

# Tulo-, kulutus- ja varallisuuseroista Suomessa

**Veli-Matti Törmälehto**

*Tulot, kulutus ja varallisuus ovat kotitalouksien aineellisen hyvinvoinnin kolme keskeistä ulottuvuutta. Tiedämme tuloeroista paljon enemmän kuin kulutuksen tai varallisuuden jakautumisesta. Taloudellisen toimeentulon kannalta on kuitenkin välttämätöntä tarkastella myös varallisuus- ja kulutuseroja, jotka täydentävät ja antavat osin erilaisen näkökulman toimeentuloeroihin. Artikkelissa havaitaan sekä suhteellisten että absoluuttisten tuloerojen olleen melko vakaita finanssikriisin jälkeen, kun taas varallisuuserot ovat kasvaneet ja kulutuserot kaventuneet.*

Tulonjakotilastoinnissa vallitseva käytäntö on kuvata yksilöiden taloudellista toimeentuloa käytettävissä olevilla rahatuloilla. Artikkelissa kuvataan ensin suhteellisia ja absoluuttisia tuloeroja tällä määritelmällä 1990-luvun puolenvälin jälkeen. Sen jälkeen tarkastelua laajennetaan sekä asumisen että julkisten hyvinvointipalvelujen tuloerovaikutuksiin ja tehdään katsaus kulutuserojen kehitykseen. Kirjoituksen lopussa kuvataan varallisuuseroja ja pyritään tarkentamaan arviota varakkaimpien varallisuusosuuksista tilastoaineiston menetelmällisillä täydennyksillä.

Aineistosityistä tuloja, kulutusta ja varallisuutta tarkastellaan erikseen. Tuloeroja kuvataan ensisijaisesti koko väestön kattavalla Tilastokeskuksen tulonjakotilaston kokonaisaineistolla. Asumisen osalta tarkastelua täydennetään tulonjakotilaston otosaineistolla. Kulutuseroissa ja julkisissa hyvinvointipalveluissa lähteenä on kulutustutkimus. Varallisuuseroja tarkastellaan otospohjaisesta kotitalouksien varallisuustutkimuksesta ja vuoteen 2005 saakka myös kaikki verovelvolliset kattavasta verorekisteristä.

YTM Veli-Matti Törmälehto (veli-matti.tormalehto@stat.fi) on erikoistutkija Tilastokeskuksen väestö- ja elinolosuhteiden tutkimusyksikössä. Kiitän Tarja Hatakkaa, Tara Junesta, Mira Kajantietä, Antti Suvantoa ja anonymia lausunnonantajaa rakentavista parannusehdotuksista.

Artikkelin näkökulma on kuvaileva ja aineistolähtöinen. Siinä ei pyritä analysoimaan havaitun kehityksen taustalla olevia syitä. Muutosten taustalla on harvoin yhtä yksittäistä tekijää, vaan ne ovat yleisesti ottaen seurausta suhdanteista, lainsäädännön muutoksista ja väestön rakennemuutoksista (Honkanen ja Tervola 2014). On syytä myös mainita, että artikkeli ei tarkastele tulo-, kulutus- ja varallisuusjakaumiin sisältyvää eriarvoisuutta, epäreilua tai jakaumien oikeudenmukaisuutta. Tämä edellyttää eksplisiittistä hajontamitan ja yhteiskunnan hyvinvointifunktion yhteyden määrittämistä ja siten normatiivista tulkintaa (Atkinson, 1970). Jakauman epäreilua (*unfair inequality*) voidaan arvioida myös määrittämällä normatiiviseksi vertailujakaumaksi jokin muu kuin täysin tasainen tulonjako (Almås ym. 2011) tai huomioimalla tämän lisäksi myös vähimmäisresurssien tarve (Hufe ym. 2018).

## 1. Tuloerojen kehitys

Tuloerojen kehitystä Tilastokeskus kuvaa ensisijaisesti koko väestön kattavavasta rekisteripohjaisesta kokonaisaineistosta, jonka tietoja on saatavissa vuodesta 1995 alkaen. Seuraavassa keskitytään tähän aineistoon ja siten ajanjaksoon 1995–2017. Tilastokeskus (2018a) antaa yleiskatsauksen tuloerojen kehityksestä aina vuoteen 1966 asti otos- ja kokonaisaineistojen avulla.

Tulokäsitteeksi sekä kansallisessa että kansainvälisessä tilastoinnissa (OECD, Eurostat) on vakiintunut niin sanottu rahatulujen käsite. Se ei sisällä luontoismuotoisia tuloja, kuten las-

kennallista asuntotuloa<sup>1</sup>. Kansainvälisissä vertailuissa tulot eivät myöskään sisällä myyntivoittoja ja niistä maksettuja veroja. Sen sijaan kansalliseen käyttöön tarkoitettussa tulonjakotilaston kokonaisaineistossa, jota seuraavassa käytetään, ne ovat mukana. Tämä on perusteltua, koska niistä maksetaan veroa ja muutoin osa varallisuuden tuotoista (mm. sijoitusrahas-tojen kasvuosuudet) ei koskaan näkyisi kotitalouksien tulona.

Laajan Haig-Simons -tulokäsitteen mukaan tuloa olisi kaikki se, mikä voidaan potentiaalisesti kuluttaa nettovarallisuuden muuttumatta. Yksinkertaistettuna  $Y = C + dW$ , jossa  $Y$  on tulot,  $C$  on kulutus ja  $dW$  on nettovarallisuuden muutos tarkasteluperiodilla. Tällöin tuloksi pitäisi laskea myös realisoimattomat hallussapitovoitot ja -tappiot sekä perinnöt ja muut pääomansiirrot. Siis myös esimerkiksi asuntojen arvon muutos ja kotitalouden osuus yrityksiin jätetyistä voitoista pitäisi laskea tuloksi. Käytännössä tämä ei ole yksilötasolla mahdollista. Tuloja ja varallisuutta on tilastoissa järkevää tarkastella käsitteellisesti erillisinä taloudellisten resurssien ulottuvuuksina.

Tuloeroilla tarkoitetaan itse asiassa henkilöiden taloudellisen toimeentulon jakautumista tuloilla mitattuna. Kotitalouden nettotulot jaetaan kulutusyksiköillä ja kaikki kotitalouden jäsenet saavat tämän saman ekvivalentin tulon. Jakauma muodostetaan siten yksilöiden kesken ja kotitalouden sisäinen tulonjako oletetaan tasaiseksi (Uusitalo 1988). Kulutusyksiköillä jakamalla erilaisten kotitalouksien tulot muunnetaan vastaamaan yksin asuvan tuloja. Kulutusyksikköasteikkoja on lukuisia, mutta

<sup>1</sup> Poikkeus ovat työsuhteeseen liittyvät verotettavat luontoisetuudet. Myös Suomen tulonjakotilaston päätulokäsite on vuodesta 2011 alkaen ollut käytettävissä oleva rabatulo.

tilastokäytössä yleisimmät ovat OECD:n ja Eurostatin soveltamat asteikot, jotka poikkeavat toisistaan. OECD käyttää kulutusyksikköasteikkona kotitalouden jäsenmäärän neliöjuurta. Euroopan unionin tilastovirasto Eurostat ja myös Tilastokeskus soveltavat asteikkoa, jossa kotitalouden ensimmäinen jäsen saa painon 1, muut aikuiset painon 0,5 ja alle 14-vuotiaat lapset painon 0,3<sup>2</sup>.

Kulutusyksiköitä sovelletaan nykyään hyvin mekaanisesti ja herkkyytarkastelut ovat verraten harvinaisia. Tässä artikkelissa on käytetty ensisijaisesti Eurostatin asteikkoa, mutta jäljempänä asumiskustannusten ja julkisten hyvinvointipalvelujen tulojakovaikutusta arviotaessa tarkastellaan tuloksia myös eri kulutusyksikköasteikoilla. Varallisuudessa kulutusyksiköiden käytöstä ei ole konsensusta, eikä varallisuutta esimerkiksi EKP:n ja OECD:n tilastoinnissa jaeta kulutusyksiköillä.

### *Tuloerojen kehitys eri tulojakomitoilla*

Suhteellisia tuloeroja mitataan yleisesti Gini-kertoimella. Sen yleistetty versio voidaan esittää seuraavasti:

$$(1) -vCov\left[\frac{y}{\bar{y}}, (1 - F(y))^{(v-1)}\right],$$

missä  $y$  on mitattava suure,  $\bar{y}$  sen aritmeettinen keskiarvo ja  $F(y)$  kertymäfunktio. Parametri  $v$  on aversioparametri, jota kasvattamalla voidaan antaa enemmän painoa pienituloisille ja päinvastoin. Parametriarvolla  $v = 2$  kyse on tavanomaisesta Gini-kertoimesta, joka reagoi

teoriassa herkemmin muutoksiin jakauman keskiosassa<sup>3</sup>. Suomessa sen muutoksiin vaikuttaa kuitenkin keskeisesti suurituloisille kohdentuvien omaisuustulojen muutos.

Taulukossa 1 esitetään Gini-kertoimen lisäksi muita yleisiä tulojakomitoja, joista osa reagoi melko herkästi jakauman yläosaan. Tällainen on esimerkiksi yleistettyihin entropiamittoihin kuuluva Theil-indeksi. Logaritminen keskipoikkeama (MLD) painottaa puolestaan enemmän pienituloisia. Atkinsonin normatiivisessa mitassa on aversioparametri, jonka arvoa suurentamalla voidaan painottaa enemmän pienituloisten tuloja<sup>4</sup>. Eurostat käyttää pääasiallisena tuloeromittana kvintiilisuhdetta (S80/S20) ja Gini-kerrointa toissijaisena mittana. OECD puolestaan raportoi Gini-kertoimen lisäksi ylimmän ja alimman tulokymmenyksen tulo-osuuksien suhdetta (S90/S10). Syy tähän lienee lähinnä viestinnällinen. Mukana taulukossa on myös suurituloisimman prosentin tulo-osuus (S100), jota myös on käytetty tuloeromittana, sekä vertailutietona pienituloisimman 10 prosentin tulo-osuus (S10).

Taulukosta havaitaan, että kaikilla mittareilla suhteelliset tuloerot ovat kasvaneet vuodesta 1995 vuoteen 2017. Minimiarvo on näytetty vaaleanharmaalla. Se on vuosi 1995 kai-

<sup>3</sup> Parametriarvolla 2 paino kasvaa mediaaniin asti ja sen jälkeen vähenee symmetrisesti. Kun parametria kasvatetaan, paino saa maksimiarvonsa pienemmällä fraktiileilla. Esimerkiksi parametriarvolla 1,5 painon maksimiarvo on fraktiilissa 0,56. Parametriarvolla 5 maksimi on fraktiilissa 0,33 (Yitzhaki ja Schechtman 2005, 410).

<sup>2</sup> Eurostatin asteikkoa kutsutaan usein muunnetuksi OECD-asteikoksi. Sen on kehittänyt Eurostat 1990-luvun alussa, eikä OECD itse ole asteikkoa koskaan käyttänyt. Tämän vuoksi asteikkoa kutsutaan tässä Eurostat-asteikoksi.

<sup>4</sup> Gini-kertoimen aversioparametri 1,5 ja Atkinson indeksin parametri 0,5 on valittu siten, että ne painottavat enemmän suurituloisia. Tällä ja Theil-indeksillä huomioidaan kritiikkiä siitä, että Gini-kerroin ( $v=2$ ) ei riittävästi huomioisi suurten tulojen vaikutusta.

Taulukko 1. Yleisimmät tuloeroindikaattorit 1995–2017

	Gini (v=2)	Gini (v=1,5)	Atkin- son (0,5)	Atkinson (1)	MLD	Theil	S80/S20	S90/S10	S100	S10
1995	22,2	14,7	0,045	0,083	0,087	0,099	3,0	4,3	4,0	4,6
1996	22,6	15,0	0,046	0,086	0,090	0,100	3,1	4,4	3,9	4,5
1997*	24,0	16,1	0,053	0,096	0,102	0,120	3,3	4,8	4,6	4,3
1998*	25,2	17,1	0,060	0,106	0,113	0,141	3,5	5,2	5,3	4,2
1999*	27,0	18,7	0,071	0,122	0,131	0,181	3,8	5,7	6,6	4,1
2000*	28,4	20,0	0,082	0,136	0,147	0,232	4,0	6,2	7,7	3,9
2001	26,9	18,5	0,070	0,122	0,131	0,177	3,8	5,8	6,2	4,0
2002	26,8	18,4	0,068	0,121	0,129	0,170	3,8	5,8	5,9	4,0
2003*	27,2	18,6	0,070	0,124	0,133	0,169	3,9	5,9	6,0	3,9
2004*	28,2	19,5	0,077	0,133	0,144	0,196	4,1	6,3	6,7	3,8
2005	28,1	19,3	0,074	0,132	0,142	0,183	4,1	6,3	6,2	3,7
2006*	28,7	19,8	0,078	0,137	0,149	0,195	4,2	6,5	6,7	3,7
2007*	29,5	20,5	0,084	0,145	0,158	0,219	4,4	6,9	7,2	3,6
2008	28,4	19,4	0,076	0,135	0,146	0,187	4,2	6,5	6,3	3,6
2009	27,6	18,6	0,069	0,127	0,137	0,155	4,1	6,2	5,3	3,6
2010a*	28,2	19,2	0,073	0,132	0,143	0,171	4,2	6,5	5,8	3,6
2010b	27,9	19,0	0,072	0,129	0,140	0,168	4,1	6,3	5,8	3,7
2011	28,2	19,3	0,075	0,133	0,144	0,181	4,1	6,4	6,2	3,7
2012*	26,9	18,1	0,065	0,120	0,129	0,147	3,9	5,9	5,1	3,8
2013	27,2	18,6	0,070	0,125	0,135	0,178	3,9	6,0	5,7	3,8
2014*	27,0	18,4	0,068	0,122	0,132	0,160	3,9	5,9	5,6	3,8
2015	27,3	18,6	0,070	0,125	0,135	0,169	3,9	6,0	5,8	3,8
2016	27,2	18,5	0,070	0,124	0,134	0,166	3,9	6,0	5,7	3,8
2017	27,7	19,0	0,073	0,128	0,139	0,176	4,0	6,1	6,2	3,8

Tulokäsité: ekvivalentti käytettävissä oleva rabatulo (ml. myyntivoitot), henkilöpainotus. Vaaleanharmaat ruudut kertovat minimiarvot ja tummanharmaat maksimi-arvot. \* = Lorenz-käyrät eivät leikkaa perättäisinä vuosina. Tulokäsitéen kattavuus parani hieman vuonna 2010 (mm. elatustuki lisättiin tuloihin); 2010a=vanha tulokäsité, 2010b=uusi tulokäsité.

Lähde: Tulonjakotilaston kokonaisaineisto, Tilastokeskus.

killa mittareilla paitsi suurituloisimman prosentoin osuudella. Tummanharmaalla merkitty maksimiarvo on vuosi 2007, paitsi Theil-indeksillä ja suurituloisimman prosentoin osuudella, joilla se on vuosi 2000. Käytännössä Theil-indeksi korreloi hyvin vahvasti suurituloisimman prosentoin tulo-osuuden kanssa.

Tulojakauma voi muuttua eri tavoin, eikä tätä voi päätellä skalaari-indikaattorin arvosta. Jakaumien yksiselitteinen vertailu vaatii Lorenz-käyrien vertaamista. Lorenz-käyrän vaakakselilla on kumulatiivinen osuus tulonsaajista ja pystyakselilla kumulatiivinen osuus tuloista, kun tulonsaajat on järjestetty tulojen mukaiseen järjestykseen pienimmästä suurimpaan<sup>5</sup>. Jos kahden jakauman käyrät eivät leikkaa ja kuvaaja on jokaisessa käyrän pisteessä kauempana diagonaalista kuin vertailukäyrä,

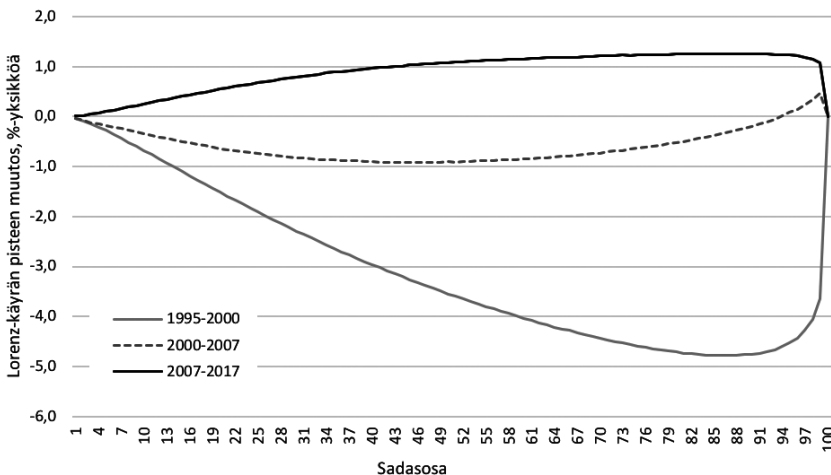
tuloerot ovat suuremmat kuin verrokkijakauksessa.

Taulukossa on tähdellä merkitty vuodet, jolloin perättäisten vuosien Lorenz-käyrät eivät leikkaa sadannesosien tarkkuudella laskettuna. Tällöin voidaan yksiselitteisesti sanoa tuloerojen joko kasvaneen tai supistuneen. Useina vuosina tulojakoindikaattorit näyttävät samansuuntaista muutosta, mutta Lorenz-käyrät leikkaavat. Esimerkki on vuosi 2017, jolloin Gini-kerroin kasvoi edellisvuodesta 0,5 prosenttiyksikköä. Jakauma muuttui kuitenkin siten, että ääripäässä (pienituloisin 5 %, suurituloisin 1 %) tulot kasvoivat muita ryhmiä enemmän, ja Lorenz-käyrät leikkasivat.

Graafisesti on helpompi verrata Lorenz-käyrien muutosta kuin itse Lorenz-käyriä. Kuviossa 1 on verrattu Lorenz-käyrien erotuksia kolmena ajankohtana. Esimerkiksi vuonna 2000 pienituloisimman kymmenyksen tulo-osuus oli 3,9 prosenttia, kun se vuonna 1995

<sup>5</sup> Gini-kerroin vastaa Lorenz-käyrän ja diagonaalin väliin jäävä pinta-ala.

*Kuvio 1. Lorenz-käyrän ordinaatan muutos kolmena eri ajankohtana, prosenttiyksikköä*



*Lähde: Tilastokeskus, tulojakotilaston kokonaisaineisto.*

oli 4,6 prosenttia. Muutosta oli -0,7 prosenttiyksikköä. Kuvaajassa on esitetty vastaava muutos kaikissa prosenttipisteissä eli Lorenz-käyrän ordinaatan muutos. Vuoden 2000 Lorenz-käyrä on aina ulompana diagonaalista kuin vuoden 1995 käyrä, jolloin ordinaatan muutos on aina negatiivinen ja tuloerot siis yksiselitteisesti kasvaneet. Vuosia 2017 ja 2007 verrattaessa tilanne on käänteinen, Lorenz-käyrät eivät leikkaa ja tuloerot ovat yksiselitteisesti kaventuneet<sup>6</sup>. Sen sijaan vuotta 2007 vuoteen 2000 verrattaessa Lorenz-käyrät leikkaavat aivan jakauman yläosassa. Erittäin hyvätuloisia painottavat indikaattorit, kuten Theil-indeksi, osoittivatkin tuloerojen kaventuneen vuodesta 2000 vuoteen 2007.

### *Absoluuttisten tuloerojen kehityksestä*

Suhteellisten tuloerojen lisäksi on syytä tarkastella myös absoluuttisia tuloeroja. Ne eivät muutu, jos kaikkien tulot muuttuvat euroissa saman verran. Prosenteissa tasainen tulojen muutos muuttaa aina euromääräisiä eroja, kun lähtöjakauma ei ole tasainen. Esimerkiksi vuonna 2017 pienituloisimman kymmenyksen tulot nousivat noin 240 euroa (2,2 %), kun keskimääräiset tulot nousivat noin 550 euroa (2,0 %) ja suurituloisimman kymmenyksen tulot 2 870 euroa (4,4 %) edellisvuodesta.

Euromääräisiä tuloeroja kuvaa esimerkiksi kaikkien pareittaisten tulovertailujen itseisarvojen keskiarvo (*mean absolute difference*). Tämä tunnusluku saadaan Gini-kertoimesta kertomalla se jakauman keskitulolla kertaa kaksi. Sillä voidaan järjestää tulojakaumat euromääräisten erojen mukaiseen järjestykseen siten,

että otetaan huomioon kaikkien tulonsaajien tulot. Kuviossa 2 on esitetty absoluuttisen Gini-kertoimen eli euromääräisten tuloerojen keskiarvon kehitys. Lisäksi kuviossa on tulojen keskiarvo (joka on puolet suhteellisen Gini-kertoimen nimittäjästä). Tulot on deflatoitu vuoden 2017 hintoihin elinkustannusindeksillä.

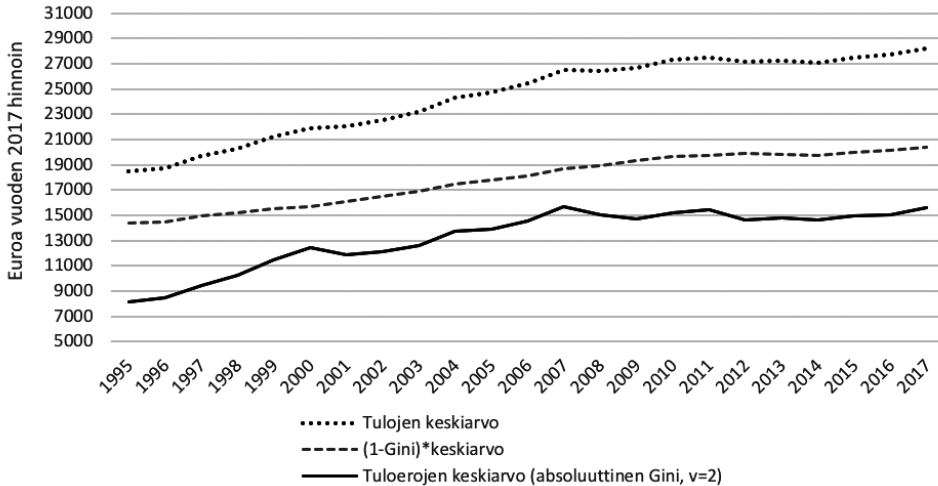
Vuodesta 1995 vuoteen 2007 absoluuttiset tuloerot kasvoivat huomattavasti. Absoluuttisen Gini-kertoimen kehitys antaa kuitenkin ymmärtää, että euromääräiset tuloerot olisivat keskimäärin pysyneet melko vakaina viimeisen kymmenen vuoden aikana. Vuonna 2007 absoluuttinen Gini oli vuoden 2017 hinnoin 15 665 euroa, kun se vuonna 2017 oli 15 641 euroa.

Hyvinvointitarkasteluissa tulee ottaa tuloerojen lisäksi huomioon jakauman keskitulon muutos; tuloeroja ja tulotasoja on syytä tarkastella yhdessä. Kuviossa on esitetty myös taloudellista hyvinvointia kuvaava Sen-indeksi (Sen 1976). Se on yksinkertaisesti tulojen keskiarvo kerrottuna luvulla (1-Gini-kerroin). Tuloerojen vuoksi se on aina keskiarvoa alempana, mikä kuvaa tuloeroista aiheutuvaa hyvinvointitappiota. Keskimääräiset reaalitytulot ovat kasvaneet noin 53 prosenttia vuodesta 1995 vuoteen 2017. Jakaumakorjattu keskitulo on kasvanut tuloerojen kasvun vuoksi selvästi vähemmän eli 42 prosenttia. Sen sijaan vuodesta 2007 vuoteen 2017 keskitulot ovat kasvaneet vähemmän (6 %) kuin jakaumakorjatut keskitulot (9 %).

Absoluuttisia tuloeroja voidaan tarkastella myös Lorenz-käyrän absoluuttisen version avulla (Moyes, 1987). Se lasketaan tavanomaisen Lorenz-käyrän ja jakauman keskitulon pe-

<sup>6</sup> Vuosi 2017 dominoi vuotta 2007 myös, jos vuoden 2010 tulokäsittelyn laajennus huomioidaan.

Kuvio 2. Absoluuttisten tuloerojen ja keskitulojen kehitys 1995–2017, vuoden 2017 hinnoin



Lähde: Tilastokeskus, tulonjakotilaston kokonaisaineisto.

rusteella.<sup>7</sup> Jos kaikki saavat esimerkiksi 100 euroa lisää tuloja, absoluuttinen Lorenz-käyrä ei muutu. Sen sijaan se muuttuu, jos kaikkien tulot muuttuvat prosenteissa saman verran. Jos absoluuttinen Lorenz-käyrä on aina verrokki-jakauman käyrän yläpuolella, jakauman absoluuttiset tuloerot ovat verrokkijakaumaa pienemmät.

Kuviosta 3 havaitaan, että vuoden 1995 absoluuttinen Lorenz-käyrä on aina vuosien 2000, 2007 ja 2017 käyrien yläpuolella. Vastavasti vuoden 2000 käyrä on aina vuoden 2007

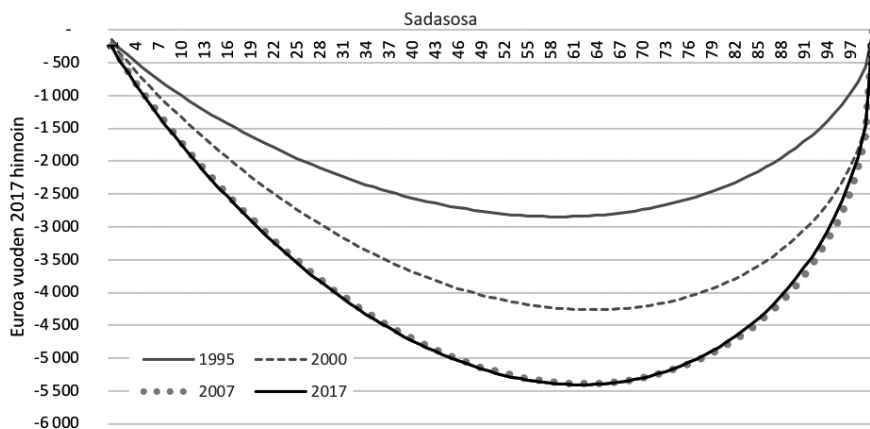
käyrän yläpuolella, joten absoluuttiset tuloerot olivat suuremmat vuonna 2007. Vuosien 2007 ja 2017 käyrät ovat sen sijaan lähes päällekkäin, mutta ne myös risteävät, joten kumpikaan jakauma ei dominoi toista. Sekä absoluuttisen Lorenz-käyrän muutokset että absoluuttisen Ginin muutokset ovat melko pieniä 2007–2017, joten euromääräiset tuloerot eivät näyttäisi finanssikriisin jälkeen oleellisesti muuttuneen.

## 2. Asuntotulo, asumiskustannukset ja tuloerot

Oma asunto on sekä investointi- että kulutus-hyödyke. Siten se on keskeinen osa sekä kulutusta että varallisuutta. Oma asunto tuottaa myös tulovirtaa, niin sanottua laskennallista asuntotuloa, joka ei sisälly rahatuloihin. Käytettävissä olevilla rahatuloilla mitattuihin tu-

<sup>7</sup> Esimerkiksi pienituloisimman kymmenyksen tavanomaisen Lorenz-käyrän piste eli tulo-osuus oli 4,61 prosenttia vuonna 1995. Keskitulo oli tuolloin 18 469 euroa. Luvut kertomalla saadaan niin sanotun yleistetyn Lorenz-käyrän arvoksi  $0,0461 \cdot 18469 = 851,4$ . Tästä vähennetään tasaisten jakauman yleistetyn Lorenz-käyrän arvo  $0,1 \cdot 18469 = 1846,9$ , jolloin saadaan absoluuttisen Lorenz-käyrän pisteksi -995,5.

Kuvio 3. Absoluuttiset Lorenz-käyrät 1995, 2000, 2007 ja 2017



Lähde: Tilastokeskus, tulojakotilaston kokonaisaineisto.

loeroihin oma asunto ei siis vaikuta. Seuraavassa tarkastellaan asuntotulon ja asumiskustannusten vaikutusta tuloeroihin.

Laskennallinen asuntotulo kuvaa omasta asunnosta saatua etua verrattuna vuokralla asumiseen. Tulonjakotilastossa se käsitetään varallisuudesta saatavaksi omaisuustuloksi, omaan asuntoon sijoitetun pääoman tuotoksi vaihtoehtoiskustannuksen kautta arvioituna. Vastaava erä sisältyy myös kulutukseen, jolloin asumiskulutuksen arvo on laskennallisten nettovuokrien ja rahamääräisten asumiskustannusten summa<sup>8</sup>.

OECD:n tekemän 26 maata kattavan metasurveysn mukaan lähes kaikki maat laskevat

asuntotuloa, mutta vain viidessä maassa se sisältyi tulonjakotilaston pääasialliseen tulokäsitteeseen (OECD 2016). Seitsemässä maassa se oli toissijaisessa tai vaihtoehtoisessa tulokäsitteessä. Suomessa asuntotulo on laskettu otospohjaiseen tulonjakoaineistoon ja se julkaistaan täydentävänä tietona.<sup>9</sup> Eurostat ja OECD eivät julkaise asuntotuloa sisältäviä tulonjakotietoja.

Tilastokeskus laskee asuntotulon niin sanotulla vuokraekvivalenssimenetelmällä. Omis-

<sup>8</sup> Kansantalouden tilinpidossa kotitaloussektori tuottaa asumispalveluja omaan käyttöön. Tulonjakotilaston laskennallisen asuntotulon käsitteellinen vastine tilinpidossa on kotitaloussektorin bruttotoimintaylijäämä miinus asuntolainojen korot.

<sup>9</sup> Otosaineiston tuloerojen taso vastaa verraten hyvin kokonaisaineistoa 1990-luvun lopulle saakka, mutta tämän jälkeen tiedoissa on systemaattinen vajaan prosenttiyksikön ero Gini-kertoimessa. Tulokäsitteissä on pieniä eroja, ja myös perusjoukko poikkeaa hieman (asuntoväestö vs. kotitalousväestö). Keskeinen ero on tulonkäyttöyksikön määritelmä, joka kokonaisaineistossa on yhteiseen asumiseen perustuva asuntokunta ja otosaineistossa yhteiseen tulonkäyttöön perustuva kotitalous. Myös otantavirhe ja yksikkökadon vinous voivat aiheuttaa eroja.



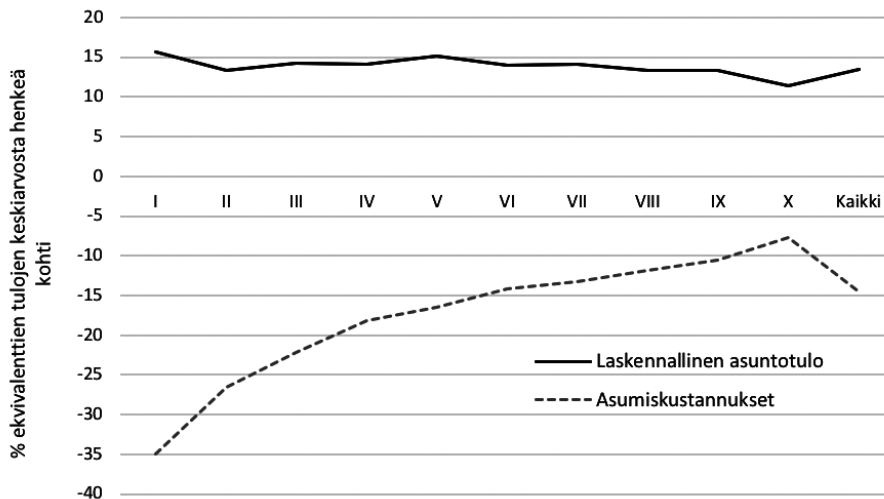
tusasujille imputoidaan vastaavan asunnon markkinavuokra, josta vähennetään todelliset asumiskustannukset. Käytännössä laskenta on monella tapaa haasteellista (Törmälehto ja Sauli 2017). Keskeinen ongelma on vuokratietojen ohuus tarkalla aluetasolla erityisesti omakotitaloille. Kaksi kolmasosaa imputoiduista vuokrista on omakotitalojen vuokria, mutta vuokrala olevia omakotitaloja on vähän, joten vastaavan asunnon vuokraa ei ole helppo määrittellä.

Tuloksi luetaan imputoidut vuokra-arvot miinus asumiskustannukset, joten asumiskustannusten vaihtelu omistusasujien välillä vaikuttaa tuloeroihin. Esimerkiksi asuntolainojen korot vaikuttavat tuloihin vain asuntotulon kautta. Asuntotulon lisääminen tuloihin ei kuitenkaan ole sama asia kuin asumiskustannusten vähentäminen tuloista. Vuokralla asuvilla omistusasunnon asuntotulo on nolla, joten

asuntotulo ei vaikuta tämän ryhmän sisäisiin tuloeroihin.

Asumiskustannukset voi toki vähentää myös suoraan käytettävissä olevista rahatuloista, jos ne katsotaan välttämättömyysmenoksi ja halutaan tutkia niiden vaikutusta taloudelliseen toimeentuloon. Tätä tilastointitapaa rahatulojen ohella käytetään ainakin Britanniassa, jossa tuloeroja ja pienituloisuutta mitataan käytettävissä olevilla rahatuloilla ennen ja jälkeen asumiskustannusten (Department of Work and Pensions 2018). Asumiskustannusten vähentäminen on perusteltu lähestymistapa myös pienituloisuutta tarkasteltaessa (Ilmarinen ja Kauppinen 2015). Pienituloisilla asumiskustannukset edustavat välttämättömyyskulutusta ja asumiskustannusrasite voi olla suuri.

Kuvio 4. Laskennallisen asuntotulon ja asumiskustannusten osuus ekvivalenteista käytettävissä olevista rahatuloista tulokymmenyksittäin vuonna 2016



Lähde: Tilastokeskus, tulonjakotilaston otosaineisto 2016.

Kuviossa 4 on esitetty asuntotulon ja asumiskustannusten kohdentuminen käytettävissä olevien rahatulojen mukaisissa tulokymmenyksissä tulojaon osaineiston pohjalta arvioituna<sup>10</sup>. Asuntotulo lisää keskimääräisiä tuloja suhteellisesti tarkastellen melko tasaisesti kaikissa tulokymmenyksissä. Asumiskustannusten osuus tuloista sen sijaan vähenee tulojen kasvaessa, joten asumiskustannusten vähentäminen tuo lisää hajontaa tulojakaumaan. Asuntotulo kohdentuu vain osalle kotitalouksista (omistusasujille), kun taas asumiskustannuksia on käytännössä kaikilla kotitalouksilla.

Kun asumiskustannukset vähennetään käytettävissä olevista rahatuloista, Gini-kerroin kasvaa noin 4,5–5 prosenttiyksikköä (kuvio 5). Kun asuntotulo puolestaan lisätään käytettävissä oleviin rahatuloihin, tuloerojen taso ei olennaisesti muutu. Yleensä Gini-kerroin on ollut hieman pienempi asuntotulon kanssa, mutta viime vuosina asuntotulo on hieman kasvattanut tuloeroja. Tuloerojen muutos on samanlaista kaikilla kolmella tulokäsitteellä, joten asuntotulon lisääminen tai asumiskustannusten vähentäminen ei juuri muuta kuvaa tuloerojen kehityksestä.

Kuviossa 6 on esitetty verrokiksi Iso-Britannian Gini-kerroin asumiskustannusten vähentämisen jälkeen. Asumiskustannusten vaikutus tuloeroihin on samankaltainen kuin Suomessa: Gini-kerroin kasvaa noin 4 prosenttiyksikköä, kun asumiskustannukset vähennetään. Tuloerojen kehitys on myös hyvin saman-

kaltaista kuin ennen asumiskustannusten vähentämistä.

Tuloerojen muutos aiheutuu sekä tulotason muutoksista, että uudelleenjärjestymisestä tulojakaumassa. Vaikka asuntotulon vaikutus koko väestön tasolla on verraten pieni, se järjestää henkilöitä tulojakaumassa ja vaikuttaa merkittävästi esimerkiksi pienituloisen väestön koostumukseen. Omistusasujat, erityisesti velattomassa asunnossa asuvat, siirtyvät ylöspäin tulojakaumassa ja vuokralla asuvat alaspäin.

Kun asumiskustannukset poistetaan tuloista, ei liene perusteltua käyttää samaa kulutusyksikköasteikkoa kuin rahatuloille. Kotitaloudet voivat jakaa kulutuksensa kustannuksia, jolloin ne saavat osasta kulutusta niin sanottuja yhteiskulutushyötyjä. Asumiskustannusten jakaminen on kenties keskeisin kotitalouden yhteiskulutushyötyjen lähde. Asumiskustannusten jälkeisille tuloille tulisi käyttää asteikkoa, jossa yhteiskulutushyötyjä on vähemmän (lisätulojen tarve henkilömäärän kasvaessa olisi suurempi).

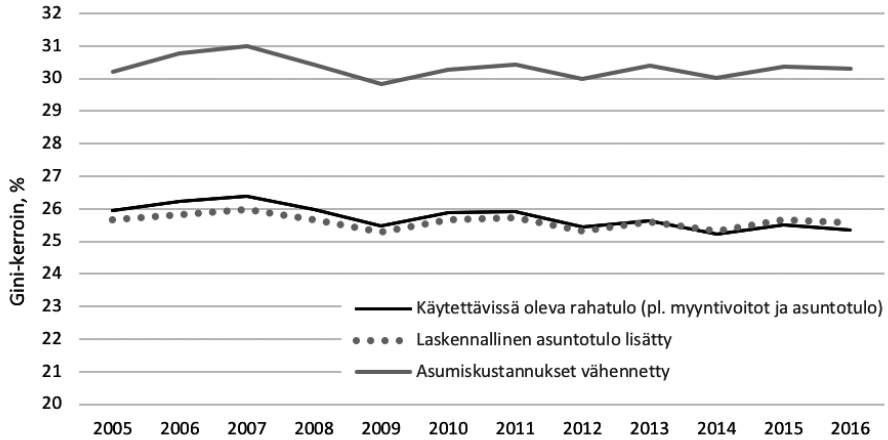
Kulutusyksikköasteikon vaikutusta tuloksiin tarkastellaan käyttämällä yksinkertaista yhden parametrin skaalaperhettä (2), jonka mukaan kulutusyksikköiden määrä  $e$  on sen jäsenmäärän potenssi:

$$(2) e = k^s, 0 \leq s \leq 1$$

missä  $k$  on kotitalouden koko ja  $s$  on skaalaparametri, joka kuvaa (tulo)tarpeen kasvun joutoa talouden koon mukaan eli skaalautujen intensiteettiä. Toinen ääriarvo on parametrin arvo nolla, jolloin kyse on kotitalouskohtaisista tuloista ja oletuksena täydelliset yhteiskulutushyödyt. Toinen ääriarvo on parametrin arvo yksi, jolloin kyse on per capita tuloista ja oletuksena on, ettei yhteiskulutushyötyjä ole.

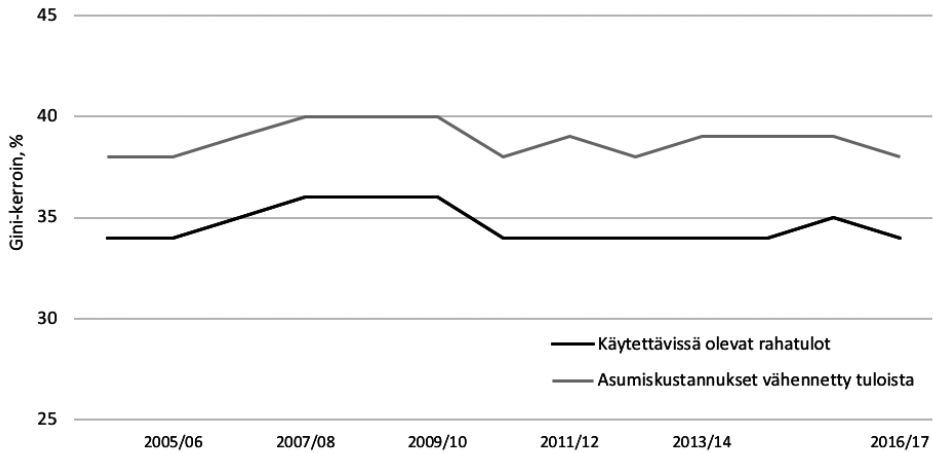
<sup>10</sup> Asumiskustannuksiin luetaan kotitalouden varsinaisesta asunnostaan maksamat käyttömenot, asuntolainan korot ja kiinteistövero. Asunnon käyttömenoja ovat sen hallintamuodosta riippuen hoitovastikkeet, vuokrat, vesi- ja jätemaksut, erilliset energiakulut, ylläpitokorjausten kustannukset ja muut asunnon käyttö- ja ylläpitomenot.

Kuvio 5. Tuloerot kolmella eri tulokäsitteellä 2005–2016 Suomessa, Gini-kerroin (%)



Lähde: Tilastokeskus, tulonjakotilaston otosaineisto.

Kuvio 6. Tuloerot ennen ja jälkeen asumiskustannusten vähentämistä Iso-Britanniassa, Gini-kerroin (%)



Lähde: Department of Work and Pensions 2018. Vuosi tarkoittaa tilivuotta (financial year) eikä kalenterivuotta.

OECD:n käyttämää neliöjuurasteikkaa vastaa skaalaparametrin arvo 0,5.

Ääritapaus on siis henkeä kohti lasketut tulot asumiskustannusten jälkeen. Kuvion 7 mukaan asumiskustannusten jälkeinen Gini-kerroin olisi tällöin 31,3, kun se Eurostat-asteikkaa soveltamalla olisi 30,3 ja OECD:n neliöjuurasteikolla 30,9. Muutos ajassa on hyvin samanlaisia eri skaalaparametrin vaihtoehdoilla.

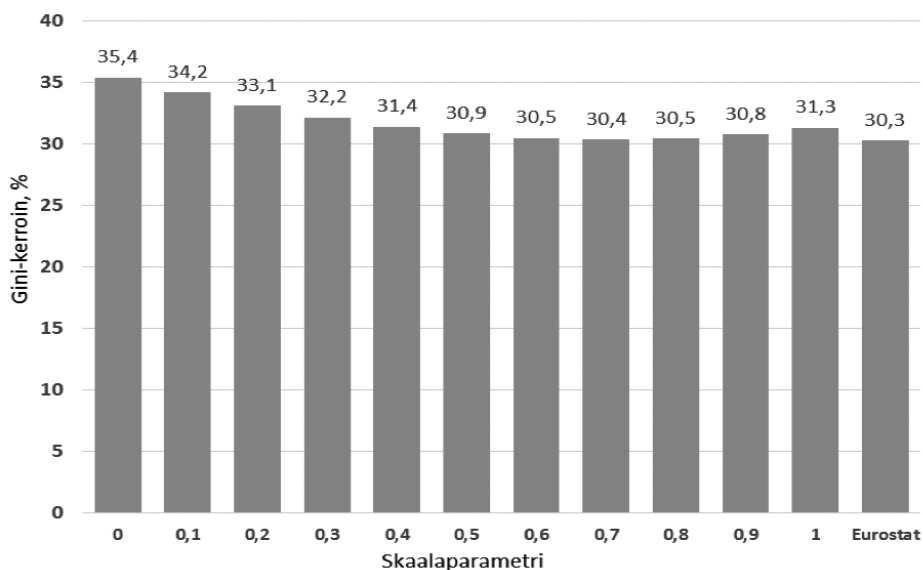
### 3. Kulutuserot ja julkiset hyvinvointipalvelut

Taloudellisten resurssien eli tulojen ja varallisuuden ohella kulutus on tärkeä taloudellisen toimeentulon indikaattori. Kulutuserojen voi

ajatella kuvaavan paremmin toteutunutta taloudellista hyvinvointia eli sitä tavoitetta, jonka tulot ja varallisuus mahdollistavat. Kulutus voi olla parempi elintason mittari esimerkiksi opiskelijoilla, joilla opintolainoja ei lueta mukaan tuloihin, vaikka lainalla rahoitetaan myös tavanomaisia kulutusmenoja.

Seuraavaksi tarkastellaan kulutuserojen kehitystä, ja tuloerojen kuvausta täydennetään arviolla julkisten hyvinvointipalvelujen kulutuksen vaikutuksesta toimeentuloeroihin. Kulutuksen väestöryhmittäistä jakautumista voidaan tarkastella Tilastokeskuksen kulutustutkimuksen avulla. Tutkimus on otostutkimus ja se on tehty määrävuosina, viimeisin on vuodelta 2016, jolloin vastanneita kotitalouksia oli 3,673. Kulutuksen mittaaminen on tulojen mittaamis-

Kuvio 7. Gini-kerroin eri kulutusyksiköillä vuonna 2016, käytettävissä olevat rahatulot asumiskustannusten jälkeen



Lähde: Tilastokeskus, tulojakotilaston otosaineisto 2016.

ta haasteellisempaa, koska tiedot joudutaan keräämään pitkälti suoraan kotitalouksilta<sup>11</sup>.

### *Kulutuserojen erot kaventuneet*

Kuviossa 8 kulutuseroja on mitattu laskemalla Gini-kertoimet sekä kulutusmenoille (pylväät) että niin sanotuille rahamenoille (pisteet)<sup>12</sup>. Jälkimmäinen ei sisällä omistusasujien asuntotuloa ja muita laskennallisia eriä<sup>13</sup>. Rahamenojen erot ovat aina suuremmat kuin kulutusmenojen. Ne kuitenkin muuttuvat ajassa samoin. Poikkeuksena on 1990-luvun alun lama, jolloin rahamenojen erot kaventuivat selvästi, mutta laskennallinen kulutus huomioiden kulutuserot pysyivät likimain ennallaan.

Kulutuserot kaventuivat hieman 1980-luvun lopulla, mutta sen jälkeen ne kasvoivat

<sup>11</sup> *Kulutustutkimuksen kokonaiskulutus on noin 80–90 prosenttia kansantalouden tilinpidon kotitaloussektorin yksityisistä kulutusmenoista, ja kokonaisarvon muutos vuosina 1985–2016 on varsin yhdenmukainen makrotietojen kanssa. Kulutusmenojen subde kansantalouden tilinpidon kotitaloussektorin tietoihin ei kuitenkaan anna takeita kulutuksen jakautumista koskevien tunnuslukujen tarkkuudesta.*

<sup>12</sup> *Kulutusjakaumat on muodostettu tulojaon standardin mukaan eli painottamalla kotitalouksia henkilöluvulla. Tällöin ekvivalentin kulutuksen Gini-kerroin on systemaattisesti pienempi kuin kotitaloustarkastelussa, mutta ajallinen muutos on samanlaista.*

<sup>13</sup> *Kulutustutkimuksessa asuntotulo on mukana kulutuksessa ja tuloissa. Omistusasujilla rahamääräiset asumiskustannukset ovat lähes aina pienemmät kuin vastaavan vuokra-asunnon vuokra olisi. Asumiskulutukseen lisätään siksi laskeennalliset nettovuokrat asumiskulutuksen arvon mittaamiseksi. Tällöin asuntotulo on sisällytettävä myös tuloihin. Toisaalta esimerkiksi auton hankintameno kirjataan tilastovuoden kulutukseen sellaisenaan, joten se ylittää auton vuodessa tuottaman palvelun arvon.*

verraten vakaasti aina vuoteen 2012 asti. Vuodesta 2012 vuoteen 2016 kulutuserot kaventuivat ensimmäistä kertaa pitkään aikaan. Sama johtopäätös voidaan tehdä myös Gini-kertoimen eri parametriarvoilla ja yleisillä entropiamitoilla, joita ei tässä esitetä. Kulutuserojen kaventuminen vuodesta 2012 vuoteen 2016 on robusti myös erilaisille oletuksille skaalaeduita. Muutos on myös tilastollisesti melkein merkitsevä; vuosille 2012 ja 2016 on kuviossa esitetty 95 prosentin luottamusväli<sup>14</sup>.

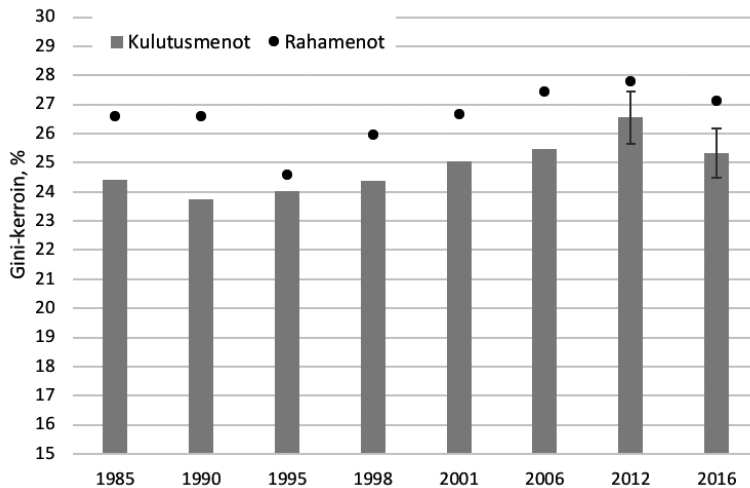
Gini-kerroin kuvaa keskimääräisiä kulutuseroja. Kuviossa 9 kulutusmenojen muutokset on esitetty kulutusviidenneksittäin, jolloin havaitaan, missä kohtaa kulutusjakaumaa muutokset ovat tapahtuneet. Gini-kertoimesta havaittu kulutuserojen kaventuminen vuodesta 2012 vuoteen 2016 on seurausta kulutusjakauksen alaosan keskimääräistä nopeammasta kulutuksen kasvusta. Kuviossa on käytetty henkilöpainotusta, mutta johtopäätökset eivät olennaisesti eroa kotitalouspainotuksella. Nimelliset kulutustiedot on deflatoitu elinkustannusindeksillä vuoden 2017 hintatasoon.

### *Julkiset hyvinvointipalvelut kaventavat toimeentuloeroja*

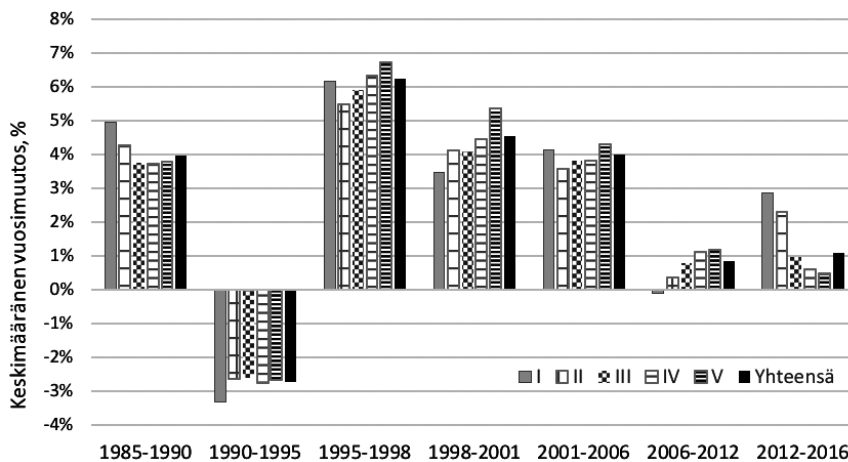
Kulutustutkimukseen on laskettu myös yksilöille kohdennettavien koulutus-, terveys- ja sosiaalipalvelujen arvo. Kun ne lisätään käytettävissä oleviin tuloihin, tästä aineistosta voidaan tarkas-

<sup>14</sup> *Muut kuin otantaan liittyvät virheet (esimerkiksi kadon aiheuttama harha) voivat olla otantavirhettä merkittävämpiä, mutta niitä on vaikea arvioida. Tutkimuksen vastausaste oli vuonna 2016 noin 46 prosenttia, mikä oli jopa hieman suurempi kuin vuonna 2012. Pitemmällä aikavälillä yksikkökato on kasvanut. Tämä voi aiheuttaa harhaa tuloksiin, jos vastaamatta jättäneet poikkeavat vastanneista ja asetelmapainojen adjustointi ja kalibrointi eivät tätä kompensoi.*

Kuvio 8. Kulutuserot Suomessa 1985–2016, Gini-kerroin (%)



Kuvio 9. Kulutusmenojen keskimääräinen vuosimuutos kulutusviidenneksittäin 1985–2016, kulusyksikköä kohti lasketut kulutusmenot, henkilöpainotus



tella myös niin sanotun kokonaistulon jakautumista. Kansantalouden tilinpidossa käsitteellinen kokonaistulon vastine on kotitaloussektorin oikaistu käytettävissä oleva tulo. Kulutustutkimus ei kuitenkaan kata kokonaan tilinpidon luontoismuotoisia yhteiskunnallisia tulonsiirtoja, ja erilaisen menetelmän vuoksi myös koulutus-, terveys- ja sosiaalipalvelujen kokonaisarvot poikkeavat (Tonkin ym. 2014, 5).

Palvelujen käyttö perustuu rekisteri- ja kyselytietoihin palveluiden käyttökerroista, jotka on arvoitettu eri lähteistä kerättyjen yksikkökustannusten avulla (Tilastokeskus 2018b). Kotitalouden itse maksama osuus palvelusta, joka on osa yksityistä kulutusta, on vähennetty. Esimerkiksi lääkärikäyntien arvo on käyntien määrä kertaa keskimääräinen lääkärikäynnin yksikkökustannus miinus asiakasmaksut. Vuonna 2016 hyvinvointipalvelujen laskennallinen arvo oli noin 7 000 euroa kotitaloutta kohti. Tästä valtaosa muodostui terveydenhuollosta ja koulutuksesta. Sosiaalipalveluista

mukana ovat lasten päivähoitopalvelut ja kunnalliset kotipalvelut.

Taulukossa 2 on esitetty kokonaistulojen jakautuminen Gini-kertoimella mitattuna vuoden 2016 kulutustutkimuksesta. Hyvinvointipalvelujen voi arvioida pienentävän rahatulojen Gini-kerrointa noin kymmenyksellä ja nostavan jakauman keskiarvoa noin kolmanneksella. Vastaavaan tulokseen on päädytty myös vuoden 2012 kulutustutkimuksen aineistolla (Tonkin ym. 2014, 25).

Hyvinvointipalveluista saatava hyöty kohdentuu suhteellisesti enemmän pienituloisille, kun tulojakauma muodostetaan rahatulojen suhteen. Siten palvelujen arvon lukeminen osaksi tuloja kaventaa käytettävissä olevien rahatulojen eroja. Hyvinvointitulkinta ei ole ongelmatonta, mikäli pienituloiset käyttävät esimerkiksi paljon terveydenhuoltopalveluja. Hyvinvointipalvelut joka tapauksessa vapauttavat rahatuloja muuhun kulutukseen verrattuna tilanteeseen, jossa palvelut pitäisi ostaa käy-

Taulukko 2. Arvio tuloeroista laajennetulla tulokäsitteellä 2016

	Taso			Ero perusjakaumaan		
	Gini	Keskiarvo	Absoluuttiset erot	Gini	Keskiarvo	Absoluuttiset erot
Perusjakauma: käytettävissä olevat rahatulot	25,3 %	27 330	13 815	0,0 %	0,0 %	0,0 %
perusjakauma + asuntotulo	25,3 %	31 111	15 723	0,0 %	13,8 %	13,8 %
perusjakauma + hyvinvointipalvelut	22,5 %	32 879	14 828	-10,8 %	20,3 %	7,3 %
Kokonaistulot: perusjakauma + asuntotulo + hyvinvointipalvelut	22,4 %	36 661	16 454	-11,2 %	34,1 %	19,1 %

Eurostat-kulutussyksikköasteikko (modifioitu OECD), henkilöpainotus. Lähde: Tilastokeskus, kulutustutkimus 2016.

tettävissä olevilla rahatuloilla markkinoilta (Vaalavuo 2018). Palveluiden voi myös ajatella olevan sosiaalivakuutusta, jolloin niistä saatava hyöty pitäisi laskea niin sanotulla vakuutusperiaatteella ja kohdentaa kaikille kotitalouksille, ei vain palveluja käyttäville kotitalouksille. Todelliseen käyttöön perustuvien ja vakuutusperusteisten laskelmien tulonjakovaikutukset poikkeavat toisistaan (Tonkin ym. 2014).

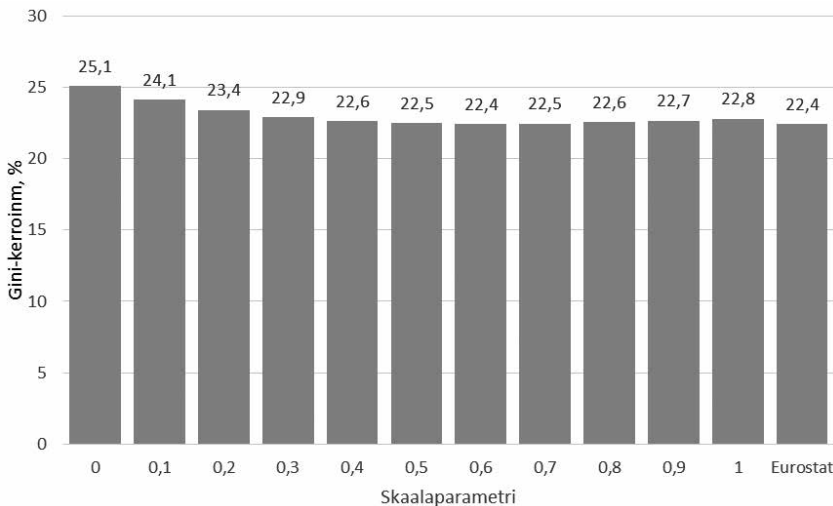
### Hyvinvointipalvelut ja kulutusyksiköt

Periaatteessa jokaisella yksittäisellä kulutus-erällä on sille ominainen skaala, jolla sen kulutuksen mittakaavaedut huomioidaan. Kokonaistuloja tarkasteltaessa ei välttämättä ole perusteltua käyttää samaa kulutusyksikköasteikkoa hyvinvointipalveluille kuin rahatuloille, kuten edellä tehtiin. Saman skaalan käyttö voi

yliarvioida ekvivalentteja tuloja väestöryhmissä, joilla on suurempi tarve käyttää hyvinvointipalveluja. Esimerkiksi vanhustalouksien terveyspalveluiden kulutus on yksilökohtaista, joten vaihtoehtona voisi olla per capita painot terveyspalveluiden arvolle. Tämä alentaisi ekvivalentteja kokonaistuloja verrattuna Eurostat-asteikon käyttöön.

Kuviossa 10 on tehty tulosten herkkyystar-kastelu kulutusyksikköasteikkojen suhteen samalla tavalla kuin asumiskustannusten tapauksessa. Skaalaparametrin arvolla yksi hyvinvointipalvelujen arvo siis jaetaan kotitalouden henkilöluvulla ja arvolla nolla ne luetaan mukaan kotitaloustasoisina. Muut tulot on jaettu Eurostatin kulutusyksikköasteikolla. On ehkä perusteltua olettaa vähemmän mittakaavaetuja kuin standarditapauksessa eli skaalaparametrin arvoja, jotka ovat lähempänä arvoa yksi.

Kuvio 10. Julkiset hyvinvointipalvelut huomioivan kokonaistulon Gini-kerroin eri kulutusyksikköasteikolla vuonna 2016



Hyvinvointipalvelut on jaettu skaalaparametrin osoittamalla kulutusyksikköasteikolla ja lisätty Eurostat-kulutusyksiköillä jaettuun rahatuloon ja asuntotuloon. Lähde: Kulutustutkimus 2016.



Gini-kerroin ei kuitenkaan ole erityisen herkkä näille oletuksille. Samaa skaalaa sovellettaessa Gini-kerroin on 22,4, kun hyvinvointipalvelut henkilöluvulla jakamalla Gini-kerroin on 22,8.

#### 4. Varallisuuserot

Varallisuus on kolmas taloudellisen toimeentulon komponentti. Tilastokeskuksen määrävuo-  
sina 1980-luvun loppupuolelta tekemä varallisuustutkimus on varallisuusveron poistamisen jälkeen ainoa lähde varallisuuseroista (Tilastokeskus 2018d). Varallisuuserojen tasossa ja kehityksessä on paljon enemmän epävarmuutta kuin tuloeroissa. Tämä aiheutuu mittaamisen haasteiden lisäksi hyvin vinoista jakaumista, joita joudutaan kuvaamaan otospohjaisella tilastolla. Varallisuustiedot koostetaan myös ny-

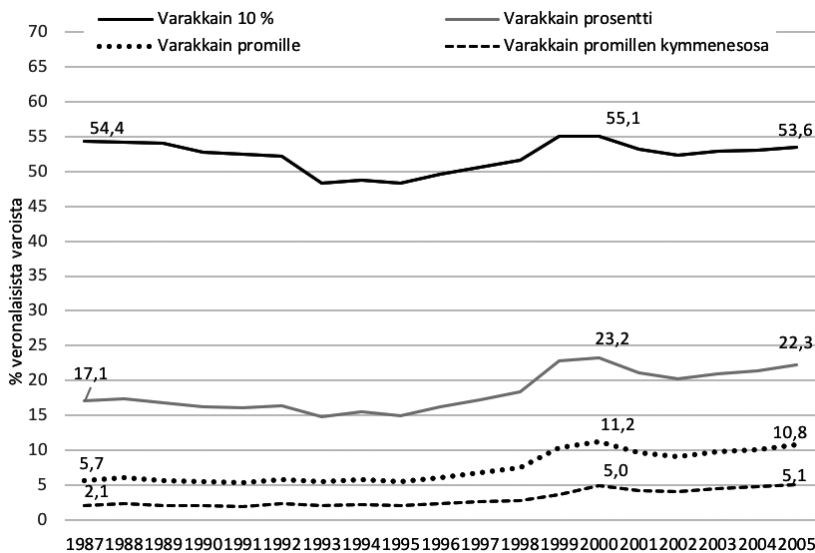
kyään useista laadultaan vaihtelevista lähteistä, kuten hallinnollisista rekistereistä, suoraan kotitalouksista kyselytietona ja rekisteriperusteisesti estimoimalla.

Yleiskuvaksi tilastoaineistosta kuitenkin muodostuu varallisuuserojen kasvu 1990-luvun lopulla samanaikaisesti tuloerojen kasvun kanssa, tasaantuminen 2000-luvun alussa ja finanssikriisin jälkeinen varallisuuserojen kasvu. Näistä viimeisin episodi poikkeaa tuloerojen kehityksestä.

#### *Veronalaisten varojen erot*

Vuoteen 2005 asti tiedämme, miten veronalaisen varallisuuden erot ovat kehittyneet. Kuvio 11 käy ilmi jakauman yläosaan kuuluvien henkilöiden osuudet veronalaisesta varallisuudesta. Varallisuusveron voimassaolon viimeise-

*Kuvio 11. Veronalaisen varallisuuden jakautuminen 1987–2005*



*Lähde: Henkilöveroaineisto, Tilastokeskus.*

nä vuotena vuonna 2005 verovelvollisista henkilöistä (n. 4,5 milj.) varakkain kymmenys omisti 54 prosenttia veronalaisista varoista. Varakkaimman prosentin osuus oli 22 prosenttia ja varakkaimman promillen eli noin 4 500 verovelvollisen osuus 11 prosenttia.

Veronalaisen varallisuuden taso on huomattavasti harhainen alaspäin aliarvostuksen ja veropohjan kapeuden vuoksi.<sup>15</sup> Vuonna 2004 veronalaisen varallisuuden arvo oli 46 prosenttia rahoitustilinpidon kotitaloussektorin reaali- rahoitusvarallisuuden yhteisarvosta. Varallisuustutkimuksen bruttovarallisuudesta veronalaisten varojen osuus oli noin 53 prosenttia vuonna 2004. Harhan vuoksi veronalaisten varojen osuudet ovat todennäköisesti liian suuria. Verotusarvoja pitäisi siis korjata ylöspäin ja aineistoa täydentää estimoinnilla, mutta viimeisimmät arviot ovat 1980-luvun alusta. Vuonna 1981 varakkaimman prosentin osuus veronalaisista varoista ilman aineistokorjauksia oli 17 prosenttia, kun se aliarvostuksen ja kattavuuden korjaamisen jälkeen oli 12 prosenttia (Pekkarinen 1988).

Myös verokäytännöt voivat vaikuttaa mitaamiseen. Kuviosta havaitaan, että vuonna 1993 veronalaisen varallisuuden erojen taso aleni varakkainta kymmenystä ja prosenttia tarkasteltaessa. Muutos voi aiheutua muistakin syistä, mutta joka tapauksessa vuonna 1993 verotuksessa siirryttiin eriytettyyn tuloverojärjestelmään, mikä vaikutti myös varallisuusverotukseen ja veronalaisten varojen arvostukseen. Tuloeroissa vuoden 1993 verouudistuksen arvioidaan olevan yksi keskeinen tekijä erojen voimakkaalle kasvulle verouudistuksen jälkeen (Riihelä ym. 2017).

### *Varallisuuserot kotitalouksien varallisuustutkimuksesta arvioituna*

Verotiedoissa havaitaan lievää varallisuuserojen kasvua vuotta 2005 kohti, mutta tämän jälkeen tietoa veronalaisesta varallisuudesta ei ole. Ovatko varallisuuserot kasvaneet, pysyneet ennallaan vai kaventuneet? Seuraava havainto varallisuuseroista on taantumavuoden 2009 estimaatti otospohjaisesta kotitalouksien varallisuustutkimuksesta. Seuraavaksi tarkastellaan varallisuuseroja varallisuustutkimusten pohjalta.

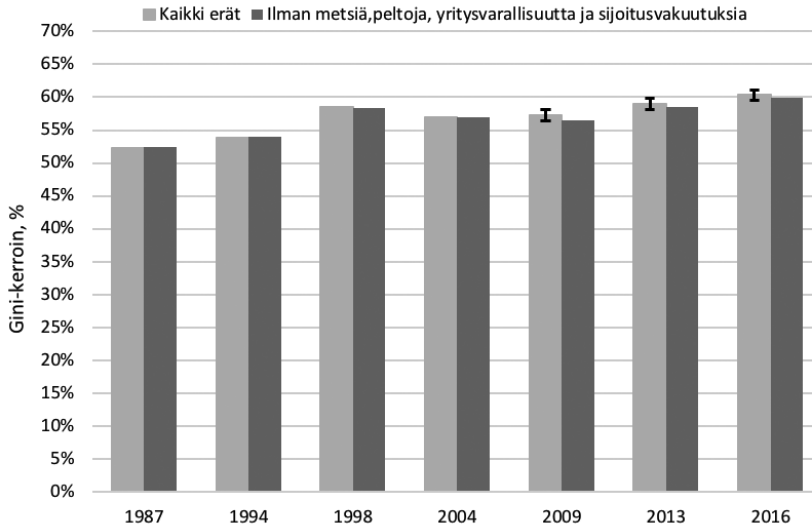
Vuodesta 2009 alkaen Suomen varallisuustutkimus on ollut osa EKP:n euroalueen varallisuustutkimusta. Siinä on huomioitu OECD:n (2013) suositukset. Varallisuuskäsite on kattava. Se kattaa reaali- ja rahoitusvarallisuuden, joista vähennetään velat. Vuosien 2009, 2013 ja 2016 otos on sama kuin tulonjaon otosaineistossa, vastanneita kotitalouksia on 10 000–11 000. Otanta-asetelmassa suurituloisilla ja sitä myöten varakkailta on suurempi todennäköisyys sisältyä otokseen. Varakkaimpaan nettovarallisuuskymmenyksen kuuluu vajaa viidennes otoksesta eikä kymmenesosa, mikä heijastaa varakkaiden yliuimintaa (*oversampling*).<sup>16</sup>

Kuviossa 12 tarkastellaan aluksi varallisuustutkimuksen varojen jakautumista ennen velkojen vähentämistä, eli niin sanottua bruttovarallisuutta. Tietojen kattavuudessa on merkittäviä eroja eri vuosina. Tämän vuoksi tiedot esitetään kahdella varallisuuskäsitteellä. Ensimmäisessä ovat mukana ne erät, jotka ovat mukana tilastovuoden tilastossa. Tälle käsitteelle on laskettu myös luottamusväli komplek-

<sup>15</sup> Veronalaisia varoja eivät olleet esimerkiksi verottomille talletustileille tai lähdeverollisille tileille tehdyt talletukset.

<sup>16</sup> Yksityiskohtainen kuvaus tietosisällöstä ja menetelmistä on Kotitalouksien varallisuus-tilaston kotisivuilla (Tilastokeskus 2018d).

Kuvio 12. Bruttovarallisuuden Gini-kertoimet 1987–2016 eri varallisuuskäsitteillä



Lähde: Tilastokeskus, kotitalouksien varallisuus (varallisuustutkimus).

sin otanta-asetelman huomioivalla menetelmällä vuosille 2009–2016. Toisessa ovat mukana vain ne erät, jotka ovat mukana kaikkien vuosien 1998–2016 tiedoissa.

Kuva bruttovarallisuuden jakauman muutoksista pysyy kuitenkin samana. Bruttovarallisuuden erot kasvoivat 1980-luvun lopulta vuoteen 1994, kun verotietojen mukaan veronalaisten varojen erot hieman kaventuivat tai pysyivät vakaina. Varallisuustutkimus kattaa paremmin asuntovarallisuuden ja talletukset, mikä voi selittää eroa. Asuntojen hintojen muutokset vaikuttavat laajasti varallisuuskajaan. Lisäksi huono talouskehitys yleensä vähentää omistusasujien osuutta kotitalouksista, mikä kasvattaa varallisuuseroja. Vuodesta 1994 vuoteen 1998 varallisuuserot kasvoivat varallisuustutkimuksessa. Tämä on yhdenmukaista verotietojen kanssa. Vuosituhannen alussa

bruttovarallisuuserojen kasvu näyttää tasaantuneen.

Ajalliseen vertailukelpoisuuteen vaikuttaa varallisuustutkimuksen merkittävä menetelmämuutos vuonna 2009 eli siirtymä niin sanottuun rekisterimenetelmään, jossa varallisuus valtaosin joko johdetaan rekistereistä tai estimoidaan rekisteriperusteisesti. Sitä aiemmin tutkimus oli pitkälti kyselytutkimus. On perusteltua olettaa, että menetelmämuutos ennemminkin kasvatti kuin vähensi mitattuja varallisuuseroja. Arvio perustuu siihen, että keskeisten rahoitusvarallisuuserien (osakkeet, sijoitusrahastot) tiedot ovat vuodesta 2009 alkaen rekisteriperusteisia, kun ne aiemmin olivat kyselytietoa. Tilaston kuvaamat bruttovarallisuuden erot ovat kasvaneet vuodesta 2009 vuoteen 2016, myös otantaan liittyvä satunnaisvaihtelu huomioon ottaen.

Taulukko 3. Osuudet nettovarallisuudesta (%) nettovarallisuusjakauman yläosassa sekä Gini-kerroin vuosina 2009, 2013 ja 2016

	Nettovarallisuuden mukainen fraktiiliryhmä			Gini-kerroin (v=2)	Gini-kerroin (v=1,5)
	10 %	5 %	1 %	%	%
2009	43,9 (0,54)	29,9 (0,60)	12,1 (0,60)	64,6 (0,44)	45,2 (0,46)
2013	45,5 (0,57)	31,6 (0,64)	13,4 (0,73)	65,0 (0,43)	46,0 (0,48)
2016	46,8 (0,55)	32,9 (0,59)	14,2 (0,59)	66,2 (0,44)	47,1 (0,45)

*Suluissa rescaling bootstrap -menetelmällä estimoitu keskiarvo.*

### Nettovarallisuuden erot 2009–2016

Varallisuuseroja mitataan bruttovarallisuuden asemesta ensisijaisesti nettovarallisuudella, eli varoista vähennetään velat. Nettovarallisuuden erot ovat suuremmat kuin bruttovarallisuuden ja ne voivat muuttua ajassa eri tavoin. Yleensä erojen muutos on kuitenkin samansuuntaista. Seuraavassa keskitytään vuosiin 2009–2016, jolloin varallisuustutkimukset on tehty samalla menetelmällä, vaikka yksittäisten varallisuuserien menetelmämuutokset edelleen vaikeuttavat vertailua<sup>17</sup>.

Velat ylittävät varat noin kymmenesosalla kotitalouksista. Gini-kerroin sallii negatiiviset arvot, toisin kuin esimerkiksi yleiset entropiamitat. Nettovarallisuuden eroja Tilastokeskus

kuvaa kuitenkin ensisijaisesti varallisuusosuuksilla. Taulukossa 3 on esitetty nettovarallisuudelle varallisuusosuuksien estimaatit ja Gini-kertoimet vuosille 2009–2016. Taulukossa on esitetty myös varakkaimman prosentin osuus. Tähän lukuun kohdistuu tietysti suurta mielenkiintoa, mutta sitä ei tilastosta tavanomaisesti julkaista pienen otoskoon ja todennäköisen harhan vuoksi.

Varakkaimman kymmenyksen osuus nettovaroista oli noin 47 prosenttia vuonna 2016, mikä on kansainvälisesti verraten melko vähän (Balestra ja Tonkin 2018). Osuus on kasvanut vuodesta 2009. Myös varakkaimman viiden prosentin osuus on kasvanut. Voimme siis päätellä, että nettovarallisuuden erot ovat kasvaneet myös finanssikriisin jälkeen. Varakkaimman prosentin osuuteen liittyy olennaisesti suurempaa epävarmuutta, mutta myös sen piste-estimaatti on kasvanut 14 prosenttiin.

Varallisuutta tarkastellaan kotitaloustasolla eikä sitä jaeta kulutusyksiköillä. Tämä on valitseva käytäntö Euroopan keskuspankin, OECD:n ja myös Tilastokeskuksen varallisuustilastoinnissa. Konsensusta kulutusyksiköiden soveltamisesta varallisuuteen ei ole (OECD

<sup>17</sup> Noteeraamattomissa osakkeissa vuoden 2009 tiedot on estimoitu osinkojen kautta, kun vuosien 2013 ja 2016 tiedot on johdettu henkilöverorekisterin listaamattomien yhtiöiden nettovarallisuudesta. Jos noteeraamattomat osakkeet jätetään pois varallisuudesta, varakkaimman kymmenyksen varallisuusosuuden kasvu puolittuu. Tämä voi aiheutua noteeraamattomien osakkeiden merkityksen aidon kasvuun lisäksi myös menetelmämuutoksesta vuosien 2009 ja 2013 välillä.

2013, 170). Suhteellisten varallisuuserojen taso ei kuitenkaan ole niin herkkä kulutusyksikkövalinnalle kuin tuloerojen taso<sup>18</sup>.

### *Varallisuuserot menetelmällisesti täydennetystä tilastoaineistosta*

Kotitalouksien varallisuustutkimusten varallisuus kattaa verotietoja paremmin todellisen varallisuuden, mutta erityisesti rahoitusvarallisuudessa on alipeittoa vertailutietoihin verrattuna. Keskeisin vertailukohta on rahoitustilinpidoon tieto kotitaloussektorin nettovarallisuudesta. Vuonna 2016 varallisuustutkimuksen nettovarallisuuden kokonaisarvo oli 553 miljardia, kun se rahoitustilinpidoissa oli 575 miljardia. Varallisuustutkimus kattaa vain yksityiskotitaloudet, joten sen estimaatin on oltava makrotilastoja pienempi. OECD:n tekemän vertailun mukaan mikro- ja makrotietojen antama kuva varallisuuden tasosta on Suomessa lähes sama, sen sijaan useissa muissa maissa eroa on huomattavasti (Balestra ja Tonkin 2018, 12).

Verraten pieni nettovarallisuuden ero on kuitenkin näennäistä, sillä aluerissä on merkittäviä eroja. Rahoitusvarallisuus on alipeittävä ja reaaliarallisuus ylipeittävä, ja myös veloissa on merkittävä ero. Käsite-erot selittävät osin eroja – esimerkiksi kulkuvälineet ovat varallisuustutkimuksessa reaaliarallisuutta, mutta eivät rahoitustilinpidoissa. Reaaliarallisuudessa merkittävä ero on asuntovarallisuudessa. Se arvostetaan varallisuustutkimuksessa toteutuneiden kauppojen neliöhintojen avulla, kun

varallisuustaseissa asuinrakennusten arvo perustuu pääomakantamalliin. Yleisesti varallisuuden mittaamisen virhelähteitä ovat varallisuuden arvostusvirheet, puutteellinen kattavuus ja ulkomailla olevan varallisuuden puuttuminen. Nämä virheet koskevat kaikkia lähteitä, myös veronalaista varallisuutta ja kansantalouden tilinpidon varallisuustaseita.

Tässä keskitytään kuitenkin rahoitusvarallisuuden alipeittoon, sillä sen vaikutus varakkaimpien varallisuusosuuksiin on suuri. Rahoitusvarallisuuden estimaatti varallisuustutkimuksessa on 171 miljardia, kun se rahoitustilinpidoissa on 293 miljardia vuodelle 2016. Rahoitusvarallisuudesta pörssiosakkeet ja sijoitusrahastot täsmäävät melko hyvin, mutta muissa varallisuuslajeissa on merkittävää alipeittoa. Osa selittyy erilaisilla tuotantomenetelmillä. Esimerkiksi talletustiedot joudutaan varallisuustutkimukseen keräämään kyselytietona, sillä mitään henkilötason rekisterilähdettä ei ole käytettävissä. Sama koskee säästö- ja sijoitusvakuutuksia. Alipeittävä on myös tieto noteeraamattomien osakkeiden arvosta, vaikka se on rekisteritieto. Sinällään myös rahoitustilinpidoon tieto lienee aliarvio, sillä se perustuu tasearvoon eikä kotitaloussektorin tieto tavoita omistusten ketjutusta holding-yhtiöiden kautta.

Varallisuuserojen herkkyyttä edellä mainituille puutteille tarkastellaan seuraavaksi täydentämällä vuoden 2016 mikroaineistoa eri tavoin käyttämällä ulkopuolisia tietolähteitä varallisuuden kokonaisarvoista. Tähän on periaatteessa kolme vaihtoehtoa (Törmälehto 2018). Yksi on jakauman yläosan korvaaminen parametrisella jakaumalla, jolloin jakaumaoletus tyypillisesti on Pareto-jakauma ja estimoinnissa hyödynnetään lehtien julkaisemia supervarakaiden listoja. Ongelmaksi voi muodostua Pareto-jakauman parametrin estimointi otosaineis-

<sup>18</sup> Kotitaloustaustalla tarkasteluna varakkaimman kymmenyksen osuus oli 46,8 prosenttia nettovararoista vuonna 2016. Henkilömäärällä jaettuna eli per capita tarkastelussa osuus oli lähes sama, 47,1 prosenttia. Eurostat-kulutusyksiköillä jaettuna osuus oli 46,0 prosenttia.

tosta. Toinen tapa on yksinkertainen skaalaus vakiokertoimella varallisuuslajeittain. Kolmas tapa on otospainojen muuttaminen mahdollisimman vähän niin, että annetut rajoitteet täyttyvät. Otospainojen kalibrointimalliin lisätään rajoitteeksi kokonaissumma, esimerkiksi rahoitustilinpidoista. Neljäntenä vaihtoehtona Suomen kaltaisessa pienessä maassa on erittäin varakkaiden suora lisääminen aineistoon painolla yksi supervarakkaiden listoilta.

Vuoden 2016 mikroaineistoon on tehty seuraavat täydennykset harhan suuruuden arvioimiseksi:

- Otospainot kalibroidaan siten, että talletusten kokonaismäärä vastaa rahoitustilinpidon kokonaissummaa.
- Talletusten yläosaan lisätään 95 prosenttipisteen yläpuolelle jokaiselle kotitaloudelle korjausepä, jolla jakauma vastaa Pareto-jakaumaa ja korjausepä kokonaissumma vastaa karkeata arviota ulkomailla olevasta varallisuudesta, jonka oletetaan olevan 10 miljardia (pohjana Verohallinnon arvio 8 miljardia kansainvälisen tilitietojenvaihdon kautta saaduista tiedoista<sup>19</sup>)
- Erittäin varakkaiden mahdollista aliedustusta korjataan lisäämällä aineistoon yksittäisinä havaintoina viisi fiktiivistä arvoa, jotka perustuvat Arvopaperi-lehden listaukseen vuoden 2016 pörssivarakkaista, nettovarallisuuden yhteissumma n. 8 miljardia euroa.
- Säästö- ja sijoitusvakuutukset korotetaan vakiokertoimella rahoitustilinpidon tasoon (vaade AF62) niille, jotka varallisuustutkimuksessa ovat kertoneet omistavansa säästö- ja sijoitusvakuutuksia. Tämä korjaus pyrkii ottamaan huomioon esimerkiksi ka-

pitalisaatiosopimusten puuttumisen/aliedustuksen tilastossa.

- Muut osakkeet korotetaan vakiokertoimella rahoitustilinpidon tasoon noteeraamattomia osakkeita omistaville kotitalouksille.

Nämä aineistotäydennykset ovat euromääräisesti hyvin merkittäviä. Ne nostavat varallisuustutkimuksen nettovarallisuuden estimaattia noin 104 miljardilla eurolla eli 553 miljardista 657 miljardiin. Kyse on jossain määrin äärioletuksista ja mahdollisen harhan ylärajan arvioimisesta. Olennaista jakaumavaikutuksen kannalta on, miten aineistokorjaukset kohdentuvat suhteessa alkuperäiseen jakaumaan.

Kuten taulukosta 4 havaitaan, korjaukset kohdentuvat pääasiassa varallisuusjakauman yläosaan. Varakkaimman viiden prosentin osuus olisi 36,5 prosenttia, mikä on 3,6 prosenttiyksikköä tilastoaineistoa enemmän. Varakkaimman prosentin osuus olisi 17,1 prosenttia. Suhteellisesti tarkastellen ”häviäjiä” olisivat varallisuuskymmenykset IV-IX. Kaikki korjaukset kohdistuvat ehdollisina jakauman yläosaan, mutta talletusten kalibroinnin vaikutus on varallisuuseroja tasoittava, sillä ne ovat kalibroinnin jälkeen edelleen muuta rahoitusvarallisuutta tasaisemmin jakautuneet.

Taulukossa 5 on esitetty alkuperäisen ja täydennetyt aineiston fraktiilit. Varakkaimman kymmenyksen yläraja olisi noin 820 000 euroa kotitaloutta kohti noin 700 000 euron asemesta. Varakkaimman prosentin raja nousisi 1,56 miljoonasta hieman yli kahteen miljoonaan.

Ovatko korjaukset suuria vai pieniä? Vermeulen (2018) on tehnyt vastaavanlaisia laskelmia euroalueen varallisuustutkimuksen aineistolla, jossa myös Suomen otosaineisto on mukana. Näissä Suomen muutaman prosenttiyk-

<sup>19</sup> Verohallinnon tiedote 4.12.2017.

Taulukko 4. Arvioita kotitalouksien nettovarallisuuden jakautumisesta vuonna 2016 aineistotäydennysten jälkeen

Netto-varallisuus-kymmenys	Nettovarallisuus, keskiarvo			Varallisuusosuus		
	Alkuperäinen	Täydennetty	Ero	Alkuperäinen	Täydennetty	Ero
I	-13 600	-12 800	800	-0,7	-0,5	0,1
II	1 400	1 700	300	0,1	0,1	0,0
III	11 400	14 100	2 700	0,6	0,6	0,0
IV	42 200	48 900	6 700	2,0	2,0	-0,1
V	83 900	93 700	9 800	4,1	3,8	-0,2
VI	133 900	148 000	14 100	6,5	6,0	-0,5
VII	189 400	207 300	17 900	9,2	8,4	-0,7
VIII	263 100	291 300	28 200	12,7	11,9	-0,9
IX	387 900	436 800	48 900	18,8	17,8	-1,0
X	966 800	1 227 100	260 300	46,8	49,9	2,4
Varakkain 5 %	1 361 272	1 791 518	430 246	32,9	36,5	3,2
Varakkain 1 %	2 937 598	4 203 756	1 266 158	14,2	17,1	2,9
<b>Yhteensä</b>	<b>206 600</b>	<b>245 500</b>	<b>35 100</b>	<b>100,0</b>	<b>100,0</b>	<b>0,0</b>
Gini-kerroin	66,2	67,9	1,7			

Taulukko 5. Arvioita kotitalouksien netto-varallisuuden fraktiileista vuonna 2016 aineistotäydennysten jälkeen

Fraktiili	Alkuperäinen	Täydennetty	Ero
p5	-6 100	-5 800	330
p10	3	100	97
p25	10 700	12 800	2 100
p50	107 200	120 400	13 200
p75	260 900	287 200	26 300
p90	485 300	543 400	58 100
p95	699 500	818 800	119 300
p99	1 563 100	2 035 000	471 900

sikön harha varakkaimpien varallisuusosuuk-  
sissa on melko pientä. Toisaalta tietoja voi  
verrata myös niiden maiden tietoihin, joissa  
varallisuustilastointi perustuu koko väestön  
kattaviin rekisteriaineistoihin. Näitä maita on  
vain kaksi: Norja ja Tanska. Paras verrokki on  
Norja, jossa varakkaimman kymmenyksen  
osuus on OECD:n tilastossa noin kuusi pro-  
senttiyksikköä suurempi kuin Suomessa (Ba-  
lestra ja Tonkin 2018). Myös Tanskassa on koko  
väestön kattava rekisteripohjainen varallisuus-  
tilasto, mutta siitä puuttuvat kokonaan notee-  
raamattomat osakkeet, jotka tyypillisesti ovat  
tärkeä varallisuuserojen osatekijä. Lisäksi  
Tanskassa negatiivisen nettovarallisuuden  
osuus on hyvin korkea.

## 5. Lopuksi

Artikkelissa on käyty läpi tulo-, kulutus- ja va-  
rallisuuserojen kehitystä ja eräitä niihin liittyviä  
menetelmäkysymyksiä. Suhteelliset tuloerot py-  
sivät rahatuloilla mitattuna vakaina 1980-puo-  
livälistä 1990-luvun puoliväliin, jonka jälkeen ne  
kasvoivat kansainvälisesti verraten hyvin nope-  
asti. Tämän jälkeen kasvu tasaantui, mutta en-  
nen finanssikriisiä erot jälleen kasvoivat. Finans-  
sikriisin jälkeen suhteelliset tuloerot ovat kaven-  
tuneet hieman. Sama tulos saadaan eri tulo- ja  
komitoilla ja kulutusyksiköillä, eikä asuntotulon  
lisääminen tai asumiskustannusten vähentämi-  
nen muuta olennaisesti kuvaa tuloerojen muu-  
toksesta. Absoluuttisten tuloerojen todettiin  
kasvaneen finanssikriisiin asti, jonka jälkeen ne  
ovat olleet melko vakaat.

Kulutuseroissa havaittiin muutos pitkän  
ajan trendiin. Kulutuserot kaventuivat 1980-lu-  
vun lopulla, kasvoivat tämän jälkeen verraten  
tasaisesti aina vuoteen 2012 saakka, mutta ka-

ventuivat vuodesta 2012 vuoteen 2016. Kulu-  
tustutkimuksen avulla tarkasteltiin myös jul-  
kisten hyvinvointipalvelujen vaikutusta tu-  
loerojen tasoon vuonna 2016. Tuloerot kaven-  
tuivat noin kymmenyksellä, eikä tulos ole ko-  
vin herkkä eri kulutusyksikköasteikoille.

Varallisuuserojen voi arvioida kasvaneen  
1990-luvun puolivälin jälkeen samanaikaisesti  
tuloerojen kasvun kanssa ja kasvun tasaantu-  
neen 2000-luvun alussa. Finanssikriisin jäl-  
keen varallisuuserojen kehitys näyttää poikkeavan  
tuloerojen kehityksestä, sillä varallisuuserot  
ovat kasvaneet vuodesta 2009 vuoteen 2016.  
Varallisuuseroissa mittaamiseen liittyvä epävar-  
muus on suurta. Artikkelissa tehtiin arvio rahoit-  
usvarallisuuden alipeiton aiheuttamasta har-  
hasta ja todettiin varallisuuserojen olevan jon-  
kin verran tilastossa mitattua suurempia.

Tulo-, kulutus- ja varallisuuseroja tarkastel-  
tiin tässä artikkelissa vain vuositasen poikki-  
leikkaustiedoilla. Tuloeroja on mahdollista  
tarkastella tuloerojen kokonaistilastosta myös  
useamman vuoden tuloilla. Tällöin voidaan  
arvioida myös tuloliikkuvuuden kehitystä. Sen  
on havaittu vähentyneen 1990-luvun puolivälin  
jälkeen aina 2010-luvun alkuun saakka, kun  
verrataan esimerkiksi vuosituloilla ja kuuden  
vuoden tuloilla mitattujen tuloerojen kehitystä  
(Tilastokeskus 2018a). □

## Kirjallisuus

- Almås, I., Cappelen, A., Lind, J., Sörensen E. ja  
Tungodden, B. (2011), "Measuring unfair (in)  
equality", *Journal of Public Economics* 95: 488-  
499.
- Atkinson, A. (1970), On the Measurement of Ine-  
quality, *Journal of Economic Theory* 2: 244-263.



- Balestra, C. ja Tonkin, R. (2018), "Inequalities in household wealth across OECD countries: Evidence from the OECD Wealth Distribution Database", OECD Statistics Working Papers 2018/01, OECD Publishing.
- Department of Work and Pensions (2018), "Households below average income: 1994/95 to 2016/17", <https://www.gov.uk/government/statistics/households-below-average-income-199495-to-201617> (haettu 18.1.2019).
- Honkanen, P. ja Tervola, J. (2014), "Vero- ja tulonsiirtojärjestelmän vaikutus tulonjakoon Suomessa 1995–2013", *Yhteiskuntapolitiikka* 79: 306–317.
- Hufe, P., Kanbur, R. ja Peichl, A. (2018), "Measuring Unfair Inequality: Reconciling Equality of Opportunity and Freedom from Poverty", IZA Institute of Labor Economics DP No. 116001.
- Ilmarinen, K. ja Kauppinen, T. (2018), "Pienituloisuus ennen ja jälkeen asumiskustannuksia – alueellinen näkökulma", *Yhteiskuntapolitiikka* 83: 73–83.
- Moyes, P. (1987), "A New Concept of Lorenz Domination", *Economics Letters* 23(2): 203–207.
- OECD (2013), *OECD Guidelines for Micro Statistics on Household Wealth*, OECD Publishing.
- OECD (2016), "The measurement of imputed rents and social transfers in kind in the OECD: results from a questionnaire", Meeting of Providers of OECD Income Distribution Data, February 2016.
- Pekkarinen, J. (1988), "Kotitalouksien varallisuuseroista", *Työväen Taloudellinen Tutkimuslaitos Katsaus* 1–1988.
- Riihelä, M., Sullström, R. ja Tuomala, M. (2017), "Varallisuus ja varallisuuserot Suomessa", *Talous & Yhteiskunta* 45(2): 38–46.
- Sen, A. (1976), "Real National Income", *The Review of Economic Studies*, Vol. 43: 19–39.
- Tilastokeskus (2018a), *Suomen virallinen tilasto (SVT). Tulonjaon kokonaistilasto* [verkkojulkaisu], Tilastokeskus [haettu 16.1.2019].
- Tilastokeskus (2018b), *Suomen virallinen tilasto (SVT). Kotitalouksien kulutus* [verkkojulkaisu], Tilastokeskus [haettu 31.12.2018].
- Tilastokeskus (2018c), *Suomen virallinen tilasto (SVT). Tulonjakotilasto, Tulot, asuminen ja asumismenot 2016* [verkkojulkaisu], Tilastokeskus [haettu 4.1.2019].
- Tilastokeskus (2018d), *Suomen virallinen tilasto (SVT): Kotitalouksien varallisuus* [verkkojulkaisu], Tilastokeskus [haettu 11.1.2019].
- Tonkin, R., Törmälehto, V.-M., Thomas, N., Lewis, J. ja Kajantie, M. (2014), "Social Transfers in Kind in The United Kingdom and Finland: Micro-level Measurement and Distributional Impact", IARIW 33rd General Conference, Rotterdam 24.–30.8.2014.
- Törmälehto, V.-M. (2018): Reconciliation of EU-SILC with National Accounts, International Conference on "Comparative EU Statistics on Income and Living Conditions", Ateena, 19–20.4.2018.
- Törmälehto, V.-M. ja Sauli, H. (2017): The Distributional Impact of Imputed Rent in EU-SILC 2007-2012, teoksessa Atkinson, A., Guio A-C & Marlier, E (toim.): *Monitoring social inclusion in Europe*. Eurostat statistical books 2017 edition: 141–157.
- Uusitalo, H. (1988), *Muuttuva tulonjako. Hyvinvointivaltion ja yhteiskunnan rakennemuutosten vaikutukset tulonjakoon 1966–1985*, Tilastokeskus, Tutkimuksia 148.
- Vaalavuo, M. (2018), *Sosiaali- ja terveystalouden merkitys eläkeläisten toimeentulolle*, Eläketurvakeskuksen tutkimuksia 2/2018.
- Vermeulen, P. (2018), "How Fat is the Top Tail of the Wealth Distribution?", *Review of Income and Wealth* 64: 357–387.
- Yithzaki, S. ja Schechtman, E. (2005), "The properties of the extended Gini measures of variability and inequality", *Metron International Journal of Statistics* 63: 401–433.