

**TULOEROJEN JA TALOUSKASVUN VÄLINEN
RELAATIO KYMMENESSÄ KEHITTYNEESSÄ
TALOUESSA VUOSINA 1950-2010**

**Jyväskylän yliopisto
Kauppakorkeakoulu
Pro Gradu**

2017

**Tekijä: Toni Juuti
Oppiaine: Taloustiede
Ohjaajat: Juha-Pekka Juntila
Mika Nieminen**



JYVÄSKYLÄN YLIOPISTO

TIIVISTELMÄ

Tekijä Toni Juuti	
Työn nimi Tuloerojen ja talouskasvun välinen relaatio kymmenessä kehittyneessä taloudessa vuosina 1950-2010	
Oppiaine Taloustiede	Työn laji Pro Gradu
Aika (pvm.) 4.5.2017	Sivumäärä 102 (124)
<p>Tiivistelmä - Abstract</p> <p>Tässä pro gradu -työssä tarkastellaan tuloerojen ja talouskasvun välistä yhteyttä kymmenen kehittyneen talouden muodostamalla maapaneelilla, jonka havainnot ulottuvat viime vuosisadan puolivälistä vuoteen 2010. Talouskasvua mitataan reaalisena BKT/capita vuosittaisella muutoksella, tuloeroja puolestaan ylimmän persentiilin osuudella talouden tuloista.</p> <p>Työssä sovelletaan vektoriautoregressiivistä lähestymistapaa lyhyen aikavälin relaation estimoinnissa. Pitkän aikavälin yhteyttä tarkastellaan tutkimalla muuttujien välistä yhteisintegraatiorelaatiota, ja hyödyntämällä dynaamista pienimmän neliösumman menetelmää varsinaisten pitkän aikavälin riippuvuussuhteiden estimoinnissa. Taloustieteessä relaation ajatellaan ennen kaikkea olevan pitkän aikavälin ilmiö.</p> <p>Työn empiiriset tulokset antavat viitteitä siitä, että tuloerojen kasvu kiihdyttää talouskasvua lyhyellä aikavälillä. Talouskasvun vaikutus tuloerojen muutokseen näyttää olevan neutraali. Lisäksi vaikuttaa siltä, että havaintojakson jälkimmäisellä puolikkaalla tuloerojen muutos on vahvemmin talouskasvun ajama kuin vuosina 1950-1980, ja että muuttujien välinen relaatio on voimakkaampi niissä maissa, joissa tuloerot ovat kasvaneet viime vuosikymmeninä.</p> <p>Pitkällä aikavälillä taloudellinen aktiviteetti näyttää ajavan tuloerojen muutosta. Vastakkainen relaatio näyttäisi vallitsevan vain viimeisinä vuosikymmeninä. Muuttujien välinen yhteys vaikuttaa olevan positiivinen eli BKT/capita nousu kasvattaa tuloeroja, ja päinvastoin. Tulokset ovat erityisen voimakkaita, kun huomio kiinnitetään siihen, kuinka talouskasvu vaikuttaa ylimmän persentiilin tulo-osuuteen vuosina 1980-2010.</p> <p>Havaittu tuloerojen kasvun talouskasvua kiihdyttävä vaikutus on poikkeava havainto verrattuna valtaosaan viime vuosikymmeninä saaduista tuloksista. Työ täydentääkin aiempaa aiheen parissa tehtyä tutkimusta laajan aineistonsa ja menetelmällisen lähestymistapansa lisäksi myös valtavirrasta poikkeavien tulostensa osalta.</p>	
Asiasanat: talouskasvu, tuloerot, vektoriautoregressiivinen paneelimalinnus, yhteisintegraatio, dynaaminen pienimmän neliösumman menetelmä	
Säilytyspaikka Jyväskylän yliopisto	

ABSTRACT

Author	
Toni Juuti	
Name of the study	
Tuloerojen ja talouskasvun välinen relaatio kymmenessä kehittyneessä taloudessa vuosina 1950-2010 Income inequality and economic growth in ten developed countries 1950-2010	
Subject	Master's thesis
Economics	
Date	Number of pages
4.5.2017	102 (124)
Abstract	
<p>This Master's Thesis seeks to examine the relationship between income inequality and economic growth utilizing a panel data set consisting of ten developed country. The period for the data set ranges from 1950 until 2010. Economic growth is measured by the annual change of real GDP per capita index, income inequality in turn by the income share of the top percentile.</p> <p>The empirical analysis of this thesis is twofold. First, estimation is done by using a panel vector autoregression model to identify the short-run relationship between the two variables. Second, co-integration analysis and panel dynamic ordinary least squares estimation are conducted to identify the relationship in the long-run. The reader must bear in mind that the relationship between the two analyzed variables is first and foremost a long-run phenomenon.</p> <p>The results of this study suggest that a positive shock to income inequality boosts the economic growth in the short-run. On the other hand, a positive shock to economic growth seems to have a neutral impact on income inequality. According to the results, between 1980 and 2010 income inequality has more strongly been driven by economic growth than during the early decades of the period under examination.</p> <p>In the long-run, income inequality appears to be driven by economic activity, whereas the opposite relationship seems to prevail only during the most recent decades. The relationship of the two is positive, implying that a rise in GDP per capita rises the income share of the top percentile and vice versa. The results are especially strong if the effect of economic activity on income inequality is being examined during the recent decades.</p> <p>The observed positive effect of rising income inequality on economic growth is a controversial result if compared with the bulk of the results obtained during last decades. Therefore, this thesis complements the existing literature not only by using a vast data set in combination with its empirical approach but also providing non-mainstream results on the topic.</p>	
Key words: economic growth, income inequality, panel vector autoregression, co-integration, panel dynamic ordinary least squares	
Stored at	
University of Jyväskylä	

Sisällys

LUETTELO KUVIOISTA.....	6
LUETTELO TAULUKOISTA.....	7
1 JOHDANTO.....	9
2 TULOEROJEN MITTAAMINEN.....	11
3 TEORIA JA AIEMMAT EMPIIRISET TULOKSET.....	17
3.1 Tuloerojen vaikutus talouskasvuun.....	17
3.2 Talouden kehittyneisyyden vaikutus tuloeroihin	25
4 HAVAINTOAINEISTO JA MENETELMÄT.....	30
4.1 Havaintoaineisto.....	30
4.2 Paneelimallinnus ja stationaarisuus.....	39
4.3 Vektoriautoregressiivinen paneelimallinnus.....	42
4.4 Paneeliyhteisintegraatio ja pitkän aikavälin mallinnus	47
5 EMPIIRISET TULOKSET	51
5.1 PVAR	54
5.1.1 Analyysia täydentävät muuttujat	64
5.1.2 Osaotosanalyysi.....	69
5.1.3 PVAR-mallin laajentaminen lisämuuttujilla	76
5.2 Yhteisintegraatio ja PDOLS-estimointi.....	81
6 JOHTOPÄÄTÖKSET	91
LÄHTEET	95
LIITTEET.....	103

LUETTELO KUVIOISTA

Kuvio 1 Ylimmän persentiilin tulo-osuus Ranskassa ja Yhdysvalloissa	13
Kuvio 2 Lorenzin käyrä	14
Kuvio 3 Inhimillisen ja fyysisen pääoman rajatuotto.....	19
Kuvio 4 Kuznetsin käyrä	26
Kuvio 5 Ylimmän persentiilin tulo-osuus (%).....	34
Kuvio 6 BKT / capita (2005 USD)	34
Kuvio 7 Maakohtaiset aikasarjat, tuloerot ja BKT/capita.....	37
Kuvio 8 BKT / capita ja ylimmän persentiilin tulo-osuus, hajontakuviot	51
Kuvio 9 Perusmallin impulssivasteet	60
Kuvio 10 Impulssivasteet, havaintojakso 1980-2010	73
Liitekuviot 1 Inhimillinen pääoma	109
Liitekuviot 2 Investointiaste (Investoinnit bruttokansantuotteesta, %).....	110
Liitekuviot 3 Säästämisaste (Säästämisen suhde bruttokansantuloon, %).....	110
Liitekuviot 4 Budjetti yli- / alijäämä (% bruttokansantuotteesta).....	111
Liitekuviot 5 Julkisen velan määrä (% bruttokansantuotteesta).....	111
Liitekuviot 6 PVARX Inhimillisen pääoman muutos impulssivasteet	120
Liitekuviot 7 PVARX Investointiasteen muutos impulssivasteet.....	121
Liitekuviot 8 PVARX Säästämisasteen muutos impulssivasteet	122
Liitekuviot 9 PVARX Velkasuhteen muutos impulssivasteet.....	123
Liitekuviot 10 PVARX Perusjäämä impulssivasteet	124

LUETTELO TAULUKOISTA

Taulukko 1 Tulo-osuudet Suomessa.....	12
Taulukko 2 Tuloerosarjojen alkuperäiset lähteet.....	33
Taulukko 3 Keskeiset tunnusluvut, tuloerot ja BKT/capita	38
Taulukko 4 Korrelaatiomatriisi, tuloerot ja taloudellinen aktiviteetti	52
Taulukko 5 Paneeliyksikköjuuritestit, tuloerot ja BKT/capita	53
Taulukko 6 Mallin viiverakenteen määrittäminen, neljän viiveen rajoite	56
Taulukko 7 Perusmalli, GMM-estimointi	58
Taulukko 8 Zivot-Andrews Mahdollinen rakennemuutos tuloerosarjassa	72
Taulukko 9 PVARX, GMM-estimointi.....	78
Taulukko 10 Yhteisintegraatiotestit	83
Taulukko 11 PDOLS-estimointi.....	86
Liitetaulukko 1 Kahden viiveen PVAR, GMM-estimointi	103
Liitetaulukko 2 Kolmen viiveen PVAR, GMM-estimointi	104
Liitetaulukko 3 Neljän viiveen PVAR, GMM-estimointi.....	105
Liitetaulukko 4 Perusmallin varianssihajotelmat	106
Liitetaulukko 5 Keskeiset tunnusluvut, täydentävät muuttujat.....	107
Liitetaulukko 6 Paneeliyksikköjuuritestit täydentäville muuttujille (1/2)	108
Liitetaulukko 7 Paneeliyksikköjuuritestit täydentäville muuttujille (2/2)	109
Liitetaulukko 8 Maiden ryhmittely lisämuuttujien mukaan.....	112
Liitetaulukko 9 Korrelaatiomatriisi, tasosarjat, kaikki muuttujat	112
Liitetaulukko 10 Korrelaatiomatriisi, differenssisarjat, kaikki muuttujat	112
Liitetaulukko 11 Korrelaatiomatriisi, tuloerot ja BKT/capita ryhmiteltynä.....	112
Liitetaulukko 12 1980-2010 otoksen varianssihajotelmat.....	113
Liitetaulukko 13 Osaotoksittaiset Granger-kausalliteetti -testit	114
Liitetaulukko 14 PVARX Inhimillisen pääoman muutos varianssihajotelmat.	115
Liitetaulukko 15 PVARX Investointiasteen muutos varianssihajotelmat	116

Liitetaulukko 16 PVARX Säästämisasteen muutos varianssihajotelmat.....	117
Liitetaulukko 17 PVARX Velkasuhteen muutos varianssihajotelmat	118
Liitetaulukko 18 PVARX Perusjäämä varianssihajotelmat	119

1 JOHDANTO

Tuloerot ovat jatkuvasti esillä julkisessa keskustelussa ja etenkin viime vuosien heikon talouskehityksen ja tuloerojen kasvusta kertovien havaintojen myötä aihe on noussut yhdeksi kuumimmista maailmanlaajuisista puheenaiheista niin kansalaisten, poliitikkojen kuin taloustieteilijöidenkin keskuudessa. On luonnollista, että suurten muutosten edessä koetaan huolta sekä oman toimeentulon riittäväydestä että laajemmin tulonjaosta ja sosiaalisesta oikeudenmukaisuudesta.

Tuloeroja käsiteltäessä täytyy huomioida teeman nostattavan usein vahvoja tunteita, ja sosiaalista oikeudenmukaisuutta käsittelevä kirjallisuus ja keskustelu on usein vahvasti latautunutta. Joillekin pienet erot ihmisten elintasoissa voivat olla tavoittelemisen arvoinen päämäärä itsessään. Jotkut puolestaan pelkäävät suurten tuloerojen johtavan yhteiskunnan polarisoitumiseen sekä ääriliikkeiden ja rikollisuuden nousuun vaarantaen yhteiskuntarauhan. Jotkut taas näkevät asian niin, että tuloeroja tulisi tarkastella puhtaasti talouden suorituskyvyn näkökulmasta.

Sosiaalinen oikeudenmukaisuus ja sen yhteys talouskasvuun on aina kiehtonut taloustieteilijöitä. Teoreettinen pohja, jota nykyään pidetään lähtökohtana aiheeseen perehdyttäessä, on rakennettu 1900-luvun aikana. Keskeisimpinä hahmoina tämän pohjan luonnissa esiintyvät yhdysvaltalaiset taloustieteilijät Max Lorenz ja Simon Kuznets. Toki jo 1800-luvulla taloustieteen suuret nimet David Ricardo ja Karl Marx ottivat aiheeseen vahvasti kantaa. Viime vuosina tuloeroiteeman keskeisimpänä hahmona on esiintynyt ranskalainen taloustieteilijä Thomas Piketty, jonka tutkimukset ja erityisesti vuonna 2013 ilmestynyt kirja ”Capital in the Twenty-First Century” (Piketty ja Goldhammer 2014) ovat popularisoineet aihepiiriä niin taloustieteen kuin valtaväestön keskuudessa.

Tämän pro gradu -työn pyrkimyksenä on tarjota uudenlainen näkökulma laajalti tutkittuun aiheeseen. Työ ei tähtää sosiaalisen oikeudenmukaisuuden kuvailuun tai tulonjaollisten politiikkatoimien edistämiseen, vaan sen roolina on tarjota näyttöä siitä, kuinka taloudellinen aktiviteetti ja tuloerot ovat kytköksissä

toisiinsa. Aihetta lähestytään ennen kaikkea pitkän aikavälin ilmiönä, mutta viime vuosikymmenten taloustieteellisen tutkimuksen innoittamana muuttujien välistä yhteyttä tarkastellaan myös lyhyen aikavälin kehikossa. Työ keskittyy kymmeneen kehittyneeseen kansantalouteen, ja tarjoaa tämänkaltaiselle havaintojoukolle uniikin empiirisen analyysin yhdistäen laajan viime vuosisadan puoliväliin ulottuvan aineiston sekä verrattain uudet mutta aiheen parissa rajallisesti hyödynnetyt ekonometriset menetelmät.

Tutkimuksessa kuvataan aluksi, kuinka tuloeroja mitataan (luku 2) ja milaista aiempaa tutkimusta aiheen parissa on tehty (luku 3). Aiemman tutkimuksen kohdalla pyrin aluksi esittelemään kirjallisuutta, joka ottaa kantaa siihen, mikä on tuloerojen tason vaikutus talouskasvuun. Pyrin kuvaamaan asiaa perinteisemmän tarkastelun – tuloerot insentiivinä taloudelliselle toimeliaisuudelle – lisäksi tuoreesta näkökulmasta, jossa kaksi kulmakiveä ovat aiheen tarkastelu poliittisen taloustieteen näkökulmasta sekä inhimillisen pääoman kumuloitumiseen ja rahoitusmarkkinoiden epätäydellisyyteen linkittyvä lähestymistapa. Tämän jälkeen esittelen kirjallisuutta, joka käsittelee talouskasvun vaikutusta tuloeroihin. Tässä lähtökohtana toimii Kuznetsin hypoteesi kyseisestä relaatiosta, jota pyrin täydentämään tuomalla esiin uudempaa empiiristä analyysia.

Luvussa 4 esitellään työssä käytettävä havaintoaineisto. Huomionarvoista on etenkin se, kuinka tuloeroaineiston saatavuus määrittää vahvasti työn empiirisen analyysin toteuttamista. Lisäksi luvussa esitellään mallinnukseen liittyviä keskeisiä käsitteitä sekä työssä hyödynnettäviä ekonometrisia menetelmiä. Luku 5 puolestaan keskittyy kuvaamaan varsinaisen empiirisen analyysin toteutusta ja tuloksia. Luvun 6 johtopäätöksissä työn anti summataan lopuksi yhteen.

2 TULOEROJEN MITTAAMINEN

Tuloeroihin liittyvässä tieteellisessä tutkimuksessa on ensisijaisesti tarpeen selvittää, kuinka yhteiskunnan parempi- ja heikompiosaisten tulot eroavat toisistaan. Myös varallisuuseroihin otetaan usein kantaa, vaikka nimellisesti tutkimus keskittyisikin tuloeroihin.

Tiettyjen taloustieteellisten ilmiöiden kohdalla on vallalla laaja yhteisymmärrys siitä, mikä on paras suure kunkin ilmiön kuvaamiseksi. Esimerkkinä mainittakoon bruttokansantuote, joka puutteistaan huolimatta nähdään hyvin laajasti parhaana elintason mittarina. Tuloerojen mittaaminen on sen sijaan selvästi haastavampaa varsinkin, jos tavoitteena on kyetä vertailemaan eri maita keskenään (Atkinson ja Brandolini 2001). Kuinka vertailla maita, joista toisessa suurin osa väestöstä elää köyhyydessä mutta keskiluokan sisäiset tuloerot ovat pieniä eikä äärimmäisen rikkaita kansalaisia ole; ja joista toisessa köyhyysrajan alla on vain kourallinen ihmisiä, kun taas äärimmäisen rikkaista koostuva ylin persentti, prosentti asukkaista, hallinnoi valtaosaa maan varallisuudesta?

Tuloerojen mittaamisessa optimitilanne olisi kyetä hyödyntämään mahdollisimman suuri osa kunkin maan tulojakaumasta kuitenkin löytäen yhden luotettavan tunnusluvun, joka olisi vertailukelpoinen sekä eri maiden että eri ajan-kohtien välillä. Aiheen parissa tehtyyn kirjallisuuteen tutustuu huomaa varsin pian, ettei yhtä yksiselitteistä tuloeromittaria kuitenkaan ole. Ongelmia asettavat sekä fundamentaaliset näkemyserot parhaasta mittarista että etenkin havaintoaineiston keräämiseen ja saatavuuteen liittyvät haasteet. Havaintoaineistoon liittyvät ongelmat määrittävät paljolti myös tämän pro gradu - työn empiirisen osion toteutusta etenkin sen osalta, kuinka monta maata osio tulee kattamaan.

Yksinkertainen ja helposti ymmärrettävä tapa toteuttaa tuloerotarkastelua on keskittää huomio siihen, kuinka paljon enemmän jokin tietty osuus hyväosaisista tienaa verrattuna johonkin tiettyyn osuuteen huono-osaisista. Jaettaessa väestö tämän kaltaisiin tuloluokkiin, voidaan puhua kvantiilitarkastelusta. Kirjalli-

suudessa analyysia näkee tyypillisimmin tehtävän parhaiten ja heikoiten ansaitsevan kymmenprosenttisen eli desiilin välillä, mutta myös kvartiili- (ylin ja alin 25 %) ja kvintiilitarkastelua (ylin ja alin 20 %) hyödynnetään laajasti. Tällöin esimerkiksi kunkin kvantiilin sisällä lasketaan tulojen keskiarvo. Menetelmän etuna on mahdollisuus laskea selkeä ja helposti omaksuttava suhdeluku, joka kuvaa kuinka paljon enemmän esimerkiksi ylin desiili ansaitsee verrattuna alimpaan (Roland 2014, s. 38–39). Taulukko 1 kuvaa, kuinka tulo-osuuksien suhteet ovat muuttuneet Suomessa 1960-luvulta 2010-luvulle.

Taulukko 1 Tulo-osuudet Suomessa

	1966	1971	1976	1981	1987	1992	1997	2003	2008	2014
S10/P10	7.6	6.0	4.2	4.2	3.9	4.0	4.4	5.2	5.4	5.1
S20/P20	4.9	4.0	3.0	3.0	2.8	2.9	3.2	3.6	3.7	3.6

S10 / P10:

Tulo-osuuksien suhde, suuri- ja pienituloisin kymmenes Käytettävissä olevat rahatulot, pl. myyntivoitot

S20 / P20:

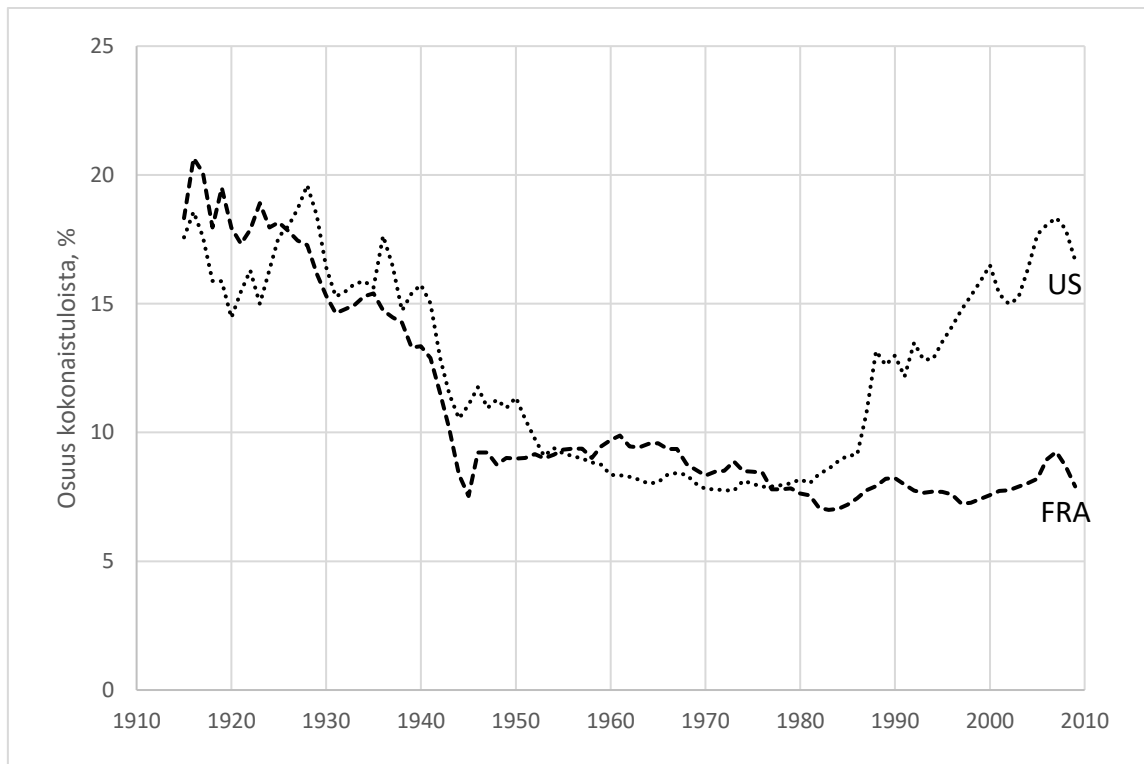
Tulo-osuuksien suhde, suuri- ja pienituloisin viidennes Käytettävissä olevat rahatulot, pl. myyntivoitot

Lähde: Tilastokeskus, tulonjakotilasto

Pitkällä aikavälillä eniten konsistenttia aineistoa löytyy ylimpien tuloluokkien osalta. Niinpä onkin tyypillistä mitata tuloeroja ylimmän desiilin tai persentiilin tulo-osuudella kokonaistuloista pitkän aikavälin tuloerotarkastelua tehtäessä (Piketty ja Saez 2013 sekä Piketty ja Zucman 2014). Seuraavan sivun kuvio 1 havainnollistaa, kuinka ylimmän persentiilin tulo-osuus on kehittynyt Yhdysvalloissa ja Ranskassa vuodesta 1914 vuoteen 2010.

Kvantiilitarkastelua tehtäessä on kuitenkin syytä huomioida se, ettei tulojakauman tarjoamaa informaatiota kyetä hyödyntämään kattavasti. Esimerkiksi huomion ollessa ylimmässä ja alimmassa desiilissä tulee vain 20 % jakauman tarjoamasta informaatiosta hyödynnetyksi. Siirryttäessä kohti kvintiili- ja kvartiilitarkastelua jakauman tarjoamaa tietoa kyetään hyödyntämään paremmin menettäen samalla kuitenkin kvantiilin sisäistä informaatiota (Roland 2014, s. 38–39.) Esimerkiksi tarkasteltaessa ylintä ja alinta kvartiilia voi tilanne olla se, että ylin

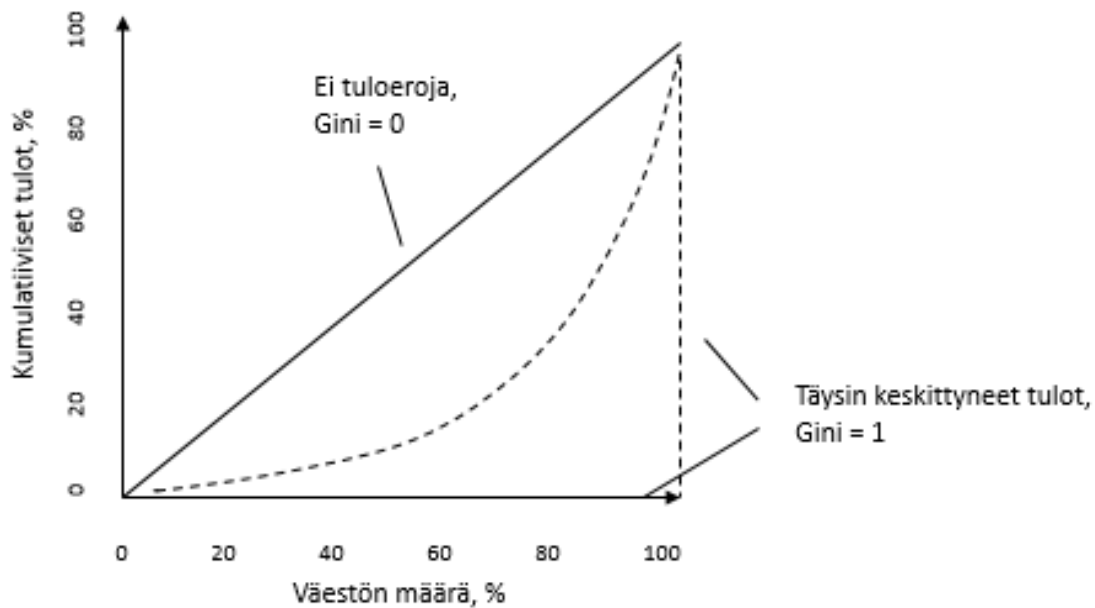
kymmenprosenttinen tienaa merkittävän osan koko kansantalouden tuloista seuraavan kymmenprosenttisen ollen ikään kuin sulautuneena suureen keskiluokan massaan. Tällöin kvartiilin sisällä tehtävä keskiarvoistaminen vääristää analyysia. Kvantiilitarkastelulla on joka tapauksessa paikkansa tuloerotutkimuksessa varsinkin, jos tulojakauma on puutteellinen tai se vaikuttaa epäluotettavalta.



Lähde: World Wealth and Income Database

Kuvio 1 Ylimmän persentiilin tulo-osuus Ranskassa ja Yhdysvalloissa

Kattavampi mittari koko tulojakauman hyödyntämiseksi on Gini-kerroin, jonka määrittelemiseksi täytyy aluksi esitellä tulonjakoa tai tarkemmin tulojen kumuloitumista graafisesti havainnollistava Lorenzin käyrä. Kuviossa 2 vaaka-akselilla mitataan prosentuaalista osuutta väestöstä pienituloisimmasta suurituloisimpaan, pystyakselilla puolestaan osuutta tuloista (0-100 %).



Kuvio 2 Lorenzin käyrä

Lorenzin käyrän tarjoama viesti välittyy parhaiten tarkastelemalla kahta ääritilannetta: sitä, että tuloeroja ei ole; ja sitä, että kaikki tulot ovat keskittyneet yhdelle talouden toimijalle. Jos tuloeroja ei ole, Lorenzin käyrä on yhtä kuin diagonaalisuora; jos tulot ovat täysin keskittyneet, kulkee käyrä pitkän vaaka-akselin loppuun pystysuorana. Tyypillinen empiriseen aineistoon käyrä voisi puolestaan olla kuviossa esiintyvän kaarevan katkoviivan kaltainen. Väestön määrän kasvaessa kumulatiivisten tulojen kasvu on aluksi suhteellisen hidasta kuvaten heikon tulotason ihmisten tulokertymää, kun taas loppu päässä pienikin väestön osuuden kasvu tuottaa suuren kumulatiivisten tulojen kasvun. Lorenzin käyrän avulla voidaan määritellä gini-kerroin, joka toisin kuin edellä kuvattu graafinen esitys tarjoaa vertailukelpoisen lukuarvon, jonka avulla eri maiden tuloeroja kyetään vertailemaan. Kun väestön määrä ja tulojen osuus summautuvat sataan prosenttiin eli kokonaislukuarvoon yksi, on Lorenzin käyrän esityksessä diagonaalin alle jäävän alueen pinta-ala $0,5 \times 1 \times 1 = 0,5$. Gini-kerroin määritellään diagonaalisuoran ja Lorenzin käyrän väliin jääväksi alueeksi kerrottuna kahdella, eli

$$(1) \quad Gini = 2 \int_0^1 x - L(x) dx,$$

missä x on diagonaalisuora ja $L(x)$ Lorenzin käyrä. Gini-kerroin skaalautuu nol-
lan (ei tuloeroja) ja ykkösen (täysin keskittyneet tulot) välille (Roland 2014, s. 39-
42.) Kertoimen kohdalla käytetään usein myös nolasta sataan prosenttiin juok-
sevaa skaalaa eikä sen käyttö suinkaan rajoitu vain tuloerotarkasteluun, vaan sitä
voidaan hyödyntää myös esimerkiksi maanomistuksen tai koulutuksen jakautu-
misen arvioinnissa. Yleisessä muodossaan kerroin noudattaa seuraavaa esitysta-
paa:

$$(2) \quad Gini = \frac{2 \sum_{i=1}^n iy}{n \sum_{i=1}^n y} - \frac{n+1}{n},$$

missä y kuvaa havaintoyksikköä, kuten kotitaloutta tai yksilöä, ja n havaintoyk-
siköiden lukumäärää (Vinod et al 2000.)

Gini-kertoimen keskeisin heikkous liittyy havaintoaineiston saatavuuteen
ja luotettavuuteen. Erityisesti kehittyvien maiden kohdalla ongelmana on karke-
asti se, ettei gini-kertoimia yksinkertaisesti kyetä tilastoimaan epätäydellisen tu-
lojakauman vuoksi. Lisäksi useiden maiden kohdalla kertoimeen tulee suhtautua
kriittisesti maiden heikkojen tilastointiperinteiden vuoksi eikä tulonjakotietojen
kerääminen ole välttämättä johdonmukaista vuodesta toiseen.

Tilastointitapojen erot vaikeuttavat maiden välistä vertailua mm. siten, että
joissain maissa tulonjakotilastot kerätään kotitalouskohtaisesti, kun taas toisissa
maissa tilastointi tapahtuu yksilöittäin (Malinen 2011.) Joskus aineisto pohjautuu
verotietoihin, joskus taas kyselypohjaiseen tiedonkeruutapaan. Tulonjakotilastot,
kuten niin monet muutkin ekonomisteja kiinnostavat aineistot, kärsivät harmaan
talouden aiheuttamasta harhasta virallisissa tilastoissa ja ongelma on usein mer-
kittävin kehittyvien talouksien kohdalla, mikä edelleen asettaa juurikin kehitty-
vien talouksien gini-kertoimet kriittisen arvioinnin kohteeksi. Jos huoli näiden
ongelmien roolista kasvaa suureksi, voi empiirisessä analyysissä olla turvallista
pysyttäytyä kvantiilitarkastelussa, jolloin tulonjakotilastoihin liittyvät haasteet
kyetään usein paremmin kontrolloimaan. Aineiston asettamat haasteet kytkey-

tyvät vahvasti myös tämän työn empiriaan, ja niiden esittelyyn varataan runsaasti tilaa luvussa 4. Haasteita sivutaan jo luvussa 3 aiempien empiiristen tulosten esittelyn yhteydessä.

Maailmassa, jossa tilastointiin liittyvät ongelmat kyettäisiin ratkaisemaan, ei gini-kerroin siltikään tarjoaisi kaikilta osin mielekästä mittaria tuloerojen kuvaamiseksi. Vaikka kerroin ottaakin huomioon koko tulojakauman kvantiilitarkastelusta poiketen, voi kaksi täysin erilaista tulojakaumaa tuottaa saman kertoimen arvon esimerkiksi tilanteissa, joista ensimmäisessä tuloerot perustuvat suuren köyhän kansanosan osuuteen, ja joista toisessa tuloerojen taustalla on rikas yläluokka. Myös mm. demografinen kehitys vaikuttaa kertoimeen eläkeikäisten määrän kasvun vaikuttaessa sen arvoon. Jos tuloeroja tarkastelee vahvasti sosiaalisen oikeudenmukaisuuden ja tasa-arvon näkökulmasta klinisen taloustieteellisen suureen sijaan, on gini-kerrointa perusteltua kritisoida siksi, ettei se ota kantaa siihen minkäläistä liikehdintää väestön keskuudessa tapahtuu eri sosioekonomisten luokkien välillä, mikä on ilmiönä kuitenkin tasa-arvokehikon ytimessä (Cowell 2009, s. 26-29; s. 60-62).

Edellä kuvattujen tuloeromittareiden lisäksi Atkinsonin ja Theilin indeksejä näkee käytettävän tieteellisissä julkaisuissa jonkin verran. Ensin mainittu kertoo tulojen uudelleenjaosta saatavasta potentiaalisesta hyvinvointiedusta, kun taas jälkimmäinen mittaa tuloeroja huomioiden niiden monimuotoisuuden esimerkiksi Gini-kerrointa kattavammin. Molemmat mittarit soveltuvat hyvin havaintoyksikkökohtaiseen pitkittäisanalyysiin, mutta kärsivät siitä, että eri havaintoyksiköiden vertailu on ongelmallista (Cowell 2009, s. 50-56).

3 TEORIA JA AIEMMAT EMPIIRISET TULOKSET

Tässä luvussa esitellään tiiviisti tuloerojen ja reaalitaloudellisen aktiviteetin väliinseen relaatioon keskittyvän laajan aiemman teoreettisen ja empiirisen kirjallisuuden keskeiset näkökulmat. Teemaa lähestytään paloittain tarkastellen ensin, kuinka tuloerojen on tutkittu vaikuttavan talouskasvuun, minkä jälkeen huomio kiinnitetään siihen, kuinka talouskasvu ja talouden kehittyneisyyden aste vaikuttavat tuloeroihin.

3.1 Tuloerojen vaikutus talouskasvuun

Kirjallisuus, joka keskittyy mallintamaan tuloerojen vaikutusta talouskasvuun, jaotellaan vanhempaan perinteisiä taloustieteen näkemyksiä kuvaavaan kirjallisuuteen sekä tuoreempia näkökulmia tarjoavaan tutkimusjoukkoon. Perinteinen oppikirjamainen näkökulma summaa tuloerojen ja talouskasvun välisen yhteyden siten, että tuloerojen olemassaolo luo talouden toimijoille insentiivin tavoitella korkeampaa tulo- ja vauraustasoa, minkä puolestaan nähdään lisäävän taloudellista toimeliaisuutta. Perinteisesti on siis nähty kausaalisuhteen kulkevan tuloeroista talouskasvuun.

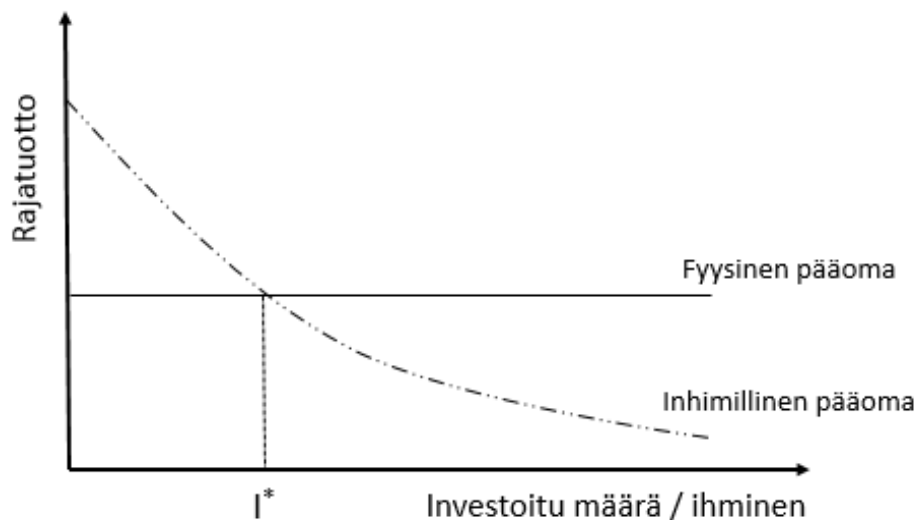
Nicholas Kaldor (1955) summaa varhaiset pyrkimykset tulonjaollisten kysymysten selvittämiseksi. Klassinen taloustiede käsittelee tulonjakoa vain kapeasti ottaen kantaa tulonjakoon tuotannontekijöiden välillä. Myöhemmin 1800-luvulla sosiaalinen oikeudenmukaisuus nosti päätään vahvasti marxilaisen talusteorian muodossa, joka myöhemmin 1900-luvun aikana muovasi maailmaa merkittävästi kommunististen talousjärjestelmien synnyn myötä. Keynesiläinen analyysi puolestaan arvioi tuloeroja sille tyypillisessä kokonaiskysyntäkehikossa.

Näkemyistä tuloerojen positiivisesta vaikutuksesta talouskasvuun tukee ainakin kolme argumenttia. Ensinnäkin, tuloerojen, säästämisasteen ja talouskas-

vun yhteyttä on syytä analysoida kasvuteoreettisessa viitekehyksessä. Neoklassisessa kasvuteoriassa, jonka juuret ovat Solowin ja Swanin (Solow 1956, Swan 1956) 1950-luvulla julkaistuissa artikkeleissa, keskeistä on vakaan tasapainon tila, steady state, johon talouksilla on teorian mukaan taipumus konvergoitua. Tässä Solowin kasvumalliksikin kutsutussa teoriassa kansantalouden säästämisaste ja työvoiman määrän kasvu määrittävät talouden pääoman määrän ja sen tuotannon tason. Pitkällä aikavälillä talouskasvun takana on ulkoapäin tuleva, eksogeeninen, teknologinen kehitys. Jos korkeiden tuloerojen mailla on rikkaiden korkeamman säästämisasteen (Dynan et al 2004) vuoksi korkeampi kokonaisuus säästämisaste, tulee niillä olla taipumus kasvaa matalan tuloerojen maita nopeammin.

Toiseksi, investointihankkeiden käynnistämiseen ja niiden alkuvaiheisiin liittyy tyypillisesti korkeita kustannuksia. Jotta nämä uponneet kustannukset pystytään kattamaan etenkin huonosti kehittyneiden rahoitusmarkkinoiden olosuhteissa, täytyy investointihankkeeseen ryhtyvällä olla merkittävä määrä alkupääomaa, minkä puolestaan voi katsoa vaativan tulojen ja vaurauden keskittymistä. Kolmas näkökulma liittyy moral hazard - tyyppiseen ongelmaan, joka kärjistetyssä muodossaan kertoo siitä, kuinka kaikkien työntekijöiden saadessa saman palkan ei työntekijöille jää insenttiä nostaa omaa työpanostaan, mikä on haitallista talouskasvulle (Aghion et al 1999).

