

# Tuloerot ja hyvinvointi

## Tuloerohypoteesin testaaminen Suomen kunnissa 1995–2014

MIIKA MÄKI

### Johdanto

Tarkastelen tässä analyysissä taloudellisen eriarvoisuuden ja hyvinvoinnin suhdetta Suomen kunnissa vuosien 1995–2014 välillä. Tyypillisesti aihetta on tutkittu maiden välillä poikkileikkaustutkimuksena. Tässä keskityn sen sijaan siihen, miten tuloerojen muutokset vaikuttavat hyvinvointiin Suomen kuntien sisällä. Laajemmin tutkimus ottaa osaa keskusteluun niin sanotun tuloerohypoteesin paikkansapitävyydestä.

Tuloerot ovat lisääntyneet lähes kaikissa kehittyneissä maissa viimeisen 20 vuoden aikana. Giniindeksin arvo on noussut keskimäärin 1980-luvun puolivälistä 2000-luvun loppuun mennessä 10 prosenttia 0,28:sta 0,32:een (OECD 2008; OECD 2011a; OECD 2011b). Suomessa Giniindeksi nousi vuoden 1987 jälkeen 20 vuodessa 41 prosenttia 0,20:sta 0,29:ään vuonna 2007. Finanssikriisin jälkeen tuloerot laskivat hieman, ja vuonna 2014 indeksi sai arvon 0,26. (Tilastokeskus, 2016.)

Richard Wilkinson ja Kate Pickett julkaisivat vuonna 2009 teoksen *The Spirit Level – Why Greater Equality Makes Societies Stronger*, jossa he esittävät, että tuloerot aiheuttavat ison osan sosiaali- ja terveysongelmista: suuret tuloerot vaikuttavat muun muassa muita ihmisiä kohtaan koettuun luottamukseen, mielisairauksiin, huum- ja alkoholiriippuvuuksiin, eliniänodotteen, lapsikuolleisuuden, liikalihavuuteen, lasten koulumenestykseen, teiniraskauksiin, henkirikoksiin, vangittujen ihmisten määrään ja sosiaaliseen liikkuvuuteen sukupolvien välillä. (Mt.)

### Aineisto ja menetelmät

Aineisto on poimittu Tilasto- ja indikaattoripankki Sotkanet.fi:stä ja Tilastokeskuksen PX-Web tietokannan rekistereistä (THL 2016; Tilastokeskus 2016).

Tuloerohypoteesin ydin on, että varallisuuden kasaantuminen rikkaille haittaa laajemmassa mitakaavassa köyhien lisäksi myös rikkaita, mikä tekee eriarvoisista yhteiskunnista dysfunktionaalisia. Tuloerot menevät ”ihon alle” ja aiheuttavat yleistä pahoinvointia, mikä on todennettavissa usealla eri mittarilla (Wilkinson & Pickett 2010).

Tuloerohypoteesista on julkaistu kattavasti, ja siitä on käyty kiivastakin akateemista keskustelua. Hyvinvoinnin ja tuloerojen suhteen vahvistaville tutkimuksille on tyypillistä, että kyseessä on poikkileikkaustutkimus, otoskoko on pieni tai että tuloeroja mitataan köyhien suhteellisella lukumäärällä, ei niinkään tuloerojen suuruudella. Paneelaineistoihin perustuvat tutkimukset eivät kokonaisuutena kuitenkaan anna tukea tuloerohypoteesille. (ks. esim. Deurzen 2015; Rambotti 2015a; 2015b; Saunders 2010; Snowdon 2010)

Tilan säästämiseksi tässä ei käsitellä niitä tarkemmin.

Kausaalisuuden tutkimiseksi on mielekästä tarkastella, muuttuuko vaste selittäjän muuttuessa – ei siis pelkästään tarkastelemalla, korreloivatko nämä keskenään. Muutoksen tutkimiseksi samaa ilmiötä on mitattava poikkileikkauksen sijaan pitkittäistutkimuksena eli useammassa ajankohdassa. Esimerkiksi Andrew Jones ja Angel Lopez Nicolas (2004), Paul Allanson ja kollegat (2010) sekä

Taulukko 1. Kuvailevat tunnusluvut (THL 2016; Tilastokeskus 2016)

