

DISSERTATIONES RERUM OECONOMICARUM  
UNIVERSITATIS TARTUENSIS

DISSERTATIONES RERUM OECONOMICARUM  
UNIVERSITATIS TARTUENSIS

9

**SISSETULEKUTE EBAVÕRDSUSE MÕJURITE  
ANALÜÜS STRUKTUURSE  
MODELLEERIMISE MEETODIL**

**ANNELI KAASA**



TARTU ÜLIKOOLI  
KIRJASTUS

Tartu Ülikooli majandusteaduskond

Väitekirj on suunatud kaitsmisele filosoofiadoktori kraadi saamiseks majandusteaduse erialal 25. augustil 2004 Tartu Ülikooli majandusteaduskonna nõukogu koosoleku otsusega

Juhendaja: Helje Kaldaru, knd. (majandusteaduste), majandusteooria dotsent, Tartu Ülikool

Oponendid: Rein Taagepera, *Ph. D.* (füüsika), *M. A.* (rahvusvahelised suhted), ühiskonnateaduste ja politoloogia emeriitprofessor, California Ülikool, Irvine, USA

Tiia Püss, knd. (majandusteaduste), vanemteadur, Tallinna Tehnikaülikooli Eesti Majanduse Instituudi direktor

Tõnu Kollo, knd. (füüsika-matemaatikateaduste), matemaatilise statistika korraline professor, Tartu Ülikool

Avalik kaitsmine 15. septembril 2004 kell 15.15 Tartu Ülikooli majandusteaduskonnas, Narva mnt. 4, ruum B306

Väitekirja avaldamist on toetanud Tartu Ülikooli majandusteaduskond

© Anneli Kaasa

Tartu Ülikooli Kirjastus  
[www.tyk.ut.ee](http://www.tyk.ut.ee)  
Tellimus nr 399

# SISUKORD

<b>PUBLIKATSIOONID</b> .....	8
<b>SISSEJUHATUS</b> .....	10
Uurimistöö ajendid ja uudsus .....	10
Töö eesmärk ja uurimisülesanded .....	13
Töö struktuur .....	14
Tänu .....	16
<b>1. SISSETULEKUTE EBAVÕRDSUS JA SELLE MÕJURID:</b>	
<b>KIRJANDUSE ÜLEVAADE</b> .....	17
<b>1.1. Sissetulekute ebavõrdsus majandusteadusliku probleemina</b> .....	17
1.1.1. Sissetulekute ebavõrdsuse olemus ja selle käsitlemine teaduskirjanduses .....	17
1.1.2. Sissetulekute ebavõrdsuse mõju majandusele .....	18
<b>1.2. Sissetulekute ebavõrdsuse mõjurid</b> .....	22
1.2.1. Majanduse areng .....	23
1.2.2. Demograafilised tegurid .....	26
1.2.3. Poliitilised tegurid .....	30
1.2.4. Kultuurilised ja looduslikud tegurid .....	33
1.2.5. Makroökonomilised tegurid .....	35
1.2.6. Sissetulekute ebavõrdsuse oletatavate mõjurite kokkuvõte .....	38
<b>1.3. Mõjurite omavahelised mõjud</b> .....	40
1.3.1. Majanduse arengu mõjud .....	41
1.3.2. Demograafiliste tegurite mõjud .....	42
1.3.3. Poliitiliste tegurite mõjud .....	44
1.3.4. Kultuuriliste ja looduslike tegurite mõjud .....	45
1.3.5. Makroökonomiliste tegurite mõjud .....	46
1.3.6. Mõjurite oletatavate omavaheliste mõjude kokkuvõte .....	47
<b>2. METOODIKA JA ANDMETE ÜLEVAADE</b> .....	50
<b>2.1. Metoodika: struktuurne modelleerimine</b> .....	50
2.1.1. Struktuurse modelleerimise matemaatilised alused .....	50
2.1.2. Struktuurse mudeli püstitus .....	53
2.1.2.1. Struktuurse modelleerimise olemus ja eelised .....	53
2.1.2.2. Struktuurse mudeli koostis .....	54
2.1.2.3. Muutujatevahelise seose dekomponeerimine .....	57
2.1.2.4. Latentsete muutujate modelleerimine .....	62
2.1.2.5. Mittelineaarsete mõjude modelleerimine .....	64
2.1.2.6. Ajalise nihke kasutamise võimalikkusest .....	67
2.1.3. Struktuurse mudeli hindamine ja tulemuste esitamine .....	68
2.1.3.1. Mudeli parameetrite hindamine .....	68
2.1.3.2. Mudeli headuse hindamine .....	72
2.1.3.3. Mõjude graafilise esitamise alused .....	77