Kuten edellä todettiin, fyysisen pääoman karttuminen on kiinteästi yhteydessä säästämisasteeseen, ja tuloerojen kasvaessa talouden säästämisasteen voi ajatella nousevan rikkaiden korkeamman säästämisasteen vuoksi. Inhimillisen pääoman kohdalla tarina on toinen. Ero johtuu fyysisen ja inhimillisen pääoman fundamentaalisesta erosta: fyysinen pääoma on ainakin jossain määrin siirrettävissä ja useamman ihmisen käytössä, kun taas inhimillinen pääoma on sitoutuneena kuhunkin yksilöön. Jos oletetaan, että investoiminen inhimilliseen pääomaan tarjoaa aluksi suuret mutta koko ajan laskevat rajatuotot, ja että fyysisen pääoman rajatuotto ei riipu siitä, kuinka paljon kukin henkilö investoi, on pääomatyyppien eron havainnollistaminen rajatuottokehikossa mielekäästä.



Lähde: Roland 2014

Kuvio 3 Inhimillisen ja fyysisen pääoman rajatuotto

Kuviossa 3 ihminen, jolla on vain vähän varoja investoitaviksi, investoi inhimilliseen pääomaan sen rajatuoton ollessa fyysisen pääoman rajatuottoa korkeampi. Samassa kuviossa ihmiset, joilla on varaa investoida suurempi määrä kuin I^* , investoivat puolestaan sekä inhimilliseen että fyysiseen pääomaan. Näin ollen fyysisen pääoman tulisi olla huomattavasti inhimillistä pääomaa keskittyneempää, mistä on olemassa evidenssiä koulutuksen ja tulojen gini-kertoimien erojen muodossa (Vinod et al 2000.) Alle tai juuri määrän I^* investoiva henkilö investoi siis ainoastaan inhimilliseen pääomaan, kun taas enemmän kuin määrän I^* investoiva henkilö investoi määrän I^* inhimilliseen pääomaan loppujen varoista mennessä fyysiseen pääomaan. Jos tuloja jaetaan yksinkertaistetussa kahden henkilön taloudessa rikkaalta köyhälle, inhimillisen pääoman määrä nousee, sillä köyhä käyttää investointivarojensa kokonaan inhimilliseen pääomaan aina tasolle I^* saakka. Lisäksi kokonaistuotannon on noustava, koska tulojakaon jälkeen köyhän inhimilliseen pääomaan tekemän investoinnin rajatuotto on suurempi kuin rikkaan ennen tulojakaon tekemän fyysisen pääoman investoinnin rajatuotto.

Ero tuloerojen vaikutuskanavissa näiden kahden pääomatyyppin kohdalla herättää luonnollisesti kysymyksen siitä, tuleeko tulojakaollisia seikkoja miettiä

kunkin talouden kasvuvaiheen mukaan, jos pyrkimyksenä on tulonjaollisilla toimilla tukea talouskasvua. Teollistumisvaiheessa olevan talouden tapauksessa kasvu on vahvasti riippuvaista fyysisen pääoman kumuloitumisesta, jolloin verrattain suuret tuloerot näyttävät vaikuttavan positiivisesti talouskasvuun. Jälkiteollisessa taloudessa, jossa palvelusektorin koko on dominoiva, on inhimillisen pääoman rooli merkittävämpi, ja tuloerot näyttävät näin tarkastellen vaikuttavan negatiivisesti talouskasvuun (Weil 2009, s. 389–391.)

Oden Galor ja Joseph Zeira (1993) tarjoavat aiheeseen kattavan teoreettisen näkökulman. Heidän mallissaan keskeisinä lähtöoletuksina ovat rahoitusmarkkinoiden epätäydellisyys sekä inhimillisen pääoman jakamattomuus eli sen taipumus olla sitoutuneena kuhunkin yksilöön. Malli itsessään on avoimen talouden tasapainomalli, jossa yksittäinen tuote voidaan tuottaa joko korkeaa tai matalaa osaamista vaativan prosessin avulla (engl. skilled, unskilled). Yksilöt, jotka elävät kahdella eri periodilla, ovat samanlaisia preferensseiltään ja potentiaalisilta taidoiltaan, mutta eroavat perityn varallisuutensa osalta. Epätäydellisillä rahoitusmarkkinoilla peritty eriarvoisuus vaikuttaa merkittävästi ja negatiivisesti inhimillisen pääoman kumuloitumiseen ja taloudelliseen toimeliaisuuteen, ja jos inhimillisen pääoman hankkimiseen liittyy kynnyksiä, ovat vaikutukset merkittäviä myös pitkällä aikavälillä. He osoittavat, kuinka on olemassa rikkaita maita, joissa kaikki sukupolvet investoivat inhimilliseen pääomaan jättäen suuren perinnön jälkeläisilleen, ja köyhiä maita, joissa inhimillisen pääoman ja tulevien sukupolvien vaurauden taso on matala. Näin ollen he korostavat suuren keskiluokan merkitystä inhimillisen pääoman kumuloitumisessa, jonka puolestaan nähdään vaikuttavan positiivisesti talouskasvuun (Galor ja Zeira 1993).

Galorin ja Zeiran kontribuutio on varsin moniulotteinen. Sen lisäksi, että he kykenevät ottamaan kantaa siihen, kuinka tuloerot vaikuttavat inhimillisen pääoman kumuloitumiseen ja talouskasvuun, heidän mallinsa tarjoaa näkökulman myös tuloerojen ja maiden varallisuuserojen pysyvyyteen. Jälkimmäisen osalta malli linkittyy endogeenisiin kasvuteorioihin (Romer 1986, Lucas 1988) tarjoten

selitystä maiden eroavaisuuksiin eksogeenisen teknologisen kehityksen tai tietöpääoman määrän sijaan inhimillisen pääoman määrän eroista maiden kesken.

Keskeistä Romerin ja Lucasin malleissa, joihin Galorin ja Zeiran mallinnus kiinteästi linkittyy, on nimenomaan se, kuinka inhimillisen pääoman ja tiedon kumuloituminen määräävät talouskasvun asteen endogeenisesti taloudellisten päätöksentekoprosessien myötä. Talous voikin näin ollen kasvaa ilman perinteisten tuotannontekijöiden eli työvoiman ja fyysisen pääoman lisäämistä, jolloin talouskasvu on kiinteässä yhteydessä tuottavuuden kasvuun ja mallin sisältä kumpuavaan teknologiseen kehitykseen. Endogeenisten kasvuteorioiden joukossa mallien erot kumpuavat lähinnä siitä, lavennetaanko pääoman määritelmä koskemaan myös inhimillistä pääomaa ja tietoa, jolloin pääoman rajatuotto on mielekästä mieltää laskevan sijaan vakioksi tai jopa nousevaksi, vai formalisoidaanko kasvu mikroteorian pohjalta esimerkiksi keskenään kilpailevien yritysten ajaman kehityksen kautta, kuten esimerkiksi niin sanotussa schumpeteriläisessä kasvuteoriassa tehdään (Aghion ja Howitt 1992.) Neoklassiseen malliin verrattuna huomionarvoista on myös se, kuinka kehityksen ollessa endogeenista ympäröivän talouden ja esimerkiksi talouspolitiikan rooli on merkittävä. Poliittikkarelevantin aiheen, kuten tuloerojen ja talouskasvun välisen yhteyden, kohdalla onkin mielekästä, että aihetta koskettavat teoreettiset mallit voidaan linkittää tällä tavoin.

Galor ja Zeira (1993) käsittelevät myös talouden kykyä sopeutua kokonaistaloudellisiin shokkeihin mallinsa laajennetussa versiossa. He käsittelevät kahta erilaista skenaariota kahdessa tulonjaoltaan eroavassa taloudessa, jotka ovat pitkän aikavälin tasapainotilassaan shokin iskiessä.

Ensimmäinen shokki laskee matalan osaamisen työntekijöiden tuottavuutta. He osoittavat, kuinka tasaisen tulonjaon taloudessa tapahtuu rakenneuutos, jossa investoiminen inhimilliseen pääomaan kasvaa lisäten korkean osaamisen työntekijöiden määrää. Lyhyellä aikavälillä tulotaso laskee, mutta pitkällä aikavälillä nettovaikutusta tuloihin ei ole eikä taloudessa koeta hyötytappi-

oita. Talous, jossa tuloerot ovat korkeat, sopeutuu puolestaan shokkiin rakenteellisen muutoksen sijaan siten, että palkat matalan osaamisen työntekijöiden keskuudessa laskevat. Talous kokee pysyvän tulo- ja hyötytappion.

Toinen shokki on teknologinen innovaatio, joka nostaa korkean osaamisen sektorin palkkoja. Tasaisen tulonjaon taloudessa tapahtuu jälleen rakenteellinen muutos ja investoiminen inhimilliseen pääomaan kasvaa, mikä nostaa sekä talouden tulo- että varallisuustasoa. Verrattain rikkaassa maassa, jossa tuloerot ovat korkeat, talous konvergoituu kohti matalia tuloeroja, ja talous saavuttaa korkean inhimillisen pääoman tason sekä saman korkean tulo- ja varallisuustason kuin lähtötilaltaan yhtä vauras tasaisen tulonjaon talous. Epätasa-arvoinen köyhä talous sen sijaan kokee shokin iskiessä edelleen kasvavat tuloerot eikä investoiminen inhimilliseen pääomaan kasva. Innovaation mukanaan tuomat taloudelliset hyödyt jäävät rajallisiksi (Galor ja Zeira 1993).

Maan avoimuus ulkomaisille pääomavirroille vaikuttaa siihen, kuinka tuloerot vaikuttavat pääoman kumuloitumiseen. Maan salliessa ulkomaiset investoinnit ei säästämisasteen merkitys fyysisen pääoman kumuloitumiseen ole yhtä merkittävä kuin suljetun talouden kohdalla, koska investoinnit on mahdollista rahoittaa myös muutoin kuin kotimaisen säästämisen keinoin. Tuloerojen negatiivinen vaikutus inhimillisen pääoman kumuloitumiseen sen sijaan säilyy, jolloin pääoman kumuloitumisen maksimoiva tuloerojen taso on matalampi avoimessa kuin suljetussa taloudessa (Weil 2009, 392).

Tuloerojen vaikutuskanavat talouskasvuun eivät rajoitu ainoastaan tuotantotekijöiden kumuloitumiseen. On myös mahdollista, että tuloerot vaikuttavat negatiivisesti talouden tehokkuuteen. Tuloerojen olemassaolo luo valtaapitäville paineen tuloerojen tasaamiseen eli tulonjakoon verotuksen ja sosiaalietuuksien keinoin. Verotuksen puolestaan nähdään taloustieteessä johtavan tehottomuuteen, jolloin korkeiden tuloerojen vallitessa tuloerojen tasaamiseksi verotuksen on oltava tiukkaa, mikä taas johtaa tehokkuustappioihin, jotka kumpuavat veronmaksajien insentiivistä välttää veroja joko laittomin tai laillisin keinoin. Lail-

lisista keinoista kouriintuntuvin esimerkki on valinta työskentelyn ja sosiaalietuuksilla elämisen välillä. Hallitukset ympäri maailman, eikä vähiten Suomessa, painivat näiden kannustinloukkujen parissa (Weil 2009, s. 392–395).

Torsten Persson ja Guido Tabellini (1994) pyrkivät formalisoimaan tuloerojen vaikutusmekanismin talouskasvuun yhdistämällä endogeeniset kasvuteoriat endogeenisen politiikan teoriaan. He muodostavat yleisen tasapainon mallin, jossa yksilöt elävät kahdella eri periodilla, nuorina ja vanhoina, ja toimivat sekä talouden toimijoina että äänestäjinä. Yksilöt ovat heterogeenisiä tuloiltaan mutta jakavat samat preferenssit. Malli muodostaa synteesis endogeenisten kasvuteorioiden ja politiikan teorian välille linkittämällä fyysisen ja inhimillisen pääoman sekä tiedon kumuloitumisen politiikkatoimiin. Mallin mukaan tuloerot ovat haitallisia talouskasvulle, koska ne johtavat omaisuuden suojaa ja yksityisten investointien tuottoja nakertaviin politiikkatoimiin (Persson ja Tabellini 1994).

Alberto Alesinan ja Dani Rodrikin (1994) työ täydentää Perssonin ja Tabellinin ajatuksia muodostamalla mallin, joka kahden periodin sijaan sallii äärettömän aikahorisontin, ja jossa veroja kerätään tulonjaollisen motiivin lisäksi myös yksityisen tuotannon mahdollistavia julkisia hyödykkeitä varten. Heidän mallissaan keskeinen ero yksilöiden välille muodostuu siitä, kuinka tuotannontekijät ovat jakautuneet yksilöiden välillä. He erottavat toisistaan kumuloituvan tuotannontekijän, pääoman, ja ei-kumuloituvan tuotannontekijän, työn. Pääomaan sisältyy sekä fyysinen että inhimillinen pääoma, työ puolestaan viittaa matalan osaamisen (engl. unskilled) työvoimaan. Kasvua ajaa laajasti määritellyn pääoman kumuloituminen, joka määräytyy yksilöiden säästämisspäätösten mukaan. Talouden tuotantofunktio on lineaarisesti homogeeninen pääoman ja tuottavien julkisten hyödykkeiden suhteen, jolloin kasvu on pitkällä aikavälillä endogeenistä (Alesina ja Rodrik 1994).

Julkisia hyödykkeitä ja tulonjakoa varten kerättävä pääomavero on julkisten hyödykkeiden tuottavuuden vuoksi maltillisen suuruisena hyödyllinen kaikille yksilöille. Koska yksilöt eroavat sen suhteen, kuinka heidän tulonsa eri tuotannontekijöistä jakaantuvat, nousee taloudessa kuitenkin esiin tulonjaollinen

konflikti. Ainoastaan pääomasta tulonsa saava yksilö preferoi veroastetta, joka maksimoi talouden kasvuasteen, kun taas vähänkin työtuloja saava yksilö suosii korkeampaa veroastetta ja sen mukanaan tuomaa alhaisempaa talouskasvua. Alesina ja Rodrik kuvaavat tulonjaon määräytymisen niin sanotun median voter – teoreeman keinoin. Valtiovalta tekee päätöksen verotuksesta mediaaniäänestäjän preferenssien mukaan, jolloin veroaste on sitä matalampi ja talouskasvu sitä vauhdikkaampaa mitä enemmän mediaaniäänestäjällä on pääomaa eli mitä pienemmät tuloerot taloudessa vallitsevat. Mallin mukaan suuret tuloerot ovat haitallisia talouskasvulle (Alesina ja Rodrik 1994).

Molemmat edellisissä kappaleissa kuvatuista tutkimuksista sisällyttävät analyysiinsa myös empiirisen osion. Alesina ja Rodrik löytävät negatiivisen korrelaation taloudellisen epätasa-arvon ja talouskasvun välille. Tulos pätee arvioidessa epätasa-arvoa sekä maanomistuksen että tulotason gini-kertoimien suhteen (Alesina ja Rodrik 1994.) Persson ja Tabellini puolestaan mittaavat tuloeroja korkeimman kvintiilin tulo-osuudella. Tuloerojen negatiivinen vaikutus talouskasvuun esiintyy tilastollisesti merkitsevänä liki jokaisessa estimoidussa mallissa (Persson ja Tabellini 1994.) Se, kuinka empiiriset havainnot tukevat kutakin mallia, ei kuitenkaan ole suoraviivaista. Mallien testaamiseksi olisi kyettävä identifioimaan kausaaliketju, joka kulkisi taloudellisesta tasa-arvosta maltillisemmän politiikkatoimilla tehtävän tulonjaon kautta esimerkiksi mittavampiin investointeihin ja vauhdikkaampaan talouskasvuun. Empiirinen testaus tapahtuu kuitenkin redusoidun muodon avulla, jossa tarkastellaan taloudellista tasa-arvoa kuvaavan muuttujan vaikutusta talouskasvuun.

Molemmat yllä esitellyistä empiirisistä esityksistä ovat esimerkkejä analyysista, joka tehdään keskiarvoistamalla kiinnostuksen kohteena olevat muuttajat tietyille periodeille. Kyseisissä analyyseissa periodien pituudet vaihtelevat 15 – 25 vuoden välillä. Tämän kaltaisen lähestymistavan avulla on mahdollista tulkita saadut tulokset pitkän aikavälin relaatioina ja tarkastella mielenkiintoisena näyttäytyviä periodeja omina kokonaisuuksinaan, mikä ei kuitenkaan ole täysin mut-

katonta. Keskiarvoistaminen hävittää osan siitä informaatiosta, jota vuosiaineistolla on tarjota ja empirian tulkinnassa ei tällöin ole sijaa lyhyen aikavälin dynamiikan tulkinnalle. Attanasio et al. (2000) huomauttavat, kuinka suhdannevaihteluissa on merkittävää vaihtelua sekä ajan että paikan osalta, ja pahimmillaan mielivaltaisesti määritellyt periodit voivat katkaista suhdanteet tavalla, joka kyseenalaistaa analyysin validiuden (Attanasio et al. 2000).

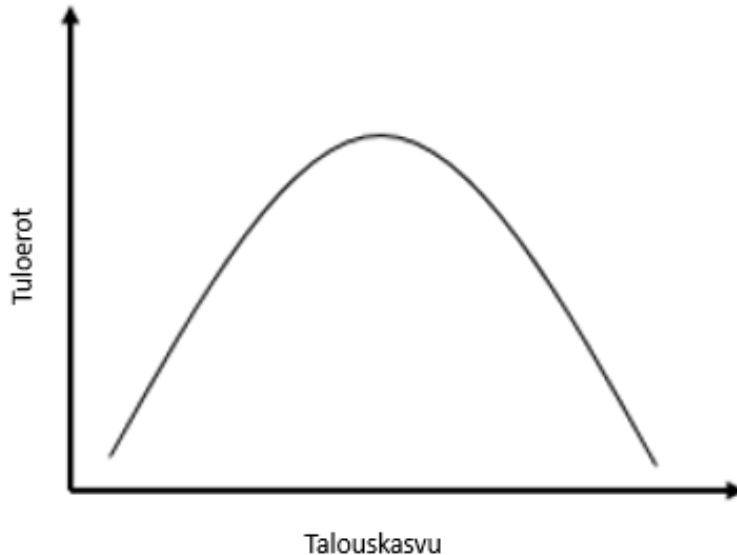
3.2 Talouden kehittyneisyyden vaikutus tuloeroihin

Tuloerojen on perinteisesti ajateltu kumpuavan mm. koulutuksellisista eroista ja maanomistuksesta. Maanomistuksen aiheuttamasta taloudellisesta eriarvoisuudesta saa vahvaa tukea tutkimalla tulojen ja maanomistuksen gini-kertoimia. Koska maataloudesta saatavat tulot ovat kiinteästi yhteydessä maanomistukseen ja maataloussektorin koko on tyypillisesti suuri köyhemmillä alueilla, on maanomistuksen rooli tulonjaon määräytymisessä erityisen vahva kehittyvissä talouksissa. Koulutuksen osalta linkki tuloeroihin on suoraviivainen. Ihmiset, joilla ei ole mahdollisuutta kouluttautua, eivät saa hankittua samoja taitoja kuin kouluja käyvät ihmiset, joten he ansaitsevat alhaisempaa palkkaa (Roland 2014, s. 44–46).

Edellinen alaluku pyrki summaamaan tuloerojen vaikutuksen talouskasvuun. On kuitenkin luultavaa, että kausaalisuhte kyseisten muuttujien välillä ei suinkaan rajoitu yksisuuntaiseksi, vaan myös talouden kehityksen aste vaikuttaa taloudessa vallitseviin tuloeroihin.

Simon Kuznetsin hypoteesi tuloerojen ja talouskasvun välisestä yhteydestä toimii ehkäpä vankimpana pohjana aiheen parissa tehtävään tutkimukseen. Kuznets (1955) esittelee alkuperäisessä artikkelissaan talouskasvun ja tuloerojen, mitattuna eniten ansaitsevan kaksikymmenprosenttisen ja vähiten ansaitsevan kuusikymmenprosenttisen suhteena, välisen relaation Iso-Britannian, Yhdysvaltojen ja kahden Saksan osavaltion kattavalla aineistolla. Hänen tulostensa mukaan tuloerot aluksi kasvavat talouskasvun myötä mutta kääntyvät myöhemmin

laskuun maan vaurastuessa. Graafisesti relaatio muodostaa alaspäin aukeavan paraabelin:



Lähde: Kuznets 1956

Kuvio 4 Kuznetsin käyrä

Kuznetsin käyrän muotoa on yritetty selittää monilla eri tekijöillä. On uskottavaa, että köyhän maan vaurastuessa kaikki tuloluokat eivät nouse köyhyydestä yhtä aikaa, jolloin tuloerot luonnollisesti kasvavat. Trickle down - teorian mukaan talouskasvun tuoma vauraus valuu lopulta myös vähävaraiselle kansanosalle. Tässä prosessissa rahamarkkinoilla on merkittävä rooli, sillä rahan tarjonta vaikuttaa vähätuloisten mahdollisuuksiin saada luottoa ja siten tehdä investointeja. Tästä seuraa, että aktiivisen finanssipolitiikan lisäksi myös rahapolitiikalla voidaan vaikuttaa tulonjakoon. Trickle down - ilmiötä ei kuitenkaan nähdä riittävänä optimaalisen tulonjaon kannalta, vaan muilla tulonjaollisilla toimilla voidaan tarjota ihmisille yhtäläisemmät investointimahdollisuudet, minkä nähdään kiihdyttävän talouskasvua jo itsessään ja lisäksi voimistavan trickle down - efektiä (Aghion ja Bolton 1997.)

Vastakkaisen trickle up - teorian mukaan tulot virtaavat vähätuloisilta rikkaille poliittisen päätöksentekoprosessin johdosta erityisesti luonnonvaroihinsa

nojaavissa talouksissa rent seeking – toiminnan vuoksi. Tällä tarkoitetaan rikkaiden liiketoimintaa tukevia poliittisia päätöksiä, joiden avulla päättäjät pyrkivät esimerkiksi hyötymään liiketoiminnan aiheuttamasta positiivisesta työllistymiskehityksestä. Teorian keskeinen sanoma on, että tuloerojen kaventaminen vauhdittaisi talouskasvua hyödyttämällä jokaista tuloluokkaa (Stiglitz 2012.)

Kuznets itse tarjoaa selitykseksi talouden toimialojen kehitystä. Köyhissä maissa agraarisektorin osuus on tyypillisesti suuri, ja talouskasvun voimistuessa veturina toimii usein pieni mutta kasvava teollisuussektori. Teollisuuden palkat ovat tyypillisesti maataloussektorin palkkoja korkeammat, jolloin teollisuussektorin kasvaessa myös tuloerot kasvavat, kunnes teollisuuden rooli taloudessa kasvaa dominoivaksi ja tuloerot alkavat jälleen laskea ihmisten siirtyessä enenevässä määrin työskentelemään teollisuusyrityksissä (Kuznets 1955).

Kuznetsin löytämää relaatiota on testattu alkuperäisen artikkelin julkaisemisen jälkeen lukuisia kertoja. Gallup (2012a) esittelee ansiokkaasti aiheen parissa tehdyn aiemman tutkimuksen kirjon. Ekonometriset menetelmät ja aineistojen laajuudet sekä tuloeromittarit ovat vaihdelleet, mutta lähtökohtana on tyypillisimmin ollut poikkileikkausaineisto. Monet, jopa useimmat, näistä tutkimuksista ovat vahvistaneet alkuperäisen hypoteesin tuloerojen ja talouskasvun välisestä käänteisestä U-käyrästä. 1990-luvun lopulta alkaen ekonometrisen työkalupakin laajennuttua hypoteesia on kyetty testaamaan paneeliaikasarjamenetelmin, jolloin on ollut mahdollista tutkia tuloerojen kehitystä maiden sisällä, mihin pelkkä poikkileikkausanalyysi ei kykene. Varhaisemmat tutkimukset eivät olekaan itse asiassa testanneet suoranaisesti alkuperäistä hypoteesia, jossa on kyse kunkin maan tuloerojen kehityksestä talouden kasvaessa. Paneeliaikasarjaekonometrian keinoin toteutetut tutkimukset puhuvat sen puolesta, ettei Kuznetsin käyrä päde, kun estimoinnissa kontrolloidaan kunkin maan spesifit ominaisuudet fixed effects – menetelmän keinoin. Suuri osa näistä tutkimuksista on kuitenkin käyttänyt samaa aineistoa (Deininger ja Squire 1998), jonka validius on asetettu kyseenalaiseksi (Atkinson ja Brandolini 2001.)

Gallupin (2012a) konsistentimmalla aineistolla saadut tuoreet tulokset eivät myöskään tue Kuznetsin hypoteesia. Ei-parametrisen mallinnuksen mukaan valalla olisi täysin alkuperäisen hypoteesin vastainen tulos, U-muotoinen yhteys tuloerojen ja talouskasvun välillä. Vahvana tendenssinä näyttäytyy tuloerojen kaventuminen tulotason noustessa matalalta tasolta, kun taas heikompa evi-
denssiä saadaan sen puolesta, että tuloerot kasvavat siirryttäessä korkeisiin tuloihin. Muut estimointimenetelmät eivät sen sijaan tarjoa mitään vahvistusta talouskasvun ja tuloerojen väliselle relaatiolle (Gallup 2012a).

Vaikkei uusin paneelimalintamista hyödyntävä kirjallisuus vahvistakaan Kuznetsin hypoteesia, antaa se vahvaa evidenssiä tuloerojen konvergoitumisen puolesta. Tuloerot eri maissa ovat siis liikkuneet lähemmäs toisiaan siten, että talouden kasvaessa korkeiden tuloerojen maissa tuloerot näyttävät pienenevän ja matalan tuloerojen maissa tuloerot puolestaan näyttävät kasvavan. Tulokset ovat robusteja niin perinteisen lineaarisen regressioanalyysin, ”piecewise-tarkastelun” kuin parametrittoman stokastisen kernel-estimoinnin avulla laskettuna (Gallup 2012b).

Syitä konvergoitumiseen voi etsiä ainakin talouskasvun myötä kasvavasta ulkomaankaupasta, jonka katsotaan tyypillisesti ajavan maita toisiaan kohti melkein pä mittarilla kuin mittarilla mitattuna. Uskottavana kehityskulkuna on myös poliittisen osallistumisen kasvaminen talouskasvun myötä, ja suurimmista tuloeroista kärsivien maiden kohdalla tulonjaolliset vaatimukset voivat hyvinkin olla kaikkein voimakkaimpia. Sen sijaan maan päästessä matalien tuloerojen tilanteeseen, jolloin kansalaisten elinolot ovat tyypillisesti muiltakin osin hyvällä tasolla, on luonnollista pohtia sitä, onko ihmisillä taipumus passivoitua poliittisesti, mikä voi hyvinkin ajaa tuloeroja suuremmiksi. Jatkossa kolmas selitys konvergoitumisprosessin taustalla voi löytyä luotonsaantiin liittyvistä rajoitteista. Kun talous kasvaa, yhä harvempi kansalainen jää ilman mahdollisuutta luottoon, mikä on omiaan kaventamaan tuloeroja (Gallup 2012b.) Tulokset tuntuvat johdonmukaisilta, kun niitä tarkastelee viime vuosien ja vuosikymmenien tuloero-

kehityksen valossa. Esimerkiksi Latinalaisessa Amerikassa vallinneet suuret tuloerot ovat selvästi pienentyneet, kun taas pienten tuloerojen länsimaissa tuloeroilla on ollut taipumus kasvaa tai pysyä ennallaan.

4 HAVAINTOAINEISTO JA MENETELMÄT

4.1 Havaintoaineisto

Kuten edellä luvussa 2 todettiin, tuloeroaineiston saatavuus ja laatu rajoittavat vahvasti sitä, kuinka suurelle maajoukolle ja kuinka pitkällä aineistolla empiirinen analyysi kyetään suorittamaan. Tämän pro gradu -työn empiriaan on perusteellisesti tehdystä havaintoaineiston valinnasta huolimatta suhtauduttava kriittisesti tuloerojen mittaamiseen liittyvien haasteiden vuoksi.

Työn pyrkimyksenä on laajentaa tuloerojen ja talouskasvun välisen relation tarkastelua usean maan kattavalla maapaneelilla mahdollisimman kauas 1900-luvulle. Jo työn alkuvaiheissa pohdintaa sai aikaan se, löytyisikö gini-kertoimista analyysin tarpeisiin riittävän pitkää konsistenttia aineistoa. Varavaihtoehtona oli hyödyntää ylimmän desiilin tai persentiilin tulo-osuutta kansantalouden kokonaistuloista tuloerojen mittarina.

Gini-kertoimien osalta analyysin kannalta käyttökelpoinen aineisto - yhdenmukainen ja jatkuva vuosiaineisto - ulottuu parhaimmillaankin vain 1970-luvulle, joten tuloerollista tarkastelua jatketaan käyttämällä tuloeromittarina ylimmän persentiilin tulo-osuutta kunkin kansantalouden kokonaistuloista. Tulomittari kattaa työtulojen, kuten palkkojen, bonuksien, muiden kannustinpalkkioiden sekä osakeoptioiden arvon lisäksi pääomatulot, kuten osingot ja vuokratuotot. Mittariin ei sisällytetä omaisuususerien arvonnousua.

Myöskään ylimmän persentiilin tai desiilin tulo-osuudella mitattu tarkastelu ei osoittautunut ongelmattomaksi. Useissa maissa tulo-osuussarjat ulottuvat gini-kertoimen tavoin vain 1980-luvulle, pitemmälle ulottuvista sarjoista puuttuu usein havaintoja ja joissain tapauksissa eri lähteiden tarjoama aineisto eroaa merkittävästi toisistaan. Siksi onkin tarpeen pysytellä tulo-osuusmuuttujan kohdalla yhdessä luotettavimmaksi arvioidussa lähteessä.

Tuloerotarkastelun osalta laajimman aineiston tarjoaa usean eri tutkijan pioneerityön tuloksena syntynyt World Wealth and Income Database (WID),

joka tunnettiin aiemmin nimellä World Top Incomes Database (WTID). 43 maata kattava WID-aineistokaan ei ole koko aineiston suhteen yhdenmukainen. Aineistossa esiintyvät tuloerosarjat, joita on ylimmän kymmenprosenttisen tulo-osuudesta joidenkin maiden kohdalla aina ylimmän 0,01-prosenttisen tulo-osuuteen, pohjautuvat kunkin maan osalta eri tutkijoiden työhön. Tämän vuoksi aineistossa esiintyy eroja sen suhteen, kuinka esimerkiksi tulo-osuustarkastelussa keskeiset kokonaistulot on mitattu, ja kuinka kauas aikasarjat ulottuvat.

WID:n aineistosta erottuu kymmenen maan joukko, joissa ylimmän persenttiin tulo-osuuden aikasarjat ovat toistensa kanssa jotakuinkin yhdenmukaisia: Australia, Kanada, Tanska, Ranska, Japani, Uusi-Seelanti, Norja, Ruotsi, Iso-Britannia ja Yhdysvallat. Tulo-osuudet pohjautuvat kansallisiin veroaineistoihin ja kuvaavat ylimmän persenttiin saamien tulojen osuutta kunkin talouden kokonaistuloista. Rajauksen myötä tuloerojen mittaamiseen liittyvää epävarmuutta voidaan pienentää toki siitä kokonaan eroon pääsemättä. Huolimatta WID-aineiston hienosta kontribuutiosta tuloerotutkimukseen, ei teeman parissa tehtävään tutkimukseen voi vielä havaintoaineistoihin liittyvien haasteiden vuoksi suhtautua samalla luotettavuudella kuin vaikkapa pelkästään kansantalouden tilinpitoa kuvaavaan kirjallisuuteen.

Tuloeroaineistoon liittyvät haasteet voidaan summata seuraavan valintatilanteen avulla, eli sen perusteella laaditaanko analyysi

- 1) tämän työn tavoin suppeammalla verrattain homogeenisella maajoukolla ja pitemmälle periodille,
- 2) laajemmalla ja heterogeenisemmalla maajoukolla lyhyemmälle periodille vai
- 3) lyhyemmälle periodille jollain muulla tuloeromittarilla, kuten Gini-kerrotoimella, jota koskeva aineisto ei ulotu viime vuosisadan puoliväliin saakka?

Ainakin kolme seikkaa puoltavat ensimmäistä vaihtoehtoa. Ensimmäinen on estimointitekniinen; aikasarja-analyysin kohdalla on oltava tarkkana siitä, että aika-

suunnan havaintoja on tarpeeksi paljon. Tähän ei ole annettavissa tiettyä joka tilanteeseen sopivaa sääntöä. Tämän työn kohdalla määrä on uskoakseni hyvinkin riittävä aikasarjahavaintojen määrän T (61 havaintoa tasoille, 60 differensseille) ollessa runsaasti poikkileikkaushavaintoja N (10 maan paneeli) suurempi. Myös se, että maajoukko on homogeeninen otos kehittyneitä talouksia, on estimoinnissa hyödynnettävän paneelimallinnuksen kannalta suotavaa.

Analyysin ulottaminen 1900-luvun puoliväliin saakka on mielekästä myös kehittyneissä maissa tuolloin yleisesti vallinneiden matalien tuloerojen vuoksi. Se, johtuivatko matalat tuloerot yleisemmin rakenteellisesti poikkeuksellisesta ajanjaksosta, 1930-luvun laman jälkeisestä tulojen uudelleenjaosta, toisen maailmansodan aiheuttaman pääoman tuhoutumisen vaikutuksesta tuloeroihin vai muutoksista politiikkatoimissa ja instituutioissa laajemmin (Piketty ja Saez 2013) on oman analyysin aihe. Joka tapauksessa, analyysi kattaa periodin, jonka alussa tuloerot olivat historiallisesti katsoen (Piketty ja Goldhammer 2014) hyvin matalat kussakin havaintoaineiston maassa, ja jonka aikana tuloerot ovat maasta riippuen pysyneet karkeasti joko 1950-luvun tasollaan tai tyypillisemmin kasvaneet.

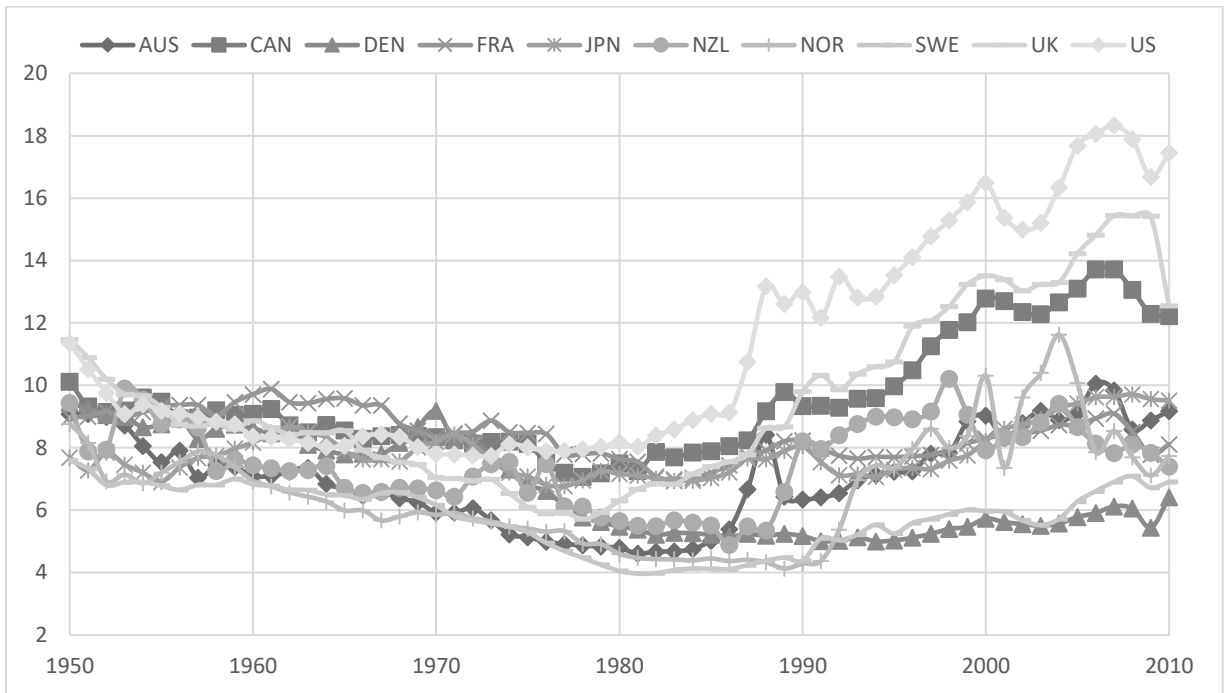
Kolmanneksi, tämänkaltaista makrotason tarkastelua näin laajalle maajoukolle aineistolla, joka ulottuu 1950-luvulta aina vuoteen 2010 saakka, ei ole ainaakaan oman tietoni mukaan työssä käytetyin menetelmin aiemmin tehty. Onkin perusteltua mitata tuloeroja ylimmän persenttiin tulo-osuudella, ja tarkastella tuloerojen yhteyttä taloudelliseen aktiviteettiin tällä 60 vuotta kattavalla havaintoaineistolla.

Työni empiirisessä osiossa tarkasteltavat tuloero (top1) ja BKT-sarjat (rgdpcap) ulottuvat siis 1950-luvun alusta aina vuoteen 2010. Moni tuloerosarjoista ulottuu vieläkin kauemmas, mutta tarkastelussa keskitytään tähän 60 vuoden periodiin siksi, että BKT/capita-aineistona käytettävä Penn World Tablen (PWT) aineisto ulottuu vuoteen 1950. Lisäksi aineistossa esiintyvien maiden osalta tilastointiperusteet tuloerojen osalta ovat selvästi paremmalla mallilla toisen maailmansodan jälkeen kuin sitä ennen.