	N	Keski-arvo	Keskiahajonta	Medi-aani	Min	Max
Gini-indeksi, käytettävissä olevat tulot (Sotkanet ind. 3126)	6040	24,25	2,77	24,10	15,90	52,40
Kunnan yleinen pienituloisuusaste (Sotkanet ind. 3099)	6040	14,34	4,69	14,40	3,00	29,90
Asuntokunnan käytettävissä oleva rahatulo kulutusyksikköä kohden, keskiarvo, €, vakioitu vuoden 2014 kulutushintaindeksiin (Tilastokeskus)	6040	24391,77	3463,61	23847,16	18598,16	63212,19
Työttömät /1000 työvoimasta (Sotkanet ind. 181)	6040	124,88	53,08	118,00	9,00	339,00
Koulutustasomittain (Sotkanet ind. 180)	6040	249,52	54,65	243,00	131,00	583,00
Alkoholijuomien myynti asukasta kohti 100 %:n alkoholina, litraa (Sotkanet ind. 714)	6040	6,56	4,11	6,50	0,20	56,60
Kelan sairastavuusindeksi, ikävakiointu (Sotkanet ind. 184)	6040	107,32	15,48	105,80	58,80	169,40
Kelan kuolleisuusindeksi, ikävakiointu (Sotkanet ind. 2494)	6040	102,37	12,43	101,90	45,10	161,30
Kelan lääkekorvausosoikeusindeksi, ikävakiointu (Sotkanet ind. 2496)	6040	105,71	12,15	103,60	73,70	142,40
Kelan työkyvyttömyysindeksi, ikävakiointu (Sotkanet ind. 2495)	6040	113,89	28,26	110,50	37,60	232,40
Menetetyt elinvuodet, miehet (Sotkanet ind. 3138)	3382	11147,00	2662,88	10995,00	3869,00	22453,00
Menetetyt elinvuodet, naiset (Sotkanet ind. 3138)	3382	4854,27	1145,80	4799,00	1270,00	11244,00
Poliisin tietoon tulleet omaisuusrikokset / 1 000 asukasta (Tilastokeskus)	6040	29,66	16,72	25,84	3,02	188,47
Poliisin tietoon tulleet henkeen ja terveyteen kohdistuneet rikokset / 1 000 asukasta (Tilastokeskus)	1500	5,99	2,15	5,92	0,67	15,24
Seksuaalirikokset /1000 asukasta (Tilastokeskus)	520	0,40	0,31	0,33	0,06	3,34
Avioeroja 25–64-vuotiailla / 1 000 vastaavanikäistä naimisissa olevaa (Sotkanet ind. 304)	1500	15,73	3,47	15,80	4,60	25,90
Yksinhuoltajaperheet, % lapsiperheistä (Sotkanet ind. 74)	1500	18,82	3,52	18,90	8,60	29,70
Raskaudenkeskeytykset / 1 000 15–49-vuotiasta naista (Sotkanet ind. 695)	1500	8,50	2,00	8,40	3,20	16,80

Yannan Hu ja kollegat (2015) ovat osoittaneet, ettei poikkileikkaustutkimuksella voida mitata tyydyttävästi tuloerojen vaikutusta terveyteen, koska se ei ota huomioon yksilötason vaihtelua, jota ei voida mitata (*unobserved individual heterogeneity*).

Menetelmänä käytetään lineaarisen regressiion kiinteiden vaikutusten mallia (*fixed effects model*). Alustavissa mallinuksissa havaittiin poikittaistorrelaatiota ja autokorrelaatiota eli residuaalien korrelaatiota entiteettien välillä ja residuaalien

Taulukko 2. Tutkimuksessa käytettävät mallit

Malli 1	Malli 2	Malli 3	Malli 4	Malli 5
Gini-indeksi		Gini-indeksi		Gini-indeksi
	Pienituloisuus	Pienituloisuus		Pienituloisuus
		+ interaktio		
			Rahatulot	Rahatulot
				Työttömyysaste
				Koulutustaso
				Alkoholin kulutus

korrelaatiota entiteettien sisällä eri mittaushetkilä. Poikittaiskorrelaatiota pyritään kontrolloimaan muuttamalla malli yksisuuntaisesta kaksisuuntaiseksi. Autokorrelaation ja heteroskedastisuuden aiheuttamien vääristymien vuoksi keskivirheet muutetaan robusteiksi käyttämällä Arellano-metodia (Zeileis 2004).

Vasteiden yhteyttä muuttujiin verrataan ensin erikseen neljässä ensimmäisessä mallissa, jonka jälkeen viidennessä mallissa mukaan otetaan vielä vakiointitermejä (ks. taulukko 2). Samanaikaisten tarkastelujen lisäksi ajetaan mallit vielä viivästyttämällä selittäviä muuttujia kahdella, viidellä ja kymmenellä vuodella.

## Tulokset

Tiivistelmä tuloksista on raportoitu taulukossa 3. Siihen on merkitty tilastollisesti merkitsevät yhteydet jaoteltuna sen mukaan, säilyykö yhteyt viimeisessä mallissa. Alkuperäisiä taulukoita ei esitetä tässä tilan säästämiseksi, mutta ne käydään alla läpi sanallisesti pääpiirteittäin.<sup>1</sup>

### Terveys

Menetettyjen elinvuosien ja gini-indeksin välillä ei ole tilastollisesti merkitsevää suhdetta miesten eikä naisten kohdalla. Myöskään suhteellinen köyhyys tai rahatulot eivät ole tilastollisesti merkitsevässä suhteessa menetettyjen elinvuosien määrään. Tämän lisäksi keskivirheet ovat isompia kuin kertoimet, joten tulokset eivät kerro mitään menetettyjen vuosien ja taloudellisen eriarvoisuuden yhteydestä.

Kelan kuolleisuusindeksin osalta tulokset ovat samansuuntaisia: taloudelliset mittarit eivät en-

nusta kuolleisuutta Suomen kuntien välillä. Gini-indeksi, pienituloisuus ja rahatulot eivät korreloi myöskään kahden, viiden eivätkä kymmenen vuoden väliajalla kuolleisuusindeksin muutosten kanssa.

Lääkekorvausindeksi ei myöskään tarjoa juurikaan tilastollisesti merkitseviä tuloksia. Pienituloisuusaste ja lääkekorvausindeksi korreloivat keskenään viiden vuoden viiveellä tilastollisesti melkein merkitsevästi ( $\beta = -0,15^*$ ;  $\sigma = 0,07$ ). Heikko negatiivinen yhteys häviää viidennessä mallissa.

Sen sijaan työkyvyttömyysindeksin ja suhteellisen köyhyyden välillä havaitaan selvä positiivinen, tilastollisesti erittäin merkitsevä yhteys. Kun riippumattomien muuttujien arvoja viivästytetään, tulokset ovat tilastollisesti merkitsevien muuttujien osalta lähes identtisiä yhtäaikaisten mallien kanssa. Pääosin mitä pidempi aika riippumattoman muuttujan ja vasteen mittaamisen välillä on, sitä pienempiä arvoja kertoimet saavat ja sitä pienempiä mallien selityksasteet ovat. Ainoa poikkeus tähän on suhteellinen köyhyys ilman viivettä mitattuna, jolloin regressiokerroin  $\beta$  saa arvon  $0,70^{***}$  (vrt.  $0,79^{***}$ ;  $0,78^{***}$ ;  $0,76^{***}$ ). Keskivirhe on kaikissa 0,16 tai 0,17).

Työkyvyttömyysindeksin malleissa havaitaan Breusch-Paganin testien perusteella poikkileikkaavaa riippuvuutta, mutta Pesaranin testien mukaan malleissa poikkileikkaava riippuvuus ei tule ongelmaksi. Tuloksiin on siis suhtauduttava varauksella. Joka tapauksessa yhteydet häviävät, kun mukaan otetaan vakiointitermit.

### Rikokset

Pienituloisuuden ja omaisuusrikoksien välillä otetaan tilastollisesti melkein merkitsevä yhteys samanaikaisessa mallissa ( $\beta = 0,27^*$ ;  $\sigma = 0,12$ ). Mallin selityksaste on kuitenkin hyvin pieni: pienituloisuus selittää vain 2,1 promillea mitattavasta il-

<sup>1</sup> Taulukot saa pyydettyäessä kirjoittajalta.

miöstä. Rahatulojen ja omaisuusrikosten välillä on niin ikään tilastollisesti melkein merkitsevä suhde ( $\beta = -0,38^*$ ;  $\sigma = 0,18$ ), ja mallin selitysaste on hyvin pieni ( $R^2 \approx 0,00$ ). Yhden muuttujien mallien yhteydet katoavat, kun mukaan otetaan vakiointitermit.

Kahden vuoden viiveellä yhteydet ovat yhtäaikaisia malleja vahvempia. Pienituloisuuden kerroin on 0,18 suurempi ( $\beta = 0,45^{***}$ ;  $\sigma = 0,13$ ) ja selitysastekin korkeampi. Tosin korjattu  $R^2$  on edelleen vain 7,5 promillea. Myös rahatulon yhteys on selkeämpi ( $\beta = -0,62^{***}$ ;  $\sigma = 0,18$ ). Pienituloisuuden yhteys säilyy viimeisessä mallissa ( $\beta = 0,33^*$ ;  $\sigma = 0,16$ ), mutta keskimääräisten tulojen tilastollinen merkitsevyys häviää. Viiden vuoden viivästyksellä yhteydet muistuttavat samanaikaisen mallin lukuja. Suhteellisen köyhyyden positiivinen yhteys on 0,05 pienempi ( $\beta = 0,32^{**}$ ;  $\sigma = 0,10$ ) ja keskitulojen negatiivinen yhteys 0,13 heikompi ( $\beta = -0,51^{**}$ ;  $\sigma = 0,16$ ).

Vuosikymmenen viiveellä kertoimet pienenevät entisestään, eikä keskituloilla ole enää tilastollisesti merkitsevää yhteyttä omaisuusrikoksiin. Pienituloisuuskin on enää vain melkein tilastollisesti merkitsevä. Regressiokerroin saa lähes identtisen arvon ( $\beta = 0,28^*$ ;  $\sigma = 0,13$ ) vastaavan samanaikaisen mallin kanssa. Yhteys suhteellisen köyhyyden, kotitalouden keskivarallisuuden ja omaisuusrikosten välillä näyttäisi näiden tutkimustietojen valossa ilmenevän kahden vuoden jälkeen. Kaikissa omaisuusrikosten regressiomalleissa on Breusch-Paganin lineaarisen mallin testin perusteella poikkileikkaavaa korrelaatiota. Pesaranin testi ei missään yhteydessä kuitenkaan havaitse residuaalien korrelaatiota kuntien välillä, joten on myös mahdollista, että Breusch-Paganin testi hylkää tulokset liian helposti.

Väkivaltarikosten ja gini-indeksin välillä ei havaita korrelaatiota samanaikaisessa mallissa. Suhteellisen köyhyyden välillä havaitaan heikko, tilastollisesti melkein merkitsevä yhteys ( $\beta = 0,13^*$ ;  $\sigma = 0,05$ ). Toinen malli selittää kaksi prosenttia mitattavasta ilmiöstä. Myös keskimääräisten rahatulojen ja väkivaltarikosten välillä on tilastollisesti melkein merkitsevä yhteys ( $\beta = -0,15^*$ ;  $\sigma = 0,07$ ). Kaikki alkuperäiset yhteydet häviävät viidennessä mallissa.

Kun selittäviä muuttujia viivästytetään kahdella vuodella, pienituloisuuden yhteys väkivaltarikoksiin säilyy samansuuruisena ( $\beta = 0,12^*$ ;  $\sigma = 0,06$ ), mutta keskitulojen tilastollinen merkitsevyys häviää. Viiden vuoden jälkeen gini-indeksi sekä hen-

keen ja terveyteen kohdistuvat rikokset korreloivat heikosti keskenään ( $\beta = 0,07^*$ ;  $\sigma = 0,03$ ). Korrelaatio säilyy, kun mukaan otetaan vakiointitermit ( $\beta = 0,19^{**}$ ,  $\sigma = 0,06$ ). Kymmenen vuoden malleissa ei yhteyksiä enää ole.

Molempien käytettyjen testien mukaan kaikkien henkeen ja terveyteen liittyvien mallien ongelmana on poikkileikkaava riippuvuus. Tulokset eivät siis välttämättä ole luotettavia.

Viiveettömien testien tulokset antavat viitteitä siitä, että kunnan yleisellä köyhyysasteella olisi yhteys seksuaalirikoksiin. Yhteys häviää, kun mukaan otetaan gini-indeksi mutta on taas havaittavissa viidennessä mallissa, jossa kaikki riippumattomat muuttujat ovat mukana. Niin toisessa kuin viidennessä mallissa pienituloisuuden vaikutus on tilastollisesti merkitsevä. Pienituloisuuden lisääntyminen yhdellä prosenttiyksiköllä lisää mallin mukaan seksuaalirikoksia 0,03<sup>\*\*</sup> ( $\sigma = 0,01$ , malli 2) tai 0,05<sup>\*\*</sup> ( $\sigma = 0,05$ , malli 5) tuhatta asukasta kohti. Kertoimen pienuus ja yhteyden häviäminen mallissa 3 kielivät siitä, että tulos on korkeintaan suuntaa antava. Muita tilastollisesti merkitseviä yhteyksiä ei seksuaalirikosten osalta havaita yhtäaikaisissa malleissa.

Myös kahden vuoden viiveellä pienituloisuudella ja seksuaalirikoksilla on yhteys ( $\beta = 0,02^{**}$ ,  $\sigma = 0,01$ ), joka säilyy viidennessä mallissa ( $\beta = 0,07^{**}$ ,  $\sigma = 0,02$ ). Huomioitavaa on tosin, että yhteys on negatiivinen eikä tilastollisesti merkitsevä kolmannessa mallissa, jossa mukana on suhteellisen köyhyyden lisäksi gini-indeksi. Kunnan yleinen pienituloisuusaste korreloi ilman muita muuttujia heikosti myös viiden ( $\beta = 0,04^{***}$ ,  $\sigma = 0,01$ ) ja kymmenen ( $\beta = 0,03^*$ ,  $\sigma = 0,02$ ) vuoden viiveellä. Kulutusyksiköiden keskimääräisillä käytettävissä olevilla tuloilla on heikko negatiivinen yhteys viiden ( $\beta = -0,05^*$ ,  $\sigma = 0,02$ ) ja kymmenen ( $\beta = -0,05^*$ ,  $\sigma = 0,02$ ) vuoden kuluttua, mutta se häviää viidennessä mallissa. Kahden vuoden väliajalla myös gini-indeksillä on vasteeseen heikko yhteys ( $\beta = 0,04^{**}$ ,  $\sigma = 0,01$ ), joka häviää kolmannessa ja viidennessä mallissa.

Kaikissa seksuaalirikollisuutta mittaavissa malleissa Breusch-Godfrey/Wooldridgen testin mukaan ongelmaksi tulee poikkileikkaava riippuvuus. Pesaranin testillä vastaavaa riippuvuutta ei kuitenkaan havaita.

Taulukko 3. Kooste tutkimuksen tuloksista	Gini-indeksi				Kunnan yleinen pienituloisuusaste				Asuntokunnan käytettävissä oleva rahatulo kulutusyksikköä kohden, ka			
	0	2	5	10	0	2	5	10	0	2	5	10
Viive vuosina												
Kelan kuolleisuusindeksi, ikävakioitu												
Kelan lääkekorvaus-oikeusindeksi, ikävakioitu							o					
Kelan työkyvyttömyysindeksi, ikävakioitu					o	o	o	o	o	o	o	o
Menetetyt elinvuodet, miehet												
Menetetyt elinvuodet, naiset												
Poliisin tietoon tulleet omaisuusrikokset / 1 000 asukasta					o	x	o	o	o	o	o	
Poliisin tietoon tulleet henkeen ja terveyteen kohdistuneet rikokset / 1 000 asukasta				x	o	o			o			
Seksuaalirikokset / 1000 asukasta		o			o	x	o	o			o	o
Avioeroja 25–64-vuotiailla / 1 000 vastaavanikäistä naimisissa olevaa												
Yksinhuoltajaperheet, % lapsiperheistä					o	o	o		o	o		
Raskaudenkeskeytykset / 1 000 15–49-vuotiaita naista							o				o	

x = tilastollisesti merkitsevä yhteys, joka säilyy vakioinnin jälkeen; o = tilastollisesti merkitsevä yhteys, joka häviää vakioinnin jälkeen

### Perheiden koheesio

Avioeroihin kuntien rahatulot tai tuloerot eivät aineiston perusteella näytä vaikuttavan. Sen sijaan yksinhuoltajien osuus kasvaa 0,26\*\*\* prosenttiyksiköllä ( $\sigma = 0,04$ ) yhtäaikaisessa mallissa, kun pienituloisuus lisääntyy yhdellä prosenttiyksiköllä. Vastaavasti kulutusyksikön keskimääräisten rahatulujen vähentyessä tuhannella eurolla yksinhuoltajien määrä nousee 0,33\*\*\* prosenttiyksiköllä ( $\sigma = 0,06$ ). Mallit 2 ja 4 selittävät yksinhuoltajuudesta 14 ja 10 prosenttia. Yhteydet katoavat vakiointitermien mukaan ottamisen jälkeen. Kaikissa malleissa sekä Breusch-Paganin että Pesaranin testien perusteella residuaalit korreloivat kuntien välillä. Tästä syystä tuloksiin on suhtauduttava varauksella.

Mitä pidempi viive yksinhuoltajuuden ja riippumattomien muuttujien välillä on, sitä pienemmäksi muuttuvat myös pienituloisuuden ja raha-

tulojen yhteys ja mallien selitysasteet. Riippumattomia muuttujia viivästyttäessä alkuperäiset yhteydet häviävät, kuten samanaikaisten mallien kohdalla. Viiden vuoden aikavälillä rahatulujen kertoimet eivät enää ole tilastollisesti merkitseviä, ja kymmenen vuoden jälkeen myös pienituloisuuden merkitsevyys katoaa.

15–49-vuotiaiden raskaudenkeskeytysten ja gini-indeksin, pienituloisuuden tai keskimääräisten rahatulujen välillä ei pääsääntöisesti havaita tilastollisesti merkitseviä suhteita. Ainoastaan viiden vuoden väliajalla raskaudenkeskeytysten ja pienituloisuuden välillä on heikko yhteys ( $\beta = 0,17^{**}$ ,  $\sigma = 0,06$ ), joka säilyy kolmannessa mallissa, jossa mukana on myös gini-indeksi ( $\beta = 0,43^{*}$ ,  $\sigma = 0,21$ ). Myös keskimääräiset tulot ovat viiden vuoden viiveellä yhteydessä raskaudenkeskeytyksiin ( $\beta = -0,19^{**}$ ,  $\sigma = 0,07$ ). Kaikki yhteydet katoavat kuitenkin viidennessä mallissa.

## Pohdinta

Tässä tutkimuksessa on testattu tuloerojen yhteyttä hyvinvointiin Suomen kunnissa vuosina 1995–2014. Suomessa ei ole aiemmin julkaistu tutkimusta näistä vasteista suhteessa tuloeroihin. Tutkielma tuo siis lisätietoa tuloerohypoteesin ympärillä käytävään keskusteluun ja nostaa esille suhteellisen köyhyyden ja kotitalouksien keskimääräisen varallisuuden mahdollisen roolin gini-indeksiä parempina hyvinvoinnin ennustajina.

Aineiston perusteella ei havaita yksiselitteistä yhteyttä taloudellisten tekijöiden ja hyvinvoinnin osatekijöiden välillä. Gini-indeksi ei ole yhdessäkään yhtäaikaisessa mallissa tilastollisesti merkitsevässä yhteydessä vasteisiin. Ainoastaan väkivaltarikosten yhteydessä viiden vuoden viiveellä ja seksuaalirikosten yhteydessä kahden vuoden viiveellä gini-indeksin ja vasteiden välillä on merkitseviä yhteyksiä. Pääosin korjattu  $R^2$  on muutaman prosentin sisällä ja parhaimmillaankin 10 prosentin luokkaa. Tässä tutkimuksessa mukana olleet muuttujat selittävät siis vain pienen osan mitattavista ilmiöistä. Se, että regressiokertoimet ja selitysasteet ovat pieniä, yhteydet katoavat viiveen muuttuessa ja että yhteydet puuttuvat joistakin malleista, tekee todellisten yhteyksien olemassaolosta epätodennäköistä.

Ylipäätään tulokset ovat gini-indeksin osalta parhaimmillaan suuntaa antavia. On kuitenkin merkillepantavaa, että keskimääräiset tulot kunnissa ja erityisesti kunnan yleinen pienituloisuusaste korreloivat monessa tapauksessa vasteiden kanssa. Tämä antaisi tukea materialistiselle teorialle. Pahoinvointi ei sen mukaan selity ihmisten välisellä sosiaalisella etäisyydellä vaan ennemminkin materiaalisella niukkuudella tai köyhyydellä. Kun stressiteorian mukaan rikkaiden varakkuus haittaa köyhiä, materialistisen teorian mukaan ainoastaan henkilön omalla varallisuudella on merkitystä. Tämä tutkimus ei silti sulje pois stressiteorian paikkansapitävyyttä: tilastollisesti merkitsevät yhteydet gini-indeksin ja vasteiden välillä havaitaan nimenomaan väkivalta- ja seksuaalirikoksissa – eli juuri niiden selittävien muuttujien kohdalla kuin stressiteorian pohjalta voisi olettaakin.

Korrelaatio on pääsääntöisesti oletetun suuntaisen: lisääntynyt köyhyys tai vähentyneet rahatulot korreloivat lisääntyneiden sosiaalisten ongelmien kanssa niiltä osin kuin tulokset ovat tilastollisesti merkitseviä. Korrelaation suunta on tuloerohypoteesin mukainen myös gini-indeksin tilastolli-

sesti merkitsevissä yhteyksissä. Keskimääräisen rahatulon yhteys häviää aina, kun mukaan otetaan muut riippumattomat muuttujat – eli rahatulojen vaikutus selittyy muilla tekijöillä. Pienituloisuuden yhteys säilyy vakioitaessa omaisuusrikosten ja seksuaalirikosten kahden vuoden aikavälin malleja, mutta se ei ole tilastollisesti merkitsevä kolmansissa malleissa, joissa on pienituloisuuden lisäksi mukana ainoastaan gini-indeksi.

Lähes kaikki yhteydet häviävät kaikkien riippumattomien muuttujien malleissa, joten kiistattona yhteyksiä ei voida pitää. Ylivakiointi saattaa tosin selittää yhteyksien häviämistä. Ainakaan gini-indeksi, kunnan yleinen köyhyysaste, keskimääräinen tulotaso ja koulutustaso eivät ole toisistaan riippumattomia. Lisäksi alkoholin kulutusta voidaan hyvin perustein pitää niin muiden riippumattomien muuttujien synnä kuin seurauksena, joten se saattaa sumentaa tuloksia tarpeettomasti.

Poikkileikkaava korrelaatio on lähes jokaisen mallin kohdalla ainakin Breusch-Paganin testin perusteella ongelma. Kun entiteettejä on paljon ja intervaleja suhteellisen vähän, ei aina välttämättä tiedetä kumpaan suuntaan virhettä on, eli hylätäänkö mallit testien perusteella liian helposti vai hyväksytäänkö ne kevein perustein. Tulokset voivat siis olla testituloksista huolimatta päteviä, mutta niihin on vain suhtauduttava varauksella. Alustavissa tuloksissa saatiin selkeämpiä tuloksia taloudellisten mittarien ja vasteiden välille. Keskiarvojen muuttaminen robustiksi ja kiinteiden vaikutusten menetelmän muuttaminen kaksisuuntaisesti tekivät tuloksista luotettavimpia, mutta samalla pienensivät alkuperäisiä yhteyksiä.

Tulosten perusteella voidaan vetää korkeintaan varovainen johtopäätös siitä, että pienituloisuuden muutoksella ja hieman vähemmässä määrin keskimääräisten tulojen muutoksella voi olla Suomen kontekstissa yhteys hyvinvoinnin osatekijöihin. 11 vastetta tutkittiin samanaikaisella mallilla sekä kolmella eri viiveellä, joten yhteyksiä testattiin yhteensä 44 eri kertaa. Hyvinvoinnin osatekijöiden ja pienituloisuuden välillä havaittiin tilastollisesti merkitsevä yhteys 19 kertaa, ja kaksi kertaa yhteys säilyi vakioinnin jälkeen. Kotitalouden keskimääräisten rahatulojen osalta vastaava luku oli 13, mutta yhteys hävisi aina, kun mukaan otettiin kontrollimuuttujat. Gini-indeksin ja hyvinvoinnin osatekijöiden välillä havaittiin yhteys ainoastaan kaksi kertaa eli 4,5 prosentissa tapauksia, vaikkakin väkivaltarikoksien viiden vuoden viiveen mallissa yhteys säilyi vakioinnin jälkeen-

kin. Havaitut gini-indeksin yhteydet eivät esiinny useammassa eri viiveiden malleissa ja ovat lisäksi niin pieniä, että gini-indeksin osalta ei voida vetää edes varovaisia päätelmiä yhteyden todellisesta olemassaolosta.

Optimaalista viivettä riippumattomien muuttujien ja vasteiden välillä ei tässä tutkimuksessa löydetty. Siitä huolimatta, että yhteydet säilyivät useammassa viivemalleissa, niillä oli taipumus pienentyä aikaväliä lisätessä tai yhteydet olivat vahvimmillaan kahden ja viiden vuoden malleissa. Tämä tutkimus ei siis tue aiempaa tutkimusta siitä, että terveyden ja tuloerojen muutoksen suhde olisi vahvimmillaan 10–15 vuoden viiveellä (vrt. Blakely & al. 2000).

Tuloerohypoteesista on julkaistu paljon tutkimusta niin puolesta kuin vastaan. Kuitenkin maiden välisissä ison otoskoon ( $N > 100$ ) ja maan sisäisissä paneeliansalyseissa tulokset ovat valtaosin tämän tutkimuksen kanssa yhteneviä: gini-indeksin ja hyvinvoinnin osatekijöiden välillä ei havaita yhteyttä lainkaan tai vain pienessä osassa tutkittuista vasteista (esim. Adjaye-Gbewonyon & al. 2016; Bakkeli 2016; Deurzen 2015; Modrek &

Ahern 2011). Myöskään kaikissa pienen otoskoon pitkittäisanalyseissa yhteyttä ei ole havaittu (Hu & al. 2015). Jotta voitaisiin todistaa tuloerojen ja hyvinvoinnin kausaalinen yhteys, maansisäisten ja ison otoskoon maiden välisten paneelitutkimusten tulisi havaita yhteyksiä säännönmukaisesti. Siihen eivät ainoastaan poikkileikkaustutkimusten tai pienen otoskoon pitkittäistutkimusten tulokset riitä.

Tuloerohypoteesi on monisyinen ilmiö. Maailman mittakaavassa gini-indeksi on Suomessa pieni, vaikka 1990-luvulla alkanut tuloerojen ja suhteellisuuden köyhyyden kasvu tarjoaakin kattavien rekisteriaineistojen ohella muuten hyvät edellytykset tutkia aihetta. On kuitenkin mahdollista, että tuloerojen oletetut negatiiviset vaikutukset eivät näy näin pienillä eroilla. Toistaiseksi paneelitutkimukset eivät ehkä vielä ole niin pitkiä, että eriarvoisuuden rakenteet alkaisivat kunnolla vaikuttaa sosiaaliseen todellisuuteen. Tulevaisuudessa tutkijoilla on käytettävissä pidempiä aikasarjoja, mikä pitää huolen siitä, että vastaus tuloerohypoteesin paikkansapitävyydestä tullaan saamaan aiheeseen liittyvän tutkimuksen lisääntyessä.

## KIRJALLISUUS

- Adjaye-Gbewonyo, Kafui & Avendano, Mauricio & Subramanian, Shreyas & Kawachi, Ichiro: Income inequality and depressive symptoms in South Africa: A longitudinal analysis of the National Income Dynamics Study. *Health & Place*, 42 (2016): 37–46.
- Allanson, Paul & Gerdtham, Ulf & Petrie, Dennis: Longitudinal analysis of income-related health inequality. *Journal of Health Economics* 29: 1, 78–86.
- Bakkeli, Nan Zou: Income inequality and health in China: A panel data analysis. *Social Science & Medicine* 157 (2016), 39–47.
- Blakely, Tony; Kennedy, Bruce. Glass, Rudene & Kawachi, Ichiro : What is the lag time between income inequality and health status? *Journal of Epidemiology and Community Health* 54 (2000):4, 318.
- Deurzen, Ioana: The income inequality thesis revisited. *Studies on the relationship between income inequality and well-being*. s.l.: Treira, 2015.
- Hu, Yinnan & Lenthe, Frank & Mackenbach, Johan: Income inequality, life expectancy and cause-specific mortality in 43 European countries, 1987–2008: a fixed effects study. *European Journal of Epidemiology* 30 (2015): 8, 615–625.
- Jones, Andrew. & Nicolás, Lopez: Measurement and explanation of socioeconomic inequality in health with longitudinal data. *Health Economics*, 13 (2004): 10, 1015–1030.
- Modrek, Sepideh & Ahern, Jennifer: Longitudinal relation of community-level income inequality and mortality in Costa Rica. *Health & Place*, 17 (2011): 6, 1249–1257.
- OECD: Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries. OECD, Paris, 2008
- OECD: Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising. OECD, Paris, 2011a.
- OECD: How's Life?: Measuring Well-being. Organization for Economic Cooperation and Development, 2011b.
- Pickett, Kate & Wilkinson, Richard: *The Spirit Level: Why Equality is Better for Everyone* (New Edition edition). London; New York: Penguin, 2010
- Rambotti, Simone: Recalibrating the spirit level: An analysis of the interaction of income inequality and poverty and its effect on health. *Social Science & Medicine* 139 (2015a): 123–131
- Rambotti, Simone: Response to Pickett and Wilkinson (2015). *Social Science & Medicine* 147 (2015),

344–345.

- Saunders, Peter: *Beware False Prophets: Equality, the Good Society and The Spirit Level*, Policy Exchange: London, 2010.
- Snowdon, Christopher: *The Spirit Level Delusion: Fact-checking the Left's new theory of everything*, Democracy Institute/Little Dice, 2010.
- Terveyden ja hyvinvoinnin laitos, THL: Tilasto- ja indikaattoripankki Sotkanet.fi, 2016 <https://www.sotkanet.fi/> (luettu 10. 10. 2016)
- Tilastokeskus: Tilastokeskuksen PX-Web-tietokan-

nat, 2016

<http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/pxweb/fi/StatFin/?rxid=19068b73-6bdd-4c3e-a8b4-66851c9183f0> (luettu 10. 10. 2016)

- Wilkinson, Richard & Kate Pickett: *The Spirit Level: Why Greater Equality Makes Societies Stronger*. Reprint edition. New York, NY: Bloomsbury Press, 2009
- Zeileis, Achim: *Econometric Computing with HC and HAC Covariance Matrix Estimators*. *Journal of Statistical Software* 11(2004): 10, 1–17.

## TIIVISTELMÄ

*Miika Mäki: Tuloerot ja hyvinvointi. Tuloerohypoteesin testaaminen Suomen kunnissa 1995–2014*

Tutkielman tarkoituksena on tarkastella, onko tuloerojen muutoksella yhteyttä hyvinvointiin Suomessa vuosina 1995–2014. Hyvinvointia mitataan Kelan kuolleisuus-, lääkekorvaus- ja työkyvyttömyysindekseillä, menetetyillä elinvuosilla, omaisuus-, väkivalta- ja seksuaalirikoksilla, yksinhuoltajien osuudella lapsiperheistä sekä avioerojen ja raskaudenkeskeytysten lukumäärällä.

Aineistona käytetään Tilasto- ja indikaattoripankki Sotkanetin sekä Tilastokeskuksen rekisteriaineistoa. Vasteesta riippuen 26–302 kuntaa tutkitaan 19–20 vuoden ajan. Menetelmänä käytetään lineaarisen regressio-  
sion kiinteiden vaikutusten mallia.

Gini-indeksin ja vasteiden välillä on merkitseviä yhteyksiä ainoastaan väkivaltarikosten yhteydessä viiden vuoden viiveellä ja seksuaalirikosten yhteydessä kahden vuoden viiveellä. Kunnan keskimääräiset tulot ja erityisesti kunnan yleinen pienituloisuusaste korreloivat useammassa tapauksessa vasteiden kanssa. Tuloerohypoteesille ei saada tukea, sillä gini-kerroin on harvoin ja epä johdonmukaisesti yhteydessä vasteisiin. Pienet selitysasteet, poikkileikkaava korrelaatio ja yhteyksien häviäminen kontrollitekijöiden kanssa sallivat korkeintaan varovaisten johtopäätösten tekemisen köyhyysasteen ja keskimääräisten tulojen vaikutuksesta hyvinvointiin.