<b>2.2. Andmed</b> .....	80
2.2.1. Andmed sissetulekute ebavõrdsuse kohta .....	80
2.2.2. Andmed sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite kohta .....	82
2.2.3. Tuletatud näitajad .....	86
2.2.3.1. Majanduse struktuuri arengu näitajad .....	87
2.2.3.2. Hariduse ebavõrdsuse näitaja .....	88
2.2.4. Vaatluste valik .....	91
<b>3. SISSETULEKUTE EBAVÕRDSUSE MÕJURITE ANALÜÜS</b> .....	95
<b>3.1. Mudeli püstitus ja näitajate valik</b> .....	95
3.1.1. Empiirilisel kontrollitav mõjude süsteem .....	95
3.1.2. Näitajate valik .....	98
3.1.2.1. Majanduse struktuuri arengu näitaja .....	99
3.1.2.2. Demokratiseerituse näitaja .....	102
3.1.2.3. Valitsussektori osakaalu näitaja .....	103
<b>3.2. Mudelite hindamise tulemused</b> .....	104
3.2.1. Lähtemudel .....	104
3.2.1.1. Majanduse arengu mõju lähtemudelis .....	107
3.2.1.2. Muude tegurite mõju lähtemudelis .....	114
3.2.2. Täiendatud mudel .....	120
3.2.2.1. Majanduse arengu mõju täiendatud mudelis .....	120
3.2.2.2. Muude tegurite mõju täiendatud mudelis .....	124
3.2.3. Täielik mudel .....	129
3.2.3.1. Majanduse arengu mõju täielikus mudelis .....	132
3.2.3.2. Muude tegurite mõju täielikus mudelis .....	133
3.2.4. Mudelite taandamine statistiliselt ebaoluliste mõjude kustutamise teel .....	136
<b>3.3. Tulemuste analüüs</b> .....	139
3.3.1. Sissetulekute ebavõrdsuse ja selle mõjurite vaheliste seoste dekomponeerimine .....	139
3.3.2. Tulemuste graafiline analüüs ja järeldused .....	142
3.3.2.1. Majanduse arengu mõju .....	144
3.3.2.2. Demograafiliste tegurite mõju .....	149
3.3.2.3. Poliitiliste tegurite mõju .....	155
3.3.2.4. Kultuuriliste tegurite mõju .....	157
3.3.2.5. Makroökonomiliste tegurite mõju .....	157
3.3.3. Kokkuvõtvad järeldused ja sissetulekute ebavõrdsuse mõjutamise võimalused .....	163
<b>KOKKUVÕTE</b> .....	168
Kirjanduse ülevaade .....	168
Metoodika .....	170
Andmed .....	172
Analüüs ja tulemused .....	173
Järeldused ja võimalused edasiseks uurimistööks .....	177
<b>VIIDATUD ALLIKAD</b> .....	180

