

VATT-KESKUSTELUALOITTEITA
VATT-DISCUSSION PAPERS

270

KÄYTETTÄVISSÄ
OLEVIEN TULOJEN
LIKKUVUUS
VUOSINA 1990-1999*

Marja Riihelä
Risto Sullström

Valtion taloudellinen tutkimuskeskus
Government Institute for Economic Research
Helsinki 2002

* Tutkimuksen tuloksia on esitetty XXIV Kansantaloustieteen päivillä Mikkelissä 7.-8.2.2002. Haluamme kiittää kommentaattoriamme Markus Jänttiä sekä Kari Hämäläistä, Heikki Räisästä, Ilpo Suoniemeä, Matti Tuomalaa ja Veli-Matti Törmälehtoa rakentavasta palautteesta ja korjausehdotuksista. Jäljelle jääneistä puutteista ja virheistä tekijät vastaavat luonnollisesti itse.

ISBN 951-561-399-X

ISSN 0788-5016

Valtion taloudellinen tutkimuskeskus

Government Institute for Economic Research

Hämeentie 3, 00530 Helsinki, Finland

Email: marja.riihela@vatt.fi
risto.sullstrom@vatt.fi

Oy Nord Print Ab

Helsinki, huhtikuu 2002

MARJA RIIHELÄ, RISTO SULLSTRÖM: KÄYTETTÄVISSÄ OLEVIEN TULOJEN LIIKKUVUUS VUOSINA 1990-1999. Helsinki, VATT, Valtion taloudellinen tutkimuskeskus, Government Institute for Economic Research, 2002, (C, ISSN 0788-5016, No 270). ISBN 951-561-399-X.

Tiivistelmä: Poikittaisaineistoilla tehdyt selvitykset osoittavat, että tuloilla mitattu eriarvoisuus on lisääntynyt Suomessa 1990-luvulla. Tarkasteluissa on jäänyt selvittämättä elinkaaritulon vaikutus tuloksiin. Tutkimuksessa kiinnitetään huomio tuloliikkuvuuteen ja sen muutospiirteisiin. Tässä tutkimuksessa käytämme hyväksi Tulonjakotilastojen kahden vuoden rotaatiota. Tulomuuttujana on OECD-skaalalla muunnettu kotitalouden käytettävissä oleva tulo. Laskelmissa sovelletaan eriarvoisuusmittareihin, siirtymämatriisiin ja yksinkertaiseen dynaamiseen regressioon perustuvia menetelmiä. Tulokset osoittavat ettei liikkuvuus ole lisääntynyt 1990-luvulla. Väestöryhmittäisessä tarkastelussa liikkuvuus on suurinta nuorissa ja opiskelijakotitalouksissa. Pysyvyys alimmassa tuloluokassa on suurta työttömien talouksissa, mikä korostuu etenkin 1990-luvun puolivälin jälkeen. Tulokset osoittavat, että tulojen eriarvoisuuden kasvu on aito ongelma.

Asiasanat: Eriarvoisuus, tuloliikkuvuus, tuloliikkuvuuden tunnusluvut

MARJA RIIHELÄ, RISTO SULLSTRÖM: MOBILITY IN DISPOSABLE INCOME IN 1990-1999. Helsinki, VATT, Valtion taloudellinen tutkimuskeskus, Government Institute for Economic Research, 2002, (C, ISSN 0788-5016, No 270). ISBN 951-561-399-X.

Abstract: Recent Finnish studies have shown increased income inequality in the late 1990s. However, the studies are based on cross-sectional data and less attention has been paid to a longer life cycle view. In the study we focus on income mobility and its evolution in this period. In the analysis we utilize the two year rotation panels of the Finnish Income Statistics data. The income variable is disposable income transformed by OECD-scale. We use the traditional inequality and mobility measures to describe the change in time. The three used methods detect a decreasing trend in mobility in the 1990s. Mobility is highest in the youngest and student households. On the other hand mobility is low in the lowest decile and among unemployed especially in the late of 1990s. This means that the recent findings of increased inequality is of great importance.

Key words: Income inequality, income mobility, characteristics of mobility

Sisältö

1	Johdanto	1
2	Tutkimuksen menetelmä	3
3	Tutkimuksen aineisto ja käytetyt muuttujat	10
4	Tulokset	13
4.1	Eriarvoisuus vuosina 1990-1999	13
4.2	Tuloliikkuvuus vuosina 1990-1999	17
4.2.1	Liikkuvuusindeksin tulokset	19
4.2.2	Siirtymämatriisiin perustuvien laskelmien tulokset	24
4.2.3	Dynaaminen regressio	29
5	Loppupäätelmät	32

Lähteet

Liitteet **Tekstiliitteet A ja B**
 Liitetaulukot

1 Johdanto

Viime aikoina Suomessa on julkaistu useita tutkimuksia ja selvityksiä, joissa on tarkasteltu eriarvoisuuden ja köyhyyden kehitystä ja olemusta 1990-luvulla.¹ Saadut tulokset osoittavat yhtäpitävästi, että eriarvoisuus ja suhteellinen köyhyys ovat tuona ajanjaksona lisääntyneet ja että kehityksessä on ollut myös alueittaisia eroja. Kaikissa näissä tutkimuksissa tulokset ovat perustuneet yhdelle tai useammalle poikittaisaineistolle, joina ovat olleet joko Tilastokeskuksen noin viiden vuoden välein tehdyt Kulutustutkimukset tai vuosittaiset Tulonjakotilastot. Molemmat aineistot edustavina otosaineistoina mahdollistavat paitsi mikrotason jakaumatarkastelut myös koko maata koskevien päättelyjen teon.

Monet eriarvoisuuteen ja köyhyyteen kiinteästi liittyvät kysymykset ovat jääneet tarkasteluissa käsittelemättä tai sitten ovat saaneet vain vähän huomiota osakseen. Yksi tällainen näkökohta on tuloliikkuvuus.² Tulonsaajien suhteellinen asema tulojakaumassa pysyy harvoin muuttumattomana koko elinkaaren ajan. Yleensä elinkaaren alkuvaiheessa opiskellaan ja tulot jäävät siksi alhaisiksi. Myöhemmin valmistumisen jälkeen asema tulojakaumassa voi suuresti muuttua. Perinteisesti on ajateltu, että koulutus ja kokemus työelämässä karttavat ajan myötä ja parantavat sitä kautta tulotasoa, kunnes tietystä vaiheesta tapahtuu käänne. Työttömyys on luonteeltaan hieman erilainen tulotasoon ja asemaan tulojakaumassa vaikuttava tekijä. Sen seuraukset voivat olla hetkellisiä, mutta voivat muuttua pysyviksi. Suomi koki 1990-luvun alun lamassa ennen näkemättömän työttömyyden kasvun, joka ulottui läpi koko yhteiskunnan ja jonka vaikutukset voivat tuntua pitkälle tulevaisuuteen. Selvästi tietynä ajankohtana havaittu 'staattinen' arvio eriarvoisuudesta tarvitsee 'dynaamisen' lisäyksen. Tuloliikkuvuus mittaa tätä asiaa (Shorrocks, 1978a). Tutkimuksessa halutaan saada selvyyttä usein esitettyyn väitteeseen, jonka mukaan Suomen 1990-luvulla lisääntynyt eriarvoisuus ja köyhyys olisi seurausta vain tilapäisistä tekijöistä, jotka elinkaaritarkastelussa eliminoiduvat.

¹Esim. Suoniemi (1998, 1999), Riihelä ja Sullström (2001), Riihelä, Suoniemi, Sullström ja Tuomala (2001), Riihelä, Sullström ja Tuomala (2001a, 2001b), Talousneuvosto (2001).

²Tarkastelussa käsite tuloliikkuvuus vastaa kirjallisuudessa esiintyvää englanninkielistä käsitettä 'mobility of income' tai 'income mobility'. Usein liikkuvuus on liitetty palkkatulokäsitteeseen ('mobility of earnings'). Tulonsaajajaksikkona on yleensä ollut aikuinen henkilö. Tässä esityksessä tulojen vastine on käytettävissä oleva tulo ja otosyksikkönä kotitalous.

Esityksen tavoitteena on arvioida saatua mielikuvaa eriarvoisuuden kehityksestä 1990-luvun Suomessa, kun mukaan otetaan tulonmuodostuksen elinkaarinäkökulma. Onko eriarvoisuuden voimakkaalla lisääntymisellä 1990-luvun puolivälin jälkeisessä talouden kasvun vaiheessa ja tuloliikkuvuudella yhteyttä ja onko yhteyttä eriarvoisuuden vähäisellä muutoksella lamassa ja tuloliikkuvuudella? Yksi alueellisen kehityksen piirre oli eriarvoisuuden kasvun voimistuminen etenkin pääkaupunkiseudulla (Riihelä ja Sullström, 2001). Tarkastelussa etsitään vastausta kysymykseen, onko lyhyen aikavälin eriarvoisuudesta saatu mielikuva yliarvio, joka poistuu kun tuloliikkuvuuden vaikutus otetaan huomioon?

Tuloliikkuvuuteen liittyvät laskelmat asettavat tutkimusaineistolle lisävaatimuksia. Aineistoja, joissa tulonsaajien tulovirta olisi saatavilla pidemmällä aikavälillä, on vähän (ks. esim. Atkinson, Bourguignon, Morrisson, 1992). Suomessa Kulutustutkimukset ovat puhtaasti poikittaisia, joissa tulonsaajan tulotiedot ovat vain yhdeltä ajankohdalta. Tulonjakotutkimuksen otos muodostetaan kahden vuoden rotaatiolla, jossa saman tulonsaajajaksikon tulotiedot kerätään kahtena vuotena. Tietyn vuoden aineistossa on aina noin puolet uusia (paneeli I) ja puolet edellisen ajankohdan otosyksiköitä. Juuri tätä lyhyttä paneeliominaisuutta käytetään tutkimuksessa hyväksi.³ Vaikka tuloliikkuvuutta voidaan seurata vain kahden vuoden osalta, se antaa mahdollisuuden arvioida liikkuvuuden kehityssuuntaa lyhyellä aikavälillä. Toistettuna perättäisinä vuosina tulokehityksen dynamiikka tulee paremmin esille kuin verrattaessa eri tulonsaajajaksikoiden poikkileikkausten kvasi-kohortteja. Suomessa tuloliikkuvuutta on aikaisemmin käsitellyt tulonjakoaineistoilla (vuodet 1982-1983 ja 1983-1984) Seppo Laaksonen väitöskirjassaan (Laaksonen, 1992).

Tutkimuksessa tarkastellaan OECD:n ekvivalenssiskaalalla muunnettuja käytettävissä olevia tuloja. Ekvivalenssiskaalalla saadaan erilaiset tulonsaajajaksiköt (kotitaloudet) vastaamaan hyvinvointimielessä paremmin toisiaan. Väestömuuttujina

³Tilastokeskus on valmistanut myös ns. Vaikuttavuusaineiston, jossa henkilöiden (n. 350000 henkilöä) tuloprofiilit on saatavilla vuosilta 1990-1998. Aineistoa ei tässä tutkimuksessa ole käytetty, koska siinä kotitalouden ja kotitalouden käytettävissä olevien tulojen muodostaminen tarkasti Tulonjakotilaston käsitteitä vastaaviksi ei ole ollut mahdollista. Tämä johtuu siitä, että aineistot perustuvat lähinnä verorekisteristä saataviin tietoihin ja näin ollen esimerkiksi verovapaat tulot ovat puuttuneet aineistosta. Eriarvoisuus- ja köyhyystarkasteluissa tärkeitä tulokäsitteitä on siksi vaikea konstruoida.

ovat viitehenkilön ikä, koulutusaste, sosioekonominen asema ja suuraluejako. Liikkuvuutta mitataan perinteisillä mittareilla kuten korrelaatiokertoimella ja Shorrocksin (1978a) R -indeksillä, joka hajotetaan väestömuuttujittain sisäiseen ja väliseen komponenttiin. Laskelmissa eriarvoisuutta mitataan yleistetyllä entropiamitalla sekä Gini-kertoimella.⁴ Tulodesiileissä tapahtunutta siirtymistä kahden ajankohdan t ja $t + 1$ välillä kuvataan myös siirtymämatriisilla ja siitä johdetuilla tunnusluvuilla. Siirtymämatriisi kertoo tulonsaajien pysymisen (diagonaali) samassa desiililuokassa ja siirtymät desiililuokasta toiseen (diagonaalista poikkeavat elementit). Kolmantena lähestymistapana käytetään yksinkertaista dynaamista regressiomallia, jossa jälkimmäisen ajankohdan $t + 1$ käytettävissä olevia tuloja selitetään edellisen ajankohdan t käytettävissä olevilla tuloilla.

Tutkimus etenee seuraavasti. Luvussa 2 esitetään tutkimuksen menetelmä ja laskelmissa käytetyt mittarit. Aineistoa ja muuttujamuunnoksia kuvataan luvussa 3. Luku 4 jakautuu siten, että ensin esitetään perinteisillä mittareilla saadut tulokset. Niitä verrataan siirtymämatriisiin perustuvilla tunnusluvuilla saatuihin tuloksiin. Luvun lopuksi esitetään dynaamisen regressiomallin tulokset sekä tehdään lyhyt yhteenveto Suomen aineistolla saatujen tulosten merkityksestä aikaisempaan eriarvoisuus- ja köyhyystutkimukseen. Loppupäätelmät tuloksista esitetään luvussa 5.

2 Tutkimuksen menetelmä

Tietyinä ajankohtana laskettua arviota eriarvoisuudesta voidaan kritisoida perustellusti siitä, ettei se ota huomioon ajassa tapahtuvaa muutosta. Usein tulomuuttujan sijaan ehdotetaan käytettäväksi kulutusta, joka paremmin approksimoisi yksilön elinkaaren pysyvää tulovirtaa. Käytännössä poikittaisaineistosta saatuun kulutusmuuttujaan liittyy kuitenkin samanlaisia ongelmia kuin tulomuuttujaankin. Kotitalouksien budjettitutkimuksissa saadaan tietoa vain tavaroiden ja palvelusten ostois-

⁴Yleistetty entropiamitta aidosti konveksina täyttää ehdot, että (a) aikaperiodin yli lasketun tulokertymän eriarvoisuus on pienempi tai yhtä suuri kuin jokaiselta periodilta erikseen lasketun eriarvoisuuden tulo-osuuksilla painotettu summa ja (b) että yhtä suuruus on voimassa jos ja vain jos kunkin yksilön suhteellinen tulo ei muutu aikaperiodin kuluessa (Shorrocks, 1978a, s. 381). Gini-kerroin ei täytä (b)-ehtoa.

ta tietynä ajankohtana. Välttämättömyyshyödykkeet kulutetaan välittömästi ja osat rahoitetaan senhetkisillä tuloilla. Kestokulutustavaroiden hankinnassa käytetään yleensä joko useammalta ajankohdalta säästettyä tulovirtaa tai otetaan lainaa. Kestokulutustavaroiden kulutus ei sekään rajoitu vain hankinta-ajankohtaan. Aineistoissa ei ole saatavissa tällaista palveluvirtaa kuvaavaa tietoa. Niinpä tutkimuksissa käytetty kulutusmeno on usein hyvin karkea korvike aidolle kulutusmuuttujalle.⁵

Jos ajatellaan tulonsaajan asemaa tulojakaumassa, niin vaihtelut voivat olla suuriakin. Tuntuu luonnolliselta odottaa, että kokemuksen ja tiedon kasvaessa, myös tulonsaajan tulot kasvavat. Tietyissä ikääntymisen vaiheessa tulot sitten kääntyvät laskuun. Todellisuudessa tulokehitys voi vaihdella suuresti eri väestöryhmissä. Talouden ajautuminen lamaan tai lamasta elpyminen voi myös aiheuttaa eroja vaihtelun suuruudessa. Ramos (1999) havaitsi tutkiessaan työtuloliikkuvuutta Britanniassa 1991-1995, että liikkuvuus väheni koulutustason kasvaessa, mutta mitään riippuvuutta liikkuvuuden ja iän välillä ei ollut. Edelleen Ramos havaitsi, että yrittäjien ja osa-aikatyöllisten työtuloliikkuvuus oli suurempaa kuin kokopäivätyöllisten. Suomen 1990-luku, jolloin talouden suhdanteet muuttuivat rajusti, on kiintoisa liikkuvuuden tutkimuskohde.

Tulonjakoaineistojen kahden vuoden paneeliaineisto ei ole riittävä pitkän aikavälin liikkuvuutta osoittavien tunnuslukujen määräämiseen. Esimerkiksi koulutus kaikkine vaikutuksineen vaatisi eliniänpituisten paneelin olemassaoloa. Toisaalta perättäisten paneelien avulla voidaan arvioida liikkuvuuden lyhyen aikavälin muutoksia eri väestöryhmissä. On oletettavaa, että 1990-luvun suhdanteiden suuret muutokset ilmenevät myös tuloliikkuvuudessa. Tavoitteena on saada kuva liikkuvuuden muutoksen suunnasta ja suuruudesta käyttämällä kahden periodin lisäinformaatiota puhtaana poikittaistarkastelun lisänä. Asetelmassa verrataan kahta tilannetta t_0 ja t_1 , jossa näitä vastaavat vuosiparit ovat 1990/1, 1991/2, ..., 1998/9.⁶ Näitä vastaavia aineistoja kutsutaan yhdistetyiksi paneeleiksi, koska ne koostuvat ajankohtien t_0 ja t_1 tiedoista, joissa molemmissa on sama havaintoyksikkö. Sellaisen pitkävaikutteisen tapahtuman, mikä on tyypillistä esimerkiksi koulutukselle, tarkastelu kahden perio-

⁵Esityksessä sivuutetaan kysymykset siitä ovatko tulot tai kulutus ylipäättään järkeviä tai riittäviä valintoja eriarvoisuuden tai köyhyyden tarkasteluissa.

⁶Tutkimuksessa vuosipareista 1990-1991 jne. käytetään lyhyesti merkintää 1990/1 jne. Vuosipari muodostaa yhden paneelin.

din perusteella ei ole riittävää. Tosin liikkuvuusmittareiden vertailu voi näissäkin tapauksissa paljastaa väestöryhmien välisiä suhdanne-eroja.

Esityksessä tarkastellaan kotitalouksien käytettävissä olevien tulojen liikkuvuutta. Muuttuja sisältää sekä markkinoilta saadut tulot että julkisen vallan maksamat tulonsiirrot ja perimät välittömät verot. Käytettävissä oleviin tuloihin kuuluu jäsenten henkilökohtaisten tulojen lisäksi tuloja, jotka ovat kotitalouskohtaisia. Kotitalous taloudellisena yksikkönä ja käytettävissä olevat tulot soveltuvat monia muita käsitteitä paremmin eriarvoisuus- ja köyhyystarkastelun lähtökohdaksi. Kotitalouden sisäistä rakennetta ei tarkastelussa oteta huomioon. Tosin sovellettava ekvivalenssiskaalamuunnos, ns. OECD-ekvivalenssiskaala, painottaa kotitalouden käytettävissä olevaa tuloa sen mukaan montako lasta tai aikuista talouteen kuuluu.⁷

Sekä tuloliikkuvuuden että eriarvoisuuden mittaamisessa törmätään samoihin ongelmiin. Yhteen mittariin perustuvassa arvioinnissa menetetään suuri määrä tietoa, kun tarkoituksena on kuvata koko jakaumaa. Siksi useiden toisiaan täydentävien mittareiden soveltaminen samassa tutkimuksessa on tavallista. Yleinen käytäntö on valita sellaisia mittareita, joiden ominaisuudet ovat tunnettuja, hyvin perusteltuja (toteuttavat esim. ns. Daltonin ehdot) ja vielä täydentävät toisiaan. Toiset mittarit esimerkiksi painottavat muutoksia jakauman alapäässä, toiset keskellä ja toiset yläpäässä.

Myös tämän artikkelin tuloliikkuvuuden arvioinneissa käytetään useita mittareita. Sovellettavat mittarit voidaan ryhmitellä:⁸

- (i) siirtymämatriisiin ja yksinkertaisiin tilastollisiin tunnuslukuihin,
- (ii) eriarvoisuusindeksiin ja
- (iii) dynaamiseen regressiomalliin perustuviin mittareihin.

Siirtymämatriisiin perustuvassa menetelmässä (i) kuvataan tietyssä tulodesiilissä ajankohtana t olevien yksilöiden siirtymistä tulodesiileihin ajankohtana $t+k$. Kasau-

⁷Skaala on muodostettu siten, että ensimmäinen aikuinen saa arvon yksi ja muut aikuiset arvon 0.7. Lapset saavat kukin arvon 0.5. Keskustelu ja vaihtoehtoiset laskelmat erilaisilla skaaloilla tässä yhteydessä sivuutetaan.

⁸Menetelmissä (i) ja (ii) tunnuslukujen estimoinnissa käytetään otokseen liittyviä henkilöpaikkoja. Dynaamisen regressiomallin estimoinnissa painomuuttujia ei käytetä.

tuvasta informaatiosta raportoidaan usein vain samassa desiilissä periodista toiseen pysyneiden osuus kaikista tulosaajista. Tunnusluvusta käytetään nimitystä pysyvyyssuhde (immobility ratio). Joissakin tapauksissa raportoidaan myös diagonaalien kahden lähimmän elementin osuus. Toinen siirtymämatriisiin perustuva mittari on keskimääräinen absoluuttinen 'hyppäys' (average absolute jump), jonka tyypillinen tulonsaaja on tehnyt desiililuokkien välillä ajankohtina t ja $t + k$.⁹

Shorrocks (1978a) ehdotti eriarvoisuusindeksiin perustuvaa mittaria (ii), jossa otetaan huomioon eri ajankohtiin liittyvien eriarvoisuuksien ja pitkän aikavälin eriarvoisuuden välinen yhteys. Hän osoitti, että tietyssä hetkenä mitattu eriarvoisuus yliarvioi koko elinajan eriarvoisuutta ja tämä on yhteydessä tuloliikkuvuuteen. Shorrocksin (1978a, Teoreema 1, s. 381) mukaan elinajan tulojen (tai yli elinajan diskontattujen tulojen) eriarvoisuus on pienempi kuin yksittäisten ajankohtien eriarvoisuuksien tulo-osuudella painotettu summa, jos eriarvoisuuden mittaaminen perustuu tulojen konvekseen funktioon.¹⁰ Tutkimuksen näkökulmasta eriarvoisuusindekseihin perustuva liikkuvuustarkastelu on relevantti, koska eriarvoisuuden kehityksestä tehdyt havainnot ovat perustuneet eriarvoisuusmittoihin poikittaisaineistoissa. Tämä tulos voidaan kirjoittaa liikkuvuusindeksinä tai ehkä paremminkin pysyvyyssindeksinä muotoon:

$$R = \frac{I(\sum_{t=1}^T x_t)}{\sum_{t=1}^T w_t I(x_t)}, \quad (2)$$

jossa $I(\cdot)$ on eriarvoisuusindeksi, x_t on tulovektori, w_t tulo-osuus ajankohtana t ($=x_t/\sum_1^T x_t$) ja $t=1, \dots, T$ osoittaa aikaa.¹¹ Tuloliikkuvuuden mittariksi sovel-

⁹Siirtymämatriisia voidaan tarkastella osana stokastista prosessia. Kun todelliset siirtymät tilasta toiseen tunnetaan, voidaan niistä suoraan estimoida todennäköisyys sille, että ollaan tietyissä tilassa, kun alkutila tunnetaan. Mm. Schorrocks (1978b) ja Bartholomew (1973) ovat esittäneet mielenkiintoisia siirtymämatriisin ominaisuuteen perustuvia liikkuvuusmittareita. Tässä tutkimuksessa näiden käsittely kuitenkin sivuutetaan.

¹⁰Tällaisten eriarvoisuusmittojen joukko voidaan esittää muodossa (esim. Shorrocks, 1978a)

$$I = g\left(\frac{x}{\mu}\right), \quad (1)$$

jossa x on tulovektori, sen keskiarvo on μ ja $g(\cdot)$ on konvekseen funktio. Aidosti konveksin funktion tapauksessa voimassa on myös yhtä suuruus (Teoreema 1b). Eriarvoisuusindekseistä aidon konveksisuusehdon täyttää mm. yleistetty entropiamitta. Gini-kerroin on konvekseen, muttei aidosti konvekseen (Shorrocks, 1978a).

¹¹Poikittaisaineistoista lasketut eriarvoisuusindeksit ovat riippumattomia skalaarimuunnoksista.

tuu paremmin muunnos, jossa ykkösestä vähennetään R -indeksin arvo (Shorrocks, 1978a; Ramos, 1999)

$$M = 1 - R. \quad (3)$$

Indeksi M mittaa osuutta, jolla T periodin yhteinen eriarvoisuus tuloissa on alhaisempi kuin poikkileikkausten eriarvoisuuksien painotettu summa. Täydellisen liikkumattomuuden (perfect immobility) tapauksessa mittari saa arvon 0 ja täydellisen liikkuvuuden tapauksessa arvon 1. Täydellinen liikkumattomuus on mahdollinen vain jos (i) periodin eriarvoisuus pysyy vakiona yli ajan ja (ii) yksilöt eivät muuta asemiaan tulojakaumassa periodista toiseen. Toinen äärimmäisyys toteutuu, so. täydellinen liikkuvuus (perfect mobility), kun yhtälön (2) osoittaja on nolla.¹² Kuvassa 1 on havainnollistettu tuloliikkuvuutta viiden periodin tilanteessa. Täydellisen liikkumattomuuden tapauksessa R -mitta on vaakasuora ($R = 1$). Liikkuvuus on sitä suurempaa, mitä etäämpänä kuvaaja on tästä vaakasuorasta. Pystyviiva vaakakselin kohdassa 2 osoittaa tämän tutkimuksen aikahorisontin pituuden. Lyhyessä paneelissa liikkuvuuden mahdollinen stationaarinen tila, jossa liikkuvuus ei enää muutu, jää havaitsematta. Kuitenkin on perusteltua olettaa, että muutos tuloliikkuvuudessa on suurta juuri aikahorisontin alussa. Ramos (1999) on todennut, että aikahorisontin pidentyessä, eriarvoisuus vähenee laskevassa suhteessa.

Yleistetyn entropiamitan hajotelmaominaisuutta ($I = I^W + I^B$, jossa I^W osoittaa väestöryhmän sisäistä ja I^B välistä eriarvoisuutta) hyväksi käyttäen myös Shorrocksin R -indeksi voidaan hajottaa väestöryhmien sisäiseen (R^W) ja väliseen osaan (R^B) väestöryhmien sisäisten (S^W) ja välisten S^B painojen avulla

$$R = R^W S^W + R^B S^B = \frac{I^W(\sum_t x_t)}{\sum_t w_t I^W(x_t)} \frac{\sum_t w_t I^W(x_t)}{\sum_t w_t I(x_t)} + \frac{I^B(\sum_t x_t)}{\sum_t w_t I^B(x_t)} \frac{\sum_t w_t I^B(x_t)}{\sum_t w_t I(x_t)} \quad (4)$$

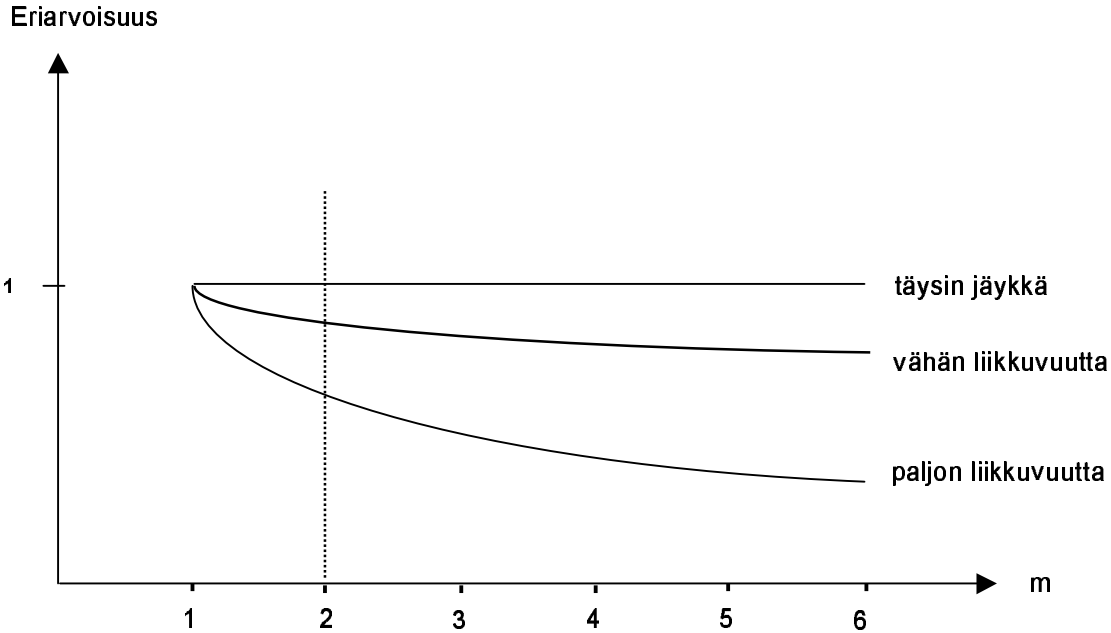
tai lausuttuna liikkuvuusindeksinä

$$M = 1 - R = (1 - R^W)S^W + (1 - R^B)S^B = M^W S^W + M^B S^B, \quad (5)$$

koska painojen S^W ja S^B summa on yksi.

Jos esimerkiksi tulomuuttujaan tehdään vuosittain reaalihintakorjaus, niin se ei muuta tulomuuttujasta lasketun eriarvoisuusindeksin arvoa. Sen sijaan yhtälön (2) osoittajan arvoon muunnos vaikuttaa samoin kuin painojen kautta nimittäjään. Toisin sanoen sillä mitataanko tuloja nimellisin vai reaalisin hinnoin on merkitystä liikkuvuusmittaa määrättäessä. Tässä tutkimuksessa on käytetty tulomuuttujan nimellisiä arvoja. Tutkimuksessa $T = 2$.

¹²Tutkimuksessa esitetyt eriarvoisuusindeksien ja liikkuvuusindeksien arvot on kerrottu sadalla.



Kuva 1: Elinkaaritulojen eriarvoisuuden ja aikahorisontin riippuvuus

Tuloksissa raportoidaan myös yleistetyllä entropiamitalla laskettuja väestöryhmittäisiä arvoja M_s ($s = 1, 2, \dots, n_s$), jossa indeksi s viittaa väestömuuttujan ryhmään ja n_s ryhmien lukumäärään. Koska Gini-kertoimella ei ole samaa hajotelmaominaisuutta väestömuuttujan suhteen kuin yleistetyllä entropiamitalla, niin Gini-kerrointa ei ole sovellettu tässä yhteydessä.¹³

Tutkimuksen dynaamisena regressiomallina (iii) on yksinkertainen ensimmäisen kertaluvun autoregressiivinen malli, jossa t hetken tuloja selitetään edellisen ajankohdan $t - 1$ tuloilla. Malli on muotoa

$$\ln\left(\frac{w_{it}}{w_t}\right) = \alpha + \beta \ln\left(\frac{w_{it-1}}{w_{t-1}}\right) + e_{it}, \quad (6)$$

jossa w_{it}/w_t on tulonsaajan i ajankohdan t tulo suhteessa keskituloon ja e_{it} on satunnaistermi. Viimeksi mainitun oletetaan sisältävän transitorisen komponentin. Mallin

¹³Gini-kerroin toki voidaan hajottaa myös väestöryhmittäin, mutta ei samassa mielessä kuin yleistetty entropiamitta (vrt. Suoniemi, 1998 ja 1999).

mukaan tulot noudattavat Markov prosessia, jonka alkuarvoa ei tunneta. Tuloliikkuvuuden kannalta keskeinen parametri mallissa on β . Jos sen arvo on ykköstä pienempi, silloin tuloilla on pyrkimys tulla yhtä suuriksi ('regression towards the mean'). Jos taas kerroin on ykköstä suurempi, silloin alkuperäiset erot tulonsaajien kesken pyrkivät korostumaan ajassa ja transitorinen osa tuloista tulee merkityksettömäksi. Kertoimen β OLS-estimaatin b ja korrelaatiokertoimen r välillä on yhteys

$$b = r\sigma_t/\sigma_{t-1}, \quad b^2 = (s_t^2/\sigma_{t-1}^2)r^2/(1 - r^2), \quad (7)$$

jossa σ_t^2 on logaritmisten tulojen varianssi ja s_t^2 satunnaistermin e_{it} varianssi ajankohdana t . Yhtälön (7) mukaan b :n ja r :n välinen ero riippuu satunnaistermin ajankohdan t ja tulojen ajankohdan $t - 1$ varianssien suhteesta. Estimaatti b voidaan tulkita tuloliikkuvuusmittana, jota on korjattu muuttujan w_{it} tilapäisillä muutoksilla.¹⁴

¹⁴Shorrocks (1981) ehdottaa transitorisen vaihtelun määrittämiseksi menettelyä, jossa yksilön i ($i = 1, 2, \dots, N$) tulot x_{it} ajankohdana t ($t = 1, 2, \dots, T$) määräytyvät mallilla

$$x_{it} = x_i + e_{it}, \quad (8)$$

jossa x_i on vakio (pysyvä tulo) ja e_{it} satunnainen transitorinen komponentti, jonka odotusarvo on nolla ja varianssi σ_e^2 . Jos e_{it} on jakautunut riippumattomasti x_i :stä ja on yksilö- ja aikariippumaton, niin Shorrocks (1981) osoittaa, että riittävän suurella havaintoaineistolla t :n kasvaessa rajatta variaatiokertoimen neliöön perustuva pysyvyysmitta voidaan esittää

$$R_\infty = \frac{\sigma_x^2}{\sigma_x^2 + \sigma_e^2}, \quad (9)$$

jossa σ_x^2 on x :n varianssi. Liikkuvuusmitaksi R_t saadaan t periodille

$$1 - R_t = \left[\left(1 - \frac{1}{t}\right)(1 - R_\infty) \right]. \quad (10)$$

Yhtälöstä (10) voidaan laskea t :n eri arvoilla transitorisen komponentin profiilin 'ennuste' ja verrata sitä havainnosta määrättyyn liikkuvuusprofiiliin. Ennustetun ja havaitun profiilin erotus kuvaa pysyvän tulokomponentin kehityksen suunnan ja muutoksen suuruuden. Nämä ovat liikkuvuuden ja eriarvoisuuden vaikutuksia arvioitaessa keskeisiä. Laskelmassa tarvittavien varianssien estimaatit saadaan paneelista yksinkertaisella satunnaisvaikutusmallilla. Tutkimuksessa estimointeja ei suoriteta paneelin lyhyiden vuoksi.

3 Tutkimuksen aineisto ja käytetyt muuttujat

Tilastokeskuksen Tulonjakotilastot (IDS) ja ECHP-aineistot mahdollistavat tulonjako- ja köyhyystarkastelujen dynamisoinnin kotitalouden tasolla. Tilastokeskus on tuottanut otoskooltaan 9000-11000 kotitaloutta käsittäviä IDS-aineistoja vuosittain vuodesta 1977 alkaen, vuosia 1981 ja 1985 lukuun ottamatta. Viimeisin aineisto on vuodelta 1999. ECHP-aineistoa on koottu Suomessa vuodesta 1996 alkaen. Niiden otoksena on toinen vuoden 1996 tulonjakopaneeleista. IDS-aineistoihin sisältyy kahden vuoden kierrätys (rotaatio). Tämä tekee mahdolliseksi verrata saman tuloonsaajan tulotapahtumia kahtena vuotena. ECHP-aineiston paneelin aikahorisontti on pidempi. Valitettavasti tässä tutkimuksessa ei ole ollut mahdollista käyttää sitä. Suomessa on vielä rekisteritietoihin perustuva laaja 'vaikuttavuusaineiston' paneeli 1990-luvulta. Sen ongelmana on kuitenkin kotitalouskäsitteen ja käytettävissä olevien tulojen täsmällinen määrittely. Näitä pidettiin keskeisinä tässä tutkimuksessa.¹⁵

Tulomuuttuja, johon tuloerojen ja tuloköyhyyden arviointi yleensä perustuu, on kotitalouksien käytettävissä olevat tulot. Tämä tulokäsite koostuu pienemmistä tulolähteistä. Käsitteeseen sisältyvät ensinnäkin kotitalouden jäsenten palkka-, yrittäjä- ja omaisuustulot. Mukana ovat myös kotitalouden saamat tulonsiirrot (eläkkeet, sosiaaliturvakorvaukset, työttömyyskorvaukset jne.). Kun näistä kotitalouden veronalaisista tuloista vähennetään välittömät verot ja näiden luonteiset maksut, saadaan kotitalouden käyttöön (kulutukseen ja säästämiseen) jäävä tulo so. käytettävissä oleva tulo. Käytettävissä olevan tulon soveltuvuutta esim. hyvinvointivertailuihin voidaan kritisoida sen suppeudella. Käsite jättää ulkopuolelle paitsi joitakin tulonsiirtoja kuten esimerkiksi sosiaaliturvana tai avustuksena saadut sairauskustannusten korvaukset, maksetut kirkollisverot, työmarkkinoiden jäsenmaksut jne., myös välilliset verot, yhteiskunnalliset palvelut ja varallisuuden vaikutuksen. Valitettavasti näiden tietojen mukaan ottaminen ei ole mahdollista tutkimuksen käyttämän aineiston yhteydessä.

¹⁵Laskelmissa kotitalouksien tulomuuttujat on muunnettu OECD-ekvivalenssiskaalalla ja painotettu henkilö- ja otospainoin. Kotitalouden muodostavat kaikki ne henkilöt, jotka asuvat ja ruokailevat yhdessä tai jotka muuten käyttävät yhdessä tulojaan (Tilastokeskus, 2001). Kotitalouden viitehenkilö on useimmiten kotitalouden eniten ansaitseva henkilö.

Eriarvoisuutta ja köyhyyttä ja niihin vaikuttavia tekijöitä on pyritty selvittämään poikittaisaineistoissa esimerkiksi erilaisin hajotelmamenetelmin. Hajotelmia on tehty sekä tuloerien että väestömuuttujien suhteen. Aivan vastaavasti myös tuloliikkuvuuden tarkastelussa voidaan käyttää hajotelmamenetelmiä. Lisäpiirteenä näissä edellisiin verrattuna on aikaulottuvuus. Tässä esityksessä liikkuvuusmitta hajotetaan neljän väestöryhmän suhteen. Näitä ovat: viitehenkilön ikä (kuusi ryhmää), viitehenkilön sosioekonominen asema (kahdeksan ryhmää), viitehenkilön koulutusaste (kuusi ryhmää) ja suuraluejaotus (kuusi ryhmää). Väestömuuttujien kuvaus on esitetty Tekstiliitteessä A.

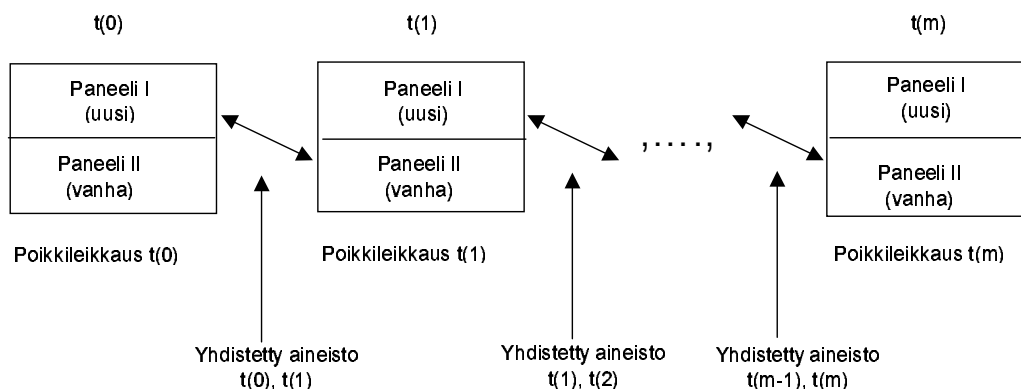
Tulonjakotilastossa sama kotitalous on mukana otoksessa kahtena perättäisenä vuotena (Laaksonen, 1989). Tulonjakotilaston koko otos on jakaantunut uuteen (PI) ja vanhaan (PII) paneeliin. Otanta-asetelmana on kaksivaiheinen ositettu otanta. Aineistojen brutto- ja nettomääräiset otoskoot paneeleittain, tapahtunut kato ja ylipeitto sekä nettokatoprosentti on esitetty Liitetaulukossa 1.¹⁶ Siitä ilmenee myös laskelmissa käytetyn yhdistetyn paneelin koko. Kuva 2 havainnollistaa tulonjakoaineistojen rakennetta.¹⁷ Kadosta aiheutuva hävikki on ollut aina ylipeitosta aiheutuvaa hävikkiä suurempaa. Samoin uudessa paneelissa (PI) hävikki on ollut vanhaa paneelia (PII) selvästi suurempaa. Vastaukskadon lisäksi tulosten laatuun vaikuttavat eri haastattelukysymyksiin liittyvä osittaiskato, kuten vastaamatta jättäminen, osittainen kieltäytyminen ja unohtaminen. Haastatteluissa saatua tietoa tulonjako-

¹⁶Otannan yksi keskeinen ongelma on otokseen valittujen vastaamatta jättäminen (nonresponse). Kieltäytymiselle löytyy monia syitä. Esimerkiksi vuoden 1998 tulonjakotilaston korkeaa nettokatoa on perusteltu tiedusteluun liitettyllä samanaikaisella varallisuuskyselyllä. Ylipeittoa (overcoverage) muodostuu, kun valitut henkilöt eivät enää kuulu perusjoukkoon. Tällaisia tilanteita syntyy, jos kohdehenkilö on muuttanut pysyvästi ulkomaille tai on osoitteeton, laitoshoidossa, vankilassa tai kuollut. Nettokatoprosentti on laskettu kaavalla:

$$\text{Nettokato-\%} = 100 * [Kato / (Netto-otos)].$$

Netto-otos saadaan vähentämällä brutto-otoksesta ylipeitto.

¹⁷Esimerkiksi vuonna 1999 brutto-otoksen koko oli 11209 kotitaloutta, joista osa osoittautui haastattelujen yhteydessä kohdeperusjoukkoon kuulumattomiksi. Näistä vanhaan paneeliin (PII) kuului 4777 ja uuteen paneeliin (PI) 6432 kotitaloutta. Paneelissa PII oli ylipeittoa 45 ja katoa 219 tapausta. Näin paneelin PII netto-otos on 4723 kotitaloutta ja nettokatoprosentti 4.6. Vastaavasti Paneelissa PI ylipeittoa oli 94 ja katoa 1261 tapausta. Näin paneelin PI nettokadoksi tulee 19.9. Sellaisia kotitalouksia, jotka olivat sekä PI että PII paneelissa 1990/1 oli 6093 kotitaloutta.



Kuva 2: Tulonjakoaineistojen rotaatorakenne

tutkimuksissa on noin 10 prosenttia, toisin sanoen rekisteritiedon osuus on noin 90 prosenttia.

Vertailukelpoisuuteen vaikuttavia olennaisia muutoksia on tulonjakoaineistoissa tehty vuosina 1993 ja 1995. Vuonna 1993 voimaan tullut pääomaverouudistus on muuttanut tulokäsitteiden sisältöä. Samalla uudistettiin tulonjakotilaston tulonimikkeistö. Vuoden 1993 tulonimikkeistön muutokset koskivat mm. luontaisetujen laskentatapaa. Lisäksi pääomaverouudistuksen myötä esim. yhtymien puhdas tulo laskettiin kokonaan osakkaan tuloksi. Tätä ennen tulo puolitettiin. Maatalous- ja muiden yrittäjien yrittäjätuloihin ei enää lisätty pakollisia yrittäjäläkevakuutusmaksuja. Käytettävissä oleviin tuloihin sillä ei ollut vaikutusta, koska erät siirtyivät maksettuihin tulonsiirtoihin. Lisäksi tulonimikkeistöstä poistettiin eräitä laskennallisia tuloeriä (Tilastokeskus, 1995). Vuonna 1995 suurin muutos tulonjakotilastossa oli laskennallisen asuntotulon muodostumisessa. Ennen vuotta 1995 laskenta perustui huoneenvuokrien tasoyleisohjeisiin ja vuokrasäännöstelyn loputtua vuokratilastoon (Tilastokeskus, 1997). Muutos vaikutti siten, että kotitalouksien käytettävissä olevat tulot laskivat keskimäärin 3000 markkaa. Myös maataloustuloissa tapahtui muutos, kun eräät tuet siirrettiin tulonsiirroista yrittäjätuloiksi. Esityksessä edellä mainittuja epäjatkuvuuksia tai mahdollisia veropohjan muutoksesta johtuvia ajallisia vertailtavuusongelmia ei ole korjattu.

4 Tulokset

4.1 Eriarvoisuus vuosina 1990-1999

Aiempien eriarvoisuustutkimusten (esim. Riihelä ja Sullström, 2001) yksi keskeinen havainto on ollut, että käytettävissä olevissa tuloissa mitattu eriarvoisuus alkoi kasvaa voimakkaasti 1990-luvun elpymisen vaiheessa. Tulokset ovat perustuneet Tulonjakotilastojen tai Kulutustutkimusten poikittaisaineistoihin.

Taulukko 1

Eriarvoisuus poikittaisaineistossa vuosina 1990-1999

Vuosi	Gini		Yleistetty entropimitta					
			I_0		I_1		I_2	
	estimaatti	keskiv	estimaatti	keskiv	estimaatti	keskiv	estimaatti	keskiv
1990	20.41	0.17	6.95	0.13	7.06	0.14	7.99	0.23
1991	20.30	0.15	6.99	0.12	7.04	0.14	8.03	0.27
1992	20.09	0.20	6.83	0.15	7.06	0.20	8.31	0.40
1993	20.87	0.25	7.49	0.22	8.07	0.39	11.01	1.43
1994	20.64	0.25	7.14	0.19	7.62	0.29	9.41	0.62
1995	21.64	0.29	7.92	0.25	8.73	0.40	12.08	1.24
1996	22.15	0.26	8.22	0.21	8.79	0.28	10.96	0.55
1997	23.50	0.37	9.47	0.34	10.70	0.64	16.95	2.67
1998	24.52	0.43	10.39	0.47	12.45	1.05	24.13	5.16
1999	25.71	0.66	11.64	0.66	15.36	1.66	40.71	13.5

Aineistolähde: Tulonjakotilastot 1990-1999; keskiv = estimaattien asymptoottiset keskivirheet.

Taulukossa 1 eriarvoisuuden kehitys on esitetty neljällä eriarvoisuusmittarilla, Gini-kertoimella, logaritmisella keskipoikkeamalla, Theilin mitalla ja variaatiokertoimen neliön puolikkaalla (Tekstiliite B). Kolme viimeksi mainittua kuuluvat yleistettyjen entropiamittojen perheeseen (Shorrocks, 1980). Jatkossa niihin viitataan lyhenteillä I_0 , I_1 ja I_2 . Alaindeksit 0, 1 ja 2 vastaavat yleistetyn entropiamitan aversioparametrin arvoa.¹⁸ Kaikki eriarvoisuusestimaatit osoittavat selvää kasvavaa trendiä vuodesta 1990 vuoteen 1999. Esim. Gini-kertoimen arvo on kasvanut yli 25 prosenttia vuodesta 1990 vuoteen 1999. Voimakkain kasvu on tapahtunut vuoden 1994 jälkeen.

¹⁸Tutkimuksessa Riihelä ja Sullström (2001) on mittareita, niiden estimointia ja ominaisuuksia käsitelty lähemmin. Gini-kertoimien keskivirheet ovat bootstrap-estimaateja. Yleistetyn entropiamitan keskivirheiden määrittämisessä on käytetty Cowellin (1989) momenttitekniikkaa.

Taulukko 2

Eriarvoisuus paneelaineistoissa 1990-1999

Vuodet	Gini			I_0			I_1			I_2		
	PI	PII	PI+PII	PI	PII	PI+PII	PI	PII	PI+PII	PI	PII	PI+PII
1990/1	20.39 (0.24)	20.11 (0.21)	19.43 (0.19)	7.00 (0.17)	6.86 (0.17)	6.18 (0.13)	7.13 (0.19)	6.89 (0.19)	6.39 (0.14)	8.18 (0.31)	7.85 (0.43)	7.16 (0.22)
1991/2	20.43 (0.26)	19.87 (0.20)	19.34 (0.23)	7.08 (0.18)	6.60 (0.18)	6.14 (0.15)	7.16 (0.20)	6.85 (0.24)	6.39 (0.18)	8.63 (0.36)	8.24 (0.44)	7.29 (0.27)
1992/3	20.46 (0.31)	20.76 (0.31)	19.63 (0.31)	7.14 (0.26)	7.39 (0.27)	6.36 (0.22)	7.44 (0.37)	7.74 (0.36)	6.82 (0.35)	9.47 (0.83)	9.99 (0.81)	8.33 (0.80)
1993/4	20.58 (0.44)	20.25 (0.29)	19.53 (0.35)	7.27 (0.40)	6.84 (0.24)	6.29 (0.24)	8.06 (0.82)	7.30 (0.33)	6.84 (0.38)	12.43 (3.53)	8.96 (0.74)	8.67 (1.03)
1994/5	21.04 (0.43)	21.28 (0.37)	20.40 (0.39)	7.52 (0.38)	7.64 (0.31)	6.87 (0.30)	8.17 (0.63)	8.13 (0.44)	7.47 (0.47)	10.57 (1.42)	10.40 (1.18)	9.39 (1.00)
1995/6	21.94 (0.43)	21.77 (0.37)	21.10 (0.34)	8.16 (0.36)	7.91 (0.29)	7.38 (0.28)	8.97 (0.54)	8.38 (0.36)	7.99 (0.39)	11.97 (1.21)	10.13 (0.62)	9.92 (0.73)
1996/7	22.31 (0.33)	22.99 (0.36)	21.93 (0.32)	8.31 (0.26)	8.86 (0.30)	7.91 (0.24)	8.84 (0.33)	9.76 (0.44)	8.60 (0.33)	10.82 (0.59)	12.91 (0.97)	10.73 (0.60)
1997/8	23.59 (0.46)	24.41 (0.63)	23.24 (0.49)	9.53 (0.42)	10.43 (0.74)	9.23 (0.50)	10.68 (0.78)	12.85 (1.86)	10.84 (1.05)	17.27 (3.36)	29.95 (11.18)	19.65 (4.54)
1998/9	24.66 (0.63)	25.56 (0.70)	24.36 (0.62)	10.43 (0.60)	11.22 (0.68)	10.04 (0.57)	12.27 (1.13)	13.74 (1.23)	12.01 (1.05)	20.37 (3.70)	23.30 (3.61)	19.10 (3.14)

PI = Uusi paneeli, PII = Vanha paneeli, PI+PII = Yhdistetty paneeli

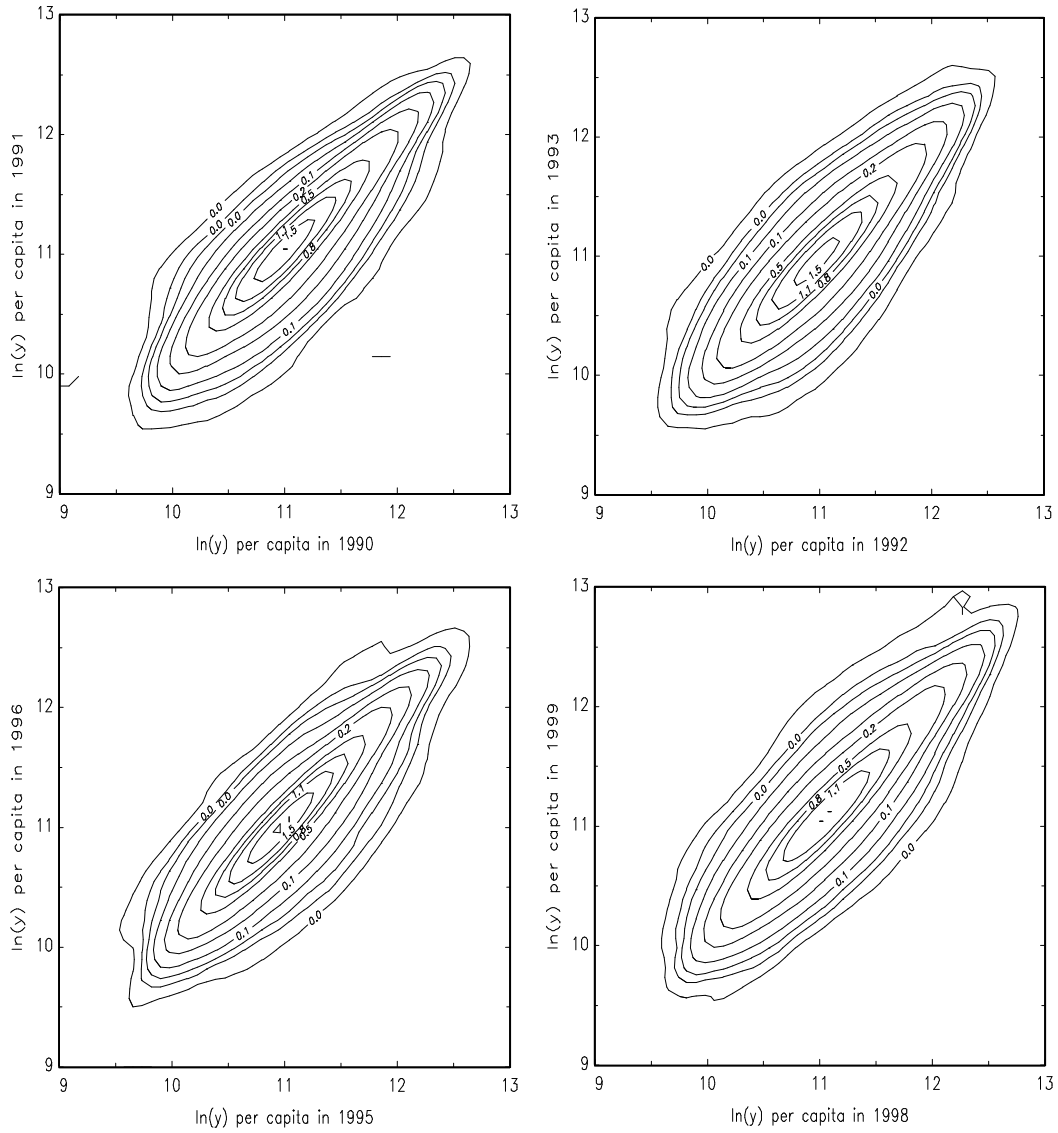
 I_0 = Logaritminen keskipoikkeama, I_1 = Theilim mitta, I_2 = Variaatiokertoimen neliö/2Korotuskertoimina on käytetty paneelien PI ja PII korotuskertoimien geometrista keskiarvoa $w_i = \sqrt{w_i^P I w_i^{PII}}$

Suluissa estimaattien asympottoittiset keskiarvot.

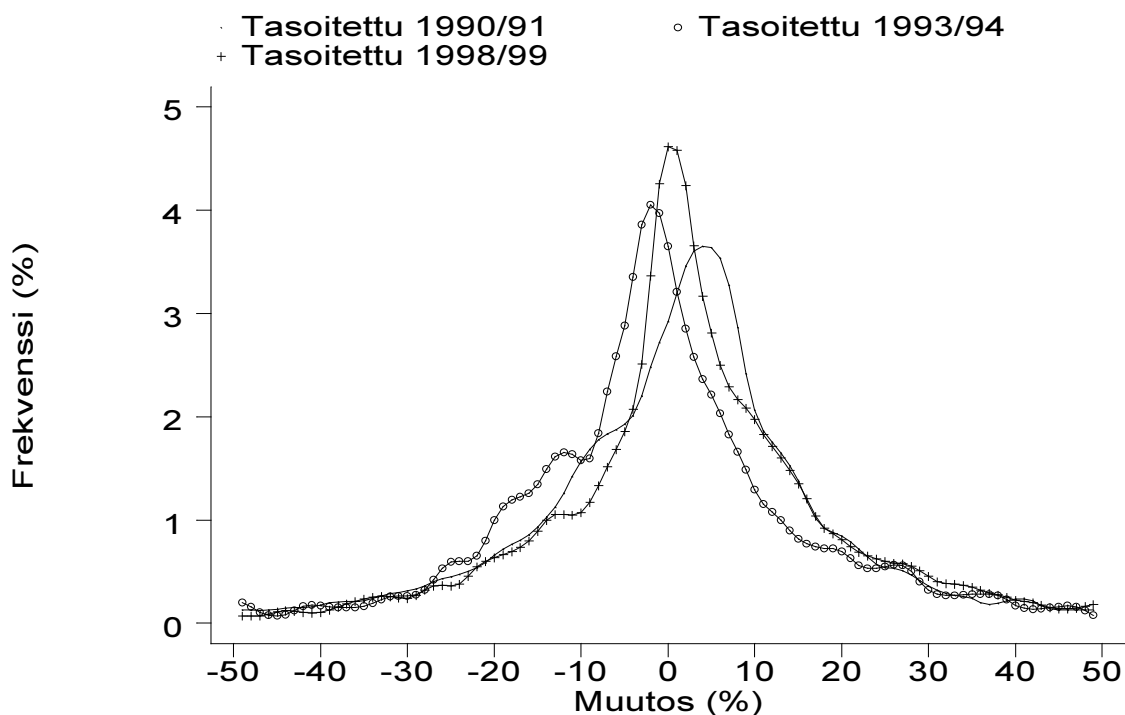
Mutta voidaanko sama johtopäätös tehdä, jos eriarvoisuutta arvioidaan pidemmällä aikavälillä? Onko poikittaisaineistoissa havaittu eriarvoisuus seurausta vain tilapäisistä tulovaihteluista ja onko tuloliikkuvuus lisääntynyt samanaikaisesti eriarvoisuuden kasvun kanssa? On ajateltavissa, että kiihtynyt talouden kasvu on lisännyt myös tuloliikkuvuutta. Tällöin perustelut köyhyyden tilapäisyydestä ja eriarvoisuuden tasta olisivat ymmärrettävissä. Tulonjakoaineistojen rotaatio-ominaisuus mahdollistaa näiden kysymysten tarkastelun.

Tarkastelua varten muodostetaan yhdistetty paneeli, joka koostuu uudesta (PI) ja vanhasta (PII) osasta Kuvan 2 osoittamalla tavalla (vrt. myös Liitetaulukko 1). Yhdistetyn aineiston uudessa ja vanhassa osassa ovat samat kotitaloudet. Käytännössä siis kotitaloudesta on tulo-, jäsenmäärä- jne. havainnot kahdelta ajankohdalta. Kuvassa 3 on esitetty neljän yhdistetyn paneelin (1990/1, 1992/3, 1995/6 ja 1998/9) logaritmistien per capita tulojen yhteisjakaumat. Niistä voidaan nähdä selvää hajontaa, so. tuloliikkuvuutta. Jos mitään liikkuvuutta ei olisi, havaintopisteet olivat 45° :een suoralla. Kuvassa olevat tiheysfunktion sama-arvokäyrät (contour plots) on saatu viipaloimalla kolmiulotteisessa akselistossa tuloakselien suuntaisilla tasoilla ylös nouseva 'tiheysmassa' ja projisoimalla syntyvä leikkauspinta tuloakseliston tasoon. Tiheysfunktio on tasoitettu kernel-tekniikalla (Epanechnikov-kernel). Laskelmat on tehty otoshavainnoista ilman painoja. Kuvista voidaan havaita, että pientä massan siirtymää on tapahtunut tulojakauman yläpäässä 1990-luvun loppua kohti tultaessa. Tämän havainnon kanssa lisääntynyt eriarvoisuus ei ole ristiriidassa.

Kuvassa 4 esitetään, miten kotitaloudet ovat jakautuneet käytettävissä olevien tulojen prosenttimuutosten suhteen. Tarkastelussa ovat vuosien 1991/2, 1993/4 ja 1998/9 yhdistetyt aineistot. Kuvasta näkyy, että jakaumien moodit ovat kaikissa kolmessa tapauksessa lähellä nollamuutosta. Vuonna 1990/1 moodi on eniten positiivisen kasvun puolella, 1993/4 se on lievästi miinusmerkkinen ja 1998/9 lievästi positiivinen. Huipukkuus on suurinta 1998/9 jakaumassa. Kiintoisa havainto on 1993/4 jakaumassa -20 ja -10 prosenttien väliin osuva kasauma. Yksi mahdollinen selitys on työttömyyden kasvu ja siitä johtuva tulojen lasku.



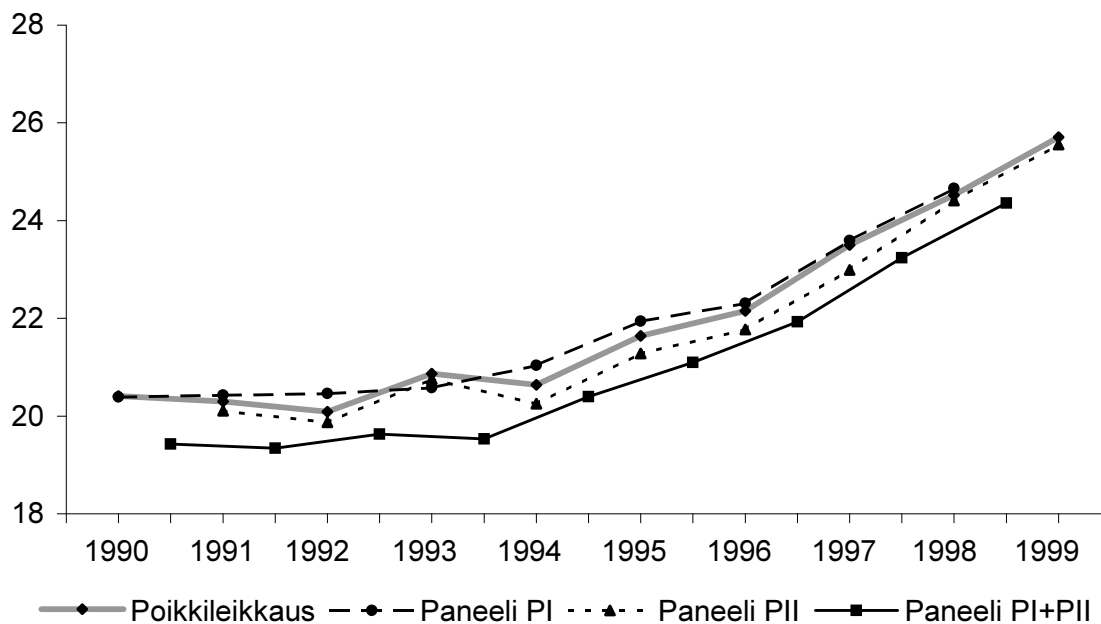
Kuva 3: Käytettävissä olevien tulojen tiheysfunktion sama-arvokäyrät vuosina 1990/1, 1992/3, 1995/6 ja 1998/9



Kuva 4: Käytettävissä olevien tulojen %-muutokset 1990/1, 1993/4 ja 1998/9

4.2 Tuloliikkuvuus vuosina 1990-1999

Poikittaisaineistoista saadut tulokset osoittavat eriarvoisuuden kiistatta kasvaneen (Taulukko 1). Mutta onko kuva sama, jos laskelmat tehdään paneeleilla PI ja PII ja näiden yhdisteellä? Vertailua varten tehdään ensin tulojen ekvivalenssiskaalamuunnokset. Toisin sanoen paneelin PI ja PII käytettävissä olevat tulot jaetaan aineistojen OECD:n skaalaluvuilla. Korotuskertoimiksi f_i (vrt. Tekstiliite B) valitaan (i) paneelin PII painokerroin, (ii) paneelien PI ja PII painokertoimien aritmeettinen ja (iii) geometrinen keskiarvo. Geometriseen keskiarvoon perustuvat korotuskertoimet ovat jatkoanalyysien pohjana. Niillä lasketut eriarvoisuusmitat on esitetty Taulukossa 2. Vaihtoehtoja (i) ja (ii) käytetään vertailulaskelmina tulosten herkkyyden arvioimiseksi. Liitetaulukossa 2.a on esitetty paneelin PII korotuskertoimiin ja Liitetaulukossa 2.b aritmeettisiin keskiarvoihin perustuvat eriarvoisuusmittareiden estimaatit keskivirheineen. Aritmeettisillä keskiarvoilla saadut estimaatit vastasivat hyvin geometrisillä keskiarvoilla saatuja estimaatteja.

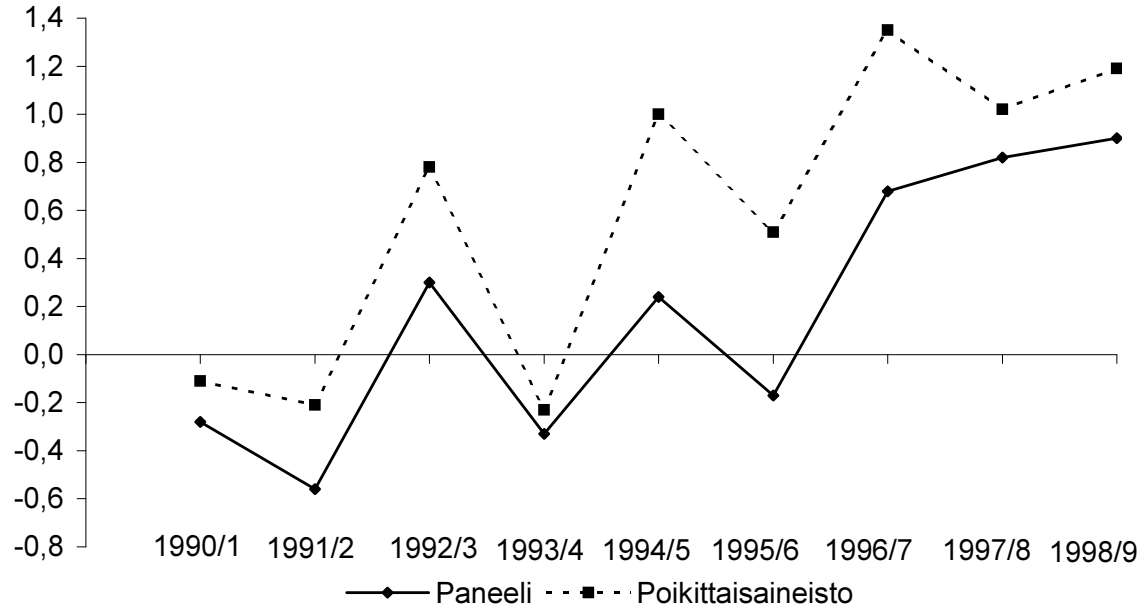


Kuva 5: Gini-kertoimet paneeleissa ja poikittaisaineistoissa 1990-1999

Kuvassa 5 on verrattu poikittaisaineiston ja paneeliaineistojen Gini-kertoimia. Siinä korotuskertoimina käytettiin geometrisia keskiarvoja (iii).¹⁹ Kuvasta havaitaan, että eriarvoisuus muuttui tarkasteluperiodin aikana yhdenmukaisesti poikittaisaineistosta lasketun eriarvoisuuden kanssa. Yhdistetyn aineiston estimaatit olivat paneeleista erikseen laskettujen estimaattien alapuolella. Tämä vastaa Shorrocksin teoreeman tulosta (s. 6). Yhdistetyn aineiston estimaatit sijoittuvat vuosipisteiden keskiväliin.

Paneeli PI edeltää ajassa paneelia PII. Tästä syystä on eriarvoisuuden kasvaessa loogista odottaa, että paneelin PII osassa eriarvoisuus on osan PI eriarvoisuutta suurempi. Kuvasta 6, jossa paneelin PII Gini-kertoimesta on vähennetty paneelin PI Gini-kerroin, nähdään, että 1990-luvun lopulla näin myös tapahtui. Tulos on sopusuunnassa poikittaisaineistosta saatujen estimaattien kanssa, jotka alkoivat voimakkaammin kasvaa vuoden 1994 jälkeen. Paneeliaineistoista saadut negatiiviset ar-

¹⁹Tilastokeskus on määrännyt korotuskertoimet poikittaisaineistoille ja paneeleille PI ja PII erikseen. Koska tarkasteluun valitaan vain ne otosyksiköt, jotka ovat samoja molemmissa paneeleissa, paneelin PI korotuskertoimet ovat ilmeisen huonoja kadon vuoksi. Paneelissa PII kato on pienempää, joten sen korotuskertoimien käyttö on perustellumpaa.



Kuva 6: Gini-kertoimien muutos paneeleissa ja poikittaisaineistoissa 1990-1999

vot vuosikymmenen alkupuoliskolla vastaavat myös poikittaisaineiston arvoja. Kuvassa havaittava tasosiirtymä kahden aineiston arvojen välillä ei ole merkittävä, kun otetaan huomioon Gini-kertoimien keskivirheet (vrt. Taulukot 1 ja 2).

4.2.1 Liikkuvuusindeksin tulokset

Taulukossa 3 on esitetty tutkimuksen keskeinen tulos: tuloliikkuvuus on suhteellisesti pienentynyt 1990-luvulla. Näin etenkin, jos eriarvoisuutta mitataan tulojakauman ala- ja keskiosaa painottavilla eriarvoisuusmittareilla I_0 , I_1 ja Gini-kertoimella. Tulosta havainnollistaa Kuva 7. Vuosien 1999 ja 1990 liikkuvuusmittojen erotus $\Delta_{99,90}$ on selvästi negatiivinen. Näin on selvimmin logaritmissen keskipoikkeaman (I_0) tapauksessa, mutta myös Theilin mitan (I_1) ja Gini-kertoimen tapauksissa muutos on negatiivinen. Variaatiokertoimen neliön puolikas (I_2) on muita mittareita selvästi herkempi hyvin suurien tulojen suhteen. Esimerkiksi siinä ei ole vuosina 1993/4 ja 1997/8 muiden indeksien osalta havaittavissa nousuja. Lamavaiheessa 1992/3 jakauman alapäätä painottava logaritmissen keskipoikkeaman I_0 mittari osoittaa liikku-

Taulukko 3

M-mittarin estimaatit vuosina 1990-1999¹

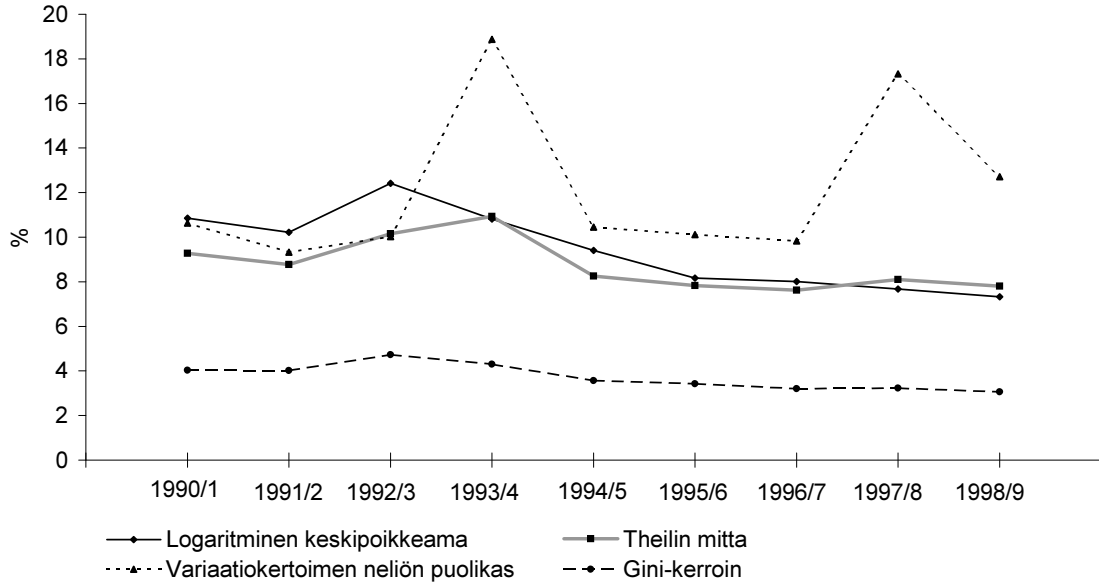
Paneeli	Eriarvoisuusindeksi			
	Logaritminen keskipoikkeama	Theilin mitta	Variaatiokertoimen neliö/2	Gini-kerroin
1990/1	10.85	9.28	10.63	4.03
1991/2	10.22	8.77	9.33	4.02
1992/3	12.42	10.16	10.03	4.73
1993/4	10.81	10.93	18.87	4.30
1994/5	9.40	8.25	10.45	3.56
1995/6	8.16	7.83	10.11	3.42
1996/7	8.01	7.62	9.83	3.20
1997/8	7.68	8.10	17.33	3.23
1998/9	7.33	7.80	12.71	3.06
$\Delta_{99,90}$	-3.52	-1.48	2.08	-0.97

¹ Korotuskertoimina on käytetty paneelien PI ja PII korotuskertoimien geometrista keskiarvoa.

vuuden kasvaneen. Kehityskuva, laskeva trendi, on yhdenmukainen. Liitetaulukosta 3 voi havaita, että tulokset eivät ole riippuvaisia korotuskertoimen valinnasta.

Yleistetyn entropiamittan yksi ominaisuus on sen summautuvuus täsmällisesti väestöryhmien sisäiseen ja väliseen osaan. Tätä ominaisuutta hyödyntäen voitiin laskea erikseen sekä liikkuvuusmittarin sisäinen M^W että välinen M^B komponentti (5). Painojen S^W ja S^B muodostuminen on esitetty yhtälössä (4). Taulukossa 4 on esitetty *M*-mittarin hajotus ryhmien sisäiseen ja väliseen tekijään sekä niitä vastaavat painot neljän väestömuuttujan tapauksessa. Tulokset osoittavat ensinnäkin sen, että kaikissa ryhmissä sisäinen komponentti on välistä komponenttia liikkuvampi tekijä ($M^W > M^B$). Toiseksi, sisäinen komponentti on pienentynyt ajassa, kun taas ryhmien välistä liikkuvuutta mittaava osa on pysynyt varsin muuttumattomana. Muutokset painokertoimissa S^W ja S^B ovat olleet suhteellisen pieniä. Väestöryhmistä viitehenkilön ikä ja suuraluejako saivat kahta muuta luokittelijaa alhaisemmat ryhmien väliset painot.

Yhteenvetona voidaan todeta, että liikkuvuusmittarissa *M* havaittu kasvava trendi on pääosin seurausta väestöryhmien sisäisestä kehityksestä. Ainoa ryhmittely, jossa



Kuva 7: M-mittarin arvot vuosina 1990-1999

myös ryhmien välinen jäykkyys näytti lisääntyvän, oli viitehenkilön sosioekonomisen aseman mukainen ryhmäjako.

Kuvassa 8 on esitetty M_s -mittarien arvot $s = 1, 2, \dots, n_s$ neljän väestöryhmittelyn ja kolmen paneelin (1990/1, 1993/4 ja 1998/9) osalta. Kuvan vaaka-akselilla ovat väestöryhmät ja pystyakselilla M-mittarin arvot (%). Luokituksen viimeisessä ryhmässä ovat mukana kaikki havainnot. Ryhmien väliset havaintopisteet on yhdistetty toisiinsa, joka on perusteltua viitehenkilön iän ja koulutusasteen mukaisissa luokituksissa, koska ne on tulkittavissa järjestysasteikollisina. Sosioekonomisen ja alueluokituksen tapauksessa yhdistäminen lähinnä parantaa kuvan havainnointia. Liitetaulukossa 4 on tulokset koko tarkasteluperiodilta.

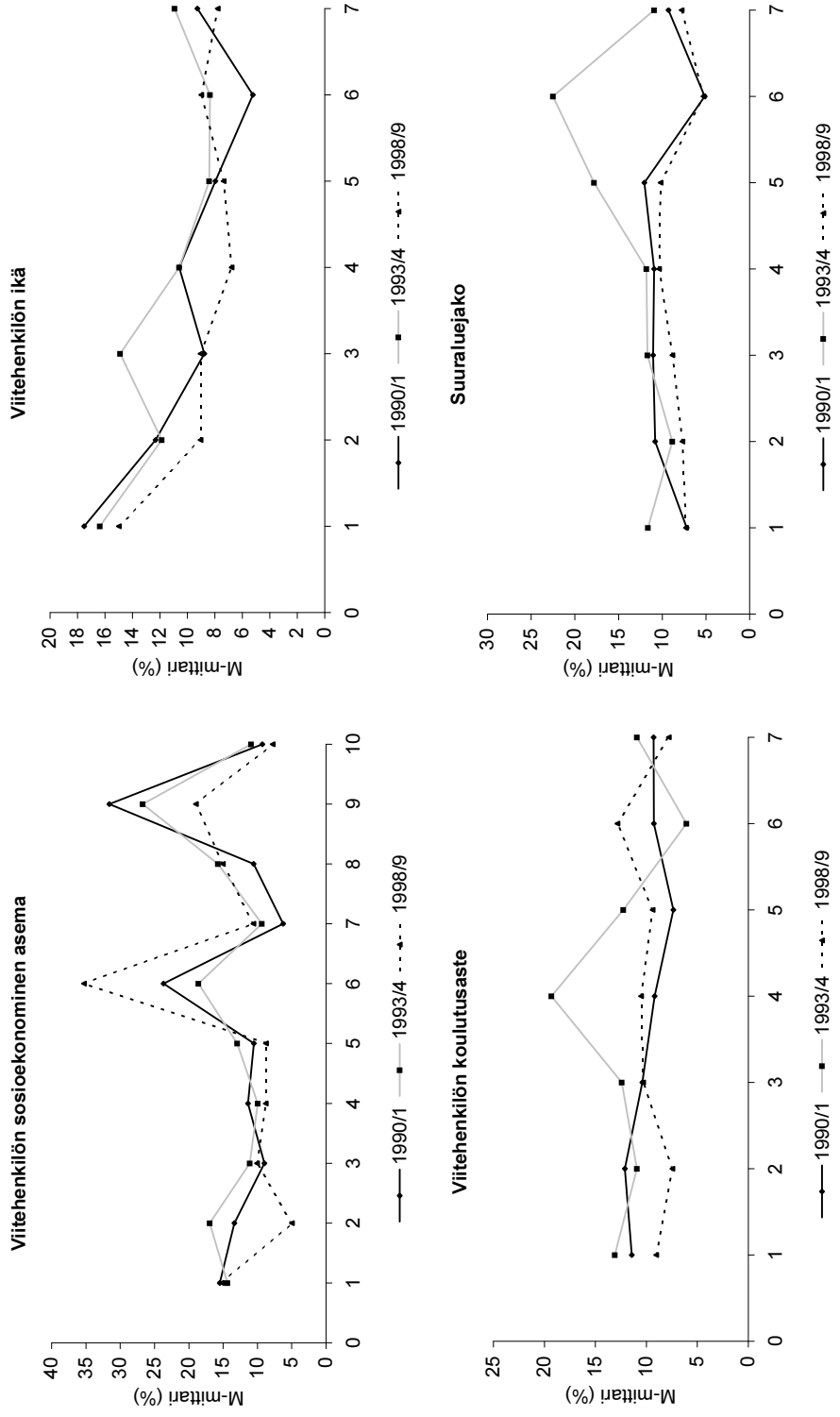
Sosioekonomisen aseman ryhmissä 6 (opiskelija) ja 9 (muut ammatissa toimimattomat) liikkuvuus oli muita suurempaa. Opiskelijoiden liikkuvuus on lisääntynyt. Ryhmässä 9 kehitys on ollut vastakkaista ja vaihtelut ryhmän pienuudesta ja heterogeenisuudesta johtuen suuria. Ryhmässä 7 (eläkeläiset) sekä liikkuvuus että sen muutos ajassa on ollut vähäistä. Hieman yllättävää on ryhmän 2 (yrittäjät) liikkuvuuden väheneminen viimeisessä paneelissa 1998/9.

Taulukko 4

Liikkuvuusindeksin ryhmien sisäiset ja väliset estimaatit I_1 -mittarilla vuosina 1990-1999¹

Väestöryhmä	Paneeli	Painomuuttuja		Liikkuvuusmittari		M -mittari
		S^W	S^B	M^W	M^B	
Viitehenkilön sosioekonominen asema	1990/1	83.51	16.49	10.86	1.26	9.28
	1991/2	84.72	15.28	10.19	0.90	8.77
	1992/3	86.05	13.95	11.68	0.77	10.16
	1993/4	82.82	17.18	12.89	1.48	10.93
	1994/5	82.62	17.38	9.89	0.45	8.25
	1995/6	83.42	16.58	9.34	0.24	7.83
	1996/7	81.29	18.71	9.17	0.85	7.62
	1997/8	84.74	15.26	9.38	1.01	8.10
	1998/9	82.81	17.19	9.26	0.75	7.80
Viitehenkilön ikä	1990/1	93.66	6.34	9.86	0.74	9.28
	1991/2	93.71	6.29	9.31	0.74	8.77
	1992/3	93.53	6.47	10.79	1.12	10.16
	1993/4	92.52	7.48	11.76	0.60	10.93
	1994/5	91.83	8.17	8.90	0.96	8.25
	1995/6	92.72	7.28	8.37	0.97	7.83
	1996/7	91.66	8.34	8.19	1.25	7.62
	1997/8	92.67	7.33	8.60	1.76	8.10
	1998/9	93.72	6.28	8.25	0.97	7.80
Viitehenkilön koulutusaste	1990/1	84.84	15.16	10.93	0.06	9.28
	1991/2	86.77	13.23	10.09	0.11	8.77
	1992/3	86.08	13.92	11.79	0.07	10.16
	1993/4	86.89	13.11	12.53	0.31	10.93
	1994/5	86.50	13.50	9.52	0.13	8.25
	1995/6	86.70	13.30	9.02	0.04	7.83
	1996/7	86.27	13.73	8.79	0.25	7.62
	1997/8	87.82	12.18	9.21	0.11	8.10
	1998/9	86.73	13.27	8.91	0.54	7.80
Suuraluejako (Nuts2)	1990/1	93.70	6.30	9.90	0.10	9.28
	1991/2	93.93	6.07	9.27	1.13	8.77
	1992/3	92.93	7.07	10.93	0.09	10.16
	1993/4	95.91	4.09	11.37	0.63	10.93
	1994/5	96.68	3.32	8.53	0.03	8.25
	1995/6	96.70	3.30	8.06	1.00	7.83
	1996/7	96.74	3.26	7.84	0.86	7.62
	1997/8	96.80	3.20	8.34	0.87	8.10
	1998/9	96.00	4.00	8.11	0.39	7.80

¹ Korotuskertoimina on käytetty paneelien PI ja PII kertoimien geometrista keskiarvoa.



Kuva 8: Theilin mitan M-mittarin arvot väestöryhmittäin 1990/1, 1993/4 ja 1998/9

Viitehenkilön ikäryhmistä nuorimmassa (alle 25-vuotiaat) liikkuvuus on ollut kaikissa paneeleissa suurinta. Vuoden 1992/3 paneelissa liikkuvuus hieman nousi ikäryhmässä 4 (45 - 54-vuotiaat). Paneelissa 1993/4 tapahtui pientä kasvua 35 - 44-vuotiaiden ryhmässä. Viimeisessä paneelissa 1998/9 ensimmäistä ikäryhmää lukuun ottamatta liikkuvuudessa ei ole suuria eroja.

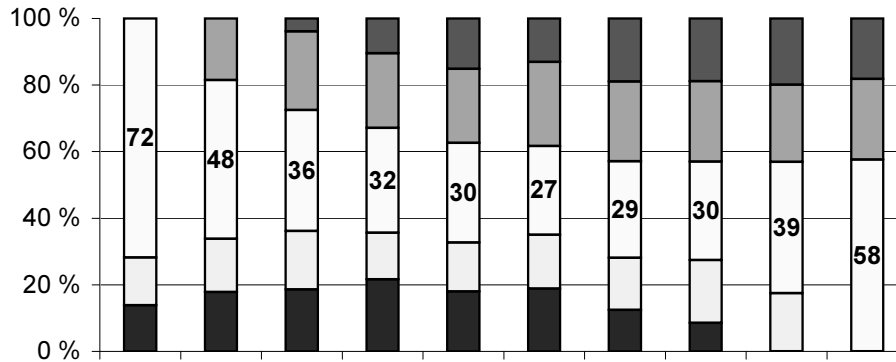
Viitehenkilön koulutusasteen mukaisissa ryhmissä liikkuvuusmittarin arvot eivät juuri eroa. Lamavuonna 1993/4 liikkuvuuden kasvua tapahtui ryhmässä 4 (alempi korkea-aste). Suuraluejaotuksessa suhteellisesti suurin liikkuvuuden väheneminen paneelista 1990/1 paneeliin 1998/9 (poikkeuksena Ahvenanmaa, ryhmä 6) on tapahtunut Lapissa (ryhmä 5).

4.2.2 Siirtymämatriisiin perustuvien laskelmien tulokset

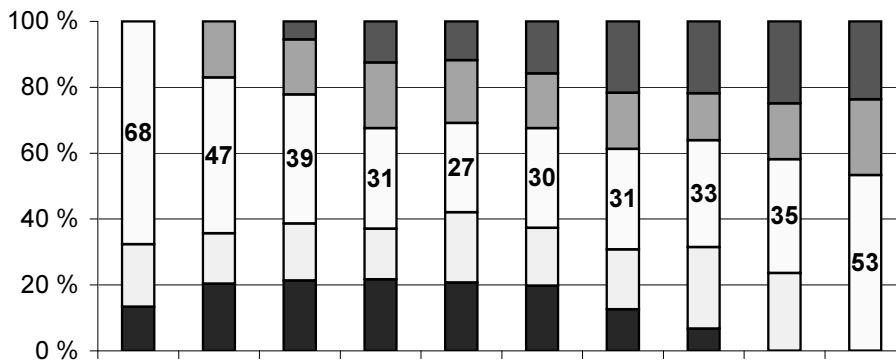
Kuva 9 esittää käytettävissä olevien tulojen liikkuvuutta tulodesiilien välillä. Siinä vaaka-akseli kuvaa tulodesiilit ylimmästä alimpaan. Pystyakseli mittaa desiilisiirtymien osuudet kahden ajankohdan (paneeli PI ja paneeli PII) välillä. Kuvaan on merkitty vain samassa desiililuokassa pysyneiden, yhden sekä kahden tai useamman desiilin siirtyneiden osuudet. Esimerkiksi 1990/1 ensimmäisen paneelin ylimmän desiilin kotitalouksista 72 prosenttia pysyi ylimmässä desiilissä vielä vuonna 1991. Vastaavasti alimmassa desiilissä pysyneiden osuus oli tätä alempi, 58 prosenttia. Korkea pysyvyys ääridesiileissä verrattuna keskimmäisiin desiileihin johtuu siitä, että niistä voidaan siirtyä vain yhteen suuntaan, kun taas keskimmäisistä desiileistä siirtyminen on mahdollista molempiin suuntiin. Suurempaan liikkuvuuteen keskimmäisissä desiileissä vaikuttaa osaksi myös se, että desiilien rajat ovat kapeampia jakauman keskellä kuin ääripäissä. Tämä johtuu siitä, että kotitalousmassa on suurimmillaan tulojakauman keskellä.

Liikkuvuus eri desiilien välillä on muuttunut ajassa. Lama-aikana (vuosina 1993/4) pysyvyys äärimmäisissä desiileissä laski verrattuna vuosiin 1990/1. Muutokset keskimmäisissä luokissa pysymisessä olivat pieniä. Lisäpiirteenä oli liikkuvuuden lisääntyminen yli yhden desiilin siirtymiä tarkasteltaessa. Viimeisessä vuosiparissa 1998/9 pysyvyys lisääntyi. Tämä oli havaittavissa kaikissa desiiliryhmissä, selvimmin kuitenkin ääriluokissa. Vastaavasti yhden desiilin siirtymät vähenivät verrattuna kah-

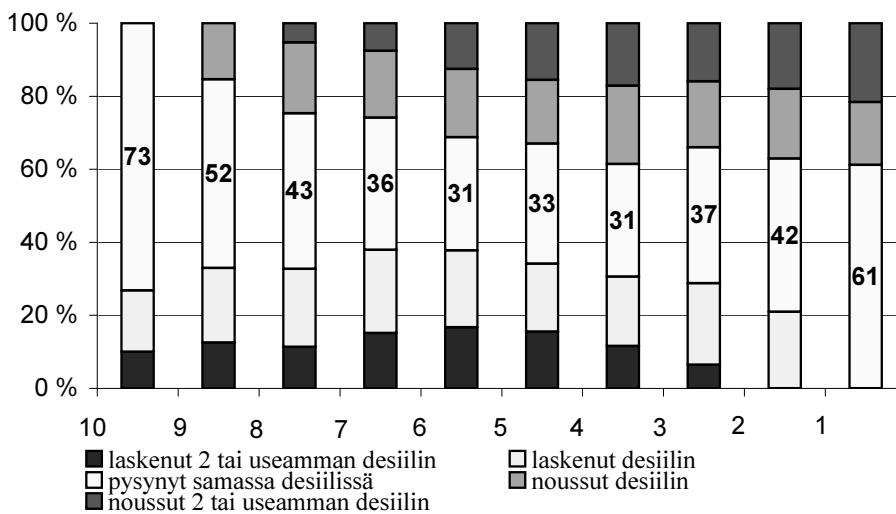
Vuodet 1990/1



Vuodet 1993/4



Vuodet 1998/9



Kuva 9: Liikkuminen desiilien välillä vuosina 1990/1, 1993/4 ja 1998/9

den tai useamman desiiliin siirtymiin.

Taulukko 5

Sosioekonomisten ryhmien liikkuvuus desiilien välillä paneeleissa 1990/1, 1993/4 ja 1998/9

Vuosi/Ryhmä	Nousseet desiililuokassa					Pysyneet	Laskeneet desiililuokassa				
	Σ	>3	3	2	1		1	2	3	>3	Σ
1990/1											
Maatalousyrittäjät	26.1	4.0	4.1	6.9	11.1	30.9	18.8	11.1	5.5	7.7	43.0
Muut yrittäjät	29.4	5.4	3.3	7.3	13.4	32.5	14.7	7.4	6.9	9.0	38.1
Ylemmät toimihenkilöt	31.3	1.7	2.8	6.7	20.1	45.5	12.0	5.0	2.0	4.2	23.2
Alemmat toimihenkilöt	32.2	1.6	1.7	6.7	22.2	38.6	16.1	7.6	2.7	2.8	29.2
Työntekijät	32.5	2.5	1.7	6.2	22.1	36.3	17.6	7.6	3.2	2.8	31.2
Opiskelijat	47.4	16.8	10.8	9.7	10.2	42.7	7.5	1.1	1.3	0.0	9.9
Eläkeläiset	37.6	1.6	2.0	8.1	25.9	47.8	8.9	2.5	1.5	1.7	14.6
Pitkäaikaistyöttömät	28.4	3.4	0.8	15.9	8.3	55.0	11.9	0.0	1.9	2.8	16.6
Muut ammat. toimim.	29.9	8.3	5.5	5.2	10.9	58.7	6.1	1.8	0.0	3.5	11.4
Kaikki	32.6	2.6	2.3	6.9	20.7	40.0	14.5	6.3	3.0	3.6	27.5
1993/4											
Maatalousyrittäjät	55.4	10.2	11.3	13.8	20.1	23.6	9.8	6.1	3.4	1.6	21.0
Muut yrittäjät	37.7	5.0	6.2	11.8	14.7	31.0	8.6	6.8	2.9	12.9	31.3
Ylemmät toimihenkilöt	24.8	1.6	1.3	6.2	15.8	47.0	15.3	7.4	2.2	3.2	28.1
Alemmat toimihenkilöt	34.5	3.7	4.0	8.0	18.8	33.9	19.1	8.9	1.6	2.0	31.6
Työntekijät	31.5	3.2	2.8	6.9	18.5	31.9	19.8	8.7	4.8	3.3	36.6
Opiskelijat	33.2	8.3	1.4	3.6	19.9	52.8	8.2	5.5	0.0	0.3	14.0
Eläkeläiset	18.9	2.0	1.9	4.4	10.7	51.9	19.6	5.7	1.5	2.5	29.2
Pitkäaikaistyöttömät	26.1	3.1	2.2	6.5	14.2	39.6	19.7	10.3	2.1	2.2	34.3
Muut ammat. toimim.	31.2	8.6	1.3	7.9	13.5	50.9	2.8	5.2	7.5	2.5	17.9
Kaikki	29.8	3.5	3.2	7.1	16.1	39.3	17.2	7.7	2.7	3.3	30.9
1998/9											
Maatalousyrittäjät	28.6	6.1	5.4	4.7	12.4	34.3	19.7	5.5	4.0	7.9	37.1
Muut yrittäjät	32.6	4.8	4.7	8.4	14.7	37.1	15.1	8.2	2.5	4.4	30.2
Ylemmät toimihenkilöt	23.8	1.1	1.1	4.4	17.2	52.3	17.1	3.3	1.9	1.7	23.9
Alemmat toimihenkilöt	34.9	1.6	4.5	8.1	20.7	39.0	16.4	5.2	2.7	1.8	26.1
Työntekijät	29.7	1.2	3.6	5.9	18.9	38.3	20.2	6.8	2.9	2.1	32.1
Opiskelijat	34.6	12.7	6.0	4.7	11.1	50.1	9.0	1.8	2.1	2.5	15.4
Eläkeläiset	18.8	1.1	1.8	4.4	11.4	51.4	21.9	3.8	2.4	1.7	29.8
Pitkäaikaistyöttömät	28.1	1.9	1.6	7.6	16.9	46.9	17.6	5.0	0.8	1.6	25.0
Muut ammat. toimim.	35.3	5.4	11.0	7.3	11.6	39.6	11.3	4.7	0.0	9.1	25.1
Kaikki	27.8	2.1	3.2	6.0	16.5	43.9	18.3	5.1	2.4	2.4	28.3

Desiilisiirtymät eroavat eri väestöryhmissä. Taulukossa 5 on tarkasteltu liikkuvuutta viitehenkilön sosioekonomisissa ryhmissä. Kun vuosina 1990/1 pitkäaikaistyöttömistä 55 prosenttia pysyi samassa desiilissä, niin 1993/4 se oli pudonnut 39.6 prosenttiin, koska liikkuminen desiililuokista alaspäin lisääntyi voimakkaasti. Vuosina 1998/9 pysyvyys nousi jälleen 46.9 prosenttiin. Tämä selittyy alaspäin siirtymisen vähenem-

sellä, joskin suunta alaspäin säilyi edelleen korkeana vuosiin 1990/1 verrattuna. On huomattava, että laskelmissa väestömuuttuja valittiin ensimmäisen paneelivuoden ryhmittäytymisen mukaisena. Näin ne pitkäaikaistyöttömät, jotka ovat mahdollisesti työllistyneet seuraavassa paneelissa, kuuluvat edelleen taulukossa pitkäaikaistyöttömiin. Siirtyminen desiililuokituksessa ylöspäin on pääsääntöisesti vain yksi luokka. Tämä viittaa siihen, että työllistyminen lisää vain vähän tulotasoa. Pitkäaikaistyöttömien tulotaso on muutoinkin alhainen, kuten taulukko 5 osoittaa. Vuosina 1993 ja 1998 ryhmän osuus oli selvästi suurin alimmassa desiilissä.

Opiskelijoiden siirtymät ylöspäin ovat yleisempiä kuin siirtymät alaspäin. Vuosina 1990/1 ylöspäin siirtyminen oli voimakasta. Vuonna 1991 jopa 16.8 prosenttia opiskelijoista oli noussut kolme tai useamman desiilin edellisestä vuodesta. Lamassa ylöspäin siirtyminen väheni. Vuosina 1998/9 on havaittavissa lievää liikkuvuuden kasvua sekä ylös- että alaspäin. Eläkeläisten ja ylempien toimihenkilöiden pysyvyys on selvästi koko maan arvoja suurempaa ja se on lisäksi säilynyt vakaana koko tarkasteluperiodin ajan. Alhaisia pysyvyyslukuja saivat maatalousyrittäjät ja muut yrittäjät.

Siirtymien symmetrisyyttä (Taulukon 5 Σ -sarakkeet) katsottaessa havaitaan, että vuosina 1990/1 kahdella ryhmällä, maatalousyrittäjät ja muut yrittäjät, siirtymät alaspäin olivat selvästi yleisempiä kuin ylöspäin. Vuosina 1993/4 tällaisia ryhmiä olivat ylempät toimihenkilöt, työntekijät, eläkeläiset ja pitkäaikaistyöttömät. Nyt maatalousyrittäjillä muutos oli selvimmin kasvava. Viimeisessä vuosiparissa 1998/9 laskevien siirtymien osuus oli suurempi maatalousyrittäjillä, työntekijöillä ja eläkeläisillä.

Liitetaulukoissa 5.a-5.c on tarkasteltu liikkuvuutta viitehenkilön ikäryhmän, viitehenkilön koulutusasteen ja suuralueen mukaan. Ikäryhmistä (Liitetaulukko 5.a) liikkuvuus on suurinta nuorimmassa ryhmässä. Desiilissä pysymistä kuvaavat arvot kasvavat tasaisesti iän karttuessa. Siirtyminen ylempään desiiliin on suurta nuorimmassa ikäryhmässä. Huomattavaa on runsas liikkuminen neljä tai useampia luokkia ylöspäin tässä ryhmässä. Yli 64-vuotiaiden liike ylöspäin on vuosien 1990/1 jälkeen hiipunut.²⁰ Kun vuosina 1990/1 kaikissa ryhmissä nousevien siirtymien osuus oli las-

²⁰Yli 64-vuotiaat ovat eläkejärjestelmän piirissä, mutta se on ryhmänä suppeampi kuin sosioekonomisen luokituksen ryhmä eläkeläiset.

kevia suurempi, niin 1993/4 yli 44-vuotiailla laskevien siirtymien osuus oli nousevia suurempaa. Tämä piirre on säilynyt myös vuosina 1998/9.

Koulutusasteryhmistä (Liitetaulukko 5.b) alempi keskiaste näyttää olevan liikkuvien. Lamassa 1993/4 perusasteen koulutettujen siirtymät alempiin desiililuokkiin olivat yleisempiä kuin siirtymät ylöspäin. Tilanne säilyi samana vuosina 1998/9. Tutkijakoulutuksen ryhmästä on vaikea sanoa mitään, sillä ryhmään kuuluvia oli otoksessa vähän. Korkeampi koulutusaste näyttäisi liittyvän suurempaan pysyvyyteen samassa desiilissä.

Suuralueilla liikkuvuus on muuttunut niin, että kun vuosina 1990/1 kaikilla alueilla siirtyminen ylempiin desiileihin oli suurempaa kuin siirtyminen alaspäin, niin 1993/4 laskevat siirtymät olivat nousevia yleisempiä Uudellamaalla, muun Etelä-Suomen alueella ja Pohjois-Suomessa. Vuosina 1998/9 näitä oli Itä-, Väli- ja Pohjois-Suomessa.

Taulukossa 6 pysyvyyden tarkastelu keskittyy alimpaan desiiliin. Siinä on esitetty neljän väestöryhmän osuus alimmassa desiilissä sekä siinä pysyvyys paneeleissa 1990/1, 1993/4 ja 1998/9. Taulukon 6 mukaan vuonna 1990 eläkeläiset ja työntekijät olivat suurimmat ryhmät alimmassa desiilissä. Eläkeläisten ja pitkäaikaistyöttömien sekä ammatissa toimimattomien pysyvyys oli selvästi suurinta. Vuonna 1993 pitkäaikaistyöttömien osuus alimmassa desiilissä oli suurin, 24 prosenttia. Myös ryhmän pysyvyytluku tässä desiilissä oli vuoden 1990 tilannetta suurempi. Viimeisessä paneelissa 1998/9 pitkäaikaistyöttömien osuus oli edelleen suurin tosin kuitenkin selvästi vuoden 1993 arvoa pienempi. Sitä vastoin pysyvyytluku oli entisestään kasvanut. Eläkeläiset olivat lisänneet osuuttaan alimmassa desiilissä.

Iän mukaan tarkasteltuna alle 25-vuotiaiden osuus ja pysyvyytluku olivat kasvaneet. Yli 64-vuotiaiden osuus alimmassa desiilissä laski vuoden 1990 tasosta. Alimpien koulutusryhmien väestöosuudet olivat selvästi suurimmat ensimmäisessä desiilissä. Perusasteeseen kuuluvien osuus on laskenut alimmassa desiilissä ja alemman ja ylemmän keskiasteen kasvanut. Suuralueista eniten väestöosuuttaan on kasvattanut alimmassa desiilissä Uusimaa.

Taulukko 6

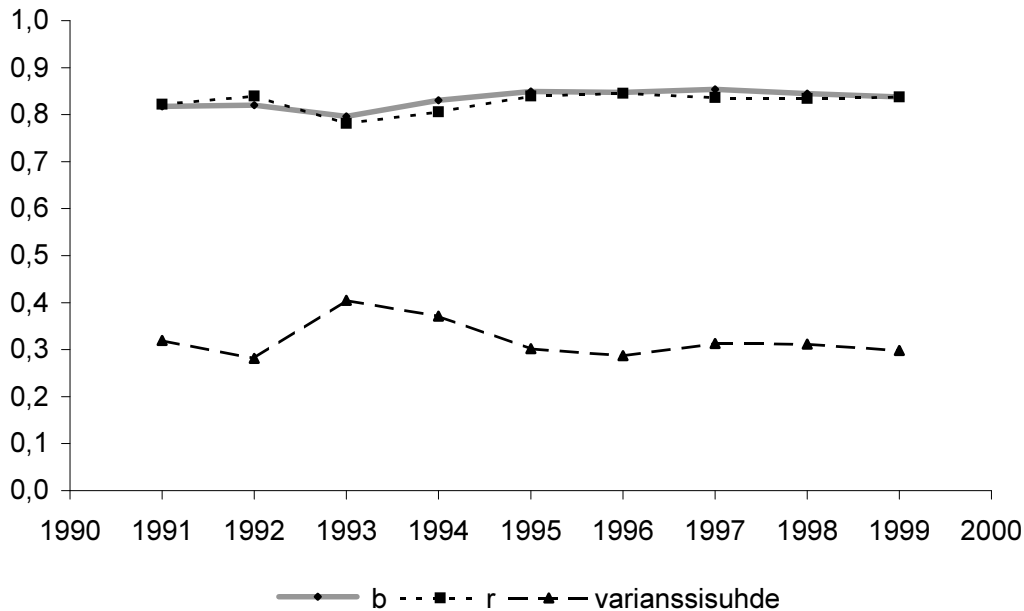
Pysyvyys väestömuuttujaryhmittäin ensimmäisessä desiilissä
paneelissa 1990/1, 1993/4 ja 1998/9, %

Vuosi/Ryhmä	1990	pysyy 1. des. 1991	1993	pysyy 1. des. 1994	1998	pysyy 1. des. 1999
Sosioekonominen asema						
Maatalousyrittäjät	8.6	59.5	6.6	30.6	6.1	64.0
Muut yrittäjät	11.7	51.6	10.4	37.6	10.6	58.5
Ylemmät toimihenkilöt	1.3	17.6	1.9	73.9	2.1	61.6
Alemmat toimihenkilöt	9.3	49.5	12.5	28.6	12.1	39.6
Työntekijät	22.8	56.2	14.4	41.8	14.1	69.8
Opiskelijat	8.2	58.9	10.8	70.1	14.8	60.3
Eläkeläiset	27.4	60.7	11.6	57.2	12.7	53.4
Pitkäaikaistyöttömät	4.7	67.4	24.1	71.6	21.5	74.4
Muut ammatissa toimimattomat	5.9	69.2	7.6	64.1	5.9	57.8
Kaikki	100.0	57.6	100.0	53.3	100.0	61.2
Ikä						
alle 25-vuotias	14.6	58.1	16.4	58.4	20.7	63.3
25 - 34-vuotias	26.1	53.2	29.9	54.2	21.2	54.9
35 - 44-vuotias	22.5	65.2	28.8	45.4	27.2	51.8
45 - 54-vuotias	10.4	46.8	11.8	60.0	15.8	74.8
55 - 64-vuotias	8.3	58.2	5.5	45.1	8.0	75.3
yli 64-vuotias	18.1	60.0	7.6	64.5	7.1	63.5
Kaikki	100.0	57.6	100.0	53.3	100.0	61.2
Koulutusaste						
Perusaste	51.3	56.6	41.0	58.2	37.9	66.2
Alempi keskiaste	42.0	61.4	46.6	52.5	51.1	59.7
Ylempi keskiaste	5.2	51.0	8.7	29.3	7.8	52.3
Alempi korkea-aste	0.7	22.3	1.6	49.3	0.6	0.0
Ylempi korkea-aste	0.8	0.0	2.0	79.3	2.6	57.7
Tutkijakoulutus	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Kaikki	100.0	57.6	100.0	53.3	100.0	61.2
Suuralue						
Uusimaa	11.8	35.6	15.6	50.4	19.1	55.5
Etelä-Suomi	32.6	59.7	33.7	58.6	31.5	56.1
Itä-Suomi	18.4	60.1	21.2	50.1	18.0	61.4
Väli-Suomi	21.6	66.5	16.8	49.9	14.3	66.3
Pohjois-Suomi	15.4	53.9	11.9	52.1	17.1	72.4
Ahvenanmaa	0.2	100.0	0.7	64.5	0.0	0.0
Kaikki	100.0	57.6	100.0	53.3	100.0	61.2

4.2.3 Dynaaminen regressio

Yksinkertainen autoregressiivinen malli (6) estimoitiiin erikseen jokaiselle vuosiparille 1990/1, 1991/2,...,1998/9. Laskelmat tehtiin myös ikäryhmissä, jotta saataisiin

selville vaihteeliko pisyvyys ikäjakauman eri vaiheissa. Estimoinnit tehtiin otospainoja käyttämättä. Tulokset on raportoitu Taulukossa 7 kolmelle vuosiparille, 1990/1, 1993/4 ja 1998/9. Liikkuvuuden kannalta keskeiset tunnusluvut ovat sarakkeen viisi b -estimaatit, sarakkeen kahdeksan korrelaatio r ja sarakkeen yhdeksän varianssien suhde s_t^2/σ_{t-1}^2 . Kuvassa 10 on esitetty näiden kuvaajat koko otoksen osalta. Siitä nähdään, että b -kertoimet ja korrelaatiot vastaavat hyvin toisiaan ja niiden vaihtelut ovat pieniä. Varianssien suhde (sarake 9) kasvoi lamassa, mutta on sen jälkeen pysynyt vakaana.



Kuva 10: b -estimaatin, korrelaation ja varianssisuhteen ($=s_t^2/\sigma_{t-1}^2$) kuvaajat 1990-1999

Liikkuvuuden selvittämisen kannalta keskeisiä olivat mallin (6) b -estimaatit. Taulukosta 7 nähdään, että nämä kaikki olivat ykköstä pienempiä. Mallissa tulos tulkitaan siten, että tuloilla on merkittävä transitorinen komponentti. Paneelissa 1990/1 koko aineistolle saatu β :n 95 prosentin vaihteluväli on $0.8173 \pm 1.96 * 0.00725$ eli $0.8031 \leq \beta \leq 0.8315$. Vastaava β :n vaihteluväli paneelissa 1998/9 on $0.8375 \pm 1.96 * 0.008135$ eli $0.8215 \leq \beta \leq 0.8534$. Näin tilastollista päätöstä ajanjakson ääripäiden pisteestimaattien suuruuseroista ei voida tavanomaisella merkitsevyytasolla tehdä.

Taulukko 7

Regressiomallin tulokset paneeleissa 1990/1, 1993/4 ja 1998/9

Paneeli	Viitehenkilön ikä	Vakio	t-arvo	b	t-arvo	R^2	r	s_t^2/σ_{t-1}^2
1990/1	-25	-0.179	-4.7	0.633	16.3	0.447	0.669	0.495
	25-34	-0.014	-1.5	0.772	41.2	0.597	0.773	0.402
	35-44	0.005	0.6	0.792	44.1	0.541	0.736	0.532
	45-54	-0.028	-2.8	0.833	40.5	0.559	0.748	0.546
	55-64	-0.055	-5.5	0.828	50.4	0.735	0.858	0.247
	65-74	-0.065	-4.6	0.820	44.1	0.800	0.894	0.168
	75+	-0.019	-0.9	0.896	40.6	0.862	0.928	0.129
	Kaikki	-0.026	-6.0	0.817	112.8	0.676	0.822	0.320
1993/4	-25	-0.161	-3.7	0.676	17.8	0.625	0.790	0.275
	25-34	-0.003	-0.2	0.825	31.1	0.595	0.772	0.462
	35-44	0.005	0.5	0.797	34.6	0.545	0.739	0.529
	45-54	-0.047	-3.5	0.859	31.1	0.524	0.724	0.670
	55-64	-0.065	-4.3	0.794	30.1	0.630	0.794	0.370
	65-74	-0.067	-3.7	0.891	31.9	0.783	0.885	0.220
	75+	-0.124	-4.1	0.868	22.8	0.768	0.876	0.228
	Kaikki	-0.033	-5.6	0.830	82.9	0.650	0.806	0.371
1998/9	-25	-0.115	-2.4	0.667	16.6	0.570	0.755	0.336
	25-34	-0.011	-1.0	0.858	41.3	0.709	0.842	0.302
	35-44	0.005	0.5	0.889	46.7	0.668	0.817	0.393
	45-54	-0.031	-2.9	0.781	42.3	0.593	0.770	0.420
	55-64	-0.067	-5.3	0.901	42.3	0.711	0.843	0.330
	65-74	-0.137	-7.4	0.814	32.0	0.750	0.866	0.221
	75+	-0.138	-4.9	0.829	26.0	0.764	0.874	0.213
	Kaikki	-0.036	-6.9	0.837	102.9	0.701	0.838	0.299

Ikäryhmissä pienimmät b -estimaatit saatiin alle 25-vuotiaiden ryhmässä. Tämä vastaa aiemmin liikkuvuusindekseillä saatua tulosta. Liikkuvuus on pienimmillään vuosiparilla 1990/1 ikäryhmässä yli 74-vuotiaat, vuosiparilla 1993/4 ikäryhmässä 65 - 74-vuotiaat ja viimeisessä vuosiparissa 55 - 64-vuotiaat. Nämä tulokset ovat sopusuhteissa väestömuuttujan liikkuvuusindeksillä saatujen tulosten kanssa. Vastaa-

vasti verrattaessa koko maan liikkuvuuden eroja vuosien 1990/1 ja 1998/9 välillä, havaittiin alle 25-vuotiaiden liikkuvuuden olevan merkitsevästi suurempaa koko maan tasoon nähden.²¹

Tulos poikkeaa Atkinson et al. (1989) Englannin aineistoilla esittämistä tuloksista, joissa minimiarvo osui ikäryhmään 44 - 55-vuotiaat. Estimaattien kuvaaja oli käännetyn U:n muotoinen. Myös korrelaation elinkaarikuva poikkeaa näinä kolmena vuonna. Vuonna 1990/1 liikkuvuuden minimi- ja maksimiarvot vastasivat b -kertoimella saatua kehityskuvaa. Vuoden 1993/4 aineistossa kuvaajat poikkesivat selvästi, joskin minimiarvo osui samaan ikäkohorttiin. Viimeisenä vuonna 1998/9 maksimiarvo oli samassa ikäkohortissa mutta minimiarvo ei. Varianssin suhteesta voidaan havaita, että transitorisen komponentin osuus lähtötilanteen varianssiin ensin kasvaa ja sitten laskee. Kaikissa tapauksissa b :n arvo oli ykköistä pienempi.

Estimoitua ensimmäisen asteen autoregressiivistä mallia voidaan pitää tilastollisen analyysin lähtökohtana. Creedy ja Hart (1979) havaitsivat, että tulodynamiikkaa kuvaa paremmin ensimmäisen asteen autoregressiivisyyttä monimutkaisempi malli. Suomen aineisto ei mahdollista useamman asteen autoregressiivisyyden mallittamista, koska niiden paneelin pituus on kaksi vuotta. Toinen tapa yleistää mallia on lisätä selittäjiksi muita liikkuvuuteen vaikuttavia tekijöitä kuten koulutus, kotitalouden sosioekonominen asema jne. Lisäksi satunnaistermissä voidaan erottaa poikittaisaineistoa, aikaa ja puhtaasti satunnaisuutta osoittavat komponentit ja suorittaa estimointi yhdistetyllä aika- ja poikittaisaineistolla.²²

5 Loppupäätelmät

Tutkimuksen tavoitteena oli selvittää kuinka suurta tuloliikkuvuus on ollut 1990-luvulla. Tällä tiedolla on merkitystä poikittaisaineistoilla saatuja eriarvoisuustuloksia arvioitaessa. Kotitaloudet, jotka ovat tietyinä ajankohtana tulojakauman ääripäissä, tuskin säilyttävät tämän aseman koko elinkaaren ajan. Siten on syytä olettaa,

²¹Taulukosta 7 saadaan estimaatin keskivirhe jakamalla estimaatin arvo sen t -arvolla. Kaikissa ikäluokissa havaintojen määrä, kaikki vuodet huomioiden, oli vähintään 159.

²²Baltagi (1995) tarkastelee monipuolisesti paneeliaineistojen estimointia ja ottaa siinä erityisyksynä esille mm. rotaatiopaneelien estimoinnin.

että pidemmältä ajalta laskettu tulovirta tasoittaa eriarvoisuutta ja mitä suurempaa tuloliikkuvuus on, sitä suurempaa tämä eriarvoisuutta tasoittava vaikutus myös on. Eriarvoisuuden kannalta olennaista pysyvän ja satunnaisen tulon (transitorinen) komponenttia ei ole voitu erottaa poikittaisaineistossa. Toistetuilla kahden vuoden paneeleilla voitiin arvioida liikkuvuuden suuruutta ja muutoksen suuntaa.

Tutkimuksen keskeinen tulos on, että käytettävissä olevien tulojen suhteellisesti mitattu liikkuvuus ei ole ainakaan lisääntynyt 1990-luvulla. Tämä voidaan tulkita siten, että 1990-luvulla pysyvä eriarvoisuus on lisääntynyt eikä elinkaaren huomioon ottaminen muuta olennaisesti poikkileikkauksista saatua kehityskuvaa. On myös huomattava, että keskimääräiset käytettävissä olevat reaalitytulot saavuttivat vasta vuonna 1997 vuoden 1990 tason ja olivat vuonna 1999 vain kymmenisen prosenttia korkeammat kuin vuonna 1990. Toisin sanoen liikkuvuuden vertailu tapahtui varsin samalla tulotasolla.

Kun tuloliikkuvuus hajotettiin väestöryhmien sisäiseen ja väliseen komponenttiin, jäykkyyden voitiin havaita olevan suurempaa ryhmien välisessä kuin sisäisessä tekijässä. Väestömuuttujien kesken oli pieniä eroavaisuuksia sisäisen ja välisen tekijän keskinäisessä suhteessa. Myös ajallisessa kehityksessä oli vähäisiä eroja. Hajotuksesta voidaan päätellä, että tuloliikkuvuuden väheneminen on 1990-luvulla aiheutunut pääosin ryhmien sisäisestä kehityksestä.

Tuloliikkuvuuden tarkastelu sekä eriarvoisuusindeksiin että siirtymämatriisiin perustuvalla menetelmällä osoitti eroja väestöryhmien liikkuvuudessa ja myös suuria muutoksia 1990-luvun aikana. Pitkäaikaistyöttömät ovat keskeinen väestöryhmä, jolle muutokset ovat olleet suuria. Heidän osuutensa alimmassa desiilissä kasvoi laman aikana ja on säilynyt korkeana myös nopean talouskasvun aikana. Työllistyminen näyttää lisäävän ryhmään kuuluvien tulotasoa suhteellisen vähän. Ikärakenteessa liikkuvuus näytti olevan suurinta nuorimmissa ikäluokissa. Laman vaikutus näkyi yli 44-vuotiaiden desiilisiirtymissä siten, että alempaan desiiliin siirtyminen yleistyi ylempiin siirtymiseen verrattuna.

Lama koetteli selvimmin perusasteen koulutettuja. Suuralueista Uudellamaalla, muussa Etelä-Suomessa ja Pohjois-Suomessa lamanaikainen tuloliikkuvuuden virta alempiin desiileihin oli ylempiin desiileihin siirtymistä voimakkaampaa. Koko

talouden elpymässä Itä-, Väli- ja Pohjois-Suomi pysyivät alueina, joilla siirtyminen alempiin desiileihin on ylempiin siirtymistä suurempaa.

Tulokset perustuivat tulonjakotilaston kahden vuoden paneeleihin. Perusteellisempi selvitys edellyttää pidempiä paneeleja. Valitettavasti niitä ei ole vielä käytettävissä. Toivottavasti valmistuvat ECHP-aineistot mahdollistavat tässä mielessä perusteellisemmän analyysin.

Eri menetelmillä saaduista tuloksista on varottava esittämästä liian voimakkaita väittämiä. Lisäksi on muistettava, että ajassa tapahtuviin vertailuihin ja aineistojen vastaavuuksiin liittyy varauksia. Kuitenkin keskeinen havainto, joka toistui kaikissa menetelmissä oli se, että tuloliikkuvuus ei ole ainakaan suhteellisesti kasvanut 1990-luvulla. Näin eri poikittaistutkimuksissa havaitut tulokset eriarvoisuuden lisääntymisestä ovat perusteltuja. Eriarvoisuus ei näytä häviävän itsestään ajan myötä.

Lähteet

- Atkinson, A. B., F. Bourguignon and C. Morrisson (1988): "Income Distribution and Wealth Inequality." *European Economic Review* **32**, 619-632.
- Atkinson, A. B., F. Bourguignon and C. Morrisson (1992): *Empirical Studies of Earnings Mobility*. Harwood Academic Publishers, Paris.
- Baltagi, B. H. (1995): *Econometric Analysis of Panel Data*. John Wiley & Sons, New York.
- Bartholomew, D.J. (1973): *Stochastic Models for Social Processes*. Second Edition, Wiley, London.
- Cowell, F.A. (1989): "Sampling Variance and Decomposable Inequality Measures." *Journal of Econometrics*, **42**, 27-41.
- Creedy, J. and P. Hart (1979): "Age and the Distribution of Earnings." *The Economic Journal* **80**, 280-293.
- Laaksonen, S. (1989): "Use of Panel Data in Applications of Income Dynamics." *Finnish Economic Papers* **Vol. 2:1**, 55-64.

- Laaksonen, S. (1992): "Handling Household Survey Non-Response Data." *Statistical Research Reports*, **13**, The Finnish Statistical Society, Helsinki.
- Ramos, X. (1999): "Earnings Inequality and Earnings Mobility in Great Britain: Evidence from the BHPS, 1991-94." Part of PhD Thesis at the Institute for Social and Economic Research, University of Essex.
- Riihelä, M. ja R. Sullström (2001): "Tuloerot ja eriarvoisuus suuralueilla pitkällä aikavälillä 1971-1998 ja erityisesti 1990-luvulla." *VATT Tutkimuksia*, **80**.
- Riihelä, M., R. Sullström and M. Tuomala (2001a): "What Lies behind the Unprecedented Increase in Income Inequality in Finland during the 1990s." *VATT Discussion Papers*, **247**.
- Riihelä, M., R. Sullström and M. Tuomala (2001b): "On Economic Poverty in Finland in the 1990s." *VATT Discussion Papers*, **264**.
- Riihelä, M., R. Sullström, I. Suoniemi and M. Tuomala (2001): "Recent Trends in Income Inequality in Finland." *Tampere Economic Working Papers Net Series*, **6**. <http://tampub.uta.fi/econet/wp6-2001.pdf>.
- Shorrocks, A. F. (1978a): "Income Inequality and Income Mobility." *Journal of Economic Theory* **19**, 376-393.
- Shorrocks, A. F. (1978b): "The Measurement of Mobility." *Econometrica* **Vol. 46**, 1013-1024.
- Shorrocks, A. F. (1980): "The Class of Additively Decomposable Inequality Measures." *Econometrica*, **48**, 613-625.
- Shorrocks, A. F. (1981): "Income Stability in the United States." In *The Statistics and Dynamics of Income* (eds. N. A. Klevmarken and J. A. Lybeck), Tieto Ltd, 175-194.
- Suoniemi, I. (1999): "Tulonjaon kehitys Suomessa ja siihen vaikuttavista tekijöistä." *Tutkimuksia* **76**. Palkansääjien tutkimuslaitos.
- Suoniemi, I. (1998): "Tuloissa ja kulutuksessa mitatun eriarvoisuuden kehitys Suomessa 1971-1994." *Tutkimuksia* **70**. Palkansääjien tutkimuslaitos.
- Talousneuvosto (2001): "Työmarkkinoilta syrjäytyminen, tulonjako ja köyhyys." *Työryhmäraportti* **2001:13**, Valtioneuvoston kanslian julkaisusarja, Helsinki.

Tilastokeskus (1995): Tulonjakotilasto 1993, Tulot ja kulutus 1995:10, Helsinki.

Tilastokeskus (1997): Tulonjakotilasto 1995, Tulot ja kulutus 1997:12, Helsinki.

Tilastokeskus (2001): Tulonjakotilasto 1999, Tulot ja kulutus 2001:16, Helsinki.

Liitteet

TEKSTILIITE A: Väestömuuttajat

Viitehenkilön ikä:

1. alle 25-vuotias
2. 25 - 34-vuotias
3. 35 - 44-vuotias
4. 45 - 54-vuotias
5. 55 - 64-vuotias
6. yli 64-vuotias

Viitehenkilön koulutusaste:

1. Perusaste
2. Alempi keskiaste
3. Ylempi keskiaste
4. Alempi korkea-aste
5. Ylempi korkea-aste
6. Tutkijakoulutus

Viitehenkilön sosioekonominen asema:

1. Maatalousyrittäjät
2. Muut yrittäjät
3. Ylemmät toimihenkilöt
4. Alemmat toimihenkilöt
5. Työntekijät
6. Opiskelijat
7. Eläkeläiset
8. Pitkäaikaistyöttömät
9. Muut ammatissa toimimattomat

Suuraluejako (Nuts2):

1. Uusimaa
2. Etelä-Suomi
3. Itä-Suomi
4. Väli-Suomi
5. Pohjois-Suomi
6. Ahvenanmaa

Tekstiite B Tutkimuksen eriarvoisuusmitat

Tulovektorissa $x = x_i$ indeksi i viittaa kotitalouteen $i = 1, 2, \dots, n$. μ on tulojen keskiarvo ja $f_i = w_i / \sum_i w_i$ korotuskerroin. Kun yleistetyn entropiamitan aversioparametria merkitään c :llä, niin mittarin yleinen esitys on muotoa:

$$I_c = \frac{1}{c^2 - c} \left[\sum_{i=1}^n f_i \left(\frac{x_i}{\mu} \right)^c - 1 \right], \quad c \neq 0, 1. \quad (11)$$

Tutkimuksessa käytetään kolmea yleistettyä entropiamittaa: (1) logaritmista keski-
poikkeamaa (mean log deviation) ($c = 0$), jolloin

$$I_0 = \sum_{i=1}^n f_i \ln(\mu/x_i), \quad (12)$$

Theilin indeksää (Theil index) ($c = 1$), jolloin

$$I_1 = \sum_{i=1}^n f_i (x_i/\mu) \ln(x_i/\mu) \quad (13)$$

ja variaatiokertoimen neliön puolikasta (the half the squared coefficient of variation) ($c = 2$), jolloin

$$I_2 = \frac{1}{2} \left[\sum_{i=1}^n f_i \left(\frac{x_i}{\mu} \right)^2 - 1 \right] = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n f_i (x_i - \mu)^2 / \mu^2 = CV^2 / 2. \quad (14)$$

Neljäntenä mittarina käytetään Gini-kerrointa:

$$Gini = \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^j f_i f_j |x_i - x_j| / \mu. \quad (15)$$

Liitetaulukko 1
Tulonjakotilastojen otosaineistot vuosina 1990-1999¹

Vuosi		Paneeli PI	Paneeli PII	Koko otos	Yhd. paneeli
1990	Brutto-otos	8362	5372	13734	
	Ylipeitto ja kato	1886	396	2282	
	Hyväksytyt	6476	4976	11452	
	Nettokato (%) ¹	16.6	6.3	12.4	
1991	Brutto-otos	7032	6474	13506	
	Ylipeitto ja kato	1373	379	1752	
	Hyväksytyt	5659	6095	11754	6093
	Nettokato (%) ¹	15.7	4.7	10.3	
1992	Brutto-otos	6068	5656	11724	
	Ylipeitto ja kato	1005	302	1307	
	Hyväksytyt	5063	5354	10417	5354
	Nettokato (%) ¹	15.1	4.4	9.9	
1993	Brutto-otos	6026	5063	11089	
	Ylipeitto ja kato	1477	436	1913	
	Hyväksytyt	4549	4627	9176	4627
	Nettokato (%) ¹	23.5	7.5	16.2	
1994	Brutto-otos	7039	3862	10901	
	Ylipeitto ja kato	1784	153	1937	
	Hyväksytyt	5255	3709	8964	3709
	Nettokato (%) ¹	24.1	3.1	16.7	
1995	Brutto-otos	5732	5255	10987	
	Ylipeitto ja kato	1464	261	1725	
	Hyväksytyt	4268	4994	9262	4994
	Nettokato (%) ¹	24.5	3.9	14.6	
1996	Brutto-otos	6770	4268	11038	
	Ylipeitto ja kato	1361	329	1690	
	Hyväksytyt	5409	3939	9348	3939
	Nettokato (%) ¹	19.3	6.8	14.4	
1997	Brutto-otos	6108	5409	11517	
	Ylipeitto ja kato	1219	288	1507	
	Hyväksytyt	4889	5121	10010	5121
	Nettokato (%) ¹	19.1	4.7	12.3	
1998	Brutto-otos	7081	4889	11970	
	Ylipeitto ja kato	2304	321	2625	
	Hyväksytyt	4777	4568	9345	4568
	Nettokato (%) ¹	31.8	5.9	21.2	
1999	Brutto-otos	6432	4777	11209	
	Ylipeitto ja kato	1355	264	1619	
	Hyväksytyt	5077	4513	9590	4513
	Nettokato (%) ¹	19.9	4.6	13.4	

Lähde: Tulonjakotilastot 1990-1999.

¹ Nettokato (%) = 100*[Kato/(Netto-otos)].

Liitetaulukko 2.a

Eriarvoisuusmittojen aineistovertilu, paneelin PII korotuskertoimet Eriarvoisuus paneeleittain 1990-1999. Korotuskertoimina paneelin PII korotuskertoimet

Vuodet	Gini			I_0			I_1			I_2		
	PI	PII	PI+PII	PI	PII	PI+PII	PI	PII	PI+PII	PI	PII	PI+PII
1990/1	20.39 (0.23)	20.07 (0.21)	19.39 (0.21)	7.00 (0.17)	6.84 (0.17)	6.15 (0.13)	7.13 (0.18)	6.87 (0.19)	6.33 (0.15)	8.17 (0.31)	7.82 (0.42)	7.12 (0.22)
1991/2	20.41 (0.25)	19.81 (0.24)	19.29 (0.24)	7.07 (0.18)	6.56 (0.18)	6.11 (0.15)	7.15 (0.21)	6.81 (0.23)	6.36 (0.17)	8.16 (0.34)	7.90 (0.42)	7.26 (0.27)
1992/3	20.56 (0.35)	20.88 (0.37)	19.73 (0.30)	7.23 (0.30)	7.50 (0.30)	6.45 (0.26)	7.59 (0.45)	7.93 (0.43)	6.97 (0.42)	9.37 (1.02)	9.92 (0.93)	8.69 (0.95)
1993/4	20.91 (0.42)	20.28 (0.33)	19.73 (0.35)	7.53 (0.44)	6.82 (0.23)	6.41 (0.25)	8.37 (0.89)	7.23 (0.30)	6.96 (0.40)	13.02 (3.75)	8.68 (0.59)	8.80 (1.07)
1994/5	21.33 (0.50)	21.48 (0.41)	20.67 (0.46)	7.74 (0.47)	7.80 (0.37)	7.07 (0.37)	8.52 (0.78)	8.40 (0.52)	7.78 (0.58)	11.28 (1.78)	10.93 (1.27)	9.95 (1.21)
1995/6	22.49 (0.49)	21.90 (0.35)	21.43 (0.40)	8.67 (0.46)	7.98 (0.30)	7.63 (0.32)	9.70 (0.74)	8.52 (0.40)	8.35 (0.46)	13.65 (1.93)	10.41 (0.69)	10.60 (0.90)
1996/7	22.42 (0.33)	23.05 (0.37)	22.03 (0.35)	8.41 (0.27)	8.92 (0.34)	7.99 (0.26)	8.90 (0.33)	9.90 (0.52)	8.69 (0.36)	10.83 (0.56)	13.29 (1.16)	10.87 (0.67)
1997/8	23.82 (0.61)	24.38 (0.62)	23.34 (0.58)	9.75 (0.56)	10.38 (0.76)	9.33 (0.60)	11.01 (1.13)	12.75 (1.81)	10.99 (1.27)	17.96 (4.22)	28.52 (9.80)	19.82 (4.93)
1998/9	25.08 (0.69)	25.87 (0.70)	24.73 (0.64)	10.84 (0.66)	11.53 (0.79)	10.40 (0.67)	12.85 (1.23)	14.36 (1.46)	12.62 (1.23)	21.67 (3.88)	25.17 (4.35)	20.68 (3.60)

PI = Uusi paneeli, PII = Vanha paneeli, PI+PII = Yhdistetty paneeli

I_0 = Logaritminen keskipoikkeama, I_1 = Theilin mitta, I_2 = Variaatiokertoimen neliö/2.

Liitetaulukko 2.b

Eriarvoisuus paneeleittain 1990-1999. Korotuskertoimina paneelien PI ja PII korotuskertoimien aritmeettinen keskiarvo

Vuodet	Gini			I_0			I_1			I_2		
	PI	PII	PI+PII	PI	PII	PI+PII	PI	PII	PI+PII	PI	PII	PI+PII
1990/1	20.40 (0.25)	20.12 (0.23)	19.43 (0.21)	7.00 (0.17)	6.87 (0.17)	6.18 (0.13)	7.13 (0.19)	6.90 (0.19)	6.36 (0.15)	8.18 (0.31)	7.85 (0.43)	7.16 (0.22)
1991/2	20.43 (0.20)	19.88 (0.25)	19.34 (0.22)	7.08 (0.18)	6.61 (0.18)	6.14 (0.15)	7.16 (0.20)	6.86 (0.24)	6.39 (0.18)	8.17 (0.33)	7.96 (0.43)	7.31 (0.27)
1992/3	20.48 (0.29)	20.79 (0.36)	19.66 (0.31)	7.16 (0.27)	7.42 (0.28)	6.38 (0.23)	7.47 (0.38)	7.79 (0.38)	6.86 (0.36)	9.12 (0.86)	9.62 (0.80)	8.43 (0.81)
1993/4	20.63 (0.47)	20.35 (0.34)	19.60 (0.33)	7.31 (0.40)	6.92 (0.25)	6.34 (0.24)	8.10 (0.82)	7.42 (0.37)	6.90 (0.39)	12.47 (3.50)	9.27 (0.88)	8.78 (1.03)
1994/5	21.09 (0.41)	21.36 (0.40)	20.46 (0.39)	7.55 (0.40)	7.72 (0.32)	6.91 (0.31)	8.22 (0.64)	8.22 (0.45)	7.53 (0.49)	10.67 (1.46)	10.55 (1.19)	9.49 (1.03)
1995/6	22.06 (0.47)	21.82 (0.36)	21.18 (0.38)	8.28 (0.38)	7.96 (0.29)	7.44 (0.29)	9.15 (0.58)	8.42 (0.36)	8.07 (0.40)	12.40 (1.39)	10.19 (0.63)	10.07 (0.75)
1996/7	22.34 (0.31)	23.09 (0.37)	21.98 (0.32)	8.35 (0.26)	8.95 (0.31)	7.95 (0.25)	8.88 (0.33)	9.86 (0.46)	8.65 (0.34)	10.87 (0.60)	13.09 (1.01)	10.81 (0.62)
1997/8	23.76 (0.49)	24.58 (0.69)	23.39 (0.52)	9.70 (0.49)	10.61 (0.78)	9.38 (0.55)	11.03 (0.95)	13.17 (1.94)	11.16 (1.16)	18.58 (4.01)	31.06 (1.32)	20.82 (4.96)
1998/9	24.76 (0.55)	25.68 (0.69)	24.45 (0.62)	10.52 (0.61)	11.34 (0.70)	10.13 (0.59)	12.40 (1.15)	13.92 (1.27)	12.15 (1.08)	20.63 (3.72)	23.77 (3.73)	19.44 (3.21)

PI = Uusi paneeli, PII = Vanha paneeli, PI+PII = Yhdistetty paneeli

I_0 = Logaritminen keskipoikkeama, I_1 = Theilin mitta, I_2 = Variaatiokertoimen neliö/2.

Liitetaulukko 3

M-mittarin estimaatit paneelin PII ja yhdistetyn aineiston aritmeettisen keskiarvon korotuskertoimilla¹

Paneeli	Paneeli PII				Aritmeettinen keskiarvo			
	I_0	I_1	I_2	Gini	I_0	I_1	I_2	Gini
1990/1	11.01	9.45	10.81	4.11	10.90	9.33	10.68	4.05
1991/2	10.35	8.94	9.55	4.09	10.26	8.82	9.39	4.04
1992/3	12.42	10.13	9.92	4.77	12.44	10.16	10.00	4.74
1993/4	10.63	10.83	18.91	4.21	10.90	11.05	19.15	4.33
1994/5	9.03	8.02	10.40	3.45	9.51	8.34	10.56	3.60
1995/6	8.31	8.23	11.78	3.44	8.36	8.05	10.76	3.46
1996/7	7.90	7.66	10.15	3.14	8.21	7.76	9.97	3.27
1997/8	7.41	7.61	15.21	3.17	7.76	8.00	16.62	3.26
1998/9	7.13	7.37	11.88	2.98	7.47	7.84	12.62	3.12
$\Delta_{99,90}$	-3.88	-2.08	1.07	-1.13	-3.43	-1.49	1.94	-0.93

¹ I_0 = Logaritminen keskipoikkeama, I_1 = Theilin mitta, I_2 = Variaatiokertoimen neliön puolikas.

Liitetaulukko 4

M-mittarin estimaatit väestöryhmittäin vuosina 1990-1999

Vuosi	Ryhmä	1990/1	1991/2	1992/3	1993/4	1994/5	1995/6	1996/7	1997/8	1998/9
Viitehenkilön sosioekonominen asema	1	18.0	18.5	21.0	18.5	23.4	13.9	20.7	18.4	15.6
	2	16.8	13.5	15.6	18.2	8.7	12.6	9.1	6.6	5.2
	3	15.5	16.3	17.9	15.0	11.9	8.8	9.6	12.4	13.3
	4	19.7	16.0	24.2	17.8	15.3	13.4	10.2	16.4	14.7
	5	21.6	19.0	23.6	20.7	14.6	13.2	13.0	13.2	16.9
	6	32.6	41.7	46.5	30.3	25.1	27.7	38.0	20.7	47.7
	7	9.4	7.3	9.5	11.0	10.0	7.8	10.8	11.6	11.8
	8	16.2	28.7	29.6	21.0	28.0	33.6	21.0	27.0	16.8
	9	38.9	29.3	7.9	31.3	7.6	31.6	17.9	2.8	19.3
	Kaikki	15.1	13.5	16.1	14.4	11.1	10.9	9.9	10.2	10.0
Viitehenkilön ikä	1	29.1	29.3	34.6	27.2	26.5	36.6	23.4	22.4	25.9
	2	15.8	14.6	19.0	16.4	9.9	16.1	11.0	13.2	10.8
	3	15.1	13.2	17.5	18.1	12.6	10.0	9.0	7.9	10.7
	4	19.1	17.9	20.0	14.6	13.2	8.9	10.5	13.6	10.3
	5	12.8	10.2	12.8	10.3	8.6	8.6	9.9	6.6	8.6
	6	6.9	4.9	6.9	9.9	10.7	7.6	10.3	8.5	9.3
	Kaikki	15.1	13.5	16.1	14.4	11.1	10.9	9.9	10.2	10.0
Viitehenkilön koulutusaste	1	17.5	15.4	18.9	17.0	14.1	13.9	12.0	12.0	10.9
	2	19.8	15.9	20.5	15.8	14.5	13.5	11.7	11.5	10.8
	3	16.0	18.2	20.1	15.2	11.1	13.3	12.2	9.6	13.5
	4	15.3	14.0	9.6	24.2	9.0	7.2	10.0	14.2	11.5
	5	13.6	10.6	17.4	15.3	10.5	10.0	8.6	9.8	11.2
	6	16.3	18.9	25.0	12.3	7.2	4.7	12.3	15.5	15.6
	Kaikki	15.1	13.5	16.1	14.4	11.1	10.9	9.9	10.2	10.0
Suuraluejako (nuts2)	1	12.3	14.4	15.2	14.7	8.5	10.2	8.9	9.6	9.0
	2	15.6	14.2	17.7	12.4	11.1	12.1	9.8	8.3	10.3
	3	17.0	15.2	21.0	14.5	15.7	8.9	13.8	17.4	12.2
	4	19.3	12.6	19.2	17.6	14.0	14.5	12.8	11.7	13.1
	5	22.7	15.9	17.4	21.7	17.4	10.2	8.8	13.4	12.7
	6	6.0	12.7	5.2	22.5	22.8	19.8	17.1	5.5	5.3
	Kaikki	15.1	13.5	16.1	14.4	11.1	10.9	9.9	10.2	10.0

Liitetaulukko 5.a

Liikkuvuus ikäryhmissä desiilien välillä paneeleissa 1990/1, 1993/4 ja 1998/9

Vuosi/ryhmä	Nousseet desiililuokassa					Pysyneet	Laskeneet desiililuokassa				
	Σ	>3	3	2	1		1	2	3	>3	Σ
1990/1											
alle 25-vuotias	35.2	6.5	5.5	7.8	15.5	33.7	14.5	7.9	4.0	4.6	31.1
25 - 34-vuotias	33.0	3.2	1.9	8.6	19.4	34.6	15.5	8.6	4.1	4.1	32.4
35 - 44-vuotias	32.1	2.3	2.5	5.9	21.4	39.5	16.0	6.3	3.1	2.9	28.4
45 - 54-vuotias	29.1	2.2	1.9	6.1	18.9	42.9	15.1	6.0	2.4	4.6	28.0
55 - 64-vuotias	31.7	1.8	2.4	6.2	21.4	42.0	13.3	5.7	2.8	4.5	26.3
yli 64-vuotias	38.0	1.4	1.8	8.1	26.7	49.4	8.4	1.9	0.8	1.5	12.6
Kaikki	32.6	2.6	2.3	6.9	20.7	40.0	14.5	6.3	3.0	3.6	27.5
1993/4											
alle 25-vuotias	37.7	5.2	6.0	9.2	17.3	34.7	13.7	7.2	3.6	3.1	27.6
25 - 34-vuotias	32.2	4.7	3.8	8.7	15.0	32.2	17.7	10.7	4.0	3.3	35.6
35 - 44-vuotias	37.1	4.2	3.3	8.2	21.4	34.0	17.4	6.1	2.2	3.2	28.9
45 - 54-vuotias	27.5	2.3	3.3	6.7	15.3	40.7	16.5	8.9	2.5	3.8	31.8
55 - 64-vuotias	19.6	1.7	2.7	5.5	9.7	49.0	17.3	8.8	2.5	2.8	31.4
yli 64-vuotias	18.1	2.3	1.3	3.1	11.4	54.7	18.6	4.2	1.7	2.8	27.2
Kaikki	29.8	3.5	3.2	7.1	16.1	39.3	17.2	7.7	2.7	3.3	30.9
1998/9											
alle 25-vuotias	37.5	7.0	5.9	7.0	17.6	40.0	11.5	7.0	2.9	1.1	22.5
25 - 34-vuotias	33.8	2.4	4.4	7.7	19.3	36.2	15.3	7.8	3.4	3.5	30.0
35 - 44-vuotias	32.1	1.5	4.3	6.7	19.7	39.5	19.5	4.7	2.2	2.0	28.4
45 - 54-vuotias	26.0	3.0	2.4	5.9	14.7	47.5	18.1	4.5	1.5	2.5	26.6
55 - 64-vuotias	19.9	0.5	1.7	4.1	13.7	50.4	19.3	4.9	3.0	2.4	29.6
yli 64-vuotias	16.9	0.8	1.2	3.7	11.3	53.3	22.3	3.1	2.3	2.1	29.7
Kaikki	27.8	2.1	3.2	6.0	16.5	43.9	18.3	5.1	2.4	2.4	28.3

Liitetaulukko 5.b

Liikkuvuus koulutusasteryhmissä desiilien välillä paneeleissa 1990/1, 1993/4 ja 1998/9

Vuosi/ryhmä	Nousseet desiililuokassa					Pysyneet	Laskeneet desiililuokassa				
	Σ	>3	3	2	1		1	2	3	>3	Σ
1990/1											
Perusaste	33.2	2.7	2.0	7.5	21.0	40.5	13.8	5.8	3.1	3.6	26.2
Alempi keskiaste	31.9	3.1	2.4	6.4	20.0	36.8	16.5	7.7	3.3	3.8	31.3
Ylempi keskiaste	36.2	2.0	2.8	8.0	23.5	38.4	14.1	5.7	2.9	2.7	25.4
Alempi korkea-aste	29.2	1.7	3.3	3.1	21.1	45.3	12.1	4.6	2.9	6.0	25.5
Ylempi korkea-aste	28.9	1.3	3.1	8.6	16.0	50.6	11.8	5.6	1.6	1.4	20.5
Tutkijakoulutus	25.7	0.0	0.0	0.0	25.7	55.7	7.3	2.5	1.1	7.5	18.6
Kaikki	32.6	2.6	2.3	6.9	20.7	40.0	14.5	6.3	3.0	3.6	27.5
1993/4											
Perusaste	28.3	3.2	3.1	6.2	15.9	39.8	17.6	7.6	3.1	3.6	31.9
Alempi keskiaste	33.2	3.9	4.1	8.8	16.5	33.7	18.0	9.1	3.1	2.9	33.1
Ylempi keskiaste	30.9	3.4	2.5	7.8	17.2	40.3	16.9	6.9	1.9	3.0	28.8
Alempi korkea-aste	28.8	4.3	2.1	6.5	16.0	49.2	10.3	6.7	0.3	4.7	21.9
Ylempi korkea-aste	20.6	2.9	1.3	2.7	13.8	54.8	16.5	3.7	1.7	2.6	24.6
Tutkijakoulutus	5.3	0.0	0.0	0.0	5.3	65.3	21.8	5.5	0.0	2.1	29.3
Kaikki	29.8	3.5	3.2	7.1	16.1	39.3	17.2	7.7	2.7	3.3	30.9
1998/9											
Perusaste	24.9	1.6	2.6	4.5	16.2	44.1	20.1	5.6	2.6	2.7	31.0
Alempi keskiaste	31.5	2.6	4.5	7.8	16.6	40.8	17.6	5.8	2.0	2.4	27.8
Ylempi keskiaste	30.8	1.8	3.3	6.4	19.4	41.2	18.2	4.4	3.3	2.1	28.0
Alempi korkea-aste	23.9	1.7	2.1	4.3	15.8	48.4	21.4	2.6	1.2	2.5	27.8
Ylempi korkea-aste	20.3	2.9	0.6	3.7	13.1	59.3	12.3	3.7	2.2	2.2	20.4
Tutkijakoulutus	6.8	0.0	0.0	3.1	3.7	70.8	12.5	0.0	9.8	0.0	22.4
Kaikki	27.8	2.1	3.2	6.0	16.5	43.9	18.3	5.1	2.4	2.4	28.3

Liitetaulukko 5.c

Liikkuvuus suuralueilla desiilien välillä paneeleissa 1990/1, 1993/4 ja 1998/9

Vuosi/ryhmä	Nousseet desiililuokassa					Pysyneet	Laskeneet desiililuokassa				
	Σ	>3	3	2	1		1	2	3	>3	Σ
1990/1											
Uusimaa	31.4	2.6	2.0	6.8	20.1	43.8	12.6	5.8	3.3	3.1	24.8
Etelä-Suomi	32.0	2.3	2.2	6.7	20.9	40.6	14.7	6.6	2.8	3.3	27.3
Itä-Suomi	32.2	2.4	3.0	6.7	20.1	38.3	15.3	7.2	3.2	3.8	29.5
Väli-Suomi	32.9	2.8	2.0	7.8	20.4	37.1	16.2	5.9	3.3	4.6	30.0
Pohjois-Suomi	37.3	3.5	3.2	7.5	23.1	35.2	14.2	6.5	2.6	4.2	27.5
Ahvenanmaa	26.9	0.0	2.5	7.5	16.9	41.3	22.3	5.7	3.8	0.0	31.8
Kaikki	32.6	2.6	2.3	6.9	20.7	40.0	14.5	6.3	3.0	3.6	27.5
1993/4											
Uusimaa	27.1	4.4	2.0	6.0	14.8	43.8	16.2	7.9	2.7	2.2	29.1
Etelä-Suomi	28.6	3.0	2.8	6.8	16.1	39.2	18.5	8.0	2.7	3.0	32.1
Itä-Suomi	32.8	3.3	3.7	7.9	17.9	38.9	14.6	5.5	4.0	4.1	28.3
Väli-Suomi	34.6	3.0	4.8	8.6	18.1	37.8	13.9	8.0	1.4	4.4	27.6
Pohjois-Suomi	29.7	4.1	4.2	7.4	14.0	33.6	22.3	8.7	2.4	3.3	36.6
Ahvenanmaa	8.9	3.2	0.0	2.2	3.5	43.0	22.3	14.7	0.0	11.1	48.0
Kaikki	29.8	3.5	3.2	7.1	16.1	39.3	17.2	7.7	2.7	3.3	30.9
1998/9											
Uusimaa	27.6	2.1	3.9	5.3	16.3	47.0	16.6	3.9	2.6	2.3	25.4
Etelä-Suomi	29.4	2.1	2.8	6.7	17.8	42.1	18.9	4.9	2.5	2.2	28.5
Itä-Suomi	28.8	1.9	3.5	7.7	15.8	40.1	20.1	5.0	2.8	3.2	31.1
Väli-Suomi	26.6	2.3	2.7	5.6	16.0	43.0	18.1	7.7	2.0	2.7	30.4
Pohjois-Suomi	24.2	2.3	3.3	3.8	14.9	47.7	18.2	5.7	2.1	2.1	28.1
Ahvenanmaa	19.3	8.3	0.0	4.8	6.2	49.6	31.1	0.0	0.0	0.0	31.1
Kaikki	27.8	2.1	3.2	6.0	16.5	43.9	18.3	5.1	2.4	2.4	28.3

**VATT-KESKUSTELUALOITTEITA / DISCUSSION PAPERS ISSN 0788-5016
- SARJASSA ILMESTYNEITÄ**

214. Ilmakunnas Seija: Yet Another Fiscal Indicator. Helsinki 2000.
215. Kauppila Jari: Hanhiauran seuraajasta johtajaksi – Japanin teollisuuspolitiikka 1860-1940 sekä jatkumo nykypäivään. Helsinki 2000.
216. Glazer Amihai – Niskanen Esko: Which Consumers Benefit from Congestion Tolls? Helsinki 2000.
217. Aronen Kauko: Kaupunkipoliittinen näkökulma alueiden väliseen tasaukseen. Helsinki 2000.
218. Luoma Kalevi – Järviö Maija-Liisa: Productivity Changes in Finnish Health Centres in 1988-1995: A Malmquist Index Approach. Helsinki 2000.
219. Kilponen Juha: On the Efficiency of Job and Income Protection in the Dynamic Labour Markets. Helsinki 2000.
220. Venetoklis Takis: Impact of Business Subsidies on Growth of Firms - Preliminary Evidence from Finnish Panel Data. Helsinki 2000.
221. Laakso Seppo: Asuntomarkkinoiden alueellinen kehitys Suomessa 1980- ja 1990-luvulla. Helsinki 2000.
222. Perrels Adriaan (ed.): Greenhouse Gas Policy Questions and Socio-Economic Research Implications for Finland in a National and International Context. Helsinki 2000.
223. Moilanen Paavo: Assessing the Effectiveness of Marginal Cost Pricing in Transport - the Helsinki Case. Helsinki 2000.
224. Hakola Tuulia: Navigating Through the Finnish Pension System. Helsinki 2000.
225. Tuomala Juha: Työttömien työmarkkinasiirtymät vuonna 1998. Helsinki 2000.
226. Korkeamäki Ossi – Kyyrä Tomi: Integrated Panel of Finnish Companies and Workers. Helsinki 2000.
227. Häkkinen Iida – Kirjavainen Tanja – Uusitalo Roope: School Resources and Student Achievement Revisited: New Evidence Using Panel Data. Helsinki 2000.
228. Perrels Adriaan – Weber Christoph: Modelling Impacts of Lifestyle on Energy Demand and Related Emissions. Helsinki 2000.
229. Hietala Harri: Suorien sijoitusten verorasituksen mittaamisesta. Helsinki 2000.
230. Virén Matti: How Sensitive is the Public Budget Balance to Cyclical Fluctuations in the EU? Helsinki 2000.
231. Ilmakunnas Seija – Kiander Jaakko – Parkkinen Pekka – Romppanen Antti: Globalisaatio ja työn loppu? Talous ja työllisyys vuoteen 2030. Helsinki 2000.
232. Mustonen Esko – Sinko Pekka: Hiilidioksidiveron vaikutus kotitalouksien tulonjakoon. Helsinki 2000.
233. Holm Pasi – Pankka Kari – Toivonen Seppo – Tykkyläinen Yrjö – Virén Matti: PK-yritysten turvallisuuskysely. Helsinki 2000.

234. Kiander Jaakko – Virén Matti: Do Automatic Stabilisers Take Care of Asymmetric Shocks in the Euro Area? Helsinki 2000.
235. Kiander Jaakko – Kilponen Juha – Vilmunen Jouko: Taxes, Growth and Unemployment in the OECD Countries - does Collective Bargaining Matter? Helsinki 2000.
236. Venetoklis Takis: Methods Applied in Evaluating Business Subsidy Programs: A Survey. Helsinki 2000.
237. Siivonen Erkki: Pohjoinen ulottuvuus: Investointien rahoitukseen liittyviä näkökohtia. Helsinki 2000.
238. Kemppi Heikki – Pohjola Johanna: Hiilidioksidipäästöjen rajoittamisen kustannusten arvioinnissa käytetyt käsitteet ja mittarit. Helsinki 2000.
239. Virén Matti: Cross-Country Evidence on a Nonlinear Okun Curve. Helsinki 2000.
240. Pollari Johanna: Yhteistoteutuksen merkitys Suomen ilmastopolitiikassa. Helsinki 2000.
241. Coenen Heide: Network Effects in Telecommunications: when Entrants are Welcome. Helsinki 2000.
242. Moisio Antti: Spend and Tax or Tax and Spend? Panel Data Evidence from Finnish Municipalities during 1985 - 1999. Helsinki 2000.
243. Coenen Heide – Holler Manfred J.– Niskanen Esko (eds.): 5th Helsinki Workshop in Standardization and Networks 13-14 August, 2000. Helsinki 2000.
244. Virén Matti: Modelling Crime and Punishment. Helsinki 2000.
245. Nash Chris – Niskanen Esko (eds.): Helsinki Workshop on Infrastructure Charging on Railways 31 July - 1 August, 2000. Helsinki 2000.
246. Parkkinen Pekka: Terveystieteiden ja sosiaalipalvelujen vuoteen 2030. Helsinki 2001.
247. Riihelä Marja – Sullström Risto – Tuomala Matti: What Lies Behind the Unprecedented Increase in Income Inequality in Finland During the 1990's. Helsinki 2001.
248. Kangasharju Aki – Pekkala Sari: Regional Economic Repercussions of an Economic Crisis: A Sectoral Analysis. Helsinki 2001.
249. Kiander Jaakko – Luoma Kalevi – Lönnqvist Henrik: Julkisten menojen rakenne ja kehitys: Suomi kansainvälisessä vertailussa. Helsinki 2001.
250. Kilponen Juha – Sinko Pekka: Taxation and the Degree of Centralisation in a Trade Union Model with Endogenous Labour Supply. Helsinki 2001.
251. Vaittinen Risto: WTO:n kauppaneuvottelujen merkitys EU:n maataloudelle. Helsinki 2001.
252. Bjerstedt Katja: Työssä jaksamisesta ja työmarkkinoiden muutoksesta. Helsinki 2001.
253. Sinko Pekka: Unemployment Insurance with Limited Duration and Variable Replacement Ratio – Effects on Optimal Search. Helsinki 2001.

254. Rauhanen Timo: Arvonlisäverotus EU:n jäsenmaissa – voiko vientiä verottaa? Helsinki 2001.
255. Korkeamäki Ossi: Työttömyysriskiin vaikuttavat yksilö- ja yrityskohtaiset tekijät Suomessa 1990-1996. Helsinki 2001.
256. Kyyrä Tomi: Estimating Equilibrium Search Models from Finnish Data. Helsinki 2001.
257. Moisio Antti: On Local Government Spending and Taxation Behaviour – effect of population size and economic condition. Helsinki 2001.
258. Kari Seppo – Ylä-Liedenpohja Jouko: Klassillinen osakeyhtiövero kansainvälisen veroharmonisoinnin muotona. Helsinki 2001.
259. Kiander Jaakko – Vaitinen Risto: EU:n itälaajenemisen vaikutuksista: laskelmia tasapainomallilla. Helsinki 2001.
260. Hakola Tuulia – Uusitalo Roope: Let's Make a Deal – the Impact of Social Security Provisions and Firm Liabilities on Early Retirement. Helsinki 2001.
261. Hjerppe Reino – Kari Seppo – Lönnqvist Henrik (toim.): Verokilpailu ja verotuksen kehittämistarpeet. Helsinki 2001.
262. Hakola Tuulia – Lindeboom Maarten: Retirement Round-about: Early Exit Channels and Disability Applications. Helsinki 2001.
263. Kilponen Juha – Romppanen Antti: Julkinen talous ja väestön ikääntyminen pitkällä aikavälillä – katsaus kirjallisuuteen ja simulointeja sukupolvimallilla. Helsinki 2001.
264. Riihelä Marja – Sullström Risto – Tuomala Matti: On Economic Poverty in Finland in the 1990s. Helsinki 2001.
265. Parkkinen Pekka: Suomen ja muiden unionimaiden väestön ikärakenne vuoteen 2050. Helsinki 2002.
266. Kari Seppo – Ylä-Liedenpohja Jouko: Classical Corporation Tax as a Global Means of Tax Harmonization. Helsinki 2002.
267. Kallioinen Johanna: Pyöräilyn institutionaalinen asema liikennesuunnittelussa. Helsinki 2002.
268. Kangasharju Aki and Venetoklis Takis: Business Subsidies and Employment of Firms: Overall Evaluation and Regional Extensions. Helsinki 2002.
269. Moisio Antti: Determinants of Expenditure Variation in Finnish Municipalities. Helsinki 2002.