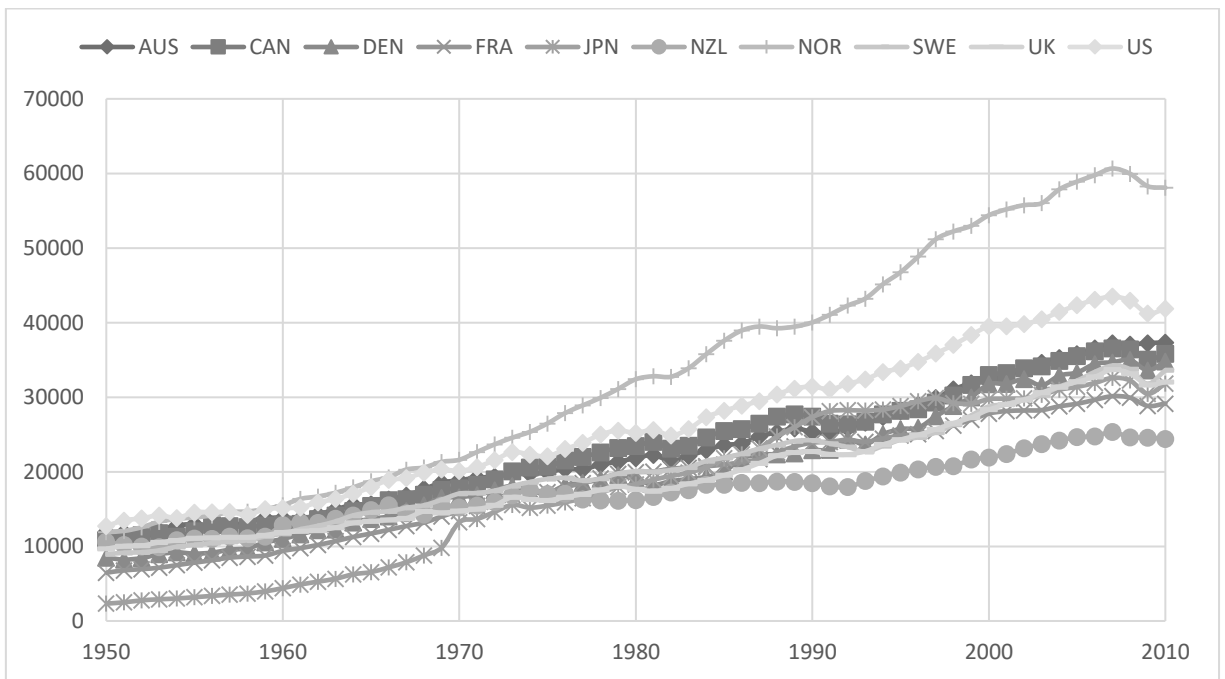
Puuttuvia havaintoja kyseessä olevan 60 vuoden ajalta tuloeroaineistosta löytyy seitsemän; kunkin puuttuvan havainnon kohdalta löytyvä simuloitu lukuarvo on puuttuvaa havaintoa edeltävän ja seuraavan arvon keskiarvo. Tämän avulla mukaan saadaan täydelliset aikasarjat myös Tanskan, Uuden-Seelannin, Norjan ja Iso-Britannian osalta. Tuloerosarjojen alkuperäiset lähteet, puuttuvat havainnot sekä yhden selkeästi poikkeavan BKT/capita-arvon kohtelu löytyvät seuraavasta taulukosta; kuvaajat puolestaan seuraavista kuviosta.

Taulukko 2 Tuloerosarjojen alkuperäiset lähteet

Maa	Lähde
AUS	Atkinson ja Leigh (2007a). Aikasarjat on päivitetty samojen tutkijoiden toimesta.
CAN	Saez ja Veall (2007), Veall (2010) sekä Veall (2012). Aikasarjat on päivittänyt Veall.
DEN	Atkinson ja Søgaaard (2012). The long-run history of income inequality in Denmark. Top Incomes from 1870 to 2010. Puuttuvat havainnot tuloeroaineistossa: 1969, 1973.
FRA	Piketty (2001), Piketty (2007) sekä Landais (2007). Sarjat ovat päivittäneet Facundo Alvaredo ja Thomas Piketty.
JPN	Moriguchi ja Saez (2010). Sarjat ovat päivittäneet Alvaredo, Moriguchi ja Saez. Selkeä poikkeava havainto kasvuaineistossa vuonna 1970, 31 %. Huomioitu ottamalla keskiarvo edellisestä ja seuraavasta havainnosta.
NOR	Aaberge ja Atkinson (2010) sekä Aaberge, Atkinson ja Modalsli (2013). Aikasarjat on päivitetty samojen tutkijoiden toimesta. Puuttuva havainto tuloeroaineistossa: 1956, poikkeava havainto: 2005 (huomioitu keskiarvoistamalla).
NZL	Atkinson ja Leigh (2007b). Atkinson, A.B. & Leigh, A. (2007c). Sarjat ovat päivittäneet Alvaredo ja Atkinson. Puuttuva havainto tuloeroaineistossa: 1961.
SWE	Roine ja Waldenström (2010). Aikasarjat on päivitetty samojen tutkijoiden toimesta.
UK	Atkinson (2007). Sarjat on päivittänyt Atkinson. Puuttuvat havainnot tuloeroaineistossa: 1961, 1980 ja 2008.
US	Piketty ja Saez (2007). Aikasarjat on päivitetty samojen tutkijoiden toimesta.



Kuvio 5 Ylimmän persenttiin tulo-osuus (%)

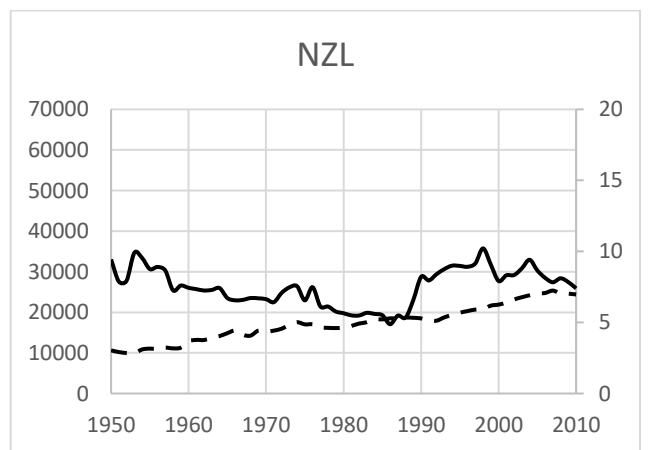
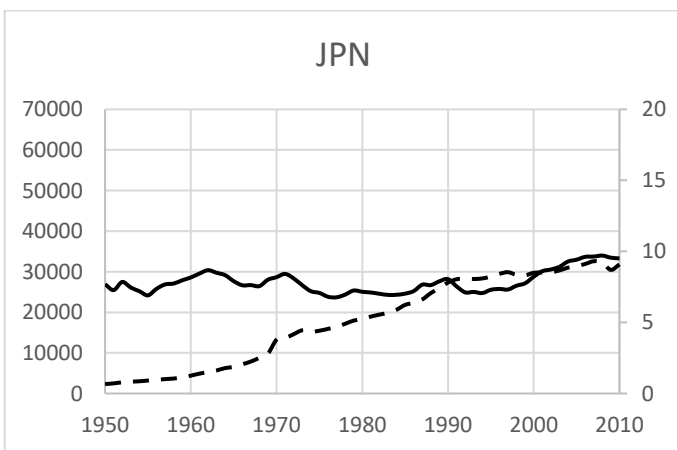
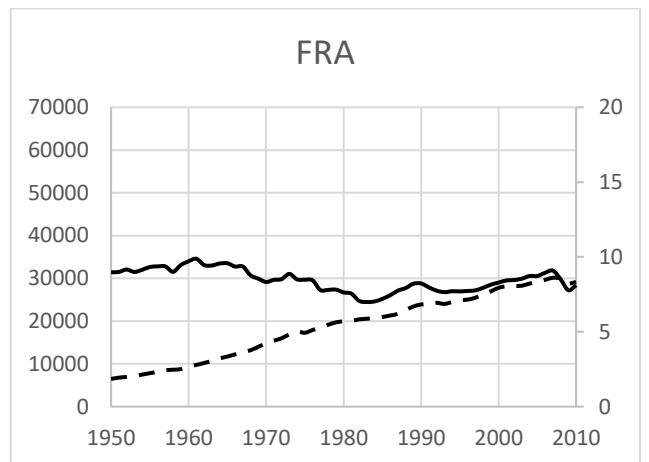
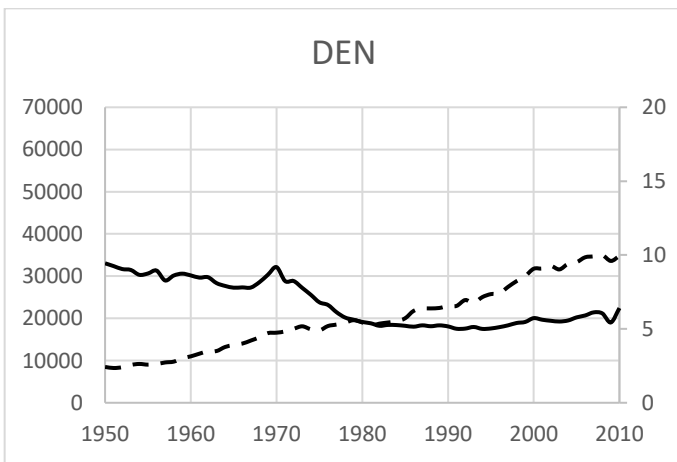
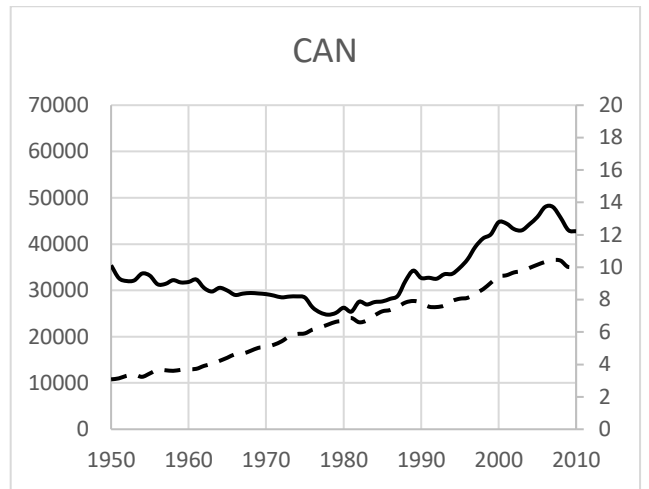
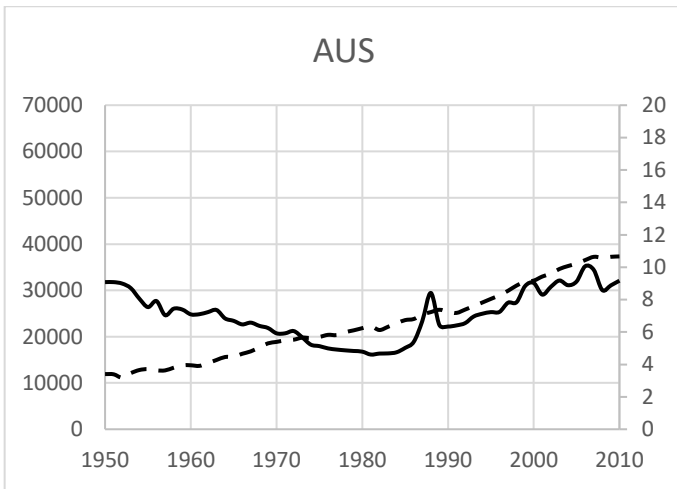


Kuvio 6 BKT / capita (2005 USD)

Kuten edellä todettiin, BKT/capita-aineisto on peräisin PWT-tietokannasta, joka on Kalifornian ja Groningenin yliopistojen ylläpitämä mittava aineistopankki. Kyseinen aineisto on laajalti hyväksytty kansainvälisen makrotaloudellisen aineiston lähde. Taloudellisen aktiviteetin mittarina käytetään reaalista bruttokansantuotetta mitattuna vuoden 2005 Yhdysvaltain dollareissa (USD). Reaalisen bruttokansantuotteen - inflaation huomioiva kotimaisen tuotannon mitta - arvot on jaettu kunkin maan väestömäärällä, jotta tarkastelussa voidaan hyödyntää nimenomaan BKT/capitan aikasarjoja.

BKT/capita on laajimmin käytetty taloudellisen toimeliaisuuden ja hyvinvoinnin mittari. Se tarjoaa pelkkää bruttokansantuotetta havainnollisemman elintason mittarin suhteuttaen kansantalouden tuotantomäärän talouden väestömäärään, ja eri maiden vertailu on sen avulla huomattavasti mielekkäämpää. Esimerkiksi Tanskan tuotannon arvo vuonna 2010 oli 193 miljardia Yhdysvaltain dollaria, kun taas Yhdysvaltain tuotannon arvo oli 12 992 miljardia dollaria. Väestömäärän mukaan suhteutetut luvut puolestaan olivat 35 000 ja 42 000 dollaria. Eri kansantalouksien kasvuasteita vertailtaessa tulkinnallinen ero tyypillisesti häipyä: BKT:n muutoksen ja BKT/capitan muutoksen välinen korrelaatio on tässä työssä hyödynnettävän aineiston kohdalla 0,98.

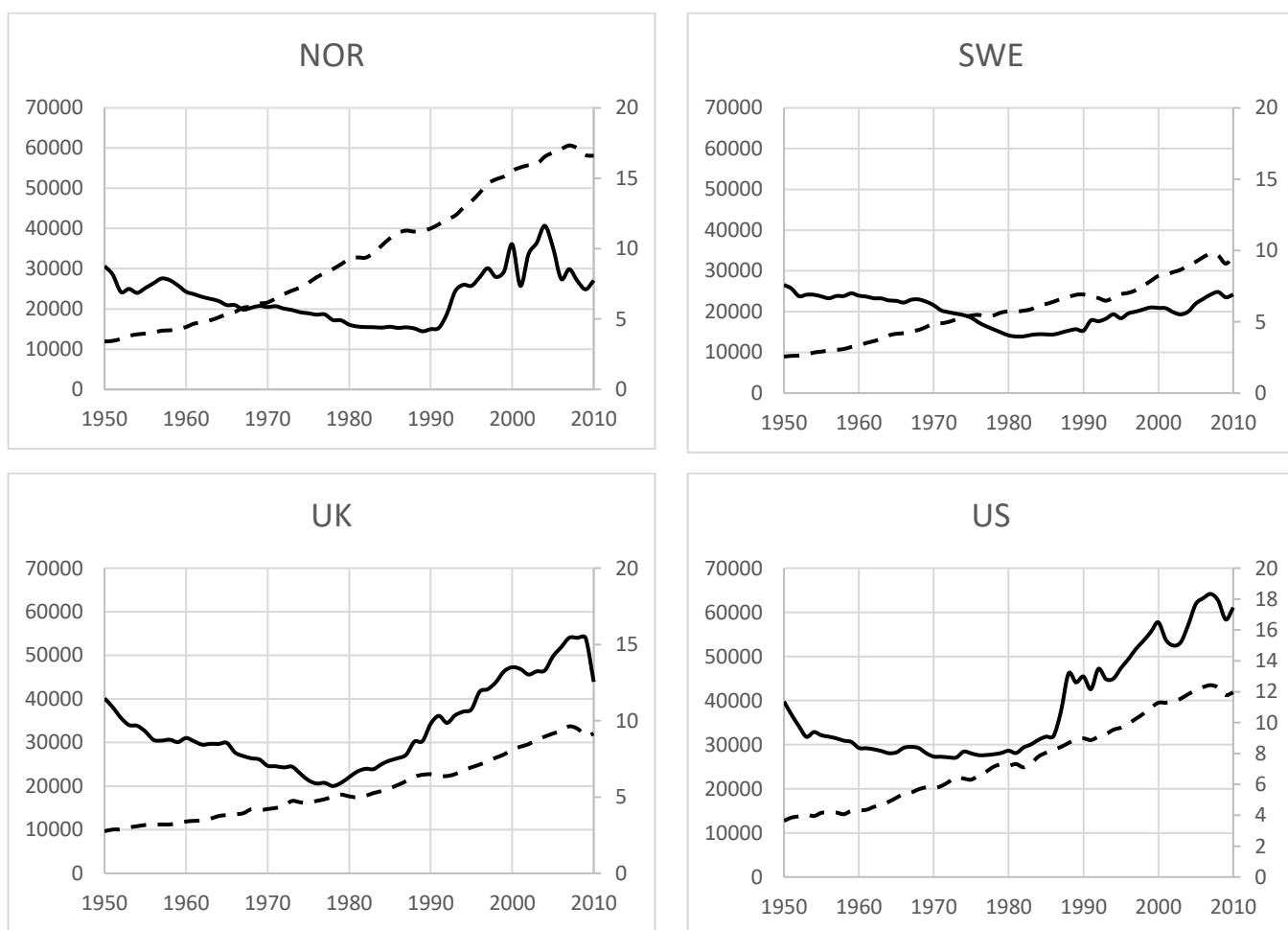
Edeltävissä kuvioissa 5 ja 6 on summattu havaintoaineiston maissa tapahtunut elintason nousu ja tuloerojen kehitys vuosina 1950-2010. Sekä elintason nousua että tuloerojen kehitystä kuvaavien graafisten esitysten tarkoituksena on havainnollistaa havaintoaineistossa esiintyviä yleisiä piirteitä eikä niinkään tarjota spesifejä maakohtaisia tilastoja.



Vasen asteikko: BKT/capita (2005 USD), katkoviiva

Oikea asteikko: ylimmän prosenttiin osuus kokonaistuloista (%), yhtenäinen viiva

Kuvio 7 jatkuu



Vasen asteikko: BKT/capita (2005 USD), katkoviiva

Oikea asteikko: ylimmän persentiilin osuus kokonaistuloista (%), yhtenäinen viiva

Kuvio 7 Maakohtaiset aikasarjat, tuloerot ja BKT/capita

Tuloerosarjojen osalta on selvästi havaittavissa maiden noudattavan suunnilleen samankaltaista kehityskulkua aina 1980-luvulle saakka, jonka jälkeen maiden väliset tuloerot ovat alkaneet eriytyä. Yhdysvalloissa, Kanadassa ja Iso-Britanniassa tuloerot näyttävät kasvaneen viimeisen kolmen vuosikymmenen aikana merkittävästi muuta havaintojoukkoa voimakkaammin. BKT/capita-sarjat puolestaan kuvaavat 1900-luvun jälkimmäisellä puoliskolla koettua valtaisa elintason nousua. Oikeastaan vain Norja erottuu maajoukosta vielä muita maita vahvemman talouskasvullaan. Tarkempia maakohtaisia erityispiirteitä voi tutkia edellä esiteltyjen maakohtaisten aikasarjojen avulla.

Tuloero- ja BKT/capita-sarjojen keskeiset tunnusluvut on listattu seuraavassa taulukossa. Tasosarjoilla havaintoja on siis yhteensä 610 kappaletta, muuttosta kuvaavilla differenssisarjoilla (gtop1 ja grgdpcap) 600 kappaletta. Differenssisarjojen keskiarvot, minimi ja maksimi tulee tulkita prosentuaalisina muutoksina: esimerkiksi BKT/capitan muutoksen keskiarvo 0.0233 tarkoittaa 2,3 prosentin keskimääräistä vuotuista talouskasvua 60 vuoden periodin aikana. Differenssiarvot on kunkin muuttujan kohdalla laskettu logaritmisina muutoksina.

Taulukko 3 Keskeiset tunnusluvut, tuloerot ja BKT/capita

Ylimmän persentiilin tulo-osuus ja muutos						
	Havaintojen lkm	keskiarvo	keskihajonta	variassi	min	max
top1	N=610 n=10 T=61	8.01	2.415	5.834	3.97	18.33
gtop1	N=600 n=10 T=60	-0.0008	0.072	0.005	-0.74	0.35
BKT/capita ja muutos						
	Havaintojen lkm	keskiarvo	keskihajonta	variassi	min	max
rgdpcap	N=610 n=10 T=61	21943	10235	104 000 000	2329	60658
grgdpcap	N=600 n=10 T=60	0.0233	0.283	0.001	-0.07	0.30

N = kaikkien havaintojen lkm

n = poikkileikkaushavaintojen lkm

T = aikasarjahavaintojen lkm

Havaintojoukossa ylin persentiili on keskimäärin tienannut 8 % koko talouden tuloista. Tulo-osuus on keskimäärin pysynyt vakiona kuitenkin sisältäen merkittävää vaihtelua, kuten edellä esitellyistä kuvaajista havaitaan. Matalimmillaan tuloerot olivat tulo-osuudella mitattuna Ruotsissa vuonna 1981, jolloin ylin persentiili tienasi hieman alle neljä prosenttia kokonaistuloista. Korkein tulorommuuttujan arvo on puolestaan Yhdysvalloista juuri ennen finanssikriisiä vuonna 2007.

BKT/capita -arvojen keskeiset tunnusluvut vahvistavat edeltävien kuvioiden välittämää viestiä näin mitatun elintason vahvasta noususta. Kasvu on ollut vuosittain 2,3 prosenttia. Matalin arvo löytyy Japanin sarjasta vuodelta 1950 (2329 USD, mitattuna vuoden 2005 dollareissa) ja korkein puolestaan Norjan sarjasta vuodelta 2007 (60658 USD).

4.2 Paneelimallinnus ja stationaarisuus

Paneeliregressio eroaa tavanomaisesta poikkileikkaus- tai aikasarjatarkastelusta ikään kuin yhdistäen tilastolliseen analyysiin ne molemmat. Yleinen taloudellisen paneeliregression esitystapa on muotoa:

$$(3) \quad y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it}$$

missä i on kotitalous, yritys, toimiala, maa tms. poikkileikkaussuunnan havaintoyksikkö, t kuvaa aikaa, $X'_{it}\beta$ on termi, joka koostuu selittävästä muuttujista ja niiden kertoimista vektorimuodossa. Virhetermi u_{it} jaetaan tyypillisesti havaitsemattomaan havaintoyksikkökohtaiseen komponenttiin μ_i ja jäljelle jäävään virheeseen v_{it} , eli

$$(4) \quad u_{it} = \mu_i + v_{it}$$

tai vaihtoehtoisesti vielä kolmanteen komponenttiin λ_t , joka huomioi havaitsemattoman aikakomponentin yli havaintoyksiköiden, jolloin

$$(5) \quad u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it}$$

(Baltagi 2013, s. 11 ja 33).

Paneeliaineiston hyödyntäminen vahvistaa oikein toteutettuna tilastollisen päättelyn tehokkuutta tuoden lisää vapausasteita havaintoaineiston kasvaessa. Tämän työn empiirisessä osuudessa muuttujakohtaisia havaintoja olisi maakoh- taisessa aikasarja-analyysissä 60, kun niitä nyt on muuttujakohtaisesti 600 kap- paletta.

Paneelimenetelmin on myös mahdollista kontrolloida osa havaintoyksik- kökohtaisesta heterogeenisuudesta ja identifioida vaikutuksia, joita ei ole mah- dollista havaita poikkileikkausaineistosta tai aikasarjoista. Paneeliaineisto voi olla erityisen käyttökelpoinen, jos selitettävä muuttuja riippuu havaitsematto- mista tekijöistä, jotka eivät korreloi havaittujen selittävien muuttujien kanssa. Jos nämä havaitsemattomat tekijät ovat ajassa vakioita, on mahdollista estimoida ha- vaittujen ajassa muuttuvien regressorien vaikutus selitettävään muuttujaan (Angrist ja Pischke 2009).

Aikasarjamallintamisen keskiössä on sarjojen stationaarisuuden tarkastelu. Stationaarinen aikasarja voidaan määritellä sellaiseksi sarjaksi, jolla on vakio kes- kiarvo, vakio varianssi ja vakiot autokovarianssit jokaisen viivästetyn arvon suh- teen (Brooks 2008, s. 318). Aikasarjan keskiarvo tai varianssi ei siis saa olla syste- maattisesti riippuvainen ajasta.

Aikasarjan käyttäytyminen on vahvasti riippuvaista sen stationaarisuu- desta. Ensinnäkin, stationaarisen sarjaan kohdistuva shokki kuolee hiljalleen pois, kun taas epästationaarisessa sarjassa shokkien pysyvyys on aina ääretön eikä shokki kuole pois ajan kuluessa. Toiseksi, kahden toisistaan riippumatto- man epästationaarisen sarjan välinen regressio voi tuottaa korkean selitysasteen vain siksi, että muuttujilla on yhteinen aikatrendi (engl. spurious regression). Li- säksi, epästationaarisuus sotkee regressioanalyysin asymptotiikan eli t- ja F-tes- tisuureet eivät noudata standardi t- ja F-jakaumia. Näin ollen tavanomaiset reg- ressidioanalyysin menetelmät, kuten pienimmän neliösumman menetelmä ovat te- hottomia (Brooks 2008, s. 318-320).

Aikasarjan stationaarisuus selvitetään tyypillisesti yksikköjuuritestien avulla. Dickeyn ja Fullerin pioneerityö (Fuller 1976, Dickey ja Fuller 1979) luo pohjan yksikköjuuritesteille, ja testin täydennetty versio (ADF) on edelleen laajalti käytetty. Phillips-Perron -testiproseduuri (PP; Phillips ja Perron 1988) on ADF-testejä kattavampi. Lähtökohta on vastaava, mutta PP-testi huomioi mahdollisen heteroskedastisuuden automaattisesti toisin kuin ADF-testit. Testit antavat yleensä yhteneviä tuloksia.

Yksikköjuuritestien keskeisin ongelma on niiden rajallinen tilastollinen voima, jos testin kohteena olevassa stationarisessa sarjassa shokit ovat pysyviä ja kuolevat vasta verrattain pitkän ajan kuluessa. Etenkin pienen otoskoon tapauksessa testin nollahypoteesi ei välttämättä rikkoudu, oli todellinen havainnot generoiva prosessi sitten esimerkiksi muotoa

$$(6) \quad y_t = 0,95y_{t-1} + u_t \text{ tai}$$

$$(7) \quad y_t = y_{t-1} + u_t$$

Fundamentaalin haaste testeissä on se, että nollahypoteesi joko hylätään tai sitä ei hylätä; sitä ei koskaan hyväksytä. Siksi voikin olla tarpeen analyysin robustisuuden varmistamiseksi suorittaa vielä KPSS-testi, jonka nollahypoteesina on stationaarisuus (Kwiatkowski et al. 1992).

Epästationaaristen paneeliaineistojen estimointi on tuore tilastotieteen ja ekonometrian osa-alue. Kuten edellä paneelimallintamista koskevassa luvussa todettiin, on paneelimenetelmien keinoin mahdollista tehostaa tilastollista päätelyä, ja viime vuosina analyysia on voitu paneelimenetelmin tehdä siis myös epästationaarisille aikasarjoille. Kehityksen takana ovat pyrkimykset hyödyntää paneeliaineistoja esimerkiksi ostovoimapariteetin ja kasvukonvergenssin tutkimisessa, jolloin huomio on kiinnittynyt siihen, kuinka laajasti aikasarjaulottuvuus T ja sarjojen mahdollinen epästationaarisuus vaikuttavat tilastolliseen päätelyyn (Baltagi 2013, s. 237).

Paneeliyksikköjuuritestejä on useita, esimerkiksi Levin-Lin-Chu (LLC, Levin et al. 2002), Im-Pesaran-Shin (IPS, Im et al. 2003), Harris-Tzavalis (HT, Harris

& Tzavalis 1999) ja Breitungin (Breitung 2000) testi. KPSS-testin vastine paneelimaailmassa on Hadrin testi stationaarisuudelle (Hadri 2000). Testien käytännön tulkintaan paneudutaan empiirisen testaamisen yhteydessä.

4.3 Vektoriautoregressiivinen paneelimallinnus

Vektoriautoregressiivinen (VAR) mallintaminen yleistää yhden muuttujan autoregressiivisen (AR) mallintamisen systeemiksi, joka sisältää useita AR-yhtälöitä. Sen juuret ovat Christopher Simsin (1980) työssä. AR-mallissa selitettävän muuttujan arvo riippuu sen omista viiveistä sekä virhetermistä. Viiveen p AR(p)-malli voidaan esittää muodossa:

$$(8) \quad y_t = \mu + \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + u_t$$

Vastaavasti kahden muuttujan VAR-esitys k määrällä viiveitä on muotoa:

$$(9) \quad y_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11} y_{1t-1} + \dots + \beta_{1k} y_{1t-k} + \alpha_{11} y_{2t-1} + \dots + \alpha_{1k} y_{2t-k} + u_{1t}$$

$$(10) \quad y_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21} y_{2t-1} + \dots + \beta_{2k} y_{2t-k} + \alpha_{21} y_{1t-1} + \dots + \alpha_{2k} y_{1t-k} + u_{2t}$$

AR- ja VAR-malleilla tarkasteltavien muuttujien halutaan olevan stationaarisia prosesseja. Jos näin ei ole, selitettävän muuttujan viiveiden vaikutus selitettävään muuttujaan ei ole laskeva, vaan ajan kuluessa edeltävien periodien arvoilla saattaa olla voimistuva vaikutus ajanhetken t arvoihin. Tämä ei ole toivottavaa mallinnuksen kannalta (Brooks 2008, s. 215-216).

AR-prosessin viiverakennetta voidaan havainnollistaa autokorrelaatio- (ACF) ja osittaisautokorrelaatiofunktioiden (PACF) avulla. Auto- tai sarjakorrelaatio on käsite, joka kuvaa muuttujan korrelaatiota sen omien viivästettyjen arvojensa suhteen. AR-prosessissa autokorrelaatiot viiveiden suhteen ovat ajassa laskevia: ACF on geometrisesti laskeva. PACF puolestaan kuvaa osittaiskorrelaation muuttujan ja sen viivästetyn arvon välillä kontrolloituna kaikkien aiempien viiveiden suhteen. PACF tippuu nolnaan viimeisen tilastollisesti merkitsevän viiveen jälkeen: esimerkiksi 2 piikkiä PAC-funktiossa implikoi AR(2)-prosessia

(Brooks 2008, s. 222-223). Käytännössä AR- ja VAR-mallintamisessa viiverakenteita ei määritetä ainoastaan tämänkaltaisen tarkastelun avulla, vaan tyypillisesti mallin valinnassa hyödynnetään jo yksikköjuuritestaamisen yhteydessä esiteltyjä informaatiokriteerejä.

VAR-menetelmän voidaan katsoa olevan hybridi yhden muuttujan AR-esityksen ja rakenteellisten simultaanisten yhtälöiden mallien (engl. simultaneous equations model, SEM) välillä. Menetelmällä on joukko etuja verrattuna AR- ja SE-malleihin. VAR ei vaadi oletuksia siitä, mitkä muuttujat ovat endogeenisiä ja mitkä eksogeenisiä toisin kuin SEM. Ideaalitulanteessa talousteorian avulla voidaan määrittää muuttujien endogeenisuus ja eksogeenisuus, mikä ei kuitenkaan useimmiten ole selvä valinta tai edes realistinen kuvaus muuttujien välisestä suhteesta. Tämän työn kohdalla edellä kuvattu ongelma on olennainen: moderni taloustiede ymmärtää tuloerojen ja talouskasvun välillä vallitsevan simultaanisen kausaliteetin. Yhden muuttujan AR-mallit eivät luonnollisestikaan kykene edes ottamaan kantaa endogeenisuusongelmaan (Brooks 2008, s. 290-292).

VAR-mallien etuna on niiden kompakti esitystapa verrattuna SE-esityksiin, jotka ovat usein työläitä tulkittavia useine yhtälöineen, parametreineen ja parametristimaatteineen. Lisäksi VAR-mallien ennustekyvyn on havaittu olevan rakenteellisia malleja parempi (McNees 1986, Clark ja Ravazzolo 2012). Näyttää tosin siltä, että virheenkorjausmallit saattaisivat olla jopa VAR-malleja tehokkaampia ennustekäytössä (esimerkiksi Wang ja Bessler 2004). Virheenkorjausmallit kuitenkin vaativat yhteisintegraatiorelaation olemassaolon, mikä ei suinkaan aina ole itsestäänselvyys. AR-esitykseen verrattuna VAR mahdollistaa rikkaamman ja joustavamman mallinnuksen, sillä selitettävän muuttujan arvojen ei oleteta riippuvan ainoastaan sen omista viiveistä. (Brooks 2008, s. 290-292).

VAR-mallien heikkoudet liittyvät kiinteästi edellä käsiteltyihin etuihin. Mallien ei-rakenteellinen luonne asettaa haasteita tulosten yleistettävyyteen ja käytännön tason politiikka-analyysin laatimiseen. Toki VAR-lähestymistavassakin mallin rakentamisessa nojataan tyypillisesti talousteoriaan tai rakenteellisiin

ekonometriisiin menetelmiin niin systeemiin sisällytettävien muuttujien kuin viiverakenteen määräämisenkin kohdalla, mikä edesauttaa tulosten yleistettävyydessä. Luonteensa vuoksi VAR-esitystavat ovat erityisen alttiita tutkijan valinnoille koskien mallin rakennetta. Sekä mallia laativan tutkijan että VAR-mallia hyödyntävää tutkimusta lukevan onkin syytä olla tahoillaan tarkkana siitä, kuinka perusteellisesti mallin rakentamista koskevat valinnat on esitelty ja perusteltu sekä kuinka kriittisesti oletuksiin ja valintoihin on suhtauduttava (Brooks 2008, s. 292).

Useita viiveitä sisältävän usean yhtälön VAR-systeemin tilastollisten tunnuslukujen tulkinta on vaikeaa: g yhtälöä sisältävän k viiveen mallissa estimoitavien parametrien lukumäärä nousee yhtälöiden ja viiveiden kasvaessa kaavan $g + kg^2$ mukaisesti. Kahden yhtälön ja kahden viiveen mallissa parametreja on 10, kolmen yhtälön ja kolmen viiveen mallissa jo 30. Pienillä otoksilla vapausasteet alkavat laajan VAR-mallin kohdalla huventua tuottaen suuret keskivirheet ja luottamusvälit.

Mallinnus vaatii lisäksi muuttujien stationaarisuuden. Makrotaloudellisten ja rahoitusmarkkinamuuttujien tasoarvot ovat usein epästationaarisia, jolloin VAR-tarkastelu joudutaan rajaamaan differenssimuotoisten sarjojen tulkintaan. Näin ollen tuloksia ei voida tulkita pitkän aikavälin tasapainorelaatioina toisin kuin esimerkiksi virheenkorjausesityksissä, joissa aikasarjojen epästationaarisuus mahdollistaa parhaimmillaan yhteisen aikatrendin ja täten pitkän aikavälin relaation havaitsemisen. Mallin viiverakenteen määrittäminenkin ei aina ole ACF-, PACF- ja informaatiokriteeritarkastelun keinoin yksioikoista. Tähän teemaan tullaan palaamaan työn empiirisen mallinnuksen kohdalla (Brooks 2008, s. 292-293).

Vektoriautoregressiivinen paneelimalli (PVAR) k määrällä endogeenisia muuttujia, p määrällä viiveitä yhdessä paneelispesifien kiinteiden vaikutusten (engl. fixed effects, FE) termien u_i kanssa on muotoa:

$$(11) \quad y_{it} = y_{it-1}A_1 + y_{it-2}A_2 + \dots + y_{it-p+1}A_{p-1} + y_{it-p}A_p + X_{it}B + u_i + e_{it}$$

$$i \in \{1, 2, \dots, N\}, t \in \{1, 2, \dots, T\},$$

missä e_{it} on virhetermi, y_{it} ($1 \times k$)-vektori endogeenisista muuttujista ja matriisit A_p sisältävät näiden muuttujien viivästettyjen arvojen parametriestimaatit. Mallinnuksessa voidaan lähtökohtaisesti endogeenisten muuttujien eri periodien arvojen lisäksi huomioida myös eksogeenisiä muuttujia, joita kuvaa ($1 \times l$)-vektori X_{it} , ja joiden parametriestimaatit löytyvät ($l \times k$)-matriisista B (Abrigo ja Love 2015.) Näille muuttujille ei siis ole PVAR-systeemissä omaa selitysyhtälöään, vaan niiden roolina on kontrolloida varsinaisten kiinnostuksen kohteena olevien muuttujien selitysyhtälöissä esiintyvää puuttuvan muuttujan harhaa. Analyysistä riippuen kontrollimuuttujien määrittämisessä tukeudutaan tyypillisesti, kuten myös tässä työssä, teorian pohjalta nouseviin muuttujiin tai vaihtoehtoisesti tilastollisiin keinoihin, joista ehkäpä tyypillisin on niin kutsuttu pääkomponenttianalyysi. Eksogeeniset muuttujat sisällyttävään malliin viitataan tyypillisesti PVARX-mallina.

OLS-menetelmällä estimoidussa PVAR-systeemissä parametriestimaatit ovat harhaisia (Nickell 1981), ja estimointi tuleeikin toteuttaa harhan huomioivalla tavalla, kuten yleistetyllä momentti -menetelmällä (engl. generalized method of moments, GMM). GMM-estimoinnin perusajatuksena on PVAR-systeemissä esiintyvien muuttujien viiveiden käyttö instrumenttimuuttujina, mikä ei kuitenkaan ole täysin yksioikoista. Perinteinen tapa on laatia instrumentointi differenssipohjaisesti. Ongelmaksi muodostaa tällöin ensinnäkin se, että menetelmä vahvistaa epätasapainoisten paneelien kohdalla puuttuvien havaintojen vaikutusta, ja toiseksi se, että useamman viiveen PVAR-mallin kohdalla havaintoaineistolta vaadittava pituus kasvaa nopeasti.

Tämän työn empiirisessä analyysissä hyödynnettävien Stata-pakettien (Ab-rigo ja Love 2015) estimointi laaditaan eteenpäin katsovaa ortogonalisointia hyödyntäen (Arellano ja Bover 1995), joka ei kärsi differenssimenetelmän ongelmista. Menetelmässä viive luodaan suhteuttamalla instrumentoitava havainto kaikkien tulevien havaintojen keskiarvoon, jolloin edellä kuvatut ongelmat liittyen differenssipohjaiseen menetelmään eivät enää päde.

PVAR-estimoinnin tulosten tulkinta on tavanomaisesta ekonometrisestä analyysistä poikkeavaa, sillä perinteisten taulukoiden tulkinta parametriestimaattien tulkintoineen ei ole tyypillisen suoraviivaista esityksen ei-teoreettisen luonteen vuoksi. Sen sijaan huomio kiinnitetään tyypillisesti varianssijohdelmien ja impulssivastekuvaajiin. Impulssivastetarkastelussa kunkin muuttujan virhetermiin kussakin PVAR-yhtälössä erikseen kohdistetaan yhden keskihajonnan suuruinen shokki, jonka ajassa muuttuva vaikutus systeemissä esiintyviin muuttujiin esitetään yleensä kuvaajan muodossa: g muuttujan PVAR-systeemissä impulssivasteita voidaan generoida g^2 kappaletta. Käytännössä malli esitetään äärettömänä vektorimuotoisena liukuvan keskiarvon esityksenä, joka vaatii sen, että PVAR-estimoinnissa tulee huolehtia systeemin stabiiliuden testaamisesta. Varianssijohdelmien puolestaan tarjoavat mittarin sille, mikä on muuttujien omien shokkien ja muiden muuttujien shokkien osuus muuttujan vaihtelusta (Brooks 2008, s. 298-301).

PVAR-mallin sopivuutta kuhunkin havaintoaineistoon voidaan lisäksi estimoinnin yhteydessä arvioida Granger-kausalisuus -testillä, jonka avulla voidaan tarkastella muuttujien ennustekykä toisen muuttujan havaintoihin. Näillä testeillä onkin siis paikkansa mallin rakenteen määrittämisessä ja kriittisessä arvioinnissa. Granger-kausalisuutta tulkittaessa on kuitenkin tarpeen erottaa käsite syy-seuraus -tyyppisestä relaatiosta, johon kausalisuudella tyypillisesti viitataan. Klassinen esimerkki tästä on kukon kiekumisesta koostuvan aikasarjan ennustevoinnin auringon nousun sarjaan.

4.4 Paneeliyhteisintegraatio ja pitkän aikavälin mallinnus

PVAR-lähestymistapa tarjoaa epästationaaristen aikasarjojen tapauksessa mahdollisuuden tarkastella ainoastaan kiinnostuksen kohteena olevien muuttujien differenssisarjojen välistä lyhyen aikavälin dynamiikkaa. Tämä on ongelmallista makrotaloudellisten ilmiöiden ja riippuvuussuhteiden kohdalla, koska

- 1) on tyypillisesti hankala testata teorian pohjalta esille nousevia hypoteeseja lyhyeen aikaväliin rajoittuen, ja koska
- 2) makrotaloudellisessa analyysissä hyödynnettävät aikasarjat ovat usein epästationaarisia (Baltagi 2013, s. 257).

Epästationaaristen sarjojenkin välille on kuitenkin mahdollista löytää pitkän aikavälin tasapainoa kuvaava esitys, jonka edellytyksenä on yhteisintegraatio. Jos epästationaarisista aikasarjoista koostuvan vektorin x_t lineaarikombinaatio $\alpha'x_t$ on stationaarinen, sanotaan sarjojen x_t olevan yhteisintegroituneita. Käytännössä tämä tarkoittaa sitä, että kahden tai useamman epästationaarisen aikasarjan takaa voidaan löytää yhteinen pitkän aikavälin relaatio, jonka mukaan sarjat vaihtelevat yhdessä yli ajan (Engle ja Granger 1987).

Löytynyt yhteisintegraatiorelaatio on tyypillisesti perusteltavissa talous- tai rahoitusteoriassa. Tyypillisimpiä oppikirjaesimerkkejä näistä relaatioista ovat rahoitusmarkkinoiden spot- ja futuuri- / termiinihintojen välinen yhteys sekä ostovoimapariteetin mukaiset suhteellisten hintojen ja valuuttakurssien relaatiot eri maiden välillä.

Paneeliyhteisintegraatiotestaukseen on tarjolla paneeliyksikköjuuritestauksen tavoin useita proseduureja. Yksi käytetyimmistä lähestymistavoista on Pedronin (1999, 2001, 2004) esittämä asetelma, jossa nollahypoteesia ”ei yhteisintegraatiota” voidaan arvioida seitsemän eri testin avulla. Kolme testeistä arvioida yhteisintegraation olemassaoloa laskemalla poikkileikkauskohtaisten testitulosten keskiarvon (engl. group-mean tests). Neljässä testeistä keskiarvoistaminen puolestaan tehdään paloittain (engl. pooled tests). Testit eroavat myös sen suh-

teen, onko estimointi parametrissa vai ei-parametrissa; ja sen suhteen, onko vastahypoteesin mukainen juuri poikkileikkaussuunnan yksiköille yhteinen vai salliiko testi poikkileikkausyksiköiden heterogeisuuden (Baltagi 2013, s. 254-255).

Perusajatus niin aikasarja- (Engle ja Granger 1987) kuin paneelitestissä on purettavissa prosessiin, jossa aluksi yksikköjuuritestien keinoin varmistetaan siitä, että yhteisintegraatiorelaation kannalta kiinnostavat muuttujat ovat epästationaarisia prosesseja. Tämän jälkeen varsinaisessa yhteisintegraatiotestaamisessa huomio kiinnitetään sekä taso että differenssitermejä sisältävän testiyhtälön estimoituun virhetermiin tai paneelitestien kohdalla mahdollisesti eri testiproseduurin vaiheiden virhetermeihin. Varsinainen testaus tapahtuu lopulliselle virhetermille, jonka tulee olla stationaarinen prosessi, jotta muuttujien välillä vallitsee yhteisintegraatiorelaatio. Pedronin proseduurin ohella runsaasti käytettyjä testejä ovat DF- ja ADF-pohjaiset Kaon testit (Kao 1999)

Kukin Pedronin testistatistiikoista on normalisoitu siten, että niiden tulkinnaissa voidaan noudattaa normaalijakaumaa. Testistatistiikkojen johtaminen tai niiden yhtälömuotoinen esittely sivuutetaan tämän työn soveltavan empiirisen luonteen vuoksi. Myöhemmin työn empiirisen analyysin yhteydessä testiasetelmaan liittyvät valinnat perusteluineen luonnollisesti avataan.

Pedronin ja Kaon testit nojaavat yhteisintegraatiomielessä kiinnostavan yhtälön residuaalien tutkimiseen. Tuoreemmista proseduureista esimerkiksi Westerlundin (2007) menetelmä sen sijaan tarkastelee yhteisintegraatiotestaamista virheenkorjausnäkökulmasta. Lähtökohtana tälle lähestymistavalle on Grangerin representaatioteoreema (Engle ja Granger 1987), jonka mukaan mikä tahansa yhteisintegraatiorelaatio voidaan esittää virheenkorjausmallina (engl. error correction model, ECM). Westerlundin esittämä yleinen yhtälömuotoinen esitys on hyödyllinen esittää siksi, että sen avulla voidaan nähdä yhteisintegraatiotestin rakentamisen ohella perusajatus virheenkorjausmallin takana (Westerlund 2007, s. 715).

Paneelivirheenkorjausmallin yleinen muoto on:

$$(12) \quad \Delta y_{it} = \delta'_i d_t + \alpha_i (y_{it-1} - \beta'_i x_{it-1}) + \sum_{j=1}^{P_t} \alpha_{ij} \Delta y_{it-j} + \sum_{j=0}^{P_t} \gamma_{ij} \Delta x_{it-j} + e_{it}$$

Yhtälö sisältää niin differenssi- kuin tasotermejä, mikä on keskeistä virheenkorjausesitykselle. Parametri α_i määrittää virheenkorjauksen nopeuden. Jos $\alpha_i=0$, virheenkorjausta ei tapahdu eivätkä y ja x ole yhteisintegroituneita. Testaaminen tapahtuu nimenomaan tästä näkökulmasta eli nollahypoteesi on ”ei yhteisintegraatiota”. Varsinainen testiproseduuri koostuu neljästä eri testistä, jotka jakaantuvat Pedronin testien tavoin group-mean- ja pooled-testeihin. Termi d_t kuvaa aikadummy-muuttujaa, jonka avulla kontrolloidaan poikkileikkausyksiköille yhteisiä ajassa muuttuvia tekijöitä.

Westerlundin ehdottama proseduuri eroaa Pedronin lähestymistavasta siinä, että se sisältää vahvan oletuksen kausaalisuhteen kulkemisesta muuttujasta x muuttujaan y . Pedronin kohdalla vastaavaa oletusta ei tehdä ja myös regressorien sallitaan olevan endogeenisia. Toisaalta Pedronin testeissä poikkileikkaussuunnan yksiköiden väliselle homogeenisuudelle asetetaan mahdollisesti rajoittaviksi osoittautuvia oletuksia (Westerlund 2007, s. 714-715).

Valintatilanne edellä kuvatun kahden lähestymistavan välillä perustuu testin voimakkuuteen. Westerlundin testit kärsivät eksogeenisuusoletuksesta, Pedronin testit puolestaan homogeenisuusoletuksesta. Westerlundin simulaatioiden mukaan (2007, s. 724-733) hänen testinsä näyttävät toimivan hyvin erityisesti pienissä otoksissa oletuksella regressorin x eksogeenisuudesta.

Löytyneen yhteisintegraatiorelaation pohjalta muuttujien välistä pitkän aikavälin relaatiota voidaan mallintaa usein eri keinoin. Koska yhteisintegraatiorelaation olemassaolo vaatii muuttujien epästationaarisuuden, eivät standardin regressioanalyysin työkalut, kuten pienimmän neliösumman menetelmä, tuota luotettavia tilastollisia tuloksia. Dynaamisessa pienimmän neliösumman menetelmässä (engl. dynamic ordinary least squares, DOLS) selitettävää muuttujaa selitetään regressorin tasoarvojen ohella myös sen viiveillä ja tulevilla arvoilla. Menetelmän juuret ovat Saikkosen (1991) sekä Stockin ja Watsonin (1993) työssä, ja

sen keskeinen etu esimerkiksi virheenkorjausesityksiin nähden on sen yksinkertainen ja intuitiivisesti tulkittava luonne.

Kaon ja Chiangin (2000) työ on perustana DOLS-menetelmän hyödyntämiselle myös paneeliaineistoille (PDOLS). He osoittavat, että PDOLS-estimaattorien kriittiset raja-arvot noudattavat normaalijakaumaa yhteisintegraatioregressioissa. Lisäksi näyttää siltä, että PDOLS tarjoaa vaihtoehtoisiiin menetelmiin, kuten FM-estimaattoriin (engl. fully modified OLS), nähden harhattomimman työkalun pienten otosten tapauksissa.

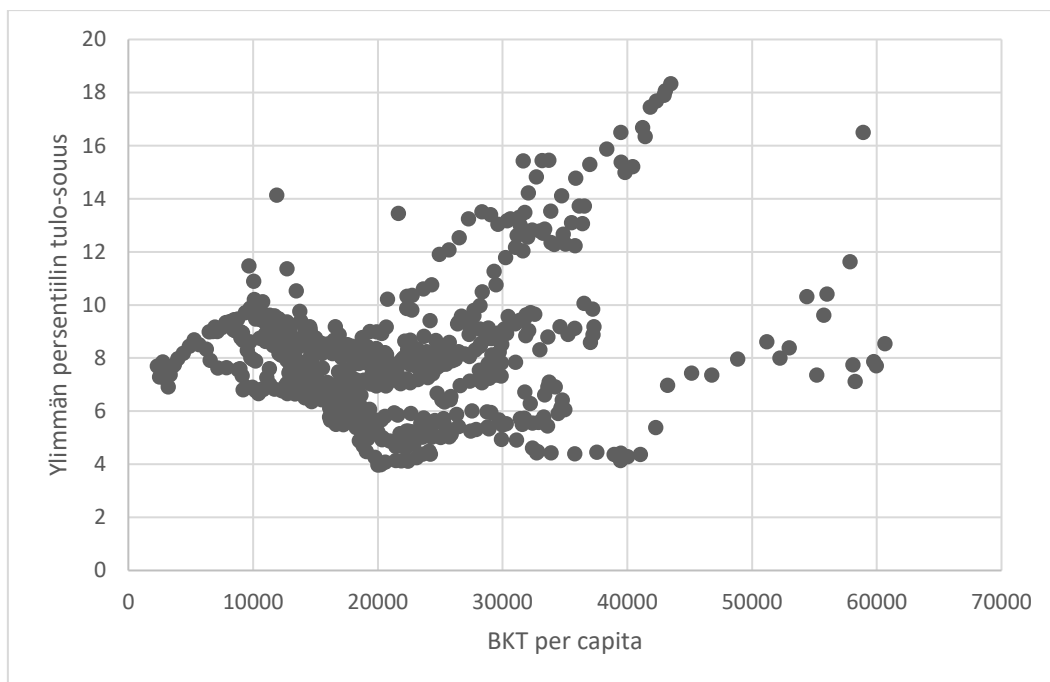
Työssä hyödynnettävän Stata-proseduurin mukainen esitystapa PDOLS-menetelmälle noudattaa Pedronin (2001) esittelemää kehikkoa:

$$(13) \quad y_{it} = \alpha_i + \beta_i x_{i,t} + \sum_{j=-p}^p \gamma_{ij} \Delta x_{i,t+j} + \mu_{it}, \text{ missä}$$

$i = 1, 2, \dots, N$ on poikkileikkausyksikköjen määrä, $t = 1, 2, \dots, T$ on aikasuunnan havaintojen määrä, $p = 1, 2, \dots, P$ on viive- ja lead-operaattoreiden lukumäärä. β -kertoimet ja niihin liittyvät t -statistiikat keskiarvoistetaan Pedronin group-mean -metodin mukaisesti paneelistatistiikkojen määrittämiseksi (Neal 2014).

5 EMPIIRISET TULOKSET

Työn empiirinen osio toteutetaan hyödyntäen luvussa 4 esiteltyä havaintoaineistoa ja Stata-ohjelmistoa, jota käyttäen työn ekonometrinen analyysi on laadittu. Empiirinen analyysi rakentuu siten, että aivan aluksi katsotaan miltä ylimmän persentiilin tulo-osuuden ja BKT/capitan välinen hajontakuvio ja keskeisten muuttujien korrelaatiomatriisi näyttävät. Tämän jälkeen tutkitaan tuloero- ja BKT/capita-sarjojen aikasarjaominaisuuksia paneeliyksikköjuuritestein, minkä jälkeen päästään empiirisen analyysin ytimeen: tutkimaan muuttujien välistä lyhyen ja pitkän aikavälin yhteyttä.



Kuvio 8 BKT / capita ja ylimmän persentiilin tulo-osuus, hajontakuvio

Hajontakuvio johdattelee analyysin suoraan tuloerokirjallisuuden ytimeen, aihetta pitkään hallinneeseen Kuznetsin hypoteesiin (Kuznets 1956). Kuten luvussa 3 jo todettiin, Kuznets totesi tuloerojen aluksi kasvavan talouden kasvaessa kääntyen talouden myöhemmässä kehitysvaiheessa laskuun. Hän mittasi tuloeroja tästä työstä poiketen eniten ansaitsevan kaksikymmenprosenttisen ja vä-

hiten ansaitsevan kuusikymmenprosenttisen suhteena. Taloudellisen aktiviteetin mittarina hän käyttää tämän työn tavoin BKT/capita -arvoja. Kuznetsin havaintojoukko rajoittuu Iso-Britanniaan, Yhdysvaltoihin ja kahteen Saksan osavaltioon.

Tämän havaintoaineiston kohdalla muuttujien välinen hajontakuvioiden muodosta Kuznetsin hypoteesia tukevaa alaspäin aukeavaa paraabelia. On itse asiassa hyvin vaikeaa sovittaa pisteparveen minkäänlaista trendiä. Niin eksponentiaalinen, lineaarinen, polynominen kuin logaritminen trendikuviokaan eivät kykene sovittamaan parveen teorian mukaista sovitetta.

Korrelaatiomatriisista havaitaan, että ylimmän persentiilin tulo-osuudella ja BKT/capitalla on maltillisen suuruinen positiivinen korrelaatio. Tasosarjojen korrelaatio on 0.23, differenssisarjojen 0,08. Bruttokansantuotteen (rgdp) ja tuloeromittarin korrelaatio on sen sijaan sekä tasojen että differenssien kohdalla 0.63. Lisäksi on mielenkiintoista havaita, kuinka reaalisen bruttokansantuotteen ja vastaavan väestönmäärällä suhteutetun mittarin tasoarvojen välinen korrelaatio on niinkin matala kuin 0.34, kun taas vaihtoehtoisten talouskasvun mittareiden (pelkkä BKT, BKT/capita) välinen korrelaatio on hyvin lähellä ykköstä.

Taulukko 4 Korrelaatiomatriisi, tuloerot ja taloudellinen aktiviteetti

	Tasosarjat				Differenssisarjat		
	top1	rgdp	rgdpcap		gtop1	grgdp	grgdpcap
top1	1.00			gtop1	1.00		
rgdp	0.63	1.00		grgdp	0.63	1.00	
rgdpcap	0.23	0.34	1.00	grgdpcap	0.08	0.98	1.00

Kuten luvussa 4 todettiin, on aikasarjan stationaarisuus / epästationaarisuus keskeistä tilastollisen analyysin kannalta. Paneeliksiikköjuuritestien tulokset aikasarjojen käyttäytymisestä antaa suuntaviivat sille, kuinka tämän työn empiirinen tarkastelu voidaan suorittaa.

Pitkän aikadimension vaativien testien – Levin-Lin-Chu (LLC), Im-Pesaran-Shin (IPS), Breitung – lisäksi yksikköjuuritestaamista täydennetään Harris-Tsalis-testillä (HT), joka ei nojaa oletukseen $N/T \rightarrow 0$. Testeistä IPS toimii myös epätasapainoisten paneelien kohdalla. Lisäksi kullekin muuttujalle tehdään Hadrin testi stationaarisuudelle.

Kukin testeistä on suoritettu ottamalla huomioon mahdollinen poikkileikkaussuunnassa esiintyvä muuttujakohtainen riippuvuus, ja testaamista on lisäksi täydennetty huomioimalla sarjoissa mahdollisesti esiintyvä yhteinen aikatrendi. LLC- ja IPS-testien viiverakenteet on valittu Akaiken informaatiokriteeriä hyödyntäen. LLC- ja Hadri-testien kohdalla autokorrelaatiokorjaus on tehty määrittämällä pitkän aikavälin varianssi Newey-West -estimaattoriin perustuen; muut testit ovat robusteja poikkileikkaussuunnassa virhetermien korrelaatioiden suhteen.

Taulukko 5 Paneelilyksikköjuuritestit, tuloerot ja BKT/capita

Testi	Vakio	Vakio, trendi	Vakio	Vakio, trendi
A. Ylimmän persentiilin tulo-osuus ja sen muutos				
	top1		gtop1	
LLC	0.7808	0.0012	0.0000	0.0000
HT	0.0057	0.0000	0.0000	0.0000
IPS	0.4342	0.0004	0.0000	0.0000
Breitung	0.1792	0.7369	0.0000	0.0000
Hadri	0.0000	0.0000	0.8127	0.8048
B. Reaalinen BKT/capita ja sen kasvu				
	rgdpcap		grgdpcap	
LLC	0.4158	0.8868	0.0000	0.0000
HT	0.9962	0.9933	0.0000	0.0000
IPS	0.9584	0.9973	0.0000	0.0000
Breitung	0.9998	0.9968	0.0000	0.0000
Hadri	0.0000	0.0000	0.0000	0.4174
Taulukossa on listattu kutakin testiä vastaava p-arvo				

Kunkin testin p-arvot sekä ylimmän persentiilin tulo-osuudelle että BKT/capitalle löytyvät taulukosta 5. Neljän ensimmäisen testin kohdalla suuri p-arvo puhuu epästationaarisuuden ja pieni arvo stationaarisuuden puolesta. Hadrin testin kohdalla tulkinta menee juuri päinvastoin.

Tuloeromuuttujan kohdalla tulosten pohjalta ei voi tehdä täysin selviä johtopäätöksiä siitä, onko muuttuja epästationaarinen vai trendistationaarinen. Pitkän aikadimension oletukseen nojaavat testit kuitenkin antavat viitteitä siitä, että tuloerot noudattaisivat epästationaarista prosessia, ja empiiristä analyysia jatketaan siten, että tuloeromuuttuja oletetaan yksikköjuuren sisältäväksi epästationaariseksi aikasarjaksi. BKT/capitan testitulokset puoltavat Hadrin testiä luokun ottamatta selkeästi muuttujan epästationaarisuutta, joten sarjaa kohdellaan jatkossa epästationaarisena. Kummankin muuttujan differenssisarjat osoittautuvat puolestaan stationaariseksi sarjoiksi.

5.1 PVAR

Jatketaan analyysia tutkimalla tuloerojen ja taloudellisen toimeliaisuuden lyhyen aikavälin yhteyttä vektoriautoregressiivistä paneelimallintamista (PVAR) hyödyntäen. Koska PVAR-menetelmä vaatii sen, että mallin muuttujat noudattavat stationaarista prosessia, tutkitaan yhteyttä tarkastelemalla tuloerojen muutoksen ($gtop1$) ja BKT/capitan muutoksen, eli talouskasvun ($grgdpcap$), välistä relaatiota.

PVAR-estimoinnin edut ja rajoitteet on esitelty edellisessä pääluvussa. Mallin muuttujia voidaan kohdella endogeenisina, kuten tavanomaisissa VAR -esityksissä, kuitenkin hyödyntäen paneelimallinnuksen ominaisuuksia, ja täydentäen analyysia havaitsemattomilla maittain eroavilla tekijöille. VAR-mallit kuvaavat lisäksi tyypillisesti hyvin eri taloustieteellisissä tai rahoitustutkimuksellisissa ongelmissa hyödynnettäviä havaintoaineistoja. Mallien ei-teoreettinen luonne sekä tutkijan tekemien valintojen rooli puolestaan vaikeuttavat tulosten

yleistettävyyttä. VAR tuloksia ei myöskään voi tulkita pitkän aikavälin tasapainorelaatioina, vaan ne kuvaavat ainoastaan lyhyen aikavälin dynamiikkaa.

Työn tämä osio seuraa menetelmällisesti Bebonchu Atems ja Jason Jonesin PVAR-mallinnusta (Atems ja Jones 2015). Lisäksi vaikutteita on haettu Karen Davtyanin (2016) anglosaksisille maille tekemästä analyysistä, jossa hän tutkii VAR-menetelmällä paitsi tuloerojen ja talouskasvun välistä yhteyttä, myös maiden fiskaalisen tasapainon suhdetta edellä mainittuihin muuttujiin. PVAR-lähestymistapa ja edellä kuvailtu maapaneeli mahdollistavat tuloerojen ja bruttokansantuotteen dynaamisten impulssivasteiden ja varianssihajotelmien analysoinnin annettaessa shokkeja systeemissä esiintyviin muuttujiin.

Atems ja Jones rakentavat PVAR-mallinsa hyödyntäen osavaltiokohtaista aineistoa Yhdysvalloista vuosilta 1930-2005. Tuloeromittarina he käyttävät gini-kerrointa, jonka lisäksi he testaavat tulostensa robustisuutta tekemällä tarkastelunsa vielä Theilin indeksillä, suhteellisella poikkeamalla keskiansioista (engl. relative mean deviation), ylimmän desiilin tulo-osuudella sekä ylimmän persenttiilin tulo-osuudella. Myös Davtyan käyttää gini-kerrointa tuloeromittarina ulottaen analyysinsä 1960-luvun alusta vuoteen 2010. Atems ja Jonesin talouskasvutarja on peräisin Bureau of Economic Analysis -tietokannasta, Davtyanin puolestaan Maailmanpankin kannasta. Ensin mainitut käyttävät mittarina BKT/capitaa, Davtyan tämän puolestaan pelkkää bruttokansantuotetta.

Tämän työn empiirinen PVAR-osio käyttäen Inessa Loven (Abrigo ja Love 2015) tarjoamia Stata-paketteja ja -komentoja, joista on ollut korvaamaton apu PVAR-estimoinnin läpiviemisessä. Loven tarjoamat proseduurit tarjoavat laajan kattauksen apuvälineitä PVAR-mallin keskiössä olevan viiverakenteen määrittämiseksi. Välineiden avulla on mahdollista määrittää testattavan PVAR-esityksen maksimiviiverakenne sekä testata GMM-estimoinnissa mahdollisesti hyödynnettävien viiveinstrumenttien merkitsevyyttä.

Mallin viiverakenteen määrittämisessä huomio tulee kiinnittää informaatiokriteereihin, jotka tarjoavat residuaalien neliösumman ja viiveiden määrän

huomioivan testistatistiikan viiverakenteen määrittämiseksi. Eri viiverakennerajoitteiden ja eri kontrollimuuttujien muodostamat kombinaatiot suosivat pääasiassa yhden viiveen mallia. Poikkeuksena on ainoastaan tietyissä kombinaatioissa esiintyvä Akaiken kriteerin (MAIC) kolmannen viiveen matala arvo. Taulukossa 6 on esimerkinomaisesti esitetty edellä kuvatut mallin rakenteen määrittämisessä hyödynnettävät testit neljän viiveen rajoitteella.

Taulukko 6 Mallin viiverakenteen määrittäminen, neljän viiveen rajoite

viive	Informaatiokriteerit				
	J	J, p-arvo	MBIC	MAIC	MQIC
1	35.1	0.0004	-40.6	11.1	-9.0
2	29.7	0.0002	-20.8	13.7	0.2
3	9.5	0.0487	-15.7	1.5	-5.2

J = Hansenin J-testin arvo; J, p-arvo = J-testiä vastaava p-arvo

MBIC = Schwarzin bayesilainen informaatiokriteeri

MAIC = Akaiken informaatiokriteeri

MQIC = Hannan-Quinn informaatiokriteeri

GMM-estimaattorien tehokkuuden parantamiseksi hyödynnettävät viiveinstrumentit ovat usein perusteltuja laajan poikkileikkaus- ja lyhyen aikasarjasuunnan aineistojen kohdalla. Nyt $T:n$ ollessa suuri ja $n:n$ ollessa pieni instrumentit eivät paranna estimoinnin tehokkuutta yhdessäkään testatussa mallissa. Tämä havaitaan kunkin mallin osalta suuresta Hansen J -testin arvosta sekä hyvin pienestä J-testiä vastaavasta p-arvosta.

Estimoinnin yhteydessä on tarpeen testata valitun PVAR-mallin stabiilius. VAR-esitys tulee kyetä esittämään äärettömänä liukuvan keskiarvon MA-prosessina, jotta VAR:n impulssivasteita ja varianssijotelmia voidaan tulkita. Statalla testaaminen voidaan suorittaa Loven tarjoaman proseduurin avulla. Kukin estimoidusta malleista differenssimuotoisille sarjoille täyttää stabiiliusvaatimukset.

Ennen perusmallin esittelyä on tässä yhteydessä palattava tuloeromuuttujan aikasarjaominaisuuksiin. Paneeliyksikköjuuritestit eivät antaneet yksiselitteistä tulosta siitä, sisältääkö tuloerosarja yksikköjuuren vai ei. Sovitettaessa tuloeromuuttujaa tasosarjana PVAR-esitykseen stabiiliusvaatimus ei täyty, mikä implikoi sitä, että tulo-osuuden sarja todella on epästationaarinen ja se täytyy sisällyttää PVAR-lähestymistavassa systeemiin differenssimuotoisena muuttujana.

Lähtökohtana talouskasvun ja tuloerojen muutoksen PVAR-mallille on edellä kuvatun tarkastelun perusteella yhden viiveen malli. Vektoriautoregressiivinen mallintaminen on viiverakenteen määrittämisen ohella usein sensitiivistä myös sille, missä järjestyksessä muuttujat malliin asetetaan. Nyrkkisääntönä muuttujista "eksogeenisin" tulisi olla mallissa ensimmäisenä. Tämän työn kehikossa mallin spesifiointi on perusteltavissa sen pohjalta, mitä talousteorialla on muuttujien välisestä relaatiosta sanottavana.

Muutos talouskasvussa vaikuttaa suoraan kansantalouden kokonaistuloihin, joka puolestaan vaikuttaa kontemporaaalisesti tuloeroihin sen sisältyessä tuloeromittariin (ylimmän persentiilin tulot suhteessa kokonaistuloihin) määritelmällisesti. Talouskasvun vaikutus tulojakaumaan tuskin on usein, jos koskaan, neutraalia, kuten jo luvun 3 pintaraapaisu laajaan teeman ympärillä tehtyyn kirjallisuuteen osoittaa. Tuloerojen muutoksen vaikutus talouskasvuun sen sijaan tuskin on välitön tai edes nopea, vaan on perusteltua ajatella sen vaikuttavan talouskasvuun välillisten aikaa vievien mekanismien, kuten kiinteän ja henkisen pääoman kumuloitumisen (Galor ja Zeira 1993 sekä Weil 2009, s. 389-391) tai kasvuun vaikuttavien politiikkatoimien kautta (Persson ja Tabellini 1994, Alesina ja Rodrik 1994.) Näin ollen talouskasvu sisällytetään niin tähän perusmalliin kuin myöhemmin esiteltäviin mallin laajennuksiin ennen tuloerojen muutosta. Yhtälömuotoinen esitys perusmallista on siten:

$$(14) \quad \text{grgdp}_{it} = \beta_{10} + \beta_1 \text{grgdp}_{i,t-1} + \alpha_1 \text{gtop1}_{i,t-1} + u_{1t}$$

$$\text{gtop1}_{it} = \beta_{20} + \beta_2 \text{gtop1}_{i,t-1} + \alpha_2 \text{grgdp}_{i,t-1} + u_{2t}$$

PVAR-mallin tulosten analysoinnissa keskitytään perinteisen regressiotaulukon tutkimisen sijasta tyypillisesti impulssivasteiden ja varianssihajotelmien tarkasteluun. Seuraavan GMM-estimoinnin summaavan taulukon parametriestimaattien (kerroin) tulkinta ei ole mallin luonteen vuoksi mielekäästä, mutta sarakkeen "p-arvo" tulokset sen sijaan on syytä käydä läpi. Kahden muuttujan mallissa tulokset voi suoraan tulkita Granger-kausallisuuteksi -testeiksi, joiden avulla voidaan tarkastella aikasarjojen kykyä ennustaa toistensa arvoja.

Taulukko 7 Perusmalli, GMM-estimointi

PVAR, GMM-estimointi

selitettävä selittäjä	kerroin	keskivirhe	z	p-arvo	95 % luottamusväli	
grgdpcap						
grgdpcap, viive 1	0.44	0.09	4.73	0.00	0.26	0.63
gtop1, viive 1	0.04	0.02	2.03	0.04	0.00	0.07
gtop1						
grgdpcap, viive 1	-0.15	0.10	-1.50	0.13	-0.35	0.05
gtop1, viive 1	-0.07	0.11	-0.61	0.54	-0.27	0.14

grgdpcap = BKT/capitan muutos, gtop1 = ylimmän persentiilin tulo-osuuden muutos

kerroin = kunkin viiveen parametriestimaatti, keskivirhe = kutakin estimaattia vastaava keskivirhe

z = z-testin arvo, p-arvo = z-testiä vastaava p-arvo

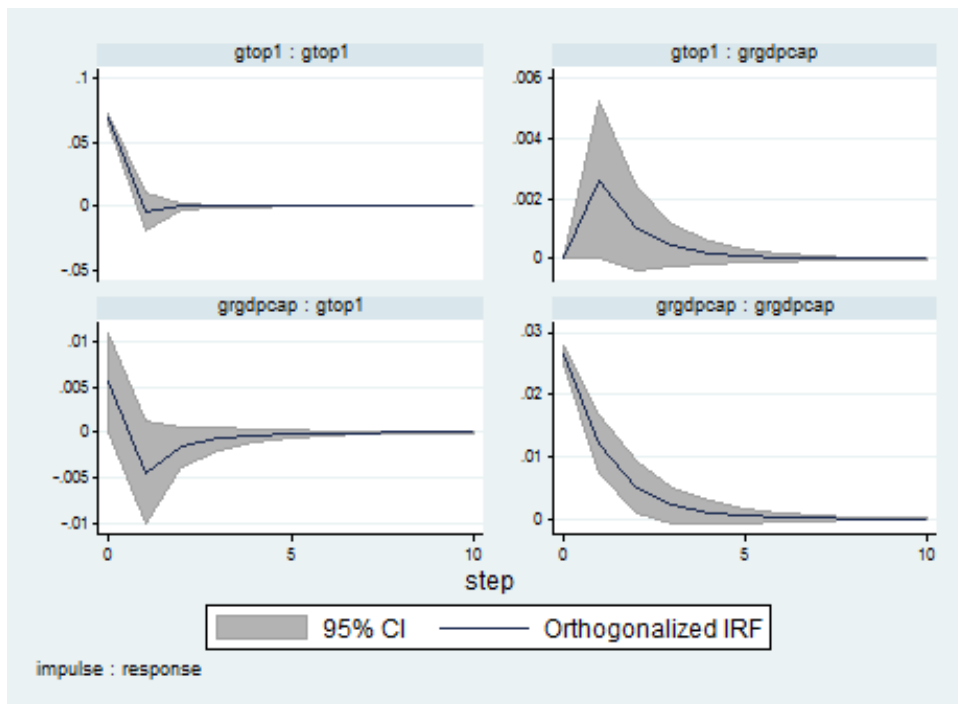
Nollahypoteesina Granger-testeissä on, ettei selittäjä Granger-kausalisoi selitettävää muuttujaa. Tuloerojen muutos vaikuttaa Granger-kausalisoiivan talouskasvua viiden prosentin merkitsevyystasolla (p-arvo 0,04), kun taas perusmallin kohdalla talouskasvulla ei näyttäisi olevan ennustevoimaa tuloerojen muutokseen edes kymmenen prosentin merkitsevyystasolla (p-arvo 0,13). Jos talouskasvua mitataan BKT/capitan muutoksen sijaan bruttokansantuotteen muutoksella, muuttujat Granger-kausalisivat toisiaan kymmenen prosentin mutta eivät enää viiden prosentin tasolla.

Perusmallin osalta impulssivasteita ja varianssihajotelmia tulkitessa tulee pitää mielessä edellä esitelty Granger-kausaliiteetti -tulokset. Niiden valossa tulokset talouskasvun lyhyen aikavälin vaikutuksesta tuloerojen muutokseen ovat kyseenalaisia.

Koska PVAR-menetelmä on usein herkkä systeemissä esiintyvien muuttujien järjestyksen lisäksi myös mallin viiverakenteelle, on tarpeen suorittaa Granger-testit myös useamman viiverakenteen esityksille. Näin voidaan vahvistaa aiempia tuloksia mallin viiverakenteen määrittämiseen liittyen. Kullakin näistä viiverakenteista testin nollahypoteesi siitä, ettei Granger-kausaliiteettia ole, jää voimaan, mikä osaltaan vankistaa jo informaatiokriteeritarkastelun keinoin saatua viestiä yhden viiveen PVAR-mallista. Useamman viiveen GMM-estimointien taulukot löytyvät työn liitetäulukoista 1-3.

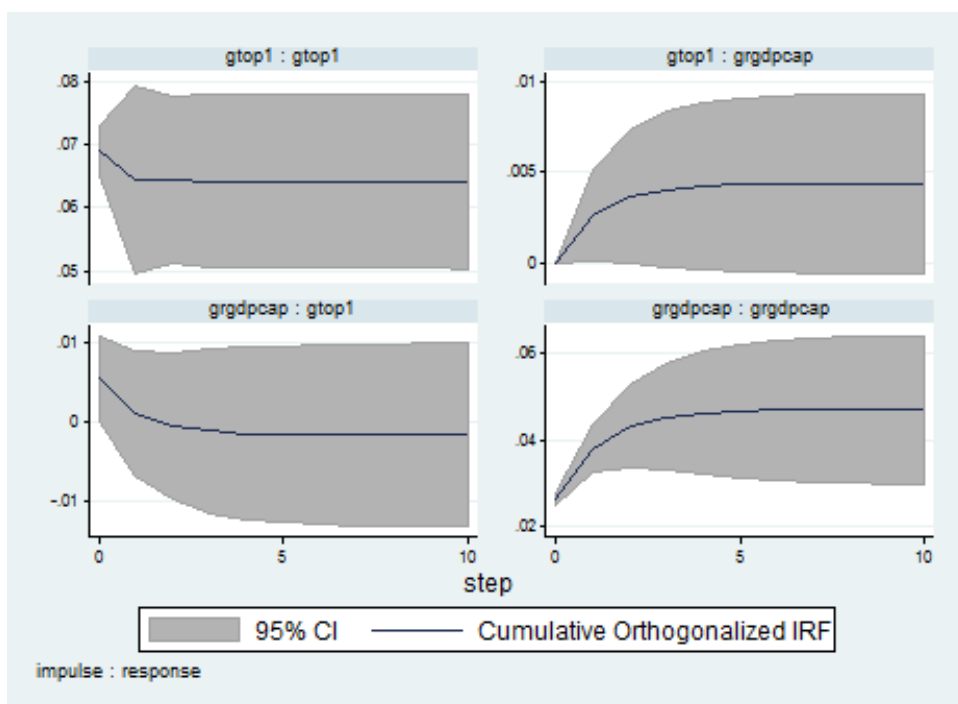
Perusmallin varianssihajotelmat eivät tarjoa minkäänlaista evidenssiä siitä, että kumpaankaan muuttujaan kohdistuva shokki selittäisi toisen muuttujan vaihtelua. Kummankin muuttujan omat shokit selittävät eri viiveillä poikkeuksetta yli 98 % muuttujan vaihtelusta. Varianssihajotelmat löytyvät työn liitetäulukosta 4.

Kuvion 9 impulssivasteista sen sijaan nähdään, kuinka yhden keskihajonnan suuruinen shokki tuloerojen muutokseen ei vaikuta talouskasvuun kontemporaaalisesti, mutta näyttää nostavan talouskasvua yli 0,2 prosentilla toisena vuonna (ylempi kuvio, oikea yläkulma). Shokin vaikutus hiipuu kahden seuraavan vuoden aikana, minkä jälkeen talouskasvu jatkaa vanhalla urallaan. Granger-kausaliiteetin suhteen kyseenalaiset talouskasvushokin vaikutukset tuloerojen muutokseen ovat noin puolen prosentin kontemporaalinen nousu, liki vastaavansuuruinen seuraavan periodin lasku, jonka jälkeen vaikutus hiipuu ja tuloerojen muutos palaa vanhalle uralleen (vasen kuvio, vasen alakulma). Impulssivasteet ovat ortogonalisoituja ottaen huomioon systeemin eri yhtälöiden virhetermien välisen korrelaation.



Ortogonalisoidut impulssivasteet

Impulssi:vaste



Ortogonalisoidut kumulatiiviset impulssivasteet

Impulssi:vaste

Kuvio 9 Perusmallin impulssivasteet

Kumulatiivisten vasteiden (alempi kuvio) tulokset tulee Atems ja Jonesin (2015, s. 1549) mukaan tulkita tasoarvoihin kohdistuvien shokkien vaikutuksena samaisten muuttujien tasoarvoihin, vaikka tarkastelu suoritetaankin differenssisarjoilla. Kumulatiiviset vasteet tarjoavat siis havainnollistavan työkalun impulssien nettovaikutusten identifioimiseksi. Kuvaajista huomataan kuitenkin, että kussakin PVAR-mallissa hyvin suuri osa nettovaikutuksesta ilmenee jo kahden ensimmäisen periodin aikana. Siispä differenssisarjoille tehtävän mallintamisen tuloksia ei tule tulkita pitkän tai edes keskipitkän aikavälin relaatioina, vaikka kumulatiivisten vasteiden antamia tuloksia voidaankin tulkita efekteinä kiinnostuksen kohteena olevien muuttujien tasoarvoihin.

Tuloerojen muutoksen kasvu näyttää antavan talouskasvuun lyhytaikaisen nettovaikutukseltaan noin puolen prosentin suuruisen sysäyksen, jonka jälkeen talouskasvu palautuu vanhalle kasvu-uralleen. Odottamaton positiivinen muutos talouskasvussa puolestaan aluksi nostaa tuloerojen muutosta ja sitten laskee sitä nettovaikutuksen ollessa mitätön. Myös tämä vaikutus jää vain väliaikaiseksi, ja tuloerojen muutos jatkaa muiden tekijöiden kuin talouskasvun määräämällä urallaan viidennestä periodista eteenpäin.

Muuttujien vasteissa omiin impulsseihinsa on selkeä ero siinä, kuinka pysyviä shokkien vaikutukset sarjojen käyttäytymiseen ovat. Tuloerosarjan kohdalla lähes koko vaikutus ilmenee ensimmäisellä periodilla, kun taas odottamaton hyppäys talouskasvussa näyttää generoivan kasvua useamman periodin ajan. Tulos on perinteisen talouskasvukirjallisuuden mukainen. Kasvuun kohdistuvien shokkien tai kasvua määrittävien fundamentaalisten tekijöiden, kuten instituutioiden merkityksen, säästämisasteen ja inhimillisen tai fyysisen pääoman kumuloitumisen, vaikutusten on havaittu olevan hyvin pysyviä ilmiöitä (Acemoglu et al 2005, Barro 1997).

Impulssivastekuvaajien tuloksia arvioitaessa on oltava kriittinen niihin koivin usein liittyvien suurten tilastollisten luottamusvälien vuoksi. Niin on myös tämän työn kohdalla. Tuloksia ei siten voi tulkita tarkkoina kunkin shokin ai-

kaansaamina vasteina, vaan ennemminkin suuntaa antavina tuloksina vaikutuksen etumerkistä. Tuloeroshokin vaikutus BKT/capitan tasoon on 95 prosentin varmuudella nollan ja puolen prosentin nousun välillä. BKT/capitaan kohdistuvan shokin vaikutus ylimmän persentiilin tulo-osuuteen puolestaan on 95 prosentin luottamustasolla prosentin suuruisen laskun ja prosentin suuruisen nousun välillä. Luottamusvälit on kunkin mallin osalta määritetty 500 toiston Monte Carlo -simulaatiolla.

Edellä kuvatun PVAR-mallin tulokset eroavat osittain Atems ja Jonesin (2015) yhdysvaltalaisella osavaltiopaneelilla tehdystä analyysistä. Heidän tuloksissaan positiivinen Gini-kertoimeen kohdistuva shokki laskee BKT per capita -tasoa kumulatiivisesti kahdella prosentilla (tosin laajoilla luottamusväleillä), kun tämän työn kohdalla tuloerojen kasvun vaikutus on taloudellista aktiviteettia nostava. Talouskasvun odottamattomalla kasvulla ei puolestaan ole tämän työn tavoin nettovaikutusta tuloeromuuttuun.

Näyttää siltä, että Yhdysvalloissa vuosina 1930-2005 tuloerojen kasvu on jarruttanut talouskasvua; talouskasvulla ei sen sijaan näytä olevan kyseisenä ajanjaksona tulonjaollista efektiä. Etenkin jälkimmäinen tulos on Yhdysvalloissa viime vuosikymmeninä havaitun tuloerojen kasvun valossa yllättävä. Atems ja Jones täydentävät tarkasteluaan osaotosanalyysillä ja havaitsevat relaation olevan riippuvainen havaintoperiodista. Esimerkiksi talouskasvun neutraali tulonjaollinen efekti kääntyy uusimmassa aineistossa tuloeroja kasvattavaksi.

Tulosten keskeisin anti aiempaan kirjallisuuteen verrattuna on Atems ja Jonesin (2015) lähestymistavan laajentaminen koskemaan kymmentä kansantaloutta 60 vuoden ajanjaksolle. PVAR-analyysissä keskitytään lyhyen aikavälin dynamiikan tarkasteluun tuloerojen ja / tai taloudellisen aktiviteetin kokiessa muutoksen. Työssä käytettävä lähestymistapa antaa siten mahdollisuuden pohdita, millaisia vaikutuksia esimerkiksi yllättävällä tulonjaollisella toimenpiteellä tai vaikkapa talouskriisillä on lyhyellä aikavälillä.

Aiemman tuloero- ja talouskasvukirjallisuuden perusteella on selvää, että taloudellisen hyvinvoinnin ja tuloerojen välinen relaatio on kuitenkin ennen

kaikkea pitkän aikavälin ilmiö (Banerjee ja Duflo 2003, Piketty ja Saez 2013, Piketty ja Zucman 2014.) Lyhyen aikavälin relaation tutkimisen rooli onkin vain pitkän aikavälin tarkastelua tukeva ja täydentävä. Lisäksi on selvää, että tuloerot ja talouskasvu määräytyvät vahvasti muiden tekijöiden kuin toistensa ajamina.

Perusmallin mukaan talouskasvu ei näytä nostavan tuloeroja, mikä antaa viitteitä siitä, etteivät kasvun hedelmät valu ainoastaan rikkaalle eliitille. Tuloksia pohtiessa ja niitä yleistettäessä mielessä tulee toki pitää se, kuinka hyvin ansiotuloihin kantaa ottava mittari todellisuudessa kuvaa taloudellisen hyvän jakautumista verrattuna esimerkiksi varallisuuseroihin.

Mallin tulokset tuloerojen nousun taloutta tukevasta vaikutuksesta – tai tulos siitä, että tuloerojen kasvu ei ainakaan jarruta taloudellista toimeliaisuutta – tukevat perinteistä taloustieteen näkemystä tuloerojen vaikutusmekanismeista talouskasvuun. Luvussa 3 esitellyistä mekanismeista esimerkiksi korkeamman tulotason tavoittelun tai rikkaiden korkeamman säästämisasteen aikaansaama talouskasvua tukeva vaikutus näyttäisi dominoivan uusimman kirjallisuuden esille nostamia tekijöitä, kuten korkeiden tuloerojen inhimillisen pääoman kumuloitumista rajoittavaa vaikutusta sekä taloudellisen eriarvoisuuden vuoksi laadittavia omaisuuden suojaa nakertavia ja yksityisten investointien tuottoihin haitallisesti vaikuttavia politiikkatoimia.

Aiempien tutkimusten ristiriitaisten tulosten ja tämän työn PVAR-mallinuksen tulosten suurien tilastollisten luottamusvälien vuoksi työn impulssivasteiden tulkinnassa sekä yleistämisessä havaintojoukon ja -periodin ulkopuolelle tulee olla hyvin varovainen. Poliitikasuositusten antaminen tulosten pohjalta on hyvin arveluttavaa siksi, että talouskasvun ja etenkin tuloerojen määräytyminen on vahvasti alue- ja maasidonnaista sekä todennäköisesti myös tarkasteltavasta ajanjaksosta riippuvaista. Ajatusleikki, jossa työn tuloksia tulkitaan yleistettävänä totuutena, tarjoaisi suosituksen siitä, ettei tuloerojen kasvusta tulisi olla huolissaan. Taloudellisen eriarvoisuuden lisääntyminen kiihdyttäisi talouskasvua, jonka nousu puolestaan ei näyttäisi kasvattavan tuloeroja.

5.1.1 Analyysia täydentävät muuttujat

Perusmallin tulosten perusteella tuloerojen muutos ja talouskasvu näyttelevät toistensa määräytymisessä rajallista roolia, ja niinpä onkin syytä pyrkiä kontrolloimaan tuloerojen muutokseen ja talouskasvuun vaikuttavia tekijöitä PVAR-mallintamisessa. Lisämuuttujia on tuloerojen ja taloudellisen aktiviteetin vahvan kasvuteoreettisen luonteen vuoksi luonnollista hakea nimenomaan kasvuteoreettisesta kirjallisuudesta sekä luonnollisesti aiemmasta tuloeroteeman parissa tehdystä taloustieteellisestä tutkimuksesta.

Lisämuuttujia koskevat graafiset esitykset sekä muuttujien keskeiset tunnusluvut ja paneeliyksikköjuuritestien tulokset löytyvät työn liitteistä. Tässä yhteydessä kuvataan, miksi kukin muuttuja soveltuu täydentämään mallikehikkoa ja mistä lisämuuttujia koskeva aineisto on peräisin.

Endogeenisen kasvun teoriat (Romer 1986, Lucas 1988) tarjoavat inhimillistä pääomaa ja tiedon kumuloitumista keskeiseksi talouskasvun nopeutta määrittäväksi tekijäksi, jolloin talous voi kasvaa ilman perinteisten tuotannontekijöiden – työvoiman ja fyysisen pääoman – lisäämistä. Luvussa 3 esitelty Galorin ja Zeiran (1993) malli puolestaan kuvaa formaalisti, kuinka inhimillinen pääoma linkittyy sekä tuloeroihin että talouskasvuun, ja kuinka sen kumuloituminen vaikuttaa myös tulo- ja varallisuuserojen pysyvyyteen. Yksinkertaistaen; mikrotaousteorian mukaisesti työstä saatavan korvauksen eli palkan tulee olla työntekijän rajatuottavuuden mukainen. Tuottavuuden voi puolestaan ajatella kumpuavan osaamisesta, jonka kerryttämisessä kouluttautuminen on suuressa osassa. Näin inhimillisen pääoman ja palkan välillä on yhteys, joka riippuu luonnollisesti myös teknologian tason määräämästä tarpeesta osaavalle työvoimalle.

BKT/capita-sarjojen lähteestä, PWT-aineistosta, löytyy vuosilta 1950-2010 kaikille tämän analyysin maille inhimillisen pääoman määrää kuvaava mittari, joka yhdistää koulutusvuodet (Barro ja Lee 2012) sekä koulutuksen tuoton (Psacharopoulos 1994) yhden tunnusluvun alle. Kunkin maan kohdalla inhimil-

lisen pääoman trendi on ollut nouseva. Mittarin mukaan ryhmiteltynä maat voidaan jakaa karkeasti puoliksi korkean ja matalan inhimillisen pääoman maihin. Korkeat: Yhdysvallat, Uusi-Seelanti, Norja, Kanada ja Australia; matalat: Iso-Britannia, Tanska, Ranska, Japani ja Ruotsi. Huomionarvoista on se, että kukin näistä maista on maailmanlaajuisesti verrattuna korkean inhimillisen pääoman talouksien joukossa mutta omassa viiteryhmässään mahdollisesti matalan inhimillisen pääoman maa.

Niin uusklassinen kasvumalli (Solow 1956, Swan 1956) kuin tuoreemmat kasvuteoreettiset mallit tunnistavat säästämisasteen ja investointien merkityksen talouskasvun ajurina. Uusklassinen kasvumalli on modernin kasvuteoreettisen kirjallisuuden lähtökohta, joka korostaa säästämisasteen merkitystä talouden pitkän aikavälin kulutuksen maksimoinnissa. Säästämisaste määrittää talouskoh- taisen pääoman vakaan tasapainon tilan, jota kohti talouksilla on taipumus liik- kua, ja jossa niiden on taipumus pysytellä. Edellä kuvattuun tasapainoon viita- taan tyypillisesti kasvuteorian kultaisena sääntönä. Koska käytännön väylä pää- oman kumuloitumiselle säästämisestä saatavin varoin on investoiminen, on sekä säästämis- että investointiasteen lisääminen tarkasteluun perusteltua.

Tuloerojen määräytymisen kohdalla investointi- ja säästämisasteen roolia korostaa esimerkiksi Thomas Piketty (Piketty ja Zucman 2014), jonka varallisuus- eroihin keskittyvä analyysi ottaa vahvasti kantaa myös tuloeroihin säästämis- ja investointiasteen kontekstissa. Hänen mukaansa pääomatulot ovat aina työtuloja epätasaisemmin jakautuneita, jolloin investointi- ja säästämisasteen määräämä pääoman taso kansantaloudessa vaikuttaa voimakkaasti siihen, kuinka tasainen tulonjako kussakin taloudessa kunakin aikana vallitsee.

Maailmanpankin aineistoista löytyy analyysin maajoukolle mittari sekä säästämis- että investointiasteelle. Yhdenmukainen säästämisasteaineisto ulot- tuu vuodesta 1977 nykypäivään, investointiasteaineisto puolestaan kattaa vuo- det 1971-2010. Investointiasteen mittari (engl. gross fixed capital formation, gfcf) pitää sisällään maan parannukset, teolliset investoinnit ja rakentamisen. Mittari suhteuttaa investointien määrän bruttokansantuotteen tasoon, eli

$$(15) \quad gfcf = \frac{\text{investointien määrä}}{\text{bruttokansantuote}}$$

Säästämisaste puolestaan suhteuttaa bruttosäästämisen bruttokansantu-
loon (BKTL) eli maan tuotannosta saamiin tuloihin.

$$(16) \quad \text{säästäminen} = BKTL - (\text{julkinen kulutus} + \text{yksityinen kulutus}) + \text{nettosaamiset}$$

Maat on inhimillisen pääoman tavoin helppo jakaa karkeasti kahteen ryh-
mään myös niiden säästämisasteen mukaan. Korkean säästämisasteen maat:
Norja, Ruotsi, Tanska, Japani ja Australia; matalan asteen maat: Iso-Britannia,
Yhdysvallat, Uusi-Seelanti, Kanada ja Ranska. Investointiasteen kohdalla aika-
sarjojen kuvaajat kulkevat enemmän ristiin. On kuitenkin mahdollista jakaa maat
samaa tapaan kuin aiempien muuttujien kohdalla korkean (keskiarvot maittain
23,1 – 28,8) ja matalan investointiasteen (keskiarvot maittain 20,0 – 22,5) maihin.
Korkean investointiasteen maat ovat Japani, Australia, Norja, Ruotsi ja Uusi-See-
lanti, ja matalan puolestaan Iso-Britannia, Yhdysvallat, Tanska, Kanada ja
Ranska.

Säästämis- ja investointiasteen arvot ovat lähellä toisiaan, kuten talousteo-
rian pohjalta sopii olettaa. Kokonaistuloista kulutuksen jälkeen jäljelle jäävän ko-
timaisen säästämisen ($S=Y-C-G$) avulla voidaan avoimessa taloudessa investoin-
tien lisäksi rahoittaa vaihtotaseen ylijäämä ($S=I+X-M$), jolloin säästämisen ja in-
vestointien ei tule kuitenkaan kulkea aivan käsi kädessä. Näyttää, että säästämis-
asteen vaihtelu on investointiastetta voimakkaampaa.

Myös budjettialijäämän ja julkisen velan määrää suhteessa bruttokansan-
tuotteeseen kuvaavien mittareiden lisääminen tarkasteluun on perusteltua. Ve-
lan karttumisen ja velan määrän yhteys bruttokansantuotteeseen on laajalti tut-
kittu teema. Useassa maassa viime vuosikymmenten aikana havaittu, usean
maan osalta jopa velkakriisiksi kehittynyt, julkisen velan nousu on kasvattanut
kiinnostusta aihetta kohtaan taloustieteen piirissä (Reinhart ja Rogoff, 2010.) Ai-
nakin Cuckierman ja Meltzer (1989) sekä Tabellini (1991) tarjoavat teemaan teo-

reettiset näkökulmat, joiden mukaan yksilötason tuloerot vaikuttavat julkisen talouden suorituskykyyn. Larch (2010) puolestaan tuo aiheeseen tuoretta uudem-paa evidenssiä.

Kansainvälinen valuuttarahasto (IMF) tarjoaa kattavimman aineiston valtioiden vuosittaisista budjetti ali- / ylijäämistä sekä julkisen velan määrästä suhteessa bruttokansantuotteeseen. Molemmat sarjoista ulottuvat joidenkin maiden osalta aina 1800-luvun alkuun, mutta tämän työn empiirisen tarkastelun kan-nalta yhdenmukainen ja jatkuva käyttökelpoinen aineisto ulottuu alijäämäsarjojen osalta vuoteen 1954, velkasuhteen osalta vuoteen 1953.

Budjettialijäämän mittarina käytetään niin kutsuttua perusjäämää (engl. primary balance, pb), joka kuvaa valtion nettovelan tai -saatavien suuruutta ilman korkomaksuja tai- saatavia. Positiivinen perusjäämän arvo kuvaa ylijäämäistä ja negatiivinen puolestaan alijäämäistä budjettia. Perusjäämät näyttävät silmämääräisesti tarkastellen seuraavan ainakin jossain määrin makrotaloudellisia suhdannevaihteluita vaihdellen pitkällä aikavälillä nollatason ympärillä, kuten odottaa sopii. Esimerkiksi viimeisimmän kriisin alussa 2009 kunkin aineis-tossa esiintyvän maan perusjäämä heikentyi selvästi. Korkean perusjäämän maat (keskiarvot maittain: 0,95 - 7,08) ovat Norja, Tanska, Kanada, Uusi-Seelanti ja Australia, matalan jäämän maat puolestaan (keskiarvot maittain: -0,45 - 0,47) Yhdysvallat, Ranska, Japani, Ruotsi ja Iso-Britannia.

Julkisen velan mittari suhteuttaa julkisen bruttovelan bruttokansantuotteeseen. Se ei siis ota kantaa siihen, kuinka paljon maan julkisilla instituutioilla on saatavia ulkomailta. Aineistosta erottuu viiden maan joukko, jossa julkinen velkasuhde on keskimäärin ollut yli 50 %: Iso-Britannia, Japani, Kanada, Yhdysval-lat ja Uusi-Seelanti. Matalan velkasuhteen maat ovat: Australia, Norja, Tanska, Ranska ja Ruotsi.

Kunkin muuttujan kohdalla tehty jaottelu korkean ja matalan tason maihin on ajassa muuttuva kategorisointi. Sillä on silti paikkansa aineiston kuvailussa ja myöhemmässä empiirisessä analyysissä. Kuvailun tukena hyödynnettävien ku-

vaajien (ks. liite) tarkoituksena ei ole antaa lukijalle eksakteja välineitä maakoh-
taisten yksityiskohtien tarkasteluun. Niiden roolina on kuvailla aikasarjojen yleis-
siä ominaisuuksia sekä isossa kuvassa tuoda esiin maakohtaisia eroja.

Täydentävien muuttujien havaintojen lukumäärä vaihtelee merkittävästi, koska osasta muuttujista on saatavilla aikasarjat koko tarkasteluajanjaksolta 1950-2010 osan sarjoista ulottuessa vain 1970-luvulle. Inhimillisen pääoman mit-
tarin tilastollisten tunnuslukujen intuitiivinen tai talousteoreettinen tulkinta ei
ole indikaattorin luonteen vuoksi helppoa. Jo graafisen tarkastelun välittämä
viesti inhimillisen pääoman kasvusta on oikeastaan ainoa johtopäätös, joka luku-
jen pohjalta voidaan tehdä.

Analyysia täydentävien muuttujien graafiset aikasarjat, keskeiset tunnuslu-
vut ja paneelyyksikköjuuritestit löytyvät siis työn liitteistä. Täydentäviä muuttu-
jia hyödynnetään aluksi siten, että havaintojoukko jaetaan kunkin lisämuuttujan
perusteella kahtia korkean ja matalan tason maihin, jonka jälkeen perusmallin
mukainen PVAR-malli estimoidaan kullekin osaotokselle. Myöhemmin näiden
lisämuuttujien avulla täydennetään varsinaista PVAR-esitystä.

Liitetaulukossa 8 aineiston maat on jaettu kunkin lisämuuttujan mukaan
korkean ja matalan tason maihin. Jaottelu on tehty aikasarjojen graafisen tarkas-
telun ja perustunnuslukujen, kuten keskiarvon, perusteella. Investointi- ja sääs-
tämistasteen mukaiset kategorisoinnit tulisi aiemmin tässä alaluvussa esitetyin
perustein ($S=Y-C-G$ ja $S=I+X-M$) olla liki yhdenmukaiset. Niin onkin, sillä vain
Tanska ja Uusi-Seelanti vaihtavat luokkaa tämänkaltaisten luokittelujen kesken.

Myös perusjäämän ja velkasuhteen mukaiselta luokittelulta voi odottaa sys-
temaattista yhteyttä. Yksinkertaistaen, matalan perusjäämän maiden tulisi vel-
kaantua ja näin ollen niiden velkasuhteiden tulisi olla korkea. Tämä yhteys ei
kuitenkaan näytä vallitsevan kuin neljän maan kohdalla. Tulos ei ole täysin yl-
lättävä, sillä jo havaintoaineiston esittelyn yhteydessä huomattiin, etteivät talou-
det ole velkaantuneet ainoastaan kattaakseen alijäämäiset budjettinsa.

5.1.2 Osaotosanalyysi

Varsinaisen osaotosanalyysin aluksi on syytä huomauttaa analyysin keskiössä olevien muuttujien yksikköjuuritestien tulosten olevan koko havaintoaineistoon verrattuna hyvin samankaltaisia kunkin osaotoksen kohdalla. BKT/capita näyttää olevan johdonmukaisesti epästationaarinen yli testien, tulo-osuuden kohdalla testien antama evidenssi vaihtelee ja differenssisarjat näyttävät olevan stationaarisia. Jatketaan siis myös tässä vaiheessa tarkastelua siten, että molempia tasonarjoja kohdellaan epästationaarisina.

Työn liitteissä on listattu tuloerojen ja BKT/capitan väliset korrelaatiot eri ryhmittelyissä. Koko aineiston kohdalla korrelaatio on 0,23. Muuttujien välinen positiivinen yhteys näyttää olevan koko aineistoa kattavaa tarkastelua vahvempi etenkin korkean velkasuhteen maissa sekä matalan investointiasteen, matalan säästämisasteen ja matalan perusjäämän (velkaantuvissa) maissa. Korrelaatio on hieman suurempi myös korkean inhimillisen pääoman maissa. Ainoastaan matalan velkasuhteen maissa muuttujien välinen korrelaatio on selvästi negatiivinen. Lopuissa ryhmittelyjoukoissa korrelaatio on lähellä nollaa.

Koko otoksen kattava korrelaatiotarkastelu kaikkien muuttujien tasoarvoille on myöskin nähtävillä liitteissä. Täydentävistä muuttujista inhimillisellä pääomalla ja julkisella velalla näyttää olevan positiivinen yhteys sekä tuloeroihin että BKT/capitaan. Sen sijaan investointiasteen korrelaatiokerroin on negatiivinen molempien kiinnostuksen kohteena olevan muuttujan kanssa. Säästämisasteella ja julkisen budjetin ylijäämällä puolestaan näyttäisi olevan positiivinen yhteys taloudelliseen toimeliaisuuteen ja negatiivinen korrelaatio tuloerojen kanssa. Lisämuuttujien väliset korrelaatiot antavat odotettuja tuloksia ainakin säästämis- ja investointiasteen sekä säästämisasteen ja budjetin ylijäämän positiivisen korrelaation osalta. Lisäksi julkisen velan ja investointiasteen välistä negatiivista yhteyttä ei voi pitää yllättävänä.

Differenssisarjojen kohdalla lisämuuttujien yhteys BKT/capitaan ja tuloeroihin näyttää korrelaatiokehikossa rajoittuvan investointi- ja säästämisasteen

muutosten sekä talouskasvun väliseen positiiviseen korrelaatioon. Täydentävien muuttujien välisistä korrelaatioista silmiin pistävät investointi- ja säästämisasteen muutosten positiivinen korrelaatio toistensa kanssa sekä samaisten muuttujien ja julkisen velkasuhteen välinen negatiivinen yhteys.

Osaotoksittaiset Granger-kausalityyppi -testien tulokset (ks. liite) eivät pääsääntöisesti tue hypoteesia siitä, että muuttujilla on ennustevoimaa toisiinsa. Ainoastaan matalan velkasuhteen otoksessa muuttujien välinen yhteys näyttäytyy perusmallia voimakkaampana. Varianssijohdotukset eivät perusmallin tapaan tarjoa evidenssiä siitä, että muuttujien shokit selittäisivät toistensa vaihtelua.

Lisämuuttujien mukaan jaoteltujen osaotosten PVAR-estimoinnit antavat kahdeksassa estimoinnissa kymmenestä perusmallin kanssa yhteneviä tuloksia. Kumulatiivisten impulssivasteiden tarkastelun pohjalta vaikuttaa siltä, että tuloerojen muutoksen odottamattoman hyppäyksen nettovaikutus todella on talouskasvua nostava. Talouskasvushokin nettovaikutus tuloeroihin näyttää puolestaan olevan neutraali. Poikkeustapauksina matalan investointiasteen talouksissa shokit näyttävät vaikuttavan positiivisesti toinen toisiinsa, ja matalan inhimillisen pääoman talouksissa shokkien nettovaikutus on neutraali. Tulokset tukevat kuitenkin suhteuttaa Granger-kausalityyppi -tuloksiin, jotka eivät kokonaisuudessaan tue muuttujien välisen relaation olemassaoloa osaotostarkastelussa.

Edellä kuvattu tarkastelu ei näytä antavan perusmallista poikkeavia tuloksia. Tuloerojen ja BKT/capitan välinen korrelaatio näyttää jossain määrin olevan riippuvaista siitä, kuinka havaintoaineisto jaetaan lisämuuttujien mukaan. PVAR-estimoinnin impulssivasteiden tulokset eivät kuitenkaan perusmalliin verrattuna muutu kuin 20 prosentissa estimoiduista osaotostalleista. Suurimassa osassa kontrollimalleista Granger-kausalityyppi -testien tulokset asettavat kuitenkin varjon PVAR-estimoinnista saatavien tulosten ylle.

Täydennetään osaotosanalyysia vielä jakamalla havaintoaineisto kahdella eri tavalla ylimmän persentiilin tulo-osuuden maakohtaisten aikasarjojen perusteella. Kuvioon 5 palaamalla voidaan huomata, kuinka Yhdysvaltojen, Iso-Britannian ja Kanadan tuloerokehitys on ainakin jossain määrin erkaantunut

muusta havaintojoukosta 1980-luvulta lähtien. Näiden talouksien vaikutusta PVAR-mallintamisen tuloksiin voidaan tarkastella jättämällä ne ulos analyysistä.

Tässä osaotoksessa korrelaatiokerroin muuttuu perusmalliin nähden arvosta 0,23 arvoon -0,08. Muuttujien välisessä hajontakuviassa korkeimmat tuloerohavainnot luonnollisesti häviävät, mutta havaintojoukon supistamisella ei ole juurikaan vaikutusta siihen, millaisen trendin havaintojoukkoon voi sovittaa.

Granger-kausaliiteetin osalta tulokset muuttuvat perusmalliin nähden: tuloerojen muutos Granger-kausalisoi talouskasvua enää kymmenen prosentin luottamustasolla, kun perusmallin kohdalla ennustevoimaa näyttäisi löytyvän viiden prosentin tasolla. Toiseen suuntaan tulokset eivät eroa perusmallista, ja p-arvo on edelleen 0,13. Myöskään varianssihajotelmiä antamat tulokset eivät poikkea aiemmin esitellyistä estimoinneista, ja impulssivasteiden kertoma viesti on identtinen perusmalliin nähden. Näyttää siis, etteivät Yhdysvaltojen, Kanadan ja Iso-Britannian viime vuosikymmeninä kasvaneet tuloerot vääristä PVAR-tarkastelua.

Myös havaintojoukon muissa maissa 1950-luvulta 1980-luvulle ulottuva laskeva trendi tuloeroissa näyttää kääntyvän tai ainakin tasoittuvan havaintoaineiston puolivälin paikkeilla. Siispä onkin syytä perehtyä siihen, ovatko tulokset riippuvaisia siitä, tutkitaanko tuloerojen ja BKT/capitan yhteyttä tasaisesti kehittyneiden tai jopa hieman laskeneiden tuloerojen ajanjaksona 1950-1980 vai nousseiden tuloerojen aikakautena 1980-2010.

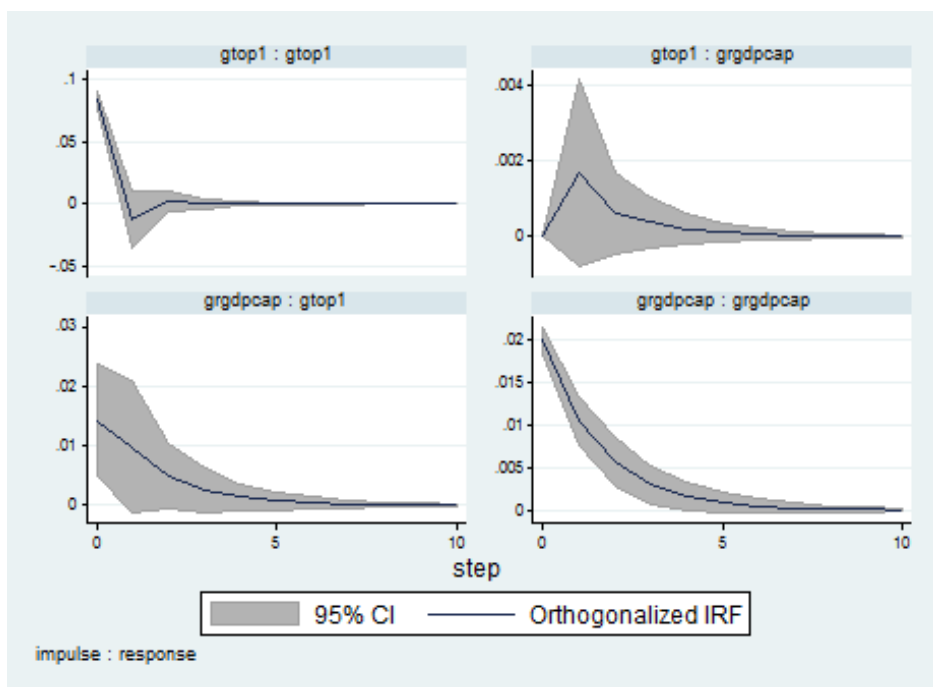
Formaalisti trendimuutoksen mahdollista ajoittumista voi tarkastella rakennemuutoksen huomioivalla Zivot-Andrews -yksikköjuuritestillä (Zivot ja Andrews 1992). Maakohtaiset tulokset antavat vaihtelevia tuloksia rakennemuutoksen ajoittumisesta. Muutos näyttää kuitenkin ajoittuvan pääasiassa 1970- ja 1980-luvuille, joten osaotosanalyysi voidaan sekä silmämääräisen tarkastelun että Zivot-Andrews -testitulosten perusteella suorittaa jakamalla havaintoaineisto kahtia periodeihin 1950-1979 ja 1980-2010.

Myöhäisemmän havaintoperiodin osalta tuloerojen ja BKT/capitan välinen korrelaatio muuttuu arvosta 0,23 arvoon 0,36. Hajontakuviota tarkastellessa pisteparveen pystyy nyt sovittamaan hieman perusmallista poiketen loivasti nousevan trendin. Tuloerosarja osoittautuu myöhäisemmällä havaintoperiodilla vahvemmin perustein epästationaariseksi prosessiksi kuin koko aineiston osalta. BKT/capita näyttää aiempien tulosten tavoin olevan epästationaarinen sarja. Siispä PVAR-spesifiointi on syytä tehdä differenssisarjoille, kuten edellä.

Taulukko 8 Zivot-Andrews | Mahdollinen rakennemuutos tuloerosarjassa

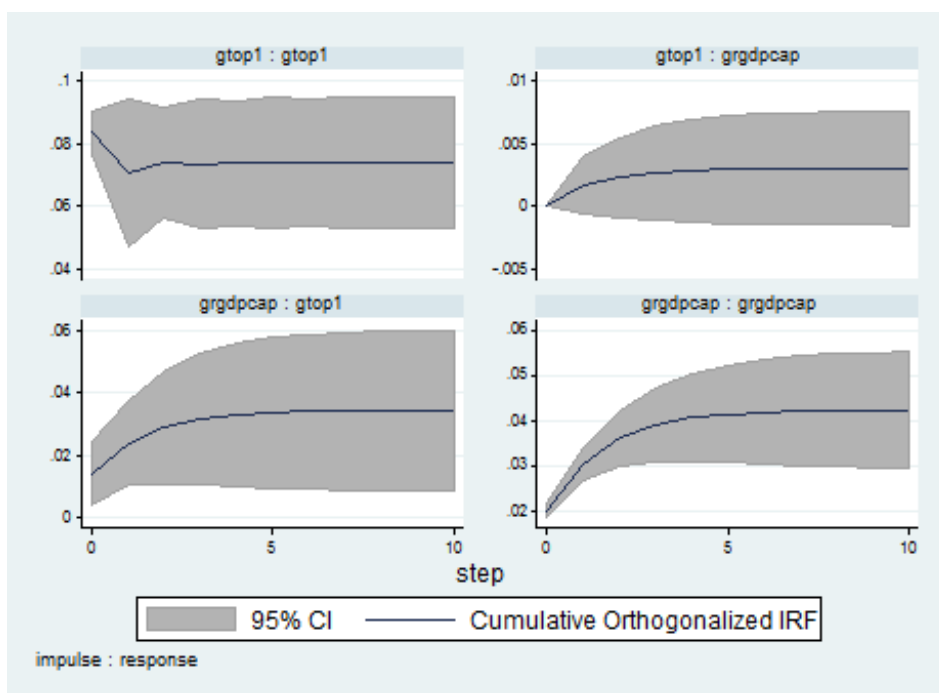
	top1	gtop1
Australia	1986	1989
Kanada	1976	1995
Tanska	1974	1971
Ranska	1977	1984
Japani	1991	1963
Uusi-Seelanti	1990	2000
Norja	1993	1992
Ruotsi	1976	1982
Iso-Britannia	1974	1979
Yhdysvallat	1987	1987
Keskiarvo	1982	1984

Granger-kausiteetti -tulokset kääntyvät perusmalliin nähden pääläelleen: talouskasvu näyttää Granger-kausalisoivan tuloerojen muutosta peräti yhden prosentin merkitsevyydestä, kun taas tuloerojen muutoksella ei näytä olevan ennustevoimaa talouskasvuun. Myös varianssijohdelmien tulokset ovat tämän työn aiempiin estimointeihin verrattuna poikkeavia (ks. liitetaulukko 12). Talouskasvushokki näyttää toisesta periodista eteenpäin selittävän yli neljä prosenttia tuloerojen muutoksen vaihtelusta, kun aiemmissä estimoinneissa shokkien vaikutus ristiin on ollut pääasiassa alle yhden prosentin suuruusluokassa ja vain yksittäistapauksissa lähellä kahta prosenttia.



Ortogonalisoidut impulssivasteet

Impulssi:vaste



Ortogonalisoidut kumulatiiviset impulssivasteet

Impulssi:vaste

Kuvio 10 Impulssivasteet, havaintojakso 1980-2010

Koko aineiston kattavassa analyysissä impulssivastetulosten mukaan tuloerojen muutoksen odottamaton nousu näytti vauhdittavan talouskasvua, kun taas talouskasvushokin nettovaikutus tuloeroihin näytti olevan neutraali. Ensin mainitun efektin voimakkuus pienenee uudemman havaintoaineiston kohdalla hieman ollen kuitenkin liki yhdenmukainen perusmallin tulosten kanssa. Granger-kausaliiteettia ei kuitenkaan havaita relaatiossa tähän suuntaan uudemman aineiston kohdalla, joka täytyy huomioida tulosten tulkinnassa.

Talouskasvushokin vaikutukset tuloerojen käyttäytymiseen ovat perusmallista poikkeavia. Jo kontemporaalinen tuloerojen nousu on yli kaksinkertainen perusmalliin nähden, ja kun efekti vielä pysyy positiivisena kahdella seuraavallakin periodilla, on talouskasvushokin nettovaikutus selkeä. 95 prosentin luottamusvälin alarajalla tuloeroja kasvattava vaikutus on prosentin suuruinen, ylärajalla voimakkuudeltaan kuusi prosenttia.

Kun impulssivasteiden antamaa evidenssiä peilaa yhden prosentin merkitsevyystasolla havaittuun Granger-kausaliiteettiin ja siihen, että talouskasvushokki näyttää varianssihajotelmienkin suhteen todella selittävän ainakin jossain määrin tuloerosarjan vaihtelua, ovat tulokset hyvin mielenkiintoisia. Tulokset antavat viitteitä siitä, että havaintojoukossa viime vuosikymmeninä havaittu tuloerojen nousu on ainakin osittain talouskasvun ajamaa.

Tulokset ovat yhtäpitäviä Atemsin ja Jonesin (2015) Yhdysvaltain osavaltioaineistolla laaditun PVAR-tarkastelun kanssa. Myös heidän tulostensa mukaan koko havaintoperiodilla talouskasvun vaikutus tuloeroihin on neutraali. Efekti kuitenkin vaihtuu tämän työn havainnon tapaan, kun huomio kiinnitetään viime vuosikymmenten kehitykseen. Heidän viimeinen tarkasteluvälinsä ajoittuu vuosille 1985-2005. Näyttää siis siltä, ettei Atemsin ja Jonesin havaitsema talouskasvushokkien vaikutus tuloeroihin ole ainoastaan yhdysvaltalainen erikoispiirre, vaan tulos yleistyy kattamaan myös tämän pro gradu -työn havaintojoukon.

Tämän työn perusmallin tulos tuloerojen nousun talouskasvua tukevasta efektistä kuitenkin säilyy edelleen. Suhteessa Atemsin ja Jonesin havaintoihin

näyttää siltä, että vaikutusmekanismissa Yhdysvaltojen ja tämän työn havaintojoukon välillä on eroja. Tämän työn perusmallin tulos vaikuttaa olevan robusti monipuolisen osaotosanalyysin mukaan.

BKT/capitan ja ylimmän persentiilin tulo-osuuden välillä näyttää havaintoperiodilla 1950-1979 vallitsevan selkeä negatiivinen yhteys korrelaatiokertoimen arvolla $-0,52$. Myös hajontakuvioon eri menetelmin sovitettujen trendien puoltavat korrelaatiokertoimen valossa odotetusti negatiivista yhteyttä muuttujien välillä. Havainnot eivät ole yllättäviä, kun niitä vertaava havaittuun hieman laskevaan trendiin tuloeroissa ja suhteellisen vahvaan talouskasvuun tarkasteluajanjaksoilla.

Paneelirykköjuuritestit tukevat jälleen hypoteesia siitä, että BKT/capita -sarja on epästationaarinen prosessi. Tulo-osuuden kohdalla tulokset ovat koko periodin kattaviin testeihin nähden samankaltaisia, jopa enemmän tason stationaarisuutta puoltavia. PVAR-malli, jossa tuloeromuuttuja luetaan malliin tasotasona, ei kuitenkaan täytä stabiiliusvaatimuksia, ja analyysia jatketaan sovittamalla BKT/capita ja tulo-osuus malliin differenssimuotoisina sarjoina, jotka molempien muuttujien kohdalla osoittautuvat stationaarisiksi.

Granger-kausaliiteetti -testien tulokset ovat päinvastaisia kuin tuoreen havaintojakson analyysissä. Tuloerojen muutos näyttää Granger-kausaliisoivan talouskasvua jopa $0,1$ prosentin merkitsevyystasolla, kun taas talouskasvulla ei näytä olevan ennustevoimaa tuloerojen muutoksen käyttäytymiseen. Varianssihajotelmat antavat jälleen koko havaintoaineiston kattavaan analyysiin verrattuna vahvempia tuloksia muuttujien välisestä relaatiosta. Talouskasvushokki näyttää tämän havaintojakson kohdalla selittävän toisesta periodista eteenpäin $2,5$ prosenttia tuloerojen muutoksen vaihtelusta. Shokki tuloerojen muutoksessa selittää puolestaan noin neljä prosenttia talouskasvun vaihtelusta toisesta periodista lähtien.

Impulssivastetulokset eivät sen sijaan merkittävästi eroa perusmallista. Tuloeroshokin efekti on volyymiltaan samansuuntainen, mutta hieman voimakkaampi. Talouskasvushokin vaikutus tuloerojen muutokseen on perusmalliin tapaan neutraali.

Perusmallin tulokset eivät näytä olevan riippuvaisia siitä, jaotellaanko maita inhimillisen pääoman, investointiasteen, säästämisasteen, julkisen velka-suhteen tai budjetin perusjäämän tason mukaan. Sen sijaan tulokset muuttuvat, jos tarkastelu keskitetään vain viimeisen 30 vuoden ajanjaksolle. Näyttää siltä, että viime vuosikymmeninä havaittu tuloerojen kasvu on ainakin jossain määrin talouskasvun ajamaa, kun taas perusmallissa ja muissa osaotostarkasteluissa efekti näyttäisi olevan neutraali. Tuloerojen nousun vaikutus talouskasvuun uusimmalla havaintojaksolla näyttää säilyvän perusmallin mukaisena.

Tämän työn kontekstissa ei ole tarpeen pureutua syvällisesti siihen, mitkä tekijät talouskasvun ohella ovat muovanneet tuloerojen kehityskulkua. Työn motiivina on kuvata, kuinka ylimmän persentiilin tulo-osuus ja BKT/capita ovat kehittyneet nimenomaan toisistaan riippuen. Se, onko tuloerojen kehittymisen takana globaalit muutokset politiikkatoimissa, laajemmat institutionaaliset muutokset, rahoitusmarkkinoiden vapautuminen vai kenties se, että ajanjakso 1900-luvun puolivälin tienoilta 1970-luvun loppuun olikin yleisemmin vain poikkeava periodi perusluonteeltaan epätasa-arvoisessa maailmassa (Piketty ja Goldhammer, 2014), on toisen projektin tehtävä.

5.1.3 PVAR-mallin laajentaminen lisämuuttujilla

PVAR-esitystä voidaan täydentää lisämuuttujilla joko endogeenisesti asettamalla täydentävälle muuttujalle oma selitysyhtälönsä tai eksogeenisesti, jolloin lisämuuttuja esiintyy vain eksogeenisena kontrollina talouskasvun ja tuloerojen muutoksen selitysyhtälöissä. Mallia voidaan luonnollisesti laajentaa lisäämällä siihen useita varsinaisia selitysyhtälöitä ja eksogeenisia kontrolleja. Mallin monimutkaistamisen kustannuksena on kuitenkin tilastollisen tehokkuuden heiken-

tyminen sekä kunkin lisämuuttujan roolin hämärtyminen taloudellisessa tulkin-
nassa. Tässä työssä täydentävä analyysi suoritetaan laajentamalla tuloerojen
muutoksen ja talouskasvun yhteyden lyhyen aikavälin relaatiota kuvaavaa par-
simoonista yhden viiveen PVAR-mallia yhdellä lisämuuttujalla kerrallaan.
PVARX-malli on muotoa:

$$(17) \quad \begin{aligned} grgdp_t &= \beta_{10} + \beta_1 grgdp_{t-1} + \alpha_1 gtop1_{t-1} + \varphi X_t + u_{1t} \\ gtop1_t &= \beta_{20} + \beta_2 gtop1_{t-1} + \alpha_2 grgdp_{t-1} + \varphi X_t + u_{2t} \end{aligned}$$

missä X_t kuvaa eksogeenista muuttujaa ja φ sen parametriestimaattia.

Eksogeenisen muuttujan sisältävää esitystä kutsutaan tyypillisesti PVARX-
malliksi. Myös eksogeenisten muuttujien täytyy olla stationaarisia sarjoja.
Epästationaarisiksi havaitut inhimillisen pääoman ja velkasuhteen mittarit lue-
taan malliin differenssimuotoisina ja stationaariseksi havaittu budjetin perus-
jäämä tasosarjana. Investointi- ja säästämisasteen paneelilyksikköjuuritestit antoi-
vat viitteitä sarjojen trendistationaarisuudesta, mutta tulosten ristiriitaisuuden
vuoksi sovitusta pyritään näille lisämuuttujille tekemään niin taso- kuin differens-
sisarjoille.

Taulukossa 9 esitetään kunkin PVARX-esityksen GMM-estimointien tulok-
set. Inhimillisen pääoman ja velkasuhteen muutoksilla täydennetyt mallit tuke-
vat perusmallin mukaisia tuloksia siitä, että Granger-kausalliteetti kulkisi nimen-
omaan tuloerojen muutoksesta talouskasvuun. Perusjäämällä kontrolloidussa
mallissa Granger-kausalliteettia ei puolestaan havaita kumpaankaan suuntaan
edes kymmenen prosentin merkitsevyystasolla.

Yritys täydentää PVAR-mallia säästämis- ja investointiasteen tasosarjoilla
ei tuota tulkittavia tuloksia rikkoen stabiiliusvaatimuksen. Tämä antaa viitteitä
siitä, etteivät sarjat olisi stationaarisia. Sarjojen muutoksilla täydennetyt esitykset
puolestaan tarjoavat ristiriitaista evidenssiä. Investointiasteen muutoksella kont-
rolloidussa mallissa Granger-kausalliteetti näyttää kulkevan tuloerojen muutok-
sesta talouskasvuun viiden prosentin merkitsevyystasolla ja säästämisasteella

kontrolloidussa mallissa Granger-kausaliiteetti vaikuttaa kulkevan toisin päin kymmenen prosentin merkitsevyystasolla.

Taulukko 9 PVARX, GMM-estimointi

PVAR-perusmalli, GMM-estimointi | Havaintoperiodi: 1951-2010

selitettävä selittäjä	kerroin	keskivirhe	z	p-arvo	95 % luottamusväli	
grgdpcap						
grgdpcap, viive 1	0.44	0.09	4.73	0.00	0.26	0.63
gtop1, viive 1	0.04	0.02	2.03	0.04	0.00	0.07
gtop1						
grgdpcap, viive 1	-0.15	0.10	-1.50	0.13	-0.35	0.05
gtop1, viive 1	-0.07	0.11	-0.61	0.54	-0.27	0.14

PVARX Inhimillisen pääoman muutos (ghc), GMM-estimointi | Havaintoperiodi: 1951-2010

selitettävä selittäjä	kerroin	keskivirhe	z	p-arvo	95 % luottamusväli	
grgdpcap						
grgdpcap, viive 1	0.42	0.09	4.48	0.00	0.24	0.61
gtop1, viive 1	0.04	0.02	2.11	0.04	0.00	0.08
ghc	1.18	0.34	3.46	0.00	0.51	1.86
gtop1						
grgdpcap, viive 1	-0.14	0.10	-1.40	0.16	-0.32	0.05
gtop1, viive 1	-0.07	0.11	-0.63	0.53	-0.28	0.14
ghc	-1.26	1.02	-1.23	0.22	-3.25	0.74

PVARX Investointiasteen muutos (ggfcf), GMM-estimointi | Havaintoperiodi: 1972-2010

selitettävä selittäjä	kerroin	keskivirhe	z	p-arvo	95 % luottamusväli	
grgdpcap						
grgdpcap, viive 1	0.30	0.07	4.27	0.00	0.16	0.44
gtop1, viive 1	0.02	0.01	2.26	0.02	0.00	0.04
ggfcf	0.18	0.03	6.00	0.00	0.12	0.24
gtop1						
grgdpcap, viive 1	-0.11	0.22	-0.51	0.61	-0.55	0.32
gtop1, viive 1	-0.10	0.13	-0.80	0.42	-0.35	0.15
ggfcf	0.19	0.11	1.79	0.07	-0.18	0.40

PVARX Säästämisasteen muutos (gsaving), GMM-estimointi | Havaintoperiodi: 1978-2010

selitettävä selittäjä	kerroin	keskivirhe	z	p-arvo	95 % luottamusväli	
grgdpcap						
grgdpcap, viive 1	0.38	0.06	6.27	0.00	0.26	0.50
gtop1, viive 1	0.01	0.01	0.97	0.33	-0.01	0.03
gsaving	0.18	0.02	8.92	0.00	0.14	0.21
gtop1						
grgdpcap, viive 1	0.35	0.20	1.77	0.08	-0.04	0.75
gtop1, viive 1	-0.14	0.14	-1.01	0.31	-0.40	0.13
gsaving	0.11	0.09	1.25	0.21	-0.06	0.28

PVARX Velkasuhteen muutos (gpd), GMM-estimointi | Havaintoperiodi: 1954-2010

selitettävä selittäjä	kerroin	keskivirhe	z	p-arvo	95 % luottamusväli	
grgdpcap						
grgdpcap, viive 1	0.44	0.09	4.50	0.00	0.25	0.63
gtop1, viive 1	0.03	0.02	1.91	0.05	-0.00	0.07
gpd	-0.01	0.01	-1.02	0.31	-0.02	0.01
gtop1						
grgdpcap, viive 1	-0.13	0.11	-1.24	0.21	-0.35	0.08
gtop1, viive 1	-0.09	0.12	-0.72	0.47	-0.32	0.15
gpd	-0.01	0.02	-0.34	0.74	-0.04	0.02

PVARX Perusjäämä (pb), GMM-estimointi | Havaintoperiodi: 1953-2010

selitettävä selittäjä	kerroin	keskivirhe	z	p-arvo	95 % luottamusväli	
grgdpcap						
grgdpcap, viive 1	0.38	0.10	3.71	0.00	0.18	0.59
gtop1, viive 1	0.03	0.2	1.47	0.14	-0.01	0.60
pb	0.00	0.00	3.01	0.00	0.00	0.01
gtop1						
grgdpcap, viive 1	-0.15	0.13	-1.14	0.25	-0.41	0.11
gtop1, viive 1	-0.09	0.11	-0.81	0.42	-0.30	0.12
pb	0.00	0.01	0.18	0.86	-0.02	0.02

grgdpcap = BKT/capitan muutos, gtop1 = ylimmän persentiilin tulo-osuuden muutos

kerroin = kunkin viiveen parametriestimaatti, keskivirhe = kutakin estimaattia vastaava keskivirhe

z = z-testin arvo, p-arvo = z-testiä vastaava p-arvo

PVAR-estimoinnin varianssihajotelmat eivät tarjoa evidenssiä siitä, että muuttujiin kohdistuvat shokit vaikuttaisivat toistensa vaihteluun. Impulssivaste kuvaajien tulokset eivät poikkea perusmallista muutoin kuin tuottaen osassa esityksistä entistäkin laajemmat tilastolliset luottamusvälit. Vain säästämisasteella kontrolloitu malli antaa edes heikkoja viitteitä siitä, että talouskasvushokki saattaisi hieman kiihdyttää tuloerojen muutosta. Kaikki hajotelmataulukot ja impulssivasteet löytyvät työn liitteistä.

Uuden selitysyhtälön lisäämisessä malliin tulee olla tarkkana siinä, kuina muuttujat malliin asetetaan. Perusmallin spesifioinnin yhteydessä esitelty logiikka tuloerojen ja BKT/capitan osalta pätee edelleen, mutta täydentävien muuttujien lisääminen malliin on tarpeen sovittaa eri järjestyskombinaatioin. Näin ollen malleja syntyy kolme kutakin lisämuuttujaa kohti. Koska myös tässä yhteydessä on vielä syytä sovittaa investointi- ja säästämisasteet esitykseen sekä tasoina että differensseinä, on lisämuuttujia seitsemän kappaletta ja yhteensä malleja tulee siis olemaan 21 kappaletta.

Mallien suuren määrän vuoksi edeltävissä analyyseissa hyödynnettyä taulukointilähestymistapaa ei tässä yhteydessä jatketa. Estimointien tulosten esittely toteutetaan toteamalla, mitkä malleista noudattavat perusmallin kaavaa, ja mitkä puolestaan tuottavat perusmallista poikkeavia tuloksia.

Ensimmäinen havainto on se, ettei malli, johon säästämisaste lisätään tasoina, täytä stabiiliusvaatimusta toisin kuin investointiasteen tasosarja. Näin ollen investointiaste sovitetaan systeemiin niin tasoina kuin differenssinä ja säästämisaste vain differenssisarjana.

Ainoastaan säästämisasteen muutoksen selitysyhtälöllä täydennetty PVAR-systeemi tuottaa perusmallista eroavia tuloksia BKT/capitan ja ylimmän persentiilin tulo-osuuden välisestä yhteydestä. Ensinnäkin, kiinnostuksen kohteena olevien muuttujien välinen Granger-kausalliteetti näyttää kulkevan päinvastoin kuin perusmallissa: talouskasvusta tuloerojen muutokseen viiden prosentin merkitsevyystasolla, kun taas toiseen suuntaan yhteys voidaan hyväksyä vasta 20 prosentin tasolla.

Impulssivastetuloksien mukaan tuloerojen muutoksen efekti BKT/capitaan on perusmallin kaltainen. Granger-kausaliiteetti -tulos asettaa impulssivasteiden tulkinnan kuitenkin kyseenalaiseksi. Talouskasvushokki sen sijaan vaikuttaa perusmallista poiketen tuloeroihin niitä kohottaen. 95 prosentin luottamusvälin alaraja tälle efektille on nollassa ja yläraja noin viidessä prosentissa. Varianssihajotelmien mukaan talouskasvushokki selittää tuloerojen vaihtelusta toisesta periodista eteenpäin noin 3,5 prosenttia.

Perusmallin tulokset näyttävät olevan tuloerojen nousun kasvua tukevan efektin osalta robusteja sille, kuinka PVAR-esitystä täydennetään. Säästämissasteen muutoksen lisääminen systeemiin endogeenisena muuttujana sen sijaan muokkaa tuloksia sen suhteen, kuinka talouskasvu vaikuttaa tuloeroihin. Täydennetyin mallin mukaan talouskasvu nostaa tuloeroja koko havaintojaksolla eikä vain viimeisen kolmen vuosikymmenen kohdalla, kuten ainoastaan tulo-osuus ja BKT/capita -muuttujien muodostamassa PVAR-mallissa.

5.2 Yhteisintegraatio ja PDOLS-estimointi

Koska tuloerojen ja taloudellisen aktiviteetin välinen relaatio nähdään tyypillisesti pitkän tai hyvin pitkän aikavälin ilmiönä (Banerjee ja Duflo 2003, Piketty ja Saez 2013, Piketty ja Zucman 2014), on tarpeen jatkaa analyysia lyhyen aikavälin dynamiikkaa kuvaavasta PVAR-mallinnuksesta pitkän aikavälin tarkasteluihin.

Ylimmän persentiilin tulo-osuus ja BKT/capita näyttävät paneeliyksikköjuuritestien mukaan olevan epästationaarisia prosesseja, ja niiden välille voidaan näin ollen pyrkiä sovittamaan yhteisintegraatiorelaatiota ja virheenkorjausmallia (Engle ja Granger 1987). Yhteisintegraatiotesteinä hyödynnetään Pedronin (1999, 2001, 2004) seitsemästä testistä koostuvan residuaalipohjaisen proseduurin ohella Westerlundin (2007) neljän testin kehikkoa, joka rakentuu virheenkorjausesityksen pohjalle. Pedronin testien käytännön toteutuksessa seurataan Nealin

(2014) lähestymistapaa, joka tarjoaa Statan käyttäjälle `xtpedroni`-komennon testausten läpiviemiseksi. Westerlundin proseduurin toteutuksessa puolestaan hyödynnetään Persynin ja Westerlundin (2008) esittämää `xtwest`-komentoa.

Koko havaintoaineiston kattavassa yhteisintegraatiotarkastelussa huomio tulee olemaan Pedronin kehikossa, joka ei aseta rajoitteita regressorin eksogeneisuudelle. Tämä ominaisuus on suotavaa, sillä tuloerojen ja talouskasvun välisessä relaatiossa kausaalisuuden voidaan olettaa olevan simultaanista.

Pedronin testit viedään läpi hyödyntäen yhteisiä aikadummy-muuttujia sekä ilman niitä. Jälkimmäinen vaihtoehtoista sopii tilanteeseen, jossa keskiarvoistamisen yli poikkileikkausyksiköiden pelätään vaikuttavan yhteisintegraatiorelaation löytymiseen tai tilanteeseen, jossa poikkileikkausyksiköiden havaintojen käyttäytymisessä on merkittäviä eroja. Monimutkaisempaa poikkileikkausyksiköiden välistä riippuvuutta testeissä ei kyetä kontrolloimaan. Testaamisessa yhteisintegraatiosuhteessa sallitaan deterministinen trendi.

Viiverakenne määritetään Akaiken informaatiokriteerin perusteella, jonka rajoittaminen eri maksimiviivein ei näytä vaikuttavan tuloksiin. Testiproseduri itsessään ei raportoiv viiverakennetta. Maksimiviiverakenne testin pitkän aikavälin varianssin määrittämiseksi asetetaan viiteen viiveeseen. Valinta on kompromissi testaamisen parsimoonisuuden ja muuttujien välisen dynamiikan kannalta riittävän pitkän viiverakenteen väliltä. Tulokset eivät ole sensitiivisiä tämän valinnan suhteen. Nollahypoteesina testiasetelmassa on "ei yhteisintegraatiota" ja testistatistiikat on normalisoitu siten, että ne noudattavat normaalijakaumaa.

Näyttää siltä, että asetettaessa ylimmän persentiilin tulo-osuus regressoitavaksi muuttujaksi y , yhteisintegraatiorelaatio löytyy, jos testauksessa käytetään yhteisiä aikadummyja. Testiasetelman ollessa käänteinen yhteisintegraatiorelaatio näyttää vallitsevan, kun testaus tehdään ilman yhteisiä dummy-muuttujia. Regressoitaessa BKT/capitaa tuloeromittarilla näyttää siis siltä, että poikkileikkauskohtainen vaihtelu tulee sallia yhteisintegraatiorelaation löytymiseksi.

Taulukko 10 Yhteisintegraatiotestit

xtpedroni y - x _i	aika- dummy	havainto- jakso	pooled			
			v	rho	t	adf
top1-rgdpcap	kyllä	1950-2010	0.67	-2.48***	-3.39***	-3.14***
top1-rgdpcap	ei	1950-2010	-1.06	0.56	0.17	0.41
rgdpcap-top1	kyllä	1950-2010	-0.14	0.58	0.68	0.69
rgdpcap-top1	ei	1950-2010	25.85***	-1.60*	-1.42*	-2.34***
xtpedroni y - x _i	aika- dummy	havainto- jakso	group-mean			
			rho	t	adf	
top1-rgdpcap	kyllä	1950-2010	-1.74**	-3.31***	-3.02***	
top1-rgdpcap	ei	1950-2010	0.85	0.38	0.46	
rgdpcap-top1	kyllä	1950-2010	1.32*	1.17	1.12	
rgdpcap-top1	ei	1950-2010	-0.16	-0.55	-1.87**	

Nollahypoteesi: Ei yhteisintegraatiota

Raportoidut luvut ovat testisuureen arvoja,

merkitsevyytasot on ilmaistu tähdin: * 10 %, ** 5 %, *** 1 %

xtwest y - x	havainto- jakso	pooled		group-mean	
		P _t	P _a	P _t	P _a
top1-rgdpcap	1950-1979	0.12	0.14	0.12	0.14
rgdpcap-top1	1950-1979	0.62	0.01	0.62	0.01
top1-rgdpcap	1980-2010	0.00	0.00	0.00	0.00
rgdpcap-top1	1980-2010	0.00	0.00	0.00	0.00

Nollahypoteesi: Ei yhteisintegraatiota

Raportoidut luvut ovat testisuureiden p-arvoja

ja ilmaisevat siten suoraan merkitsevyytason

Westerlundin proseduurin roolina on täydentää tarkastelua tilanteissa, joissa testauksessa ei hyödynnetä koko havaintoaineistoa proseduurin soveltudessa Westerlundin omien simulaatioiden (2007, s. 724-733) mukaan hyvin nimenomaan rajallisen otoskoon tapauksiin. Tämän työn kohdalla xtwest-työkalun

hyödyntäminen mahdollistaa luotettavan osaotoksittaisen analyysin tasaisten (1950-1979) ja kasvaneiden tuloerojen (1980-2010) ajanjaksoille.

Westerlundin lähestymistavassa sallitaan Pedronin testien tavoin deterministinen trendi sekä viiverakenteen määräytyminen Akaiken kriteerin perusteella. Pedronin testistä poiketen viiverakenne tulee raportoiduksi, ja näyttää siltä, että löytyessään yhteisintegraatiorelaatio näyttää vallitsevan neljän viiveen rakenteella.

Muuttujien välinen yhteisintegraatiorelaatio näyttää häviävän, jos tarkastelujaksoksi valitaan tasaisten tuloerojen periodi 1950-1979. Valinta jaon suhteen perustuu graafisen tarkastelun ohella PVAR-analyysin yhteydessä esiteltyjen maakohtaisten Zivot-Andrews -testien tuloksiin. Sen sijaan havaintoaineiston jälkimmäisellä puolikkaalla 1980-2010 nollahypoteesi "ei yhteisintegraatiota" tulee hylätyksi. Graafinen tarkastelu (kuviot 5, 6 ja 7) tukevat yhteisintegraatiotestien antamia tuloksia, sillä silmämääräisesti näyttää siltä, että havaintojakson jälkimmäisellä puolikkaalla BKT/capita ja tulo-osuussarjat seuraavat vahvemmin toinen toisiaan.

Tulokset ovat robusteja aineiston jaottelulle niin tuloerojen tason mukaisen kuin PVAR-analyysistä tutun lisämuuttujaperusteisen ryhmittelyn mukaan. Muuttujien välisen relaation kuvaamiseksi voidaankin siten ryhtyä sovittamaan varsinaisia pitkän aikavälin riippuvuussuhteisiin perustuvia esityksiä.

Pitkän aikavälin mallintaminen suoritetaan paneeliaineistolle sovitetulla dynaamisella pienimmän neliösumman menetelmällä (PDOLS). Estimoinnit tehdään tulosten tulkinnan mielekkyyden vuoksi tasoarvojen (top1, rgdpcap) ohella myös logaritmisia arvoja (top1log, rgdpcaplog) hyödyntäen. Tällöin selittävän muuttujan prosenttien suuruinen muutos saa aikaan beta-kertoimen suuruisen prosentuaalisen muutoksen selitettävässä muuttujassa. Edellä havaitut yhteisintegraatiorelaatiot vallitsevat myös logaritmisten sarjojen kesken.

PDOLS-estimoinnissa viive- ja lead-operaattoreiden määrä on asetettu kahteen. Valinta on yhteisintegraatiotestien tavoin kompromissi parsimoonisen

mutta kuitenkin riittävän dynamiikan sallivan esityksen väliltä. Tulokset eivät näyttäisi olevan merkittävästi herkkiä viive- ja lead-operaattoreiden spesifiointia koskeville valinnoille. Taulukossa 11 esitetään beta-kertoimet ja t-statistiikat niin, että

- 1) ylimmän persentiilin tulo-osuutta selitetään BKT/capitalla, ja niin että
- 2) BKT/capitaa selitetään tulo-osuudella,

ja estimoinnin yhtälömuotoinen esitys on seuraavanlainen:

$$(18) \quad \textit{selitettävä}_{it} = \alpha_i + \beta_i \textit{selittäjä}_{it} + \sum_{j=-2}^2 \gamma_{ij} \Delta \textit{selittäjä}_{i,t-j} + \mu_{it}$$

Koska yhteisintegraatiorelaation löytyminen asetettaessa tulo-osuus selitettäväksi muuttujaksi näytti vaativan yhteisten aikatekijöiden kontrolloimisen, suoritetaan PDOLS-estimointi tulo-osuuden ollessa selitettävänä muuttujana hyödyntäen aikadummyja. Vastaavasti testikehikon ollessa päinvastainen ei yhteisiä aikatekijöitä yhteisintegraatiotestien antamien tulosten perusteella kontrolloida. Analyysi suoritetaan paneelitason ohella myös maakohtaisesti. Näin voidaan arvioida PDOLS-estimoinnin tulosten yleistettävyyttä tutkimalla, kuinka tulokset vaihtelevat maittain.

Analyysi laaditaan sekä koko havaintojaksolle 1950-2010 että periodille 1980-2010. Myöhäisemmän ajanjakson erillinen tarkastelu on mielekästä ainakin kolmesta syystä. Jo graafinen tarkastelu sekä Zivot-Andrews -testit osoittivat ylimmän persentiilin tulo-osuuden käyttäytymisen muutoksen aineiston puolivälin paikkeilla hieman maasta riippuen. Toiseksi, PVAR-analyysissä tehty osaotosanalyysi antoi vahvoja viitteitä siitä, että muuttujien välinen relaatio saattaa olla riippuvainen havaintojaksosta. Kolmanneksi, Westerlundin testien osoittama viesti yhteisintegraatiorelaatiosta suosittaa tutkimaan tätä ajanjaksoa. Lisäksi on tarpeen nostaa esille PDOLS-estimoinnin havaittu soveltuvuus rajallisia otoskokoja koskevaan analyysiin (Kao ja Chiang 2000), mikä antaa tukea sille, ettei osaotosanalyysi ole ainoastaan mielekästä vaan myös estimointiteknisesti hyväksyttävää.

Taulukko 11 PDOLS-estimointi

pdols, xtpedroni			1950-2010 havaintojen lkm: 560		1980-2010 havaintojen lkm: 260	
selitettävä	selittäjä	aikadummy	beta	t-stat	beta	t-stat
top1	rgdpcap	kyllä	0.0004	10.31***	0.0002	4.00***
top1log	rgdpcaplog	kyllä	0.3135	3.60***	0.9585	4.07***
rgdpcap	top1	ei	179.4	2.53***	4155	29.80***
rgdpcaplog	top1log	ei	-0.2702	-0.21	1.03	25.40***

pdols, xtpedroni top1log - rgdpcaplog					pdols, xtpedroni rgdpcaplog - top1log				
1950-2010		1980-2010			1950-2010		1980-2010		
beta	t-stat	beta	t-stat		beta	t-stat	beta	t-stat	
AUS	0.20	1.12	1.13	8.95***	AUS	0.31	0.86	0.08	0.62
CAN	0.27	1.88**	1.42	12.23***	CAN	0.77	1.66**	-0.12	-0.31
DEN	-0.43	-4.68	0.22	3.57***	DEN	-1.51	-5.61	-0.26	-7.08
FRA	-0.08	-1.21	0.50	6.72***	FRA	-3.84	-4.00	0.21	5.74***
JPN	0.25	0.56	0.85	2.48***	JPN	0.56	0.18	-0.25	-4.88
NZL	0.11	0.52	1.08	3.03***	NZL	0.17	0.41	-0.18	-1.12
NOR	0.03	0.19	2.14	25.17***	NOR	0.27	0.50	0.20	9.96***
SWE	-0.13	-0.98	1.10	6.20***	SWE	-0.88	-1.96	-0.16	-0.30
UK	0.49	2.68***	1.36	11.48***	UK	0.58	2.37***	0.34	5.57***
US	0.64	4.83***	1.28	8.10***	US	0.86	4.90***	0.58	1.46*

t-statistiikkojen merkitsevyytasot on ilmaistu tähdin: * 10 %, ** 5 %, *** 1%

viiveiden ja lead-operaattoreiden lkm: 2

top1: ylimmän persentiilin tulo-osuus, top1log: tulo-osuuden logaritmi

rgdpcap: reaalin BKT/capita, rgdpcaplog: BKT/capitan logaritmi

Näyttää siltä, että selitettäessä BKT/capitan logaritmisia arvoja tulo-osuuden logaritmeilla koko havaintoperiodille beta-kerroin ei ole tilastollisesti merkitsevä. Muut parametriestimaateista näyttävät sen sijaan olevan tilastollisesti merkitseviä yhden prosentin merkitsevyytasolla. Koska

muuttujien taso-arvot ovat eri skaalassa, on niitä koskevien PDOLS-estimointien beta-kerrointen tulkinta haastavaa. Näyttää siltä, että vuosina 1950-2010 yhden yksikön suuruinen positiivinen muutos tuloeromittarissa nostaa BKT/capitaa 180 yksiköllä (vuoden 2005 USD). Yhden yksikön suuruinen muutos ylimmän persentiilin tulo-osuudessa on hyvin suuri, yli kymmenen prosenttia suhteessa havaintojakson keskiarvoonsa. BKT/capitan muutos suhteessa keskiarvoonsa on puolestaan mitätön, alle yhden prosentin suuruinen. Ylimmän persentiilin tuloosuudella ei siis näytä juurikaan olevan selitysvoimaa BKT/capitaan koko havaintojaksolla ja koko maapaneelilla.

Selitettäessä tuloeroja BKT/capitalla tarjoaa logaritminen tarkastelu tilastollisen merkitsevyytensä puolesta tulkittavissa olevan tuloksen koko havaintojaksolle. Yhden prosentin suuruinen kasvu taloudellisessa aktiviteetissa näyttää nostavan tuloeroja noin 0,3 prosentilla, ja tulos on merkitsevä yhden prosentin riskitasolla. Koko havaintoaineiston kohdalla tulokset eivät siis anna havaittua muuttujien välistä positiivista korrelaatiota vastaan sotivaa evidenssiä.

Periodille 1980-2010 saadaan parametrien tilastollisen merkitsevyyden osalta mielekkäät prosentuaalisen muutoksen tulkinnat. Jälkimmäisen kolmen vuosikymmenen aikana muuttujien välillä näyttää vallitsevan prosentuaalisesti tarkasteltuna liki pitäen "yksi-yhteen -relaatio". Prosentin suuruinen BKT/capitan muutos saa aikaan 0,96 prosentin suuruisen tulo-osuuden muutoksen, ja prosentin suuruinen muutos tuloeromittarissa aikaansaa 1,03 prosentin suuruisen muutoksen BKT/capitassa. Tulokset ovat tilastollisesti merkitseviä yhden prosentin riskitasolla.

Tulokset ovat siis hyvin erilaisia riippuen siitä, tarkastellaanko ylimmän persentiilin tulo-osuuden ja reaalisen BKT/capitan välistä yhteyttä vuosina 1950-2010 vai jälkimmäisellä puolikkaalla 1980-2010. Vaikuttaa siltä, että muuttujien välisessä relaatiossa on tapahtunut selkeä muutos.

Maakohtaiset tulokset antavat tilastollisesti merkitseviä tuloksia muuttujien välisestä yhteydestä koko havaintojaksolla ainoastaan korkeimpien tuloerojen maissa, eli Yhdysvalloissa, Iso-Britanniassa ja Kanadassa. Tulokset

ovat mielenkiintoisia yhteisintegraatiotestaamisen osalta, sillä testien tulokset eivät ole herkkiä maiden jaottelulle tuloerojen tason mukaan. Maakohtaisten parametriestimaattien puresteella edellä mainituissa kolmessa maassa muuttujien välillä on positiivinen yhteys. Beta-kertoimet ovat arvoiltaan Yhdysvalloissa 0,64, Iso-Britanniassa 0,49 ja Kanadassa 0,27 selitettäessä tuloeromuuttujaa BKT/capitalla; ja 0,86, 0,58 ja 0,77, kun taloudellista aktiviteettia selitetään ylimmän persentiilin tulo-osuudella.

Myöhempiä ajanjaksoja koskevien tulosten perusteella tuloeromuuttuja näyttää selittävän BKT/capitaa vain Ranskassa, Norjassa ja Iso-Britanniassa, joissa yhden prosentin muutos tuloeroissa näyttäisi aiheuttavan BKT/capitassa 0,2 - 0,3 prosentin suuruisen muutoksen. Regressoitaessa tulo-osuutta BKT/capitalla tulokset ovat puolestaan merkitseviä jokaisessa havaintojoukon maassa. Beta-kertoimet vaihtelevat 0,2:n ja 2,1:n välillä ollen pääsääntöisesti hieman yli yhden.

BKT/capitan ja ylimmän persentiilin tulo-osuuden välinen pitkän aikavälin relaatio näyttää siis havaintojoukon maissa kulkevan vahvemmin taloudellisesta aktiviteetista tuloeroihin. Ero näyttää ilmenevän niin paneelitasolla kuin etenkin maakohtaisessa tarkastelussa periodilla 1980-2010.

PDOLS-estimoinnin tulosten mukaan ylimmän persentiilin tulo-osuuden ja BKT/capitan välinen pitkän aikavälin relaatio koko havaintoaineiston kattavassa analyysissä on päinvastainen kuin lyhyen aikavälin dynamiikkaa kuvaavan PVAR-kehikon perusmallissa. Lyhyellä aikavälillä näyttää siltä, että tuloerojen nousu kiihdyttää talouskasvua, kun taas toisin päin relaatio on neutraali. PVAR-malli, jossa analyysia täydennetään säästämisasteella näyttäisi antavan PDOLS-analyysin mukaisia tuloksia talouskasvun vaikutuksesta tuloeroihin.

Lyhyen aikavälin PVAR-estimoinnin osaotosanalyysi, jonka mukaan talouskasvun ja tuloerojen muutoksen välillä on vuosina 1980-2010 positiivinen yhteys kumpaankin suuntaan, antaa yhteisintegraatio- ja PDOLS-tarkastelun kanssa ainakin jossain määrin yhdenmukaisia tuloksia siitä, että relaatiossa on tapahtunut jonkinlainen muutos havaintoaineiston puolivälin tienoilla.

Ensinnäkin, yhteisintegraatiorelaatio $BKT/capitan$ ja tuloeromuuttujan välillä havaitaan jälkimmäisellä periodilla, mutta ei vuosina 1950-1979. Toiseksi, maakohtaisissa PDOLS-estimoinneissa havaittiin $BKT/capitan$ vaikuttavan tilastollisesti merkitsevästi tuloeroihin kussakin havaintojoukon maassa, mikä tukee vahvasti relaation olemassaoloa. Vastaava positiivinen lyhyen aikavälin relaatio on juuri se, joka erottaa tuoreen periodin osaotosanalyysin tulokset koko havaintoaineiston kattavasta PVAR-perusmallista.

Näyttää siis siltä, että $BKT/capitan$ ja ylimmän persentiilin tulo-osuuden välisessä pitkän aikavälin relaatiossa talouskasvulla on rooli siinä, kuinka tulot keskittyvät ylimpään tulopersentiiliin. Näin näyttää olevan kehittyneitä maita edustavassa otoksessa erityisesti korkeiden tuloerojen talouksissa ja kasvavien tuloerojen oloissa. $BKT/capita$ ei sen sijaan näyttäisi määräytyvän yhtä vahvasti tuloerojen ajamana.

Viimeaikaisen empiirisen tutkimuksen mukaan muuttujien välinen relaatio on tämän työn tuloksista poiketen negatiivinen (mm. Alesina ja Rodrik 1994, Person ja Tabellini 1996). Ainakin Barro (2000) ja Forbes (2000) löytävät kuitenkin tämän työn tuloksien kanssa samansuuntaisia tuloksia tutkiessaan talouskasvun ja gini-kertoimen välistä yhteyttä yhdessä koulutuksen, syntyvyyden ja investointien määrän kanssa. Gini-kertoimen nousun talouskasvua tukeva vaikutus näyttää kuitenkin olevan välillinen edellä mainittujen muuttujien kautta.

Tuloksia tulkitessa tulee muistaa, että tuloeromittarina käytettävä ylimmän persentiilin tulo-osuus ei kuvaa koko tulojakauman kehitystä. Mittarin avulla voidaan kuitenkin analysoida sitä, keskittyvätkö talouskasvun hedelmät ylimpään tuloluokkaan ja toisaalta sitä, onko tulojen keskittymisellä vaikutusta kokonaistaloudelliseen aktiviteettiin. Muuttujien välinen kausaaliiteetti mielletään tyyppillisesti lähtökohtaisesti simultaaniseksi. Tämän tutkimuksen mukaan riippuvuussuhde kulkee vahvemmin $BKT/capita$ tulo-osuusmittariin.

Lisäksi riippuvuussuhteen oletaminen lineaariseksi voi aiheuttaa harhaa tuloksiin (Banerjee ja Duflo 2003). Valtaosa empiirisestä kirjallisuudesta lähestyy

relaatiota vastaavalla oletuksella, mikä on pulmallista esimerkiksi silloin, jos tuloerot eri kohdissa tulojakaumaa vaikuttavat talouskasvuun eri tavalla, tai jos muuttujien välinen relaatio vaihtelee riippuen talouskasvun nopeudesta tai tuloerojen tasosta.

Tuloerokirjallisuutta pitkään dominoinut Kuznetsin hypoteesi (Kuznets 1955) ei näyttäisi pätevän tämän havaintojoukon kohdalla. Hypoteesin mukaan tuloeroilla on tapana aluksi kasvaa maan vaurastuessa, mutta korkeilla tulotasoilla tuloerot kääntyvät laskuun. Koska otoksen maat ovat rikkaita länsimaisia talouksia, jotka ovat 1900-luvun jälkimmäisellä puolikkaalla saavuttaneet hyvin korkean tulotason, mutta joissa tuloerot ovat suuressa kuvassa kasvaneet, ei hypoteesi selvästikään tuntuisi pitävän paikkaansa.

Havaittu rajallinen tuloerojen talouskasvua ajava rooli näyttäisi puoltavan perinteistä taloustieteellistä näkemystä siitä, että tuloerot toimivat kannustimena yksilöille ja siten lisäävät taloudellista aktiviteettia. Toisaalta, tuloerojen rooli voi pahimmillaan olla hyppäksenomainen ja aiheuttaa suuriakin mullistuksia siinä vaiheessa, jos köyhien ja keskiluokan sietokyky ylittyy.

Tulosten yleistämisessä tulee olla varovainen tuloeromittariin ja empiiriseen lähestymistapaan liittyvien rajoitteiden lisäksi myös havaintojaksoon liittyvien erityispiirteiden vuoksi. Hyvin pitkällä aikavälillä tarkasteltuna 1900-luku, ja erityisesti ajanjakso 1950-1970, oli äärimmäisen matalien tuloerojen aikakausi. Onkin mahdollista, että ennennäkemättömän suuruiset shokit, kuten kaksi maailmansotaa, ainutlaatuisen mittava progressiivinen verotus ja vahva talouskasvu, loivat ympäristön, jossa muuttujien välinen relaatio on tyystin erilainen verrattuna 2000-lukuun (Piketty ja Goldhammer 2014).

6 JOHTOPÄÄTÖKSET

Tässä pro gradu -työssä on tarkasteltu empiirisesti tuloerojen ja taloudellisen aktiviteetin välistä yhteyttä niin lyhyen kuin pitkän aikavälin ilmiönä. Analyysi täydentää laajaa teeman ympärille keskittynyttä aiempaa kirjallisuutta tarjoamalla uudenlaisen tarkastelukehikon, joka yhdistää vektoriautoregressiivisen paneelimallinnuksen, yhteisintegraatiotarkastelun ja dynaamisen pienimmän neliösumman menetelmän tarjoamat mahdollisuudet vuonna 2011 alkunsa saaneen World Weatlh and Income Database -tietokannan tarjoamaan havaintoaineistoon.

Työssä tarkasteltava havaintoaineisto koostuu kymmenestä kehittyneestä taloudesta ja se ulottuu viime vuosisadan puolivälistä vuoteen 2010. Tuloeroja mitataan ylimmän persentiilin tulo-osuudella kansantalouden kokonaistuloista. Tulomittari sisältää työtulojen, kuten palkkojen, bonuksien, muiden kannustinpalkkioiden sekä osakeoptioiden arvon, lisäksi pääomatulot, kuten osingot ja vuokratuotot. Mittariin ei sisällytetä omaisuuserien arvonnousua. Taloudellisen aktiviteetin mittarina toimii BKT/capita, joka suhteuttaa kunkin kansantalouden kokonaistuotannon talouden populaatioon.

Aiempien tutkimusten perusteella tuloerojen nousu vaikuttavaa aineistosta ja menetelmästä riippuen joko negatiivisesti tai positiivisesti talouskasvuun. Samoin talouskasvulla on nähty olevan niin tuloeroja lisääviä kuin niitä supistavia vaikutuksia. Myös teoreettisen mallinnuksen keinoin on johdettu malleja, jotka tarjoavat erisuuntaisia johtopäätöksiä muuttujien välisestä suhteesta.

Vaikka aiempi kirjallisuus esittää ristiriitaisia tuloksia muuttujien välisestä yhteydestä, on taloustieteilijöiden kesken vallalla laaja konsensus siitä, että taloudellisen aktiviteetin ja tuloerojen välinen relaatio on ennen kaikkea pitkän aikavälin ilmiö. Viime vuosina tutkimusta on kuitenkin pyritty täydentämään myös lyhyen aikavälin dynamiikkaan kantaa ottavalla analyysillä. Tämän työn empiirinen tarkastelu yhdistää nämä kaksi lähestymistapaa.

Tässä työssä muuttujien välistä lyhyen aikavälin relaatiota tarkastellaan vektoriautoregressiivisellä paneelimallinnuksella, jonka avulla tutkitaan, kuinka muutos talouskasvussa vaikuttaa ylimmän persentiilin tulo-osuuden muutokseen, ja kuinka tulo-osuuden muutos vaikuttaa talouskasvuun. Huomio kiinnitetään differenssimuotoisiin sarjoihin, koska sekä BKT/capita että tuloeromuutuja havaittiin epästationaarisiksi prosesseiksi, jolloin tasomuotoinen analyysi tuottaisi harhaisia estimaatteja.

Tulosten perusteella koko havaintojaksolla 1950-2010 talouskasvun vaikutus tuloerojen muutokseen on neutraali, kun taas tuloerojen muutoksen kasvu antaa positiivisen sysäyksen talouskasvuun. Tarkastelun keskittäminen periodille 1980-2010 ei muuta jälkimmäistä tulosta, mutta tällä ajanjaksolla myös talouskasvun vaikutus tuloerojen muutoksen on positiivinen.

Lyhyen aikavälin efektien analyysissä hyödynnettävien impulssivasteiden luottamusvälit osoittautuvat hyvin laajoiksi, minkä vuoksi tuloksia voi tulkita parhaimmillaankin vain suuntaa antavina. Lisäksi muuttujien välinen yhteys tulee tulkita Granger-kausaliiteetiksi eli aikasarjojen kyvyksi ennustaa toistensa arvoja, mikä on tyystin eri asia kuin varsinaisten riippuvuussuhteiden identifiointi. Tarkkojen estimaattien puute ja relaation luonne pitkän aikavälin ilmiönä ohjaavat analyysia vahvasti pitkän aikavälin riippuvuussuhteisiin pohjautuvien menetelmien suuntaan.

BKT/capitan ja ylimmän persentiilin tulo-osuuden välillä havaitaan yhteisintegraatiorelaatio, mikä voi kertoa siitä, että epästationaarisiksi havaitut muuttujat vaihtelevat ajassa toisistaan riippuen. Muuttujien epästationaarinen luonne estää standardien tilastollisten menetelmien, kuten pienimmän neliösumman, hyödyntämisen, mutta relaation tarkastelu on löytynyt yhteisintegraatiorelaation myötä mahdollista. Tässä työssä hyödynnetään luonteeltaan verrattain yksinkertaista, mutta tehokkaaksi havaittua työkalua: dynaamista paneeliaineistolle sovitettua pienimmän neliösumman menetelmää, jossa selitettävää muuttujaa selittää selittävän muuttujan tämän hetken arvojen ohella myös selittäjän viiveillä ja tulevilla arvoilla.

Pitkällä aikavälillä talouskasvu näyttää vaikuttavan koko havaintojoukossa koko havaintoajanjaksolla voimakkaammin ylimmän persentiilin tulo-osuuteen kuin mitä muutos tuloeromittarissa vaikuttaa talouskasvuun. Talouskasvu näyttää nostavan tuloeroja, kun taas tuloerojen muutoksen efektistä BKT/capitaan ei voi tehdä tarkkoja johtopäätöksiä. Maakohtaisten dynaamisen pienimmän neeliösumman estimointitulosten mukaan muuttujien välinen positiivinen relaatio vallitsee kumpaankin suuntaan Yhdysvalloissa, Kanadassa ja Iso-Britanniassa. Nämä kolme maata erottuvat aineistosta kolmena maana, joissa tuloerot ovat kaikkein suurimmat.

Tarkastelu vuosien 1980-2010 aineistolla kertoo paneeliestimoinnissa siitä, että tuloerojen ja talouskasvun välillä on vallinnut kyseisinä vuosina positiivinen relaatio kumpaankin suuntaan. Maakohtainen tarkastelu puolestaan antaa hätkähdyttävän voimakkaan tuloksen, jonka mukaan talouskasvu on vaikuttanut positiivisesti ylimmän persentiilin tulo-osuuksiin jokaisessa havaintojoukon maassa yhden prosentin merkitsevyytasolla.

Lyhyen ja pitkän aikavälin tarkastelut antavat toisiinsa nähden poikkeavia tuloksia siitä, kuinka muuttujat vaikuttavat toinen toisiinsa. Relaation luonteen ja vektoriautoregressiiviseen analyysiin liittyvien puutteiden vuoksi tulee lyhyen aikavälin tulosten tulkinnassa ja yleistämisessä olla hyvin varovainen. Sen rooli on pitkän aikavälin analyysia täydentävä ja sen avulla voidaan työssä esitellyin rajoittein pohtia, kuinka yllättävä tulonjaollinen tai kokonaistuotantoon kohdistuva shokki vaikuttaa muuttujien väliseen yhteyteen.

Talouskasvun rooli tuloerojen kasvussa näyttäytyy siis kehittyneiden rikkaiden talouksien havaintoaineistossa erityisen vahvana korkeiden tuloerojen maissa ja kasvavien tuloerojen oloissa. Poliittiset päätöksentekijät kohtaavat tämänkaltaisissa olosuhteissa valintatilanteen korkeiden tuloerojen ja korkean taloudellisen hyvinvoinnin sekä sosiaalisen oikeudenmukaisuuden ja matalamman BKT/capita -tason välillä, jos oletetaan ylimmän persentiilin maltillisen suhteellisen tulotason ja korkean kokonaistaloudellisen aktiviteetin olevan tavoiteltavia asioita.

Tämä pro gradu -työ ei keskity ainoastaan sosiaalisen oikeudenmukaisuuden analyysiin, vaan ylimmän persentiilin tulo-osuuden ja taloudellisen aktiiviteetin väliseen yhteyteen, joten työssä ei varsinaisesti syvennyttä tulonjaollisiin politiikkatoimiin ja toimien vaikutuksiin tämän työn keskeisiin muuttujiin. Sen sijaan on tarpeen lyhyesti pohtia minkälainen tätä tarkastelua täydentävä tutkimus voisi tuottaa kattavaa politiikkatoimia tukevaa evidenssiä.

Tulonjaollisten toimien vaikutuksen mittaaminen on kaksitahoinen kysymys. Olisi hyvin mielenkiintoista perehtyä siihen, kuinka tulonjaolliset toimet vaikuttavat talouskasvuun, ja millaisia vaikutuksia niillä on varsinaiseen kohteeseensa eli tuloerojen tasaamiseen. Lisäksi on tärkeää ottaa kantaa siihen, kuinka tulonjako vaikuttaa ihmisten käyttäytymiseen, ja onko tulonjaollisten toimenpiteiden harmonisointi mahdollista edes homogeenisista maista koostuvien yhteisöjen, kuten Euroopan unionin, sisällä.

Analyysin ulottaminen varallisuuseroihin olisi myös hyvin mielekästä. ”Piketyläisen” lähestymistavan mukainen huoli varallisuuserojen dominoivasta merkityksestä sosiaaliseen oikeudenmukaisuuteen on aihe, jota ei aineiston saatavuuteen liittyvien haasteiden vuoksi ole kyetty tutkimaan kuin hyvin rajallisen maajoukon sisällä. Näyttää kuitenkin siltä, että eri tutkijoiden pioneerityön tuloksena myös varallisuuserojen monipuolinen analysointi on hiljalleen tulossa mahdolliseksi.

LÄHTEET

Aaberge, R. & Atkinson, A.B. 2010. Top Incomes in Norway; in Atkinson, A. B. & Piketty, T. (editors) *Top Incomes: A Global Perspective*, Oxford University Press, chapter 9.

Aaberge, R., Atkinson, A.B. & Modalsli, J. 2013. The ins and outs of top income mobility; Statistics Norway Research Department Discussion Papers n. 762, October.

Abrigo, M.R.M. & Love, I. 2016. Estimation of Panel Vector Autoregression in Stata: a Package of Programs. University of Hawaii at Manoa Department of Economics. Working Paper Series. Working Paper No. 16-2

Acemoglu, D., Johnson, S. & Robinson, J. 2005. Institutions as a Fundamental Cause of Long-Run Growth, in P. AGHION and S. DURLAUF (eds.) *Handbook of Economic Growth*, 1A, Amsterdam: Elsevier, 385-472.

Aghion, P. & Howitt, P. 1992. A Model of Growth through Creative Destruction. *Econometrica* 60(2), 323–351

Aghion, P. & Bolton P. 1997. A Theory of Trickle-Down Growth and Development. *The Review of Economic Studies*, Vol. 64, No. 2 (Apr, 1997), 151-172

Aghion, P., Caroli, E. & Garcia-Penalosa, C. 1999. Inequality and Economic Growth: The Perspective of the New Growth Theories. *Journal of Economic Literature* 37 (December): 1615-1660

Alesina, A. & Rodrik, D. 1994. Distributive Politics and Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*. Vol. 109, No. 2 (May 1994), pp. 465-490

Anderson, E., Jalles D'Orey, M. A., Duvendack, M. & Esposito, L. 2016. Does Government Spending Affect Income Inequality? *Journal of Economic Surveys*. doi:10.1111/joes.12173

Angrist, J.D. & Pischke, J.-S. 2009. *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton: Princeton University Press.

Arellano, M. & Bover, O. 1995. Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Model. *Journal of Econometrics* 68. 1995. pp. 29-51

Atems B. & Jones J. 2015. Income Inequality and Economic Growth: a Panel VAR Approach. *Empir Econ* (2015) 48: 1541. doi:10.1007/s00181-014-0841-7

Atkinson, A.B. & Brandolini A. 2001. Promise and Pitfalls in the Use of "Secondary" Data-Sets: Income Inequality in OECD Countries as a Case Study. *Journal of Economic Literature*, Vol. 39, No. 3 (Sep, 2001), pp. 771-799

Atkinson, A.B. 2007. The Distribution of Top Incomes in the United Kingdom 1908-2000; in Atkinson, A. B. and Piketty, T. (editors) *Top Incomes over the Twentieth Century. A Contrast Between Continental European and English-Speaking Countries*, Oxford University Press, chapter 4.

Atkinson, A.B. & Leigh, A. 2007. The Distribution of Top Incomes in Australia; in Atkinson, A. B. and Piketty, T. (editors) *Top Incomes over the Twentieth Century. A Contrast Between Continental European and English-Speaking Countries*, Oxford University Press, chapter 7.

Atkinson, A.B. & Leigh, A. 2007. The Distribution of Top Incomes in New Zealand; in Atkinson, A. B. and Piketty, T. (editors) *Top Incomes over the Twentieth Century. A Contrast Between Continental European and English-Speaking Countries*, Oxford University Press, chapter 8.

Atkinson, A.B. & Leigh, A. 2007. Top Incomes in New Zealand 1921-2005: Understanding the Effects of Marginal Tax Rates, Migration Threat and the Macroeconomy. *Review of Income and Wealth*, 54(2): 149-165.

Atkinson A.B., Piketty T. & Saez E. 2011. Top Incomes in the Long Run of History. *Journal of Economic Literature* 2011, 49:1, 3-71

Atkinson, A.B. & Sogaard, Jakob E. (2012). The long-run history of income inequality in Denmark. *Top Incomes from 1870 to 2010*. Mimeo.

Attanasio O., Picci L.M. & Scorcu A.E. 2000. Saving, Growth and Investment: A Macroeconomic Analysis Using a Panel of Countries. *Rev Econ Stat* 82:182-211

Baltagi, B.H. 2013. *Econometric analysis of panel data*, Chichester (Ed. 5), West Sussex: John Wiley & Sons, Inc.

Banerjee, A.V. & Duflo, E. 2003. Inequality and Growth: What Can the Data Say? *Journal of Economic Growth* (2003), Vol. 8

Barro, R.J. 1997. *Determinants of Economic Growth, A Cross-Country Empirical Study*, Cambridge MA: MIT Press

Barro, R.J. 2000. Inequality and Growth in a Panel of Countries. *Journal of Economic Growth*, 5(1), 5-32.

Barro, R.J. & Lee, J.-W. 2012. A New Set of Educational Attainment in the World, 1950-2010. barrolee.com

Bertrand M. & Morse A. 2013. Trickle-down Consumption. NBER Working Paper No. 18883

Bordo, M. & Meissner, C. 2012. Does Inequality Lead to a Financial Crisis? *Journal of International Money and Finance, Elsevier*, vol. 31(8), pages 2147-2161

Breitung, J. 2000. The local power of some unit root tests for panel data In B.H. Baltagi (ed) *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels, Advances in Econometrics*, vol 15, 161-178 JAI

Brooks, C. 2008. *Introductory Econometrics for Finance, 2nd Edition*. Cambridge University Press.

Clark, T.E. & Ravazzolo, F. 2012. The Macroeconomic Forecasting Performance of Autoregressive Models with Alternative Specifications of Time-Varying Volatility. *Norges Bank Research* 09-2012

Cowell, F., A. 2009. *Measuring Inequality*, December. LSE Perspectives in Economic Analysis, Oxford University Press.

Cuckierman, A. & Meltzer, A. 1989. A Political Theory of Government Debt and Deficits in a Neo-Ricardian Framework. *American Economic Review*, 79 (4), pp. 713-732.

Davtyan, K. 2016. Interrelation among Economic Growth, Income Inequality, and Fiscal Performance: Evidence from Anglo-Saxon Countries, 2016, *Review of Public Economics*, 217 (2), pp. 37-66

Deininger, K. & Squire, L. 1998. New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth. *Journal of Development Economics* Vol. 57 (1998) 259-287

Dickey D.A. & Fuller W.A. 1979. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431

Dynan K., Skinner J. & Zeides S. 2004. Do the Rich Save More? *Journal of Political Economy*, Vol. 112, No. 2, 2004

Engle R.F. & Granger C.W.J. 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2 (Mar, 1987), 251-276

Fuller W.A. 1976. *Introduction to Statistical Time Series*, New York John Wiley

Forbes, J.K. 2000. A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth. *American Economic Review*, 90(4), 869-887.

Gallup J.L. 2012. Is There a Kuznets Curve? Working paper. Portland State University

Gallup J.L. 2012. The Global Convergence of Income Distribution. Working paper Portland State University

Galor O. & Zeira J. 1993. Income Distribution and Macroeconomics. *The Review of Economic Studies*, Volume 60, Issue 1 (Jan, 1993), 35-52

Goes, C. 2016. Testing Piketty's hypothesis on the Drivers of Income Inequality: Evidence from Panel VARs with Heterogeneous Dynamics. IMF Working Paper, Western Hemisphere Department, August 2016.

Hadri, K. 2000. Testing for stationarity in heterogeneous panels. *The Econometrics Journal* 3, 148-161.

Harris, R. D. F. & Tzavalis, E. 1999. Inference for unit roots in dynamic panels where the time dimension is fixed. *Journal of Econometrics* 91: 201-226.

Harrod, R.F. 1939. An Essay in Dynamic Theory, *The Economic Journal*, Vol. 49, No. 193 (Mar., 1939), 14-33

Im, K., M. H. Pesaran, & Y. Shin (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics* 115, 53-74.

Kaldor N. 1955. Alternative Theories of Distribution. *The Review of Economic Studies*, Vol. 23, No. 2 (1955 - 1956), pp. 83-100

Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 65(1), 9-15

Kao, C. & Chiang, M.H. 2000. On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. *Advances in Econometrics* 15, 179-222

Kumhof, M. & Ranciere, R. 2010. Inequality, Leverage and Crises. IMF Working Paper, November 2010

Kuznets, S. 1955. Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, March 1955, Number One.

Kwiatkowski, D., Phillips, P.C.B., Schmidt, P. & Yongcheol, S. 1992. Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against The Alternative of A Unit Root. How Sure Are We That Economic Time Series Have Unit Root? *Journal of Econometrics* 54(1-3): 159-178. October 1992.

Landais, C. 2007. Les Hauts Revenus en France 1998-2006. Une Explosion des Inégalités? Paris School of Economics Working Paper.

Larch, M. 2010. Fiscal Performance and Income Inequality: Are Unequal Societies More Deficit-Prone? Some Cross-Country Evidence. *European Economy - Economic Papers 2008 - 2015*, Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission

Levin, A., C.-F. Lin, & C.-S. J. Chu (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics* 108, 1-24.

Malinen, T. 2012. Estimating the Long-Run Relationship Between Income Inequality and Economic Development. *Empirical Economics*, 42(1), 209-233.

McNees, S.K. 1986. Forecasting Accuracy of Alternative Techniques: A Comparison of US Macroeconomic Forecasts. *Journal of Business and Economic Statistics* 4, 1986, pp. 5-23

Moriguchi, C. & Saez, E. 2010. The Evolution of Income Concentration in Japan 1886-2005; in Atkinson, A. B. and Piketty, T. (editors) *Top Incomes: A Global Perspective*, Oxford University Press, chapter 3, pp. 76-170.

Neal, T. 2013. Using Panel Co-Integration Methods To Understand Rising Top Income Shares. *Economic Record*, Vol. 89, No. 284, March 2013, pp. 83-98

Neal, T. 2014. Panel cointegration analysis with xtpedroni. *The Stata Journal* (2014) 14, No. 3, pp. 684-692

Pedroni, P. 1999. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61: 653 - 670.

Pedroni, P. 2001. Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics* 83: 727-731.

Pedroni, P. 2004. Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory* 20: 597-625.

Persson T. & Tabellini G. 1994. Is Inequality Harmful for Growth? *The American Economic Review*, Vol. 84, No. 3 (Jun, 1994), pp. 600-621

Persyn, D. and J. Westerlund. 2008. Error Correction Based cointegration Tests for Panel Data. *Stata Journal* 8 (2), 232-241.

Phillips, P.C.B. & Perron, P. 1988. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika* Vol. 75, No. 2 (Jun., 1988), pp. 335-346

Piketty, T. 2001. *Les Hauts Revenus en France au 20ème siècle*. Paris: Grasset, 807 pp. Piketty, T. 2007. Income, Wage and Wealth Inequality in France 1901-1998; in Atkinson, A. B. & Piketty, T. (editors) *Top Incomes over the Twentieth Century. A Contrast Between Continental European and English-Speaking Countries*, Oxford University Press, chapter 3.

Piketty, T. & Saez, E. 2007. Income and Wage Inequality in the United States 1913-2002; in Atkinson, A. B. and Piketty, T. (editors) *Top Incomes over the Twentieth Century. A Contrast Between Continental European and English-Speaking Countries*, Oxford University Press, chapter 5.

Piketty, T. & Saez E. 2013. Top Incomes and the Great Recession: Recent Evolutions and Policy Implications. *IMF Economic Review*. Vol. 61, No 3, 2013.

Piketty, T. & Goldhammer, A. 2014. *Capital in the twenty-first century*. Cambridge Massachusetts: The Belknap Press of Harvard University Press.

Piketty, T. & Zucman G. 2014. Capital is Back: Wealth-Income Ratios in Rich Countries 1700-2010. *Quarterly Journal of Economics*, May 2014.

Psacharopoulos, G. 1994. Returns to Investment in Education: A Global Update. *World Development*, Vol. 22, No. 9, pp. 1325-1343

Reinhart, C. M. & Rogoff, K. S. 2010. Growth in a Time of Debt (Digest Summary). *American Economic Review*, Vol. 100, No. 2 (May 2010), pp. 573-578.

Roine, J. & Waldenström, D. 2010. Top Incomes in Sweden over the Twentieth Century; in Atkinson, A. B. and Piketty, T. (editors) *Top Incomes: A Global Perspective*, Oxford University Press, chapter 7.

Roland, G. 2014. *Development Economics*. Pearson Education, Inc.

- Saez, E. & Veall, M. 2007. The Evolution of High Incomes in Canada 1920-2000; in Atkinson, A. B. and Piketty, T. (editors) *Top Incomes over the Twentieth Century. A Contrast Between Continental European and English-Speaking Countries*, Oxford University Press, chapter 6.
- Saikkonen, P. 1991. Asymptotically Efficient Estimation of Cointegration Regressions. *Econometric Theory*, Cambridge University Press, vol. 7(01), pages 1-21, March.
- Sims, C.A. 1980. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, January, pp. 1-48
- Solow, R. M. 1956. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *Quarterly Journal of Economics* 70, February, pp. 65-94.
- Stiglitz J.E. 2012. *The Price of Inequality: How Today's Divided Society Endangers Our Future*. New York, W.W. Norton & Co.
- Stock, J.H. & Watson, M.W. 1993. A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, Vol 61, No. 4 (July 1993), 783-820
- Swan T.W. 1956. Economic growth and capital accumulation. *Economic record*, 32, 334-361
- Tabellini, G. 1991. The Politics of Intergenerational Redistribution, *Journal of Political Economy*, Vol. 99, No. 2: 335-357.
- Vinod T., Yan W. & Xibo F. 2001. *Measuring Education Inequality: Gini Coefficients of Education* (January, 2001). World Bank Policy Research Working Paper No. 2525
- Veall, M. 2010. *Top Income Shares in Canada: Updates and Extensions*; McMaster University, Department of Economics, mimeo
- Veall, M. 2012. Top income shares in Canada: recent trends and policy implications; *Canadian Journal of Economics*, 45(4): 1247-1272.
- Wang, Z. & Bessler, D.A. 2004. Forecasting Performance of Multivariate Time Series Models with Full and Reduced Rank: An Empirical Examination. *International Journal of Forecasting* 20, 2004, pp. 683-695
- Weil, D.N. 2009. *Economic Growth*. Pearson Education, Inc. Pearson Addison Wesley

Westerlund, J. 2007. Testing for Error Correction in Panel Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69, 6 (2007) 0305-9049

Zivot, E. & Andrews, D.W.K. 1992. Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 10, No. 3 (Jul 1992), pp. 251-270

LIITTEET

Liitetaulukko 1 Kahden viiveen PVAR, GMM-estimointi

PVAR, GMM-estimointi

selitettävä selittäjä	kerroin	keskivirhe	z	p-arvo	95 % luottamusväli	
grgdpcap						
grgdpcap, viive 1	0.40	0.09	4.49	0.00	0.22	0.57
grgdpcap, viive 2	0.13	0.06	2.19	0.03	0.01	0.23
gtop1, viive 1	0.03	0.02	1.39	0.17	-0.01	0.06
gtop1, viive 2	-0.03	0.02	-1.39	0.16	-0.07	0.01
gtop1						
grgdpcap, viive 1	-0.09	0.10	-0.87	0.39	-0.28	0.11
grgdpcap, viive 2	-0.17	0.11	-1.63	0.10	-0.38	0.04
gtop1, viive 1	-0.07	0.12	-0.57	0.57	-0.31	0.17
gtop1, viive 2	0.07	0.06	1.19	0.24	-0.04	0.19

grgdpcap = BKT/capitan muutos, gtop1 = ylimmän persentiilin tulo-osuuden muutos

kerroin = kunkin viiveen parametriestimaatti, keskivirhe = kutakin estimaattia vastaava keskivirhe

z = z-testin arvo, p-arvo = z-testiä vastaava p-arvo

Liitetaulukko 2 Kolmen viiveen PVAR, GMM-estimointi

PVAR, GMM-estimointi

selitettävä selittäjä	kerroin	keskivirhe	z	p-arvo	95 % luottamusväli	
grgdpcap						
grgdpcap, viive 1	0.39	0.09	4.22	0.00	0.21	0.57
grgdpcap, viive 2	0.07	0.05	1.37	0.17	-0.03	0.18
grgdpcap, viive 3	0.19	0.05	3.94	0.00	0.10	0.29
gtop1						
gtop1, viive 1	0.04	0.02	1.90	0.06	-0.00	0.08
gtop1, viive 2	-0.01	0.02	-0.80	0.43	-0.05	0.02
gtop1, viive 3	-0.02	0.02	-1.27	0.21	-0.05	0.01
grgdpcap						
grgdpcap, viive 1	-0.02	0.10	-0.18	0.86	-0.22	0.18
grgdpcap, viive 2	-0.14	0.10	-1.40	0.16	-0.34	0.06
grgdpcap, viive 3	-0.06	0.10	-0.56	0.57	-0.25	0.14
gtop1						
gtop1, viive 1	-0.07	0.13	-0.52	0.60	-0.33	0.19
gtop1, viive 2	0.11	0.07	1.43	0.15	-0.04	0.25
gtop1, viive 3	0.13	0.06	2.06	0.04	0.01	0.26

grgdpcap = BKT/capitan muutos, gtop1 = ylimmän persentiilin tulo-osuuden muutos

kerroin = kunkin viiveen parametriestimaatti, keskivirhe = kutakin estimaattia vastaava keskivirhe

z = z-testin arvo, p-arvo = z-testiä vastaava p-arvo

Liitetaulukko 3 Neljän viiveen PVAR, GMM-estimointi

PVAR, GMM-estimointi

selitettävä selittäjä	kerroin	keskivirhe	z	p-arvo	95 % luottamusväli	
grgdpcap						
grgdpcap, viive 1	0.36	0.09	3.94	0.00	0.18	0.55
grgdpcap, viive 2	0.08	0.05	1.55	0.12	-0.02	0.19
grgdpcap, viive 3	0.18	0.05	3.50	0.00	0.08	0.28
grgdpcap, viive 4	0.10	0.08	1.22	0.22	-0.06	0.25
gtop1						
gtop1, viive 1	0.03	0.02	1.64	0.10	-0.01	0.07
gtop1, viive 2	-0.01	0.02	-0.77	0.44	-0.05	0.02
gtop1, viive 3	-0.02	0.02	-1.15	0.25	-0.05	0.01
gtop1, viive 4	-0.02	0.01	-1.08	0.28	-0.04	0.01
grgdpcap						
grgdpcap, viive 1	-0.02	0.10	-0.19	0.85	-0.21	0.17
grgdpcap, viive 2	-0.17	0.11	-1.47	0.14	-0.41	0.06
grgdpcap, viive 3	0.01	0.09	0.12	0.91	-0.17	0.20
grgdpcap, viive 4	-0.22	0.10	-2.15	0.03	-0.43	-0.02
gtop1						
gtop1, viive 1	-0.07	0.13	-0.55	0.59	-0.33	0.19
gtop1, viive 2	0.09	0.07	1.26	0.21	-0.05	0.24
gtop1, viive 3	0.10	0.06	1.56	0.12	-0.03	0.22
gtop1, viive 4	-0.09	0.09	-1.01	0.31	-0.28	0.09

grgdpcap = BKT/capitan muutos, gtop1 = ylimmän persentiilin tulo-osuuden muutos

kerroin = kunkin viiveen parametriestimaatti, keskivirhe = kutakin estimaattia vastaava keskivirhe

z = z-testin arvo, p-arvo = z-testiä vastaava p-arvo

Liitetaulukko 4 Perusmallin varianssihajotelmat

Vastemuuttuja ja ennustehorisontti	Impulssimuuttuja	
	grgdpcap	gtop1
grgdpcap		
0	0.00	0.00
1	1.00	0.00
2	0.99	0.01
3	0.99	0.01
4	0.99	0.01
5	0.99	0.01
6	0.99	0.01
7	0.99	0.01
8	0.99	0.01
9	0.99	0.01
10	0.99	0.01
gtop1		
0	0.00	0.00
1	0.01	0.99
2	0.01	0.99
3	0.01	0.99
4	0.01	0.99
5	0.01	0.99
6	0.01	0.99
7	0.01	0.99
8	0.01	0.99
9	0.01	0.99
10	0.01	0.99

grgdpcap = BKT/capitan muutos

gtop1 = ylimmän persentiilin tulo-osuuden muutos

varianssihajotelmat on estimoitu käyttäen 500 toiston

Monte Carlo -simulaatiota

Liitetaulukko 5 Keskeiset tunnusluvut, täydentävät muuttujat

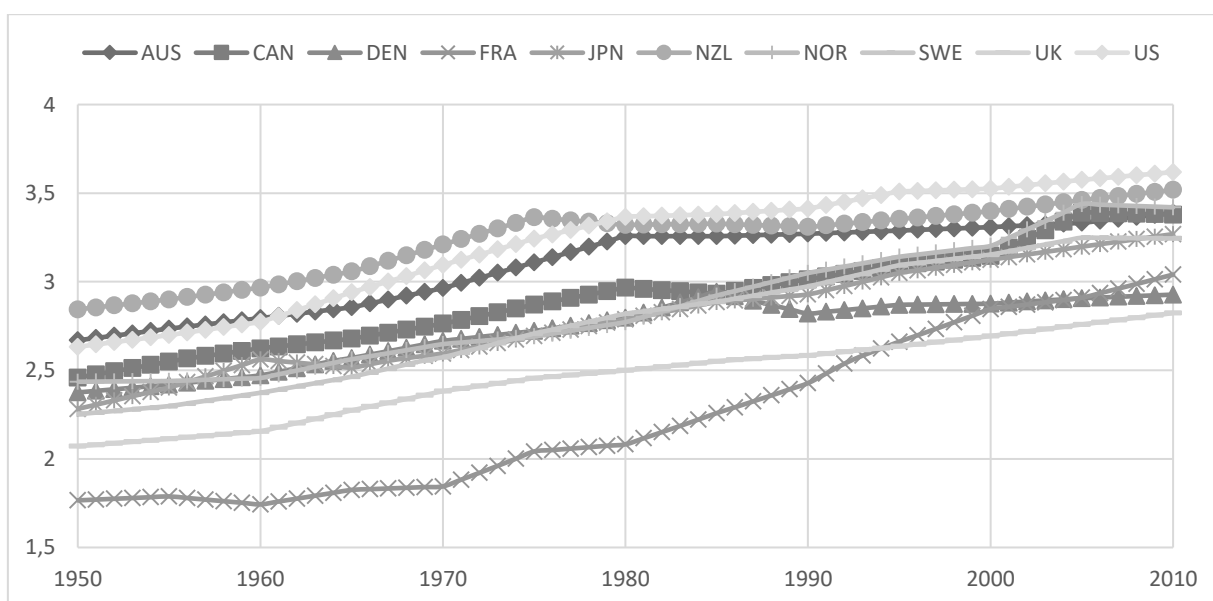
Muuttuja		Havaintojen lkm	Keskiarvo	Keskihajonta	Minimi	Maksimi
inhimillinen pääoma ja muutos	hc	N=610	2.83	0.4172	1.74	3.62
		n=10				
		T=61				
	ghc	N=600	0.0054	0.0044	-0.0084	0.0222
		n=10				
		T=60				
investointi- aste ja muutos	gfcf	N=400	23.56	3.7800	15.57	37.22
		n=10				
		T=40				
	ggfcf	N=390	-0.0060	0.0512	-0.1829	0.1313
		n=10				
		T=39				
säästämis- aste ja muutos	saving	N=340	23.43	4.9606	12.21	41.94
		n=10				
		T=34				
	gsaving	N=330	-0.0043	0.0639	-0.2719	0.2026
		n=10				
		T=33				
julkinen velkasuhde ja muutos	pd	N=580	48.81	31.5665	1.60	220.00
		n=10				
		T=58				
	gpd	N=570	0.0058	0.1764	-2.3684	2.3128
		n=10				
		T=57				
budjetin perusjäämä	pb	N=570	1.58	3.6914	-9.51	20.57
		n=10				
		T=57				

Liitetaulukko 6 Paneeliyksikköjuuritestit täydentäville muuttujille (1/2)

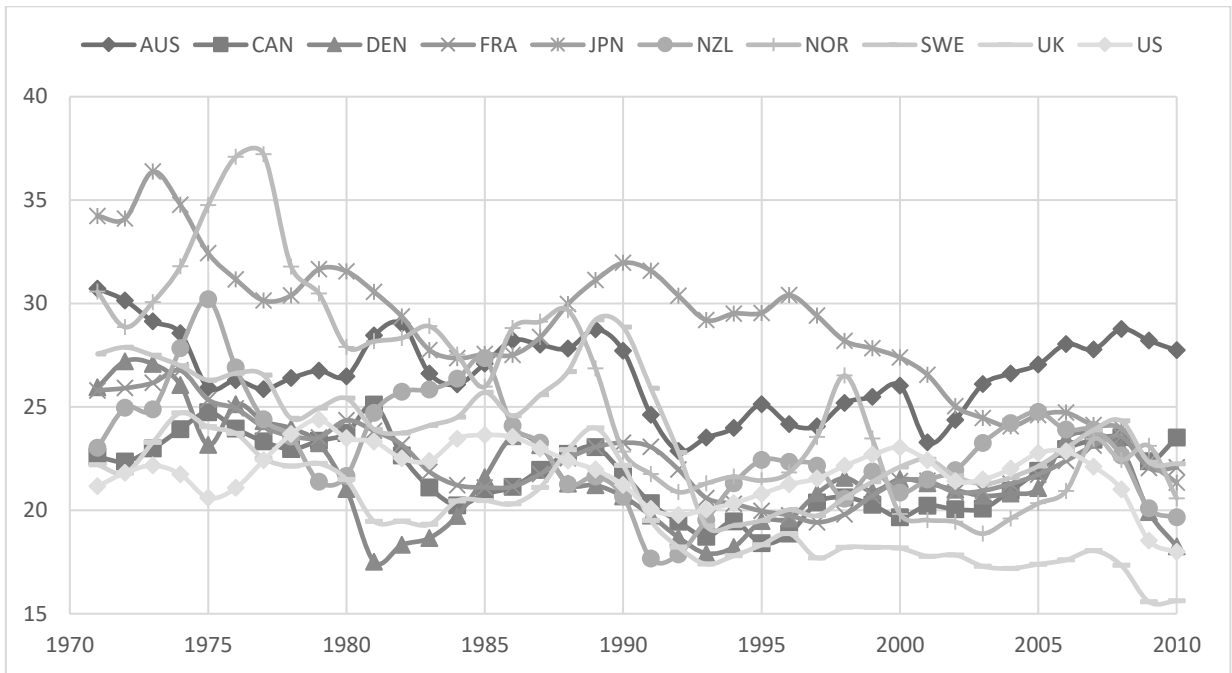
Testi	Vakio	Vakio, trendi	Vakio	Vakio, trendi
A. Inhimillinen pääoma ja sen muutos				
	hc		ghc	
LLC	0.0616	0.0016	0.0018	0.0054
HT	1.0000	0.9999	0.0000	0.0445
IPS	1.0000	0.9962	0.0014	0.0003
Breitung	1.0000	1.0000	0.0000	0.0014
Hadri	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
B. Investointiaste ja sen muutos				
	gfcf		ggfcf	
LLC	0.0011	0.0000	0.0000	0.0000
HT	0.0010	0.9991	0.0000	0.0000
IPS	0.3927	0.0416	0.0000	0.0000
Breitung	0.0268	0.5010	0.0000	0.0000
Hadri	0.0000	0.0000	0.8238	0.5604
C. Säästämisaste ja sen muutos				
	saving		gsaving	
LLC	0.0132	0.0064	0.0000	0.0000
HT	0.0764	1.0000	0.0000	0.0000
IPS	0.3322	0.0060	0.0000	0.0000
Breitung	0.2891	0.0338	0.0000	0.0000
Hadri	0.0000	0.0000	0.9537	0.5566
Taulukossa on listattu kutakin testiä vastaava p-arvo				

Liitetaulukko 7 Paneeliyksikköjuuritestit täydentäville muuttujille (2/2)

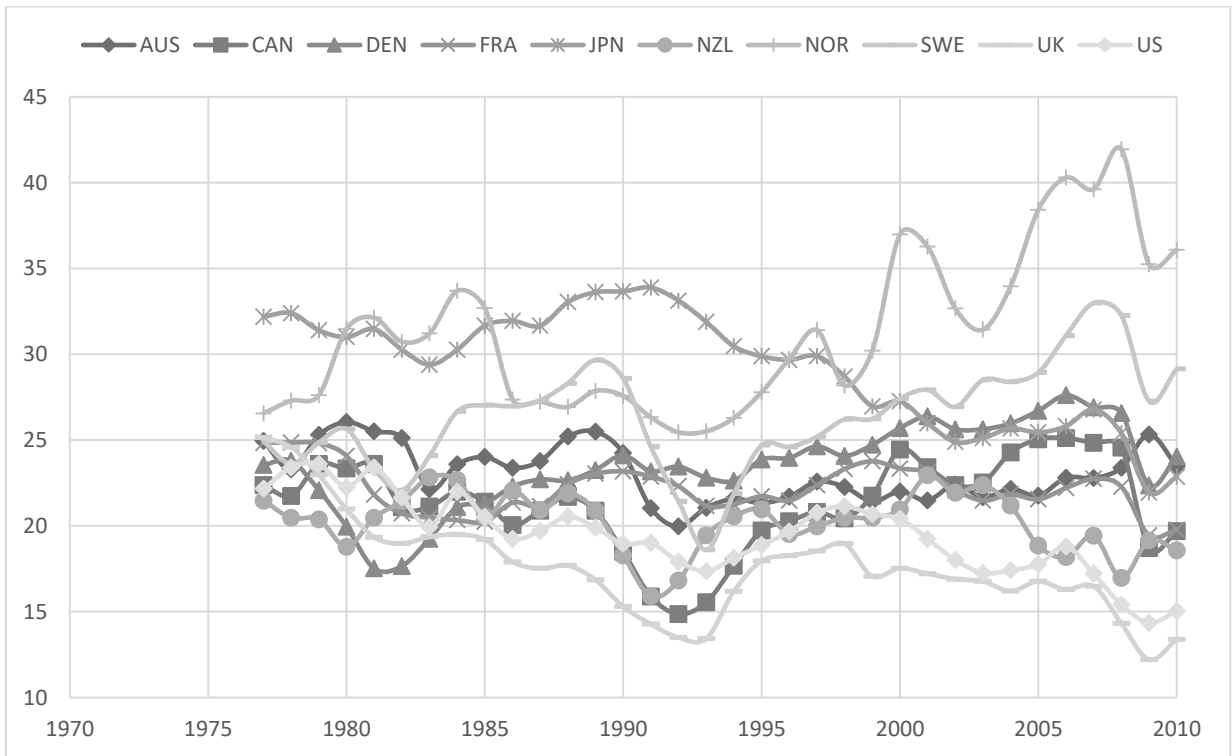
Testi	Vakio	Vakio, trendi	Vakio	Vakio, trendi
A. Julkisen velan määrä suhteessa bruttokansantuotteeseen ja sen muutos				
	pd		gpd	
LLC	0.6420	0.9544	0.0000	0.0000
HT	0.9983	1.0000	0.0000	0.0000
IPS	0.9997	0.9996	0.0000	0.0000
Breitung	1.0000	1.0000	0.0000	0.0000
Hadri	0.0000	0.0000	0.9101	0.3176
B. Budjettiälijäämä suhteessa bruttokansantuotteeseen				
	pb			
LLC	0.0002	0.0000		
HT	0.0000	0.9925		
IPS	0.0019	0.0000		
Breitung	0.0002	0.0001		
Hadri	0.0000	0.0000		
Taulukossa on listattu kutakin testiä vastaava p-arvo				



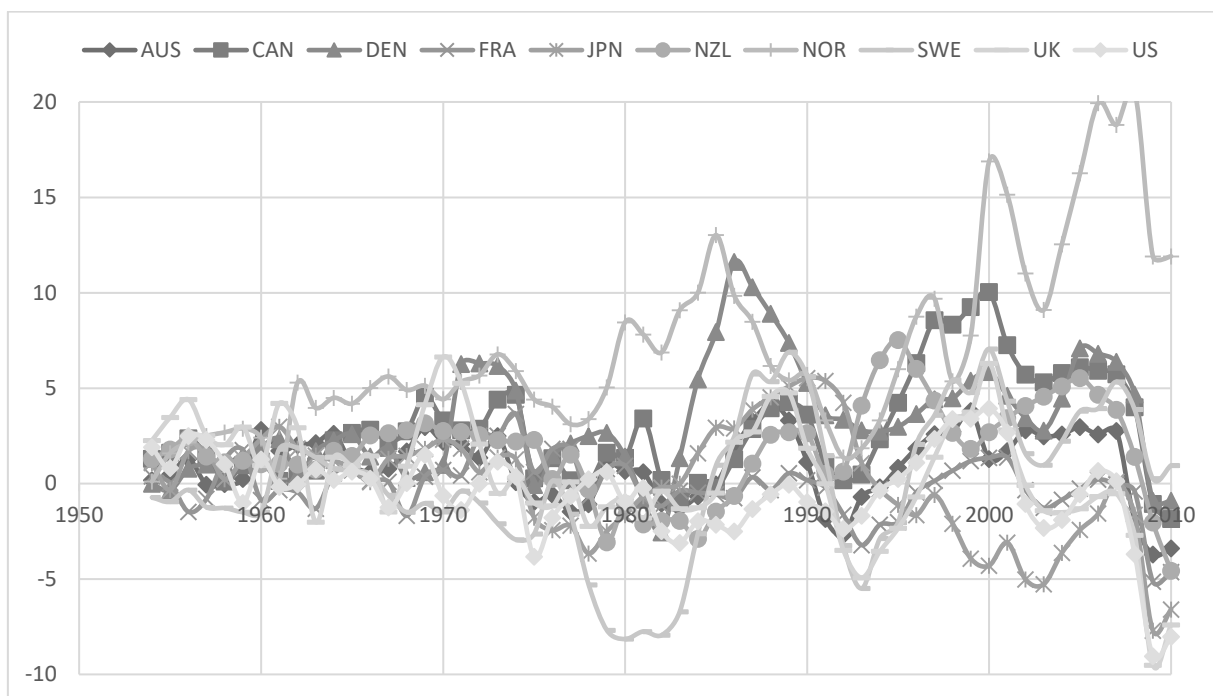
Liitekuvio 1 Inhimillinen pääoma



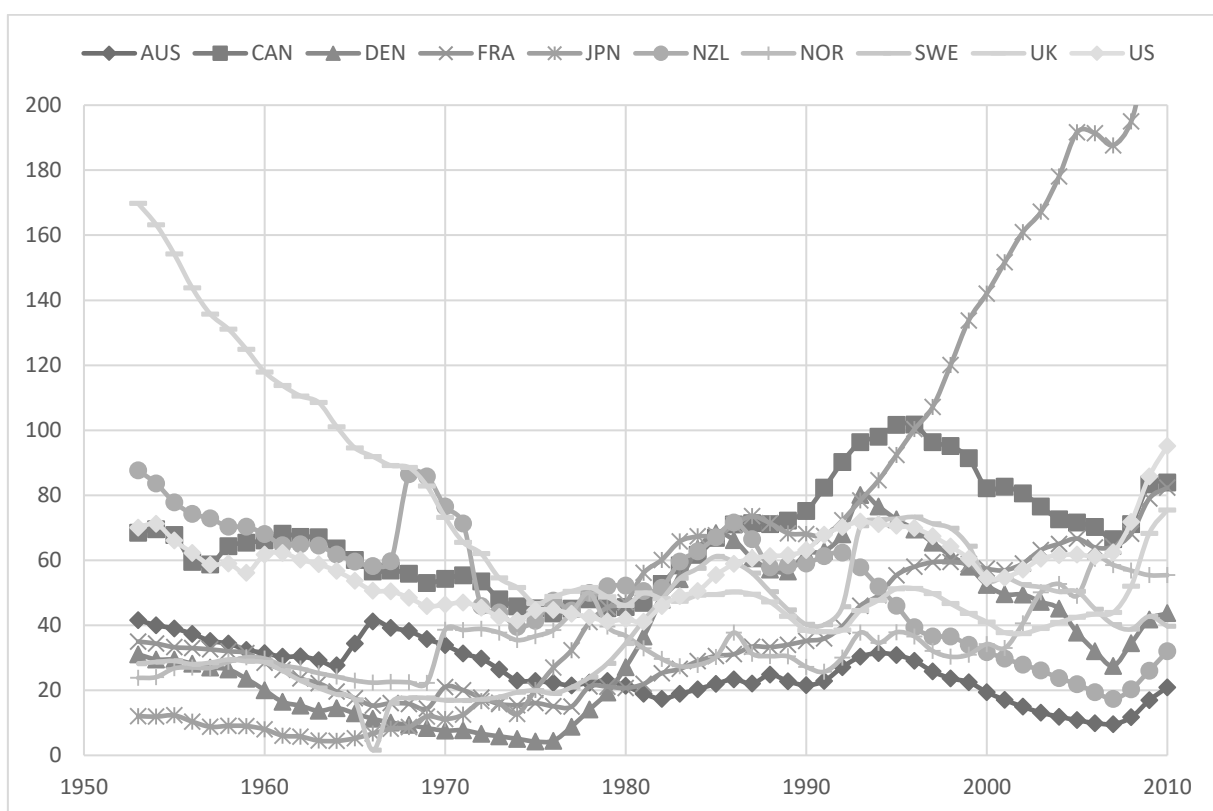
Liitekuvio 2 Investointiaste (Investoinnit bruttokansantuotteesta, %)



Liitekuvio 3 Säästämisaste (Säästämisen suhde bruttokansantuloon, %)



Liitekuvio 4 Budjetti yli- / alijäämä (% bruttokansantuotteesta)



Liitekuvio 5 Julkisen velan määrä (% bruttokansantuotteesta)

Liitetaulukko 8 Maiden ryhmittely lisämuuttujien mukaan

	Inhimillinen pääoma (hc)	Investointiaste (gfcf)	Säästämisaste (saving)	Perusjäämä (pb)	Velkasuhde (pd)
AUS	korkea	korkea	korkea	korkea	matala
CAN	korkea	matala	matala	korkea	korkea
DEN	matala	matala	korkea	korkea	matala
FRA	matala	matala	matala	matala	matala
JPN	matala	korkea	korkea	matala	korkea
NZL	korkea	korkea	matala	korkea	korkea
NOR	korkea	korkea	korkea	korkea	matala
SWE	matala	korkea	korkea	matala	matala
UK	matala	matala	matala	matala	korkea
US	korkea	matala	matala	matala	korkea

Liitetaulukko 9 Korrelaatiomatriisi, tasosarjat, kaikki muuttujat

	top1	rgdpcap	hc	gfcf	saving	pd	pb
top1	1.00						
rgdpcap	0.23	1.00					
hc	0.13	0.65	1.00				
gfcf	-0.38	-0.20	-0.08	1.00			
saving	-0.43	0.38	0.02	0.54	1.00		
pd	0.24	0.18	0.20	-0.21	0.01	1.00	
pb	-0.09	0.36	0.11	0.05	0.53	-0.11	1.00

Liitetaulukko 10 Korrelaatiomatriisi, differenssisarjat, kaikki muuttujat

	gtop1	grgdpcap	ghc	ggfcf	gsaving	gpd
gtop1	1.00					
grgdpcap	0.08	1.00				
ghc	-0.02	0.03	1.00			
ggfcf	0.08	0.48	0.02	1.00		
gsaving	0.08	0.57	0.02	0.32	1.00	
gpd	-0.01	-0.11	0.02	-0.32	-0.25	1.00

Liitetaulukko 11 Korrelaatiomatriisi, tuloerot ja BKT/capita ryhmiteltynä

Inhimillinen pääoma (hc)	Investointiaste (gfcf)	Säästämisaste (saving)	Perusjäämä (pb)	Velkasuhde (pd)
korkea	korkea	korkea	korkea	korkea
0.32	0.08	0.01	0.07	0.67
matala	matala	matala	matala	matala
-0.01	0.47	0.53	0.46	-0.24

Liitetaulukko 12 1980-2010 otoksen varianssihajotelmat

Vastemuuttuja ja ennustehorisontti	Impulssimuuttuja	
	grgdpcap	gtop1
grgdpcap		
0	0.00	0.00
1	1.00	0.00
2	0.99	0.01
3	0.99	0.01
4	0.99	0.01
5	0.99	0.01
6	0.99	0.01
7	0.99	0.01
8	0.99	0.01
9	0.99	0.01
10	0.99	0.01
gtop1		
0	0.00	0.00
1	0.03	0.97
2	0.04	0.96
3	0.04	0.96
4	0.04	0.96
5	0.04	0.96
6	0.04	0.96
7	0.04	0.96
8	0.04	0.96
9	0.04	0.96
10	0.04	0.96

grgdpcap = BKT/capitan muutos

gtop1 = ylimmän persentiilin tulo-osuuden muutos

varianssihajotelmat on estimoitu käyttäen 500 toiston

Monte Carlo -simulaatiota

Liitetaulukko 13 Osaotoksittaiset Granger-kausalliteetti -testit

	Tuloerojen muutos : Talouskasvu		Talouskasvu : Tuloerojen muutos	
Perusmalli	0.04		0.13	
Jaottelukriteeri	Korkea	Matala	Korkea	Matala
Inhimillinen pääoma	0.07	0.41	0.13	0.62
Investointiaste	0.13	0.03	0.13	0.83
Säästämisaste	0.16	0.12	0.35	0.20
Velkasuhde	0.13	0.05	0.31	0.03
Perusjäämä	0.01	0.16	0.18	0.60

Granger-kausalliteetti -testin nollahypoteesina "Selittäjä ei Granger-kausalliso selitettävää"

Selittäjä : Selitettävä

Liitetaulukko 14 PVARX Inhimillisen pääoman muutos varianssihajotelmat

Vastemuuttuja ja ennustehorisontti	Impulssimuuttuja	
	grgdpcap	gtop1
grgdpcap		
0	0.00	0.00
1	1.00	0.00
2	0.99	0.01
3	0.99	0.01
4	0.99	0.01
5	0.99	0.01
6	0.99	0.01
7	0.99	0.01
8	0.99	0.01
9	0.99	0.01
10	0.99	0.01
gtop1		
0	0.00	0.00
1	0.00	1.00
2	0.01	0.99
3	0.01	0.99
4	0.01	0.99
5	0.01	0.99
6	0.01	0.99
7	0.01	0.99
8	0.01	0.99
9	0.01	0.99
10	0.01	0.99

grgdpcap = BKT/capitan muutos

gtop1 = ylimmän persentiilin tulo-osuuden muutos

variassihajotelmat on estimoitu käyttäen 500 toiston

Monte Carlo -simulaatiota

Liitetaulukko 15 PVARX Investointiasteen muutos varianssihajotelmat

Vastemuuttuja ja ennustehorisontti	Impulssimuuttuja	
	grgdpcap	gtop1
grgdpcap		
0	0.00	0.00
1	1.00	0.00
2	0.99	0.01
3	0.99	0.01
4	0.99	0.01
5	0.99	0.01
6	0.99	0.01
7	0.99	0.01
8	0.99	0.01
9	0.99	0.01
10	0.99	0.01
gtop1		
0	0.00	0.00
1	0.02	0.98
2	0.02	0.98
3	0.02	0.98
4	0.02	0.98
5	0.02	0.98
6	0.02	0.98
7	0.02	0.98
8	0.02	0.98
9	0.02	0.98
10	0.02	0.98

grgdpcap = BKT/capitan muutos

gtop1 = ylimmän persentiilin tulo-osuuden muutos

varianssihajotelmat on estimoitu käyttäen 500 toiston

Monte Carlo -simulaatiota

Liitetaulukko 16 PVARX Säästämissasteen muutos varianssijotelmat

Vastemuuttuja ja ennustehorisontti	Impulssimuuttuja	
	grgdpcap	gtop1
grgdpcap		
0	0.00	0.00
1	1.00	0.00
2	1.00	0.00
3	1.00	0.00
4	1.00	0.00
5	1.00	0.00
6	1.00	0.00
7	1.00	0.00
8	1.00	0.00
9	1.00	0.00
10	1.00	0.00
gtop1		
0	0.00	0.00
1	0.01	0.99
2	0.02	0.98
3	0.02	0.98
4	0.02	0.98
5	0.02	0.98
6	0.02	0.98
7	0.02	0.98
8	0.02	0.98
9	0.02	0.98
10	0.02	0.98

grgdpcap = BKT/capitan muutos

gtop1 = ylimmän persentiilin tulo-osuuden muutos

varianssijotelmat on estimoitu käyttäen 500 toiston

Monte Carlo -simulaatiota

Liitetaulukko 17 PVARX Velkasuhteen muutos varianssijotelmat

Vastemuuttuja ja ennustehorisontti	Impulssimuuttuja	
	grgdpcap	gtop1
grgdpcap		
0	0.00	0.00
1	0.99	0.01
2	0.99	0.01
3	0.99	0.01
4	0.99	0.01
5	0.99	0.01
6	0.99	0.01
7	0.99	0.01
8	0.99	0.01
9	0.99	0.01
10	0.99	0.01
gtop1		
0	0.00	0.00
1	0.01	0.99
2	0.01	0.99
3	0.01	0.99
4	0.01	0.99
5	0.01	0.99
6	0.01	0.99
7	0.01	0.99
8	0.01	0.99
9	0.01	0.99
10	0.01	0.99

grgdpcap = BKT/capitan muutos

gtop1 = ylimmän persentiilin tulo-osuuden muutos

varienssijotelmat on estimoitu käyttäen 500 toiston

Monte Carlo -simulaatiota

Liitetaulukko 18 PVARX Perusjäämä varianssihajotelmat

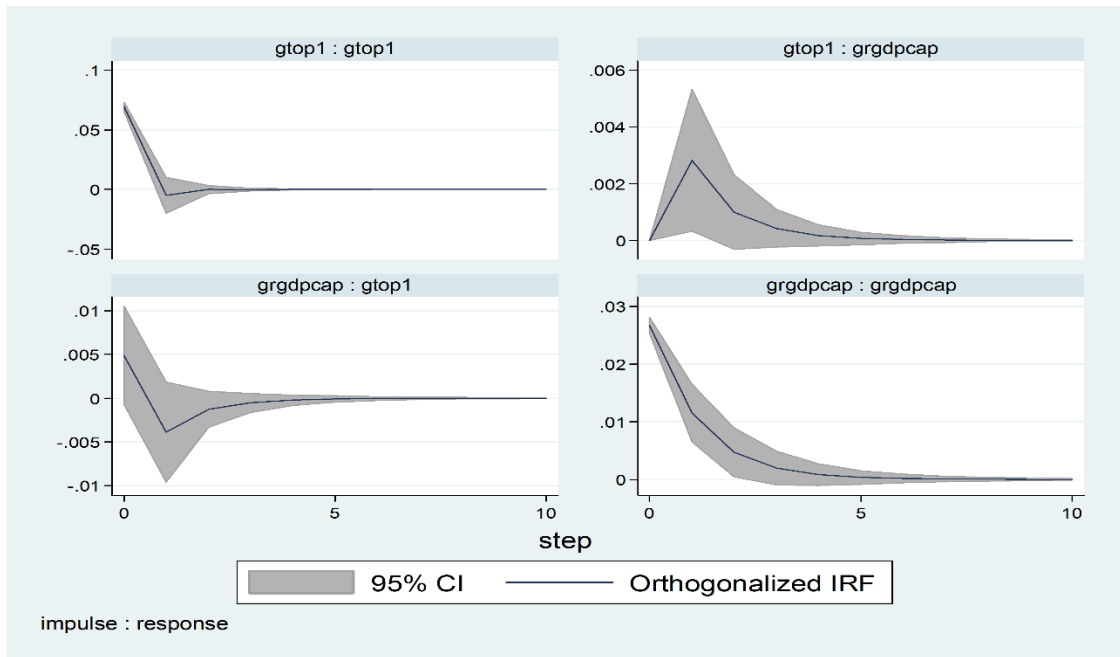
Vastemuuttuja ja ennustehorisontti	Impulssimuuttuja	
	grgdpcap	gtop1
grgdpcap		
0	0.00	0.00
1	1.00	0.00
2	1.00	0.00
3	1.00	0.00
4	1.00	0.00
5	1.00	0.00
6	1.00	0.00
7	1.00	0.00
8	1.00	0.00
9	1.00	0.00
10	1.00	0.00
gtop1		
0	0.00	0.00
1	0.01	0.99
2	0.01	0.99
3	0.01	0.99
4	0.01	0.99
5	0.01	0.99
6	0.01	0.99
7	0.01	0.99
8	0.01	0.99
9	0.01	0.99
10	0.01	0.99

grgdpcap = BKT/capitan muutos

gtop1 = ylimmän persentiilin tulo-osuuden muutos

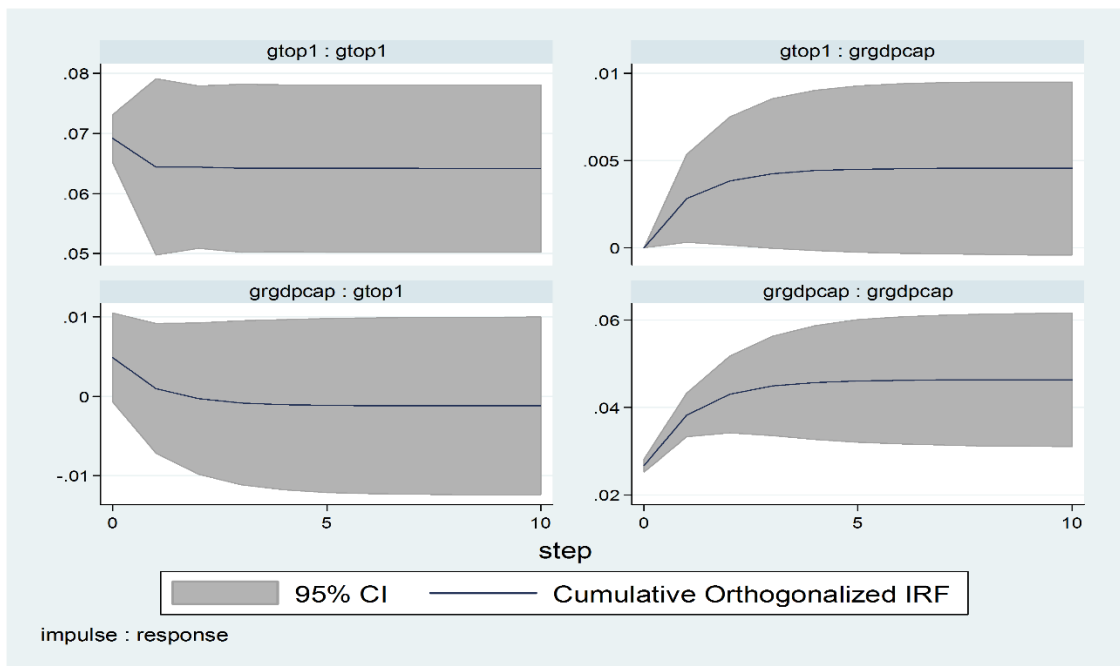
varienssihajotelmat on estimoitu käyttäen 500 toiston

Monte Carlo -simulaatiota



Ortogonalisoidut impulssivasteet

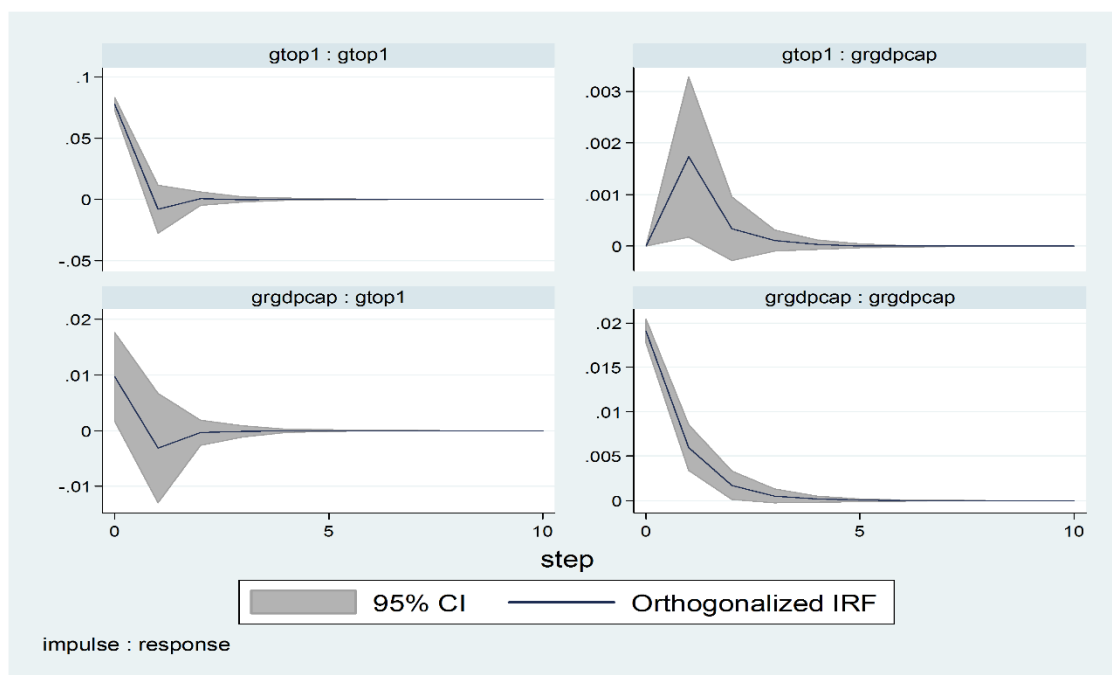
Impulssi:vaste



Ortogonalisoidut kumulatiiviset impulssivasteet

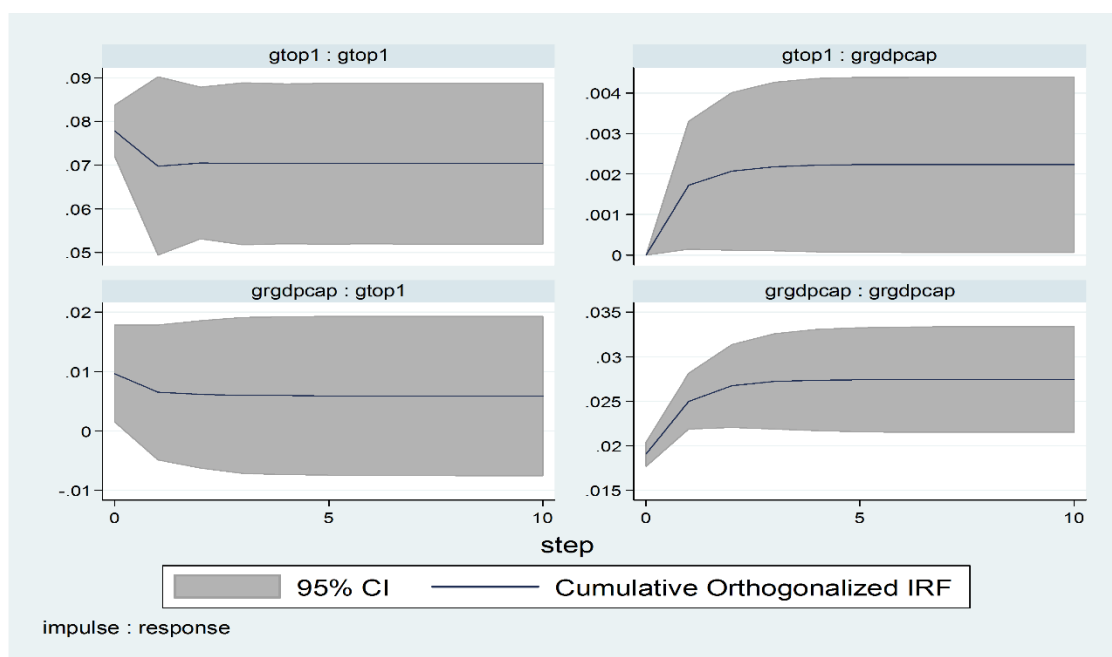
Impulssi:vaste

Liitekuvio 6 PVARX Inhimillisen pääoman muutos impulssivasteet



Ortogonalisoidut impulssivasteet

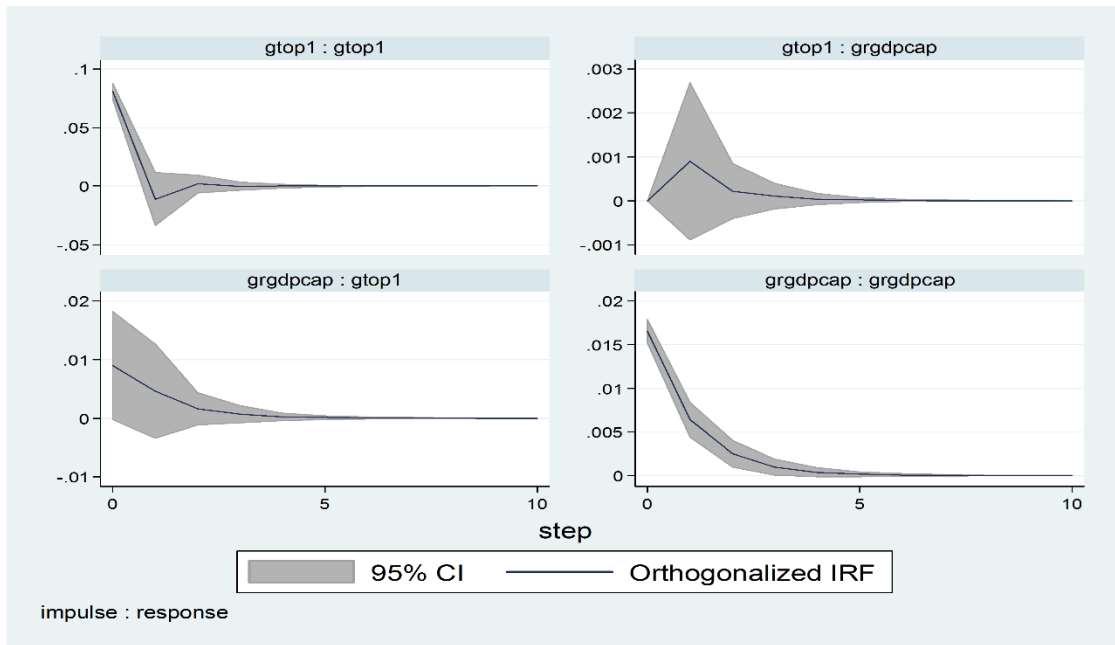
Impulssi:vaste



Ortogonalisoidut kumulatiiviset impulssivasteet

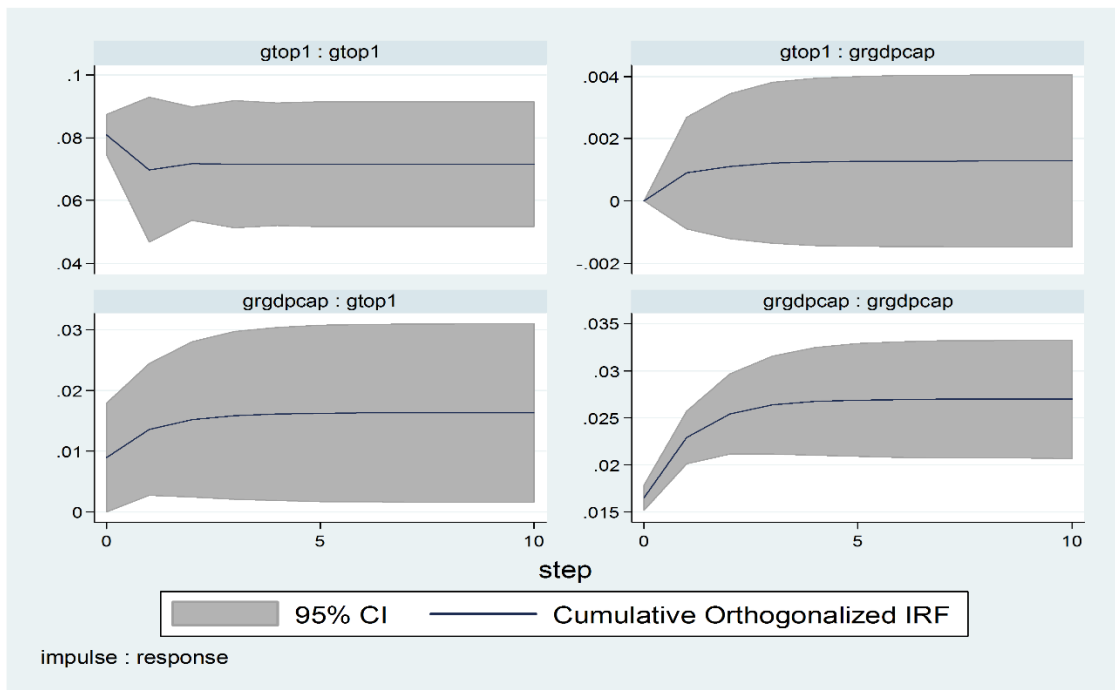
Impulssi:vaste

Liitekuvio 7 PVARX Investointiasteen muutos impulssivasteet



Ortogonalisoidut impulssivasteet

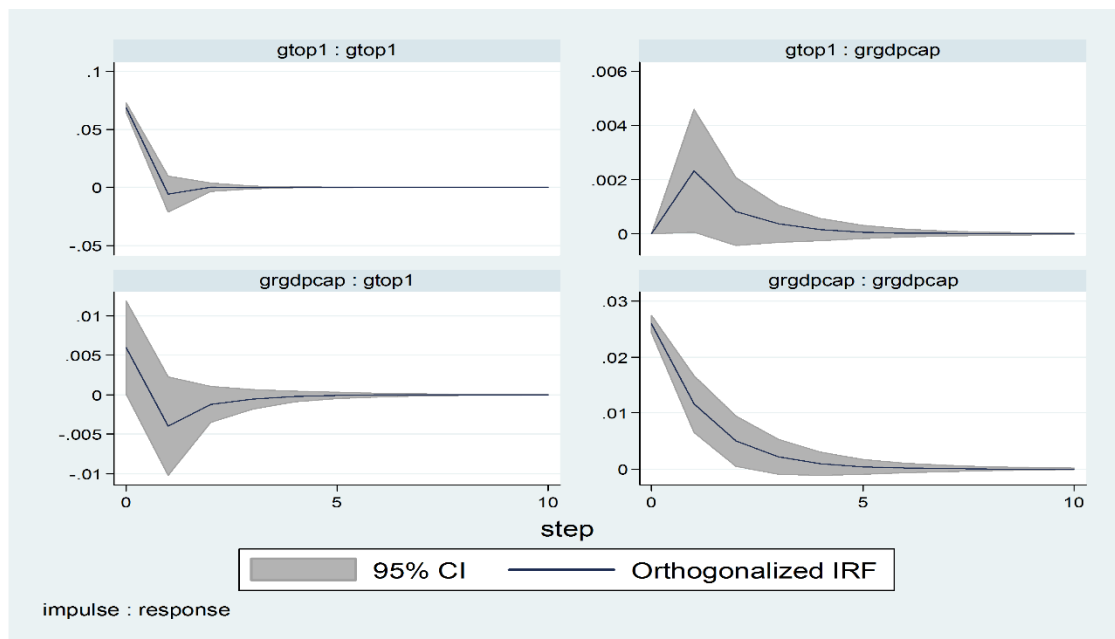
Impulssi:vaste



Ortogonalisoidut kumulatiiviset impulssivasteet

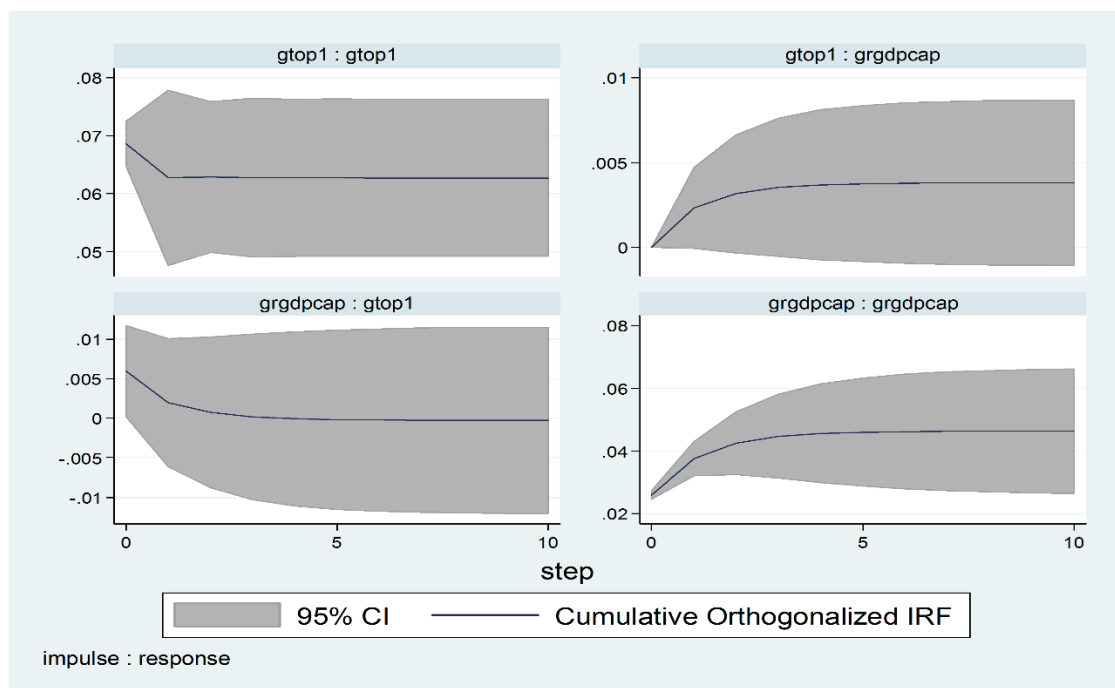
Impulssi:vaste

Liitekuvio 8 PVARX Säästämissasteen muutos impulssivasteet



Ortogonalisoidut impulssivasteet

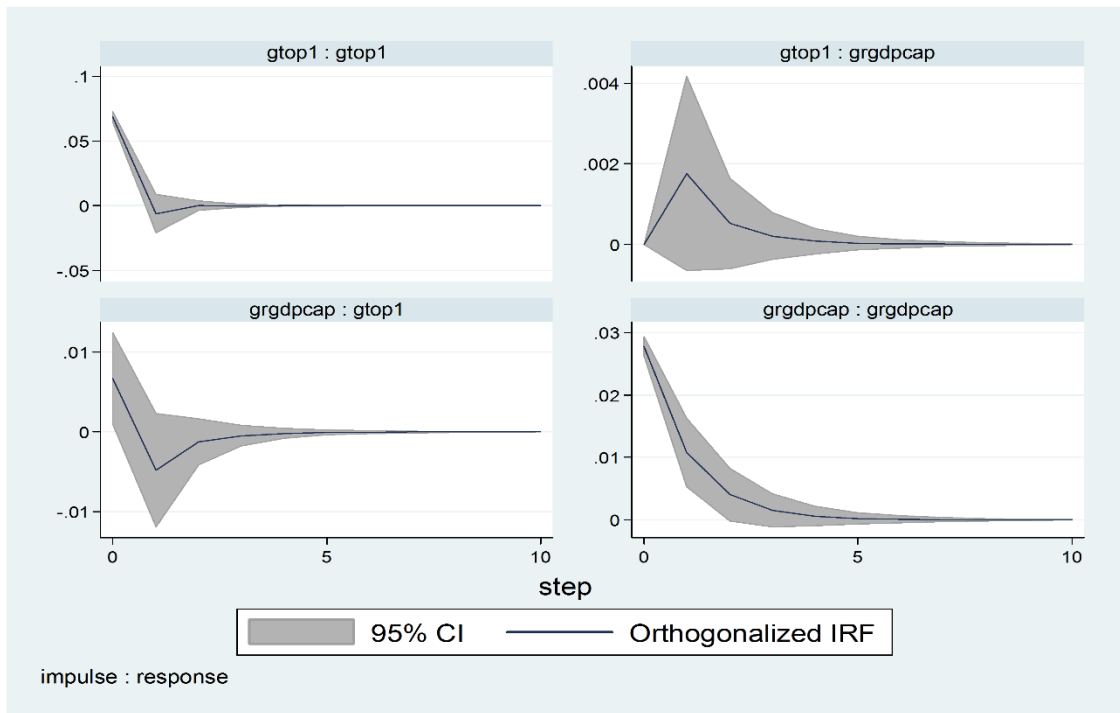
Impulssi:vaste



Ortogonalisoidut kumulatiiviset impulssivasteet

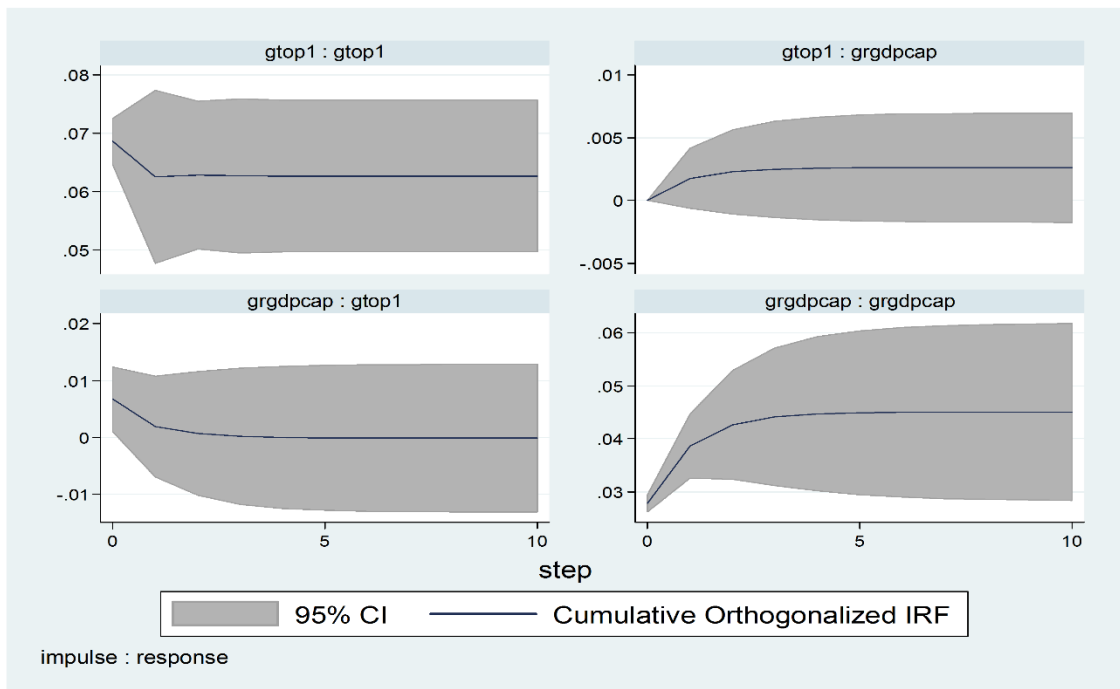
Impulssi:vaste

Liitekuvio 9 PVARX Velkasuhteen muutos impulssivasteet



Ortogonalisoidut impulssivasteet

Impulssi:vaste



Ortogonalisoidut kumulatiiviset impulssivasteet

Impulssi:vaste

Liitekuvio 10 PVARX Perusjäämä impulssivasteet