<b>LISAD</b> .....	190
Lisa 1. Hariduse ebavõrdsuse indeksi arvutamisel kasutatud näitajad .....	190
Lisa 2. Valimisse kuuluvate vaatluste loetelu.....	190
Lisa 3. Analüüsis kasutatud näitajad .....	193
Lisa 4. Kasutatud andmete iseloomustus.....	195
Lisa 5. Analüüsi hõlmatud näitajate paariskorrelatsioonikoefitsiendid.....	196
Lisa 6. Majanduse struktuuri arengu latentse muutujaga mudeli tulemused.....	200
Lisa 7. Valitsuse kogukulutuste osakaalu sisaldava mudeli tulemused.....	202
Lisa 8. Valitsuse lõpptarbimiskulutuste osakaalu sisaldava mudeli tulemused.....	204
Lisa 9. Lähtemudel võrranditena .....	206
Lisa 10. Lähtemudeli tulemused.....	207
Lisa 11. Lähtemudeli kogu-, otsese ja kaudse mõju koefitsientide maatriksid.....	209
Lisa 12. Täiendatud mudel võrranditena .....	215
Lisa 13. Täiendatud mudeli tulemused.....	216
Lisa 14. Täiendatud mudeli kogu-, otsese ja kaudse mõju koefitsientide maatriksid.....	220
Lisa 15. Täielik mudel võrranditena .....	226
Lisa 16. Täieliku mudeli tulemused .....	228
Lisa 17. Täieliku mudeli kogu-, otsese ja kaudse mõju koefitsientide maatriksid.....	232
Lisa 18. Taandatud lähtemudeli tulemused .....	244
Lisa 19. Taandatud täiendatud mudeli tulemused .....	246
Lisa 20. Taandatud täieliku mudeli tulemused .....	248
<b>SUMMARY</b> .....	250
<b>CURRICULUM VITAE</b> .....	259

# PUBLIKATSIOONID

## I. Monograafiad või nende osad

1. **Kaasa, A.** (2003) Sotsiaalmajandusliku regionaalarengu kompleksanalüüs. – Eesti regionaalarengu sotsiaalmajanduslik käsitus. Tartu: TÜ kirjastus, lk. 304-354.

## II. Teaduslikud artiklid rahvusvahelise levikuga väljaannetes

2. **Kaasa, A.** A Comprehensive Analysis of the Factors Influencing Income Inequality: Structural Equation Modelling Approach. Journal of Income Distribution (refereeritav EBSCO-s), vastu võetud avaldamiseks.
3. **Kaasa, A.** (2004) Majandusliku ebavõrdsuse mõjurid Eestis regionaalsel tasandil. – Eesti majanduspoliitilised perspektiivid Euroopa Liidus. Berlin – Tallinn: Mattimar, lk. 322-330. (refereeritav andmebaasis ECONIS)
4. **Kaasa, A.** (2003) Factors Influencing Income Inequality in Transition Economies. – University of Tartu, Faculty of Economics and Business Administration, Working Paper Series, No. 18. (refereeritud andmebaasides EBSCO, EconPapers, WoPEc, Socionet, IDEAS, Inomics, Social Science Electronic Network, ECONIS)
5. **Kaasa, A.** (2003) Regionaalsed erinevused Eesti sotsiaalmajanduslikus arengus. – Eesti majanduspoliitika teel Euroopa Liitu. Berlin – Tallinn: Mattimar, lk. 419-428. (refereeritav andmebaasis ECONIS)
6. **Kaasa, A.** (2002) Factors Influencing Income Inequality in Transition. – An Enterprise Odyssey: Economics and Business in the New Millennium, Zagreb. Conference Proceedings, Electronic Proceedings, pp. 148-158.
7. **Kaasa, A., Kaldaru, H.** (2002) Some Aspects of Welfare Measurement. – An Enterprise Odyssey: Economics and Business in the New Millennium, Zagreb. Conference Proceedings, Electronic Proceedings, pp. 172-184.
8. **Kaasa, A.** (2002) Tulujaotus ja selle mõjutegurid Eestis kui siirderiigis. – Euroopa Liiduga liitumise mõju Eesti majanduspoliitikale. Berlin – Tallinn: Mattimar, lk. 108-116. (refereeritav andmebaasis ECONIS)
9. **Kaasa, A.** (2001) Inimkapitali kvaliteedist Eestis. – Harmoniseerimine ja vabadus Eesti Vabariigi majanduspoliitikas integreerumisel Euroopa Liiduga. Berlin – Tallinn: Mattimar, lk. 55-63. (refereeritav andmebaasis ECONIS)
10. **Kaasa, A.** (2000) Eesti tervishoiu majanduse efektiivsus. – Eesti Vabariigi majanduspoliitika tulemuslikkus ja Euroopa Liit. Berlin – Tallinn: Mattimar, lk. 126-133. (refereeritav andmebaasis ECONIS)
11. **Parman, A.** (1999) Efektiivsusest ja sotsiaalsest õiglusest tervishoiu majanduses. – Eesti Vabariigi Majanduspoliitika ja Euroopa Liit. Berlin – Tallinn: Mattimar, lk. 190-198. (refereeritav andmebaasis ECONIS)

12. **Kaasa, A.** (1999) Regional aspect of social equity in health care. – Regional economics and development. International Conference on Regional Economics and Development, Kaunas. Conference proceedings, pp. 43-46.

### **III. Konverentside teesid**

13. **Kaasa, A.** (2002) Factors Influencing Income Inequality in Transition. – An Enterprise Odyssey: Economics and Business in the New Millennium. Conference Proceedings, pp. 62-63.
14. **Kaasa, A., Kaldaru, H.** (2002) Some Aspects of Welfare Measurement. – An Enterprise Odyssey: Economics and Business in the New Millennium. Conference Proceedings, pp. 66-67.

### **IV. Muud publikatsioonid**

15. **Kaasa, A.** (2002) Majandusteaduse matemaatilised alused. Tartu: TÜ Kirjastus, 199 lk. (õppevahend aines “Matemaatilise majandusteaduse alused”, MJRI.07.096)



# SISSEJUHATUS

## Uurimistöö ajendid ja uudsus

Sissetulekute ebavõrdsus<sup>1</sup> on problemaatika, mille vastu teaduskirjanduses ilmnunud huvi on eri aegadel olnud erinev. Viimasel paaril aastakümnel on aga tähelepanu ebavõrdsusega seotud küsimustele järjest suurenenud. Sellest annab tunnistust ka jõudsalt kasvanud vastava ala teadusartiklite hulk. Paljud artiklitest on siiski vaid peamiselt kirjeldava iseloomuga, mis esialgu võis probleemi paremaks teadvustamiseks olla ka vajalik. Samuti on palju arutletud sissetulekute ebavõrdsuse mõõtmise võimaluste üle ja välja on töötatud hulk erinevaid näitajaid, millest enam tuntud on Gini koefitsient. Loogiliselt järgmiseks sammuks on sissetulekute ebavõrdsuse ning teiste majandusalaste ja sotsiaalsete nähtuste omavaheliste seoste uurimine. Sõltuvalt põhjusliku seose suunast võib sellealased uurimistööd jaotada kaheks: tööd, kus tähelepanu all on sissetulekute ebavõrdsuse erinevad mõjurid<sup>2</sup> ja nende mõju iseloom<sup>3</sup>, ning tööd, kus uuritakse sissetulekute ebavõrdsuse ja selle muutuste mõju teistele nähtustele. Käesolev töö keskendub sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite uurimisele.

Kui uurida sissetulekute ebavõrdsuse võimalikke mõjureid käsitlevat laiaulatuslikku kirjandust, siis selgub, et pole võimalik leida ja autorile teadaolevalt pole ka loodud kompleksset kõiki mõjureid hõlmavat teooriat sissetulekute ebavõrdsuse taseme kujunemise kohta. Sellise teooria puudumisele on viidanud ka näiteks Ahluwalia (1974) ja Gagliani (1987). Enamus uurimustest keskenduvad ühele või mõnele neist mõjuritest. On ka töid, kus korraga on vaatluse alla võetud enam tegureid<sup>4</sup> (küllaltki palju erinevaid mõjureid on oma töödes kaasanud Nielsen, 1994; Gustafsson ja Johansson, 1997; Nielsen ja Alderson, 1997; Xu ja Zou, 2000; Clarke, Xu ja Zou, 2003), kuid ei saa öelda, et need tööd hõlmaksid kõiki tegureid, mis on oletatavate sissetulekute ebavõrdsuse mõjuritena kirjanduses käsitletud leidnud.

Selline vähestele teguritele keskenduv käsitlusviis võimaldab küll põhjalikumalt arutleda võimalike mõjumehhanismide üle, kuid on kahtlane, kas sel viisil

---

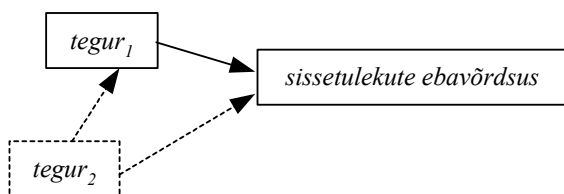
<sup>1</sup> Sissetulekute ebavõrdsuse all mõistetakse olukorda, kus ühiskonnaliikmete sissetulekud on erinevad ehk sissetulekud on ühiskonnaliikmete vahel ebavõrdselt jaotunud. Seega tegu on tegelikult sissetulekute jaotuse ebavõrdsusega. Arvatavasti inglise keele eeskujul (*income inequality*) ja lühiduse huvides on eesti keeles levinud “sissetulekute ebavõrdsus” “sissetulekute jaotuse ebavõrdsuse” tähenduses.

<sup>2</sup> Mõjur – mõjuv tegur või põhjus (ÕS, 1999).

<sup>3</sup> Mõju iseloomu all mõeldakse käesolevas töös seda, kas vastava mõjuri mõju on mõjutatavat suurendav või vähendav. Kuigi sageli kasutatakse selles tähenduses ka mõistet “mõju suund”, tähendab viimane siiski põhjusliku seose suunda ehk seda, kumb nähtus kumba mõjutab.

<sup>4</sup> “Mõjur” ja “tegur” on käesolevas töös kasutusel sünonüümidena.

saadud empiirilise analüüsi tulemused ikka peegeldavad reaalsust parimal võimalikul viisil. Nimelt sisaldab kahe nähtuse vaheline seos paratamatult lisaks põhjuslikule seosele ka mittepõhjuslikku seost, mis võib tuleneda näiteks kolmandatest teguritest, mis mõlemat vaatlusalust tegurit mõjutavad. Kui empiiriline analüüs ainult neid kahte nähtust hõlmabki, siis on raske kindlaks teha, milline osa ilmnenud seosest on põhjuslik ja milline mitte. Nii näiteks ei saa joonisel kujutatud juhul teise teguri analüüsist välja jätmisel kindlaks teha, millise osa esimese teguri ja sissetulekute ebavõrdsuse seosest moodustab põhjuslik seos ning millise osa ühisest põhjusest ehk teisest tegurist tulenev mittepõhjuslik seos. Sama loogika kehtib ka siis, kui analüüsi on hõlmatud enam tegureid. Kui analüüsist on mõned tegurid välja jäänud, ei pruugi saadud tulemused peegeldada tegelikkust juhul, kui need välja jäänud tegurid mõjutavad nii sissetulekute ebavõrdsust kui ka analüüsi kaasatud tegureid. Seega tuleb sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite analüüsi kaasata nii palju oletatavaid tegureid, kui andmete kättesaadavus vähegi võimaldab. Seda käesolevas töös tehaksegi. Ka autori varasemates sissetulekute ebavõrdsuse mõjureid analüüsivates töödes on püütud hõlmata võimalikult palju erinevaid tegureid (Kaasa, 2002a, 2002b, 2003).



**Joonis.** Kahte tegurit sisaldav fragment sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite süsteemist

Sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite uurimiseks võib kasutada mitmeid meetodeid. Üks võimalus on ebavõrdsuse näitaja dekomponeerimine ehk kogu sissetulekute jaotust kirjeldava näitaja jaotamine osadeks mingi tunnuse alusel eristades selle tunnuse alusel moodustatud gruppide sisest ja gruppide vahelist ebavõrdsust (vt. näiteks Drescher, 1999). Selle meetodi puuduseks on see, et sellise lähenemise korral on keeruline võtta korraga arvesse mitmeid mõjureid ning pole võimalik arvestada nende mõjurite omavahelisi mõjusid (vt. näiteks Bishop, Formby ja Smith, 1997). Lisaks sellele tugineb dekomponeerimine mikroandmetel (üksikisikute tasand) ja seetõttu tuleks enne üldistuste tegemist eraldi analüüsida eri riikide andmeid. Sel viisil aga pole võimalik uurida üldisemate tegurite, näiteks inflatsiooni, majanduse struktuuri arengu, valitsus-sektori suuruse jms., mõju sissetulekute ebavõrdsusele.

Viimasel ajal on tulenevalt vajadusest töötada välja majanduspoliitilisi meetmeid ebavõrdsuse vähendamiseks, ebavõrdsust ja selle mõjureid käsitlevates uurimustes enam levinud makroökonomiline (ühiskonna tasand)

käsitlusviis (Blejer ja Guerrero, 1990). Blejer ja Guerrero on isegi väitnud, et kuna majanduspoliitiliste meetmete ja ebavõrdsuse seostamine teoorias on seni olnud nõrk, siis üheks võimalikuks alternatiiviks on läheneda probleemile empiirilisel. Siiski peab ka sellisel juhul empiiriline analüüs tuginema teoreetilistel oletustel ja varasemate uurimuste tulemustel.

Enamus seni avaldatud uurimusi on sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite mõju välja selgitamiseks kasutanud regressioonanalüüsi. Ka autor on oma varasemates sissetulekute ebavõrdsuse mõjureid analüüsivates töodes kasutanud muuhulgas regressioonanalüüsi (Kaasa, 2002a, 2002b, 2003). Regressioonanalüüs aga ei võta arvesse asjaolu, et mõjurid võivad olla ka omavahel põhjuslikus seoses. Sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite puhul see aga just nii on. Sellise kompleksse seoste süsteemi korral sobib empiirilise analüüsi teostamiseks sotsiaalteadusalastes uurimistöödes juba laiemalt kasutuses olev struktuurne modelleerimine. Käesolevas töös ongi sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite uurimisel uudse lähenemisena kasutatud struktuurset modelleerimist, mis võimaldab iga mõjuri ja sissetulekute ebavõrdsuse vahelisest seosest eristada põhjusliku seose, mis omakorda jaotub selle mõjuri otseseks ja kaudseks mõjuks sissetulekute ebavõrdsusele. Käesolevas töös analüüsitakse sissetulekute ebavõrdsuse mõjureid 87 riigi andmetel. Lisaks sellele on aga autor struktuurset modelleerimist kasutanud ka analüüsimaaks sissetulekute ebavõrdsuse mõjureid Eestis regionaalsel tasandil (Kaasa, 2004).

Töö uudsuse osas saab välja tuua peamiselt kaks aspekti. Esimene tuleneb eespoolkirjeldatud probleemidest sissetulekute ebavõrdsuse kujunemise käsitlemisel ning on seotud lähenemisega sissetulekute ebavõrdsuse ja selle mõjurite keeruka omavaheliste mõjude süsteemi kui majandusteoreetilise probleemi empiirilise uurimisega. Eespoolkirjeldatud põhjustel on analüüsi kaasatud võimalikult palju mõjureid. Et võtta arvesse kõigi nende mõjurite võimalikke omavahelisi mõjusid, ongi kasutatud struktuurset modelleerimist.

Uudsuse teine aspekt tuleneb sellest, et struktuurne modelleerimine on küllaltki uudne meetodika ja kuigi meetodika põhimõtted on välja kujunenud, ei ole paljudele analüüsi käigus tekkida võivatele probleemidele siiski üheseid lahendusi leitud. Nii näiteks ei ole tähelepanu pööratud mõjukoefitsientide arvutamise meetodikale mittelineaarseid mõjusid sisaldavates mudelites. Seepärast on käesolevas töös välja pakutud lahendus mittelineaarsete mõjude arvestamiseks otseste ja kaudsete mõjude leidmisel keerukamates mudelites nii, et otsene mõju sisaldaks ka mittelineaarset komponenti ja viimane oleks välja arvatud kaudsest mõjust. Samuti ei ole struktuurse modelleerimise tulemuste analüüsi võimalused veel ammendunud. Käesolevas töös on uudeks lähenemiseks analüüsitulemuste graafiline esitamine nii, et vastavate arvutuste abil tuuakse eraldi välja iga teguri mõju sissetulekute ebavõrdsusele *ceteris paribus* ehk põhjuslik seos ja võrreldakse seda koguseost kirjeldava vaatluste pilvega. Viimane ongi varasemates uurimustes nii mõnigi kord kippunud olema just põhjusliku seose kohta järelduste tegemise allikaks, kuigi väljendab lisaks põhjuslikule ka mittepõhjuslikku seost. Vähe on seni tähelepanu pööratud

struktuurse modelleerimise taga olevale matemaatilisele mudelile ja matemaatilistele võtetele, mis tegelikult ongi kogu meetodika aluseks. Käeolevas töös tuuakse ära ka struktuurse modelleerimise aluseks olev matemaatiline mudel ja osatuletiste kontseptsiooni kasutatavad võtted, mida autorile teadaolevalt ei ole seni tehtud.

Lõpuks tasub lisaks neile kahele peamisele uudsuse aspektile ära märkida ka analüüsis kasutatud uudseid tuletatud näitajaid majanduse struktuuri arengu ja hariduse ebavõrdsuse kirjeldamiseks. Hariduse ebavõrdsuse näitaja leidmiseks on kasutatud ligikaudset Gini koefitsiendi arvutamise meetodit. Viimane tugineb autori varasemas töös (Parman, 1999; Kaasa, 1999) tervishoiukulutuste ebavõrdsuse hindamiseks välja pakutud ja kasutatud meetodil, mida on käesolevas töös täiendatud. Muuhulgas on vajalikud puuduvad algnäitajad leitud regressioonanalüüsi abil teades vaid elanike keskmist kooliaastate arvu ja erineva haridustaseme ga elanike osakaalusid kogu elanikkonnast.

## Töö eesmärk ja uurimisülesanded

Töö eesmärk on näidata, et sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite uurimiseks on otstarbekas kasutada struktuurset modelleerimist, ja selgitada sel viisil välja kirjanduses käsitletud oletatavate mõjurite kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele *ceteris paribus*. Eesmärgi saavutamiseks on püstitatud järgmised uurimisülesanded:

- Anda ülevaade erinevates uurimustes sissetulekute ebavõrdsuse mõjuritena vaadeldud teguritest, peamistest oletustest nende mõju osas sissetulekute ebavõrdsusele ja senistest uurimistulemustest.
- Anda kirjanduse põhjal ülevaade erinevate sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite omavahelistest mõjudest, mis moodustavad nende mõjurite poolt sissetulekute ebavõrdsusele avaldatava kaudse mõju.
- Pakkuda välja kirjeldatud mõjude süsteemi kõige paremini analüüsida võimaldavad matemaatiline mudel ja matemaatilised võtted.
- Anda ülevaade sellise mudeli empiiriliseks hindamiseks sobiva struktuurse modelleerimise põhimõtetest, tugevatest külgedest ja võimalikest probleemidest ning pakkuda nendele probleemidele lahendusi.
- Valida kasutada olevaid andmeid ja käesolevaid tingimusi arvestades edasiseks analüüsiks sobivaimad näitajad ja vaatlused ning luua vajadusel sissetulekute ebavõrdsuse mõjureid kirjeldavad tuletatud näitajad.
- Hinnata varasematel uurimistel tuginevatele oletustele vastav mudel struktuurse modelleerimise võtete abil, lisades mudelisse järkjärgult muutujaid vastavalt nende oletatavale olulisusele ja andmete usaldusväärsusele.

- Selgitada välja kõigi mõjurite kogu-, otsene ja kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele ning analüüsida põhjusliku ja mittepõhjusliku seose vahekorda mõjurite ja sissetulekute ebavõrdsuse vahel.
- Tuua välja sarnasused ja erinevused võrreldes varasemate tööde tulemustega ning analüüsida majanduspoliitilisi võimalusi sissetulekute ebavõrdsuse soovitud suunas mõjutamiseks erinevate mõjurite kujundamise abil.

## Töö struktuur

Töö koosneb kolmest osast. Esimene osa annab ülevaate senisest kirjandusest kõnealuses valdkonnas. Lühidalt käsitletakse sissetulekute ebavõrdsuse olemust, selle uurimise ajendeid ja aktiivsust erinevatel aegadel ning põhjusi, miks sissetulekute ebavõrdsust püütakse vähendada. On ju vajadus ebavõrdsust majanduspoliitiliste meetmetega mõjutada peamine ajend uurimaks sissetulekute ebavõrdsuse mõjureid ja nende mõju iseloomu. Seejärel antakse pikem ülevaade sissetulekute ebavõrdsuse ja selle mõjurite omavahelistest oletatavatest mõjudest. Et sissetulekute ebavõrdsuse mõjureid käsitlevate uurimistöde hulk on suur ja viimastel aastatel olulist täiendust leidnud, siis ei pretendeeri kirjanduse ülevaade erinevate uurimuste kõikehõlmavale loetelule. Esmalt tuuakse viide gruppi jaotatuna ära kõik eri töödes analüüsitud sissetulekute ebavõrdsuse mõjurid. Sealjuures on käsitletud võimalikke mõju avaldumise mehhanisme ning antud ka ülevaade varasemate uurimistöde tulemustest mõju iseloomu ja tugevuse kohta. Samuti on võimaluse korral ära toodud nende tegurite kirjeldamiseks varasemates uurimustes kasutatud erinevad näitajad. Erinevad mõjurid ja nende oletatavad mõjud on koondatud ka vastavasse kokkuvõttesse. Seejärel on eraldi vaadeldud sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite võimalikke omavahelisi põhjuslikke seoseid, tuues samuti ära peamised oletused mõjumehhanismide kohta ning varasemates töödes saadud empiirilised tulemused. Lõpuks on ülevaatlikkuse huvides graafiliselt esitatud ka teguritevaheliste mõjude süsteem tervikuna.

Töö teine osa annab ülevaate kasutatavast metoodikast ja andmetest. Et struktuurne modelleerimine on majandusteadlaste hulgas nii Eestis kui ka isegi kogu maailmas küllaltki uus, siis on käesolevas töös metoodika tutvustamisele pühendatud enam ruumi, kui seda oleks vajanud juba tavapäraseks saanud regressioonanalüüs. Esmalt on autoripoolse panusena käsitletud struktuurse modelleerimise matemaatilisi aluseid, sealhulgas osatuletiste kontseptsioonile toetuvaid analüüsivõtteid. Seejärel on kirjeldatud struktuurse modelleerimise olemust ja põhimõtteid. Toodud on ka põhjused, miks peaks struktuurne modelleerimine olema keerukama mõjude süsteemi puhul eelistatud regressioonanalüüsile. Andmaks ülevaate metoodika põhiideest on tutvustatud muutujate vaheliste seoste dekomponeerimise põhimõtteid ja selleks kasutada olevaid arvutuslikke võimalusi. Seejärel on käsitletud võimalusi modelleerida

otseselt mittemõõdetavaid nähtusi ja mittelinearseid mõjusid, seejuures on autori poolt välja pakutud võimalus mittelinearsete mõjude modelleerimiseks nii, et neid sisaldavate otseste ja kaudsete mõjude hindamine oleks korrektne. Lõpuks on arvestades käesoleva uurimistöo spetsiifikat antud ülevaade mudeli parameetrite ja mudeli sobivuse hindamise meetoditest ja kriteeriumidest, samuti erinevate struktuurse modelleerimise strateegiate positiivsetest ja negatiivsetest külgedest. Tutvustatud on ka käesoleva töö problemaatika seisukohast huvipakkuvat metoodikat analüüsitulemuste esitamiseks toomaks graafiliselt välja iga teguri mõju huvipakkuvale nähtusele *ceteris paribus*.

Järgnevalt on tutvustatud käesolevas töös kasutatava andmekogumi kujunemist ja kaalutlusi andmete valikul. Kirjeldatud on kasutada olevaid sissetulekute ebavõrdsust ja selle mõjureid kirjeldavaid näitajaid ning valimi kujunemisel tehtud valikuid. Majanduse struktuuri ja hariduse ebavõrdsuse jaoks on välja töötatud neid nähtusi kirjeldavad tuletatud näitajad. Põhjalikumalt on tutvustatud hariduse ebavõrdsuse näitaja leidmiseks kasutatud metoodikat. Lõpuks antakse ülevaade kujunenud andmekogumi iseloomust, representatiivsusest, puudustest ja puuduste vähendamiseks tehtud korrektiividest.

Töö kolmas osa tutvustab teostatud analüüsi ja selle tulemusi. Et kõigi kirjanduses käsitