lyytikäinen Teemu – Moisio Antti: Kuntien rahoitus- ja valtionosuusjärjestelmä: Vaihtoehtoja uudistuksen toteuttamiseksi. Helsinki 2008.



VALTION TALOUDELLINEN TUTKIMUSKESKUS
STATENS EKONOMISKA FORSKNINGSCENTRAL
GOVERNMENT INSTITUTE FOR ECONOMIC RESEARCH

Valtion taloudellinen tutkimuskeskus
Government Institute for Economic Research
P.O.Box 1279
FI-00101 Helsinki
Finland

ISBN 978-951-561-831-3
ISSN 0788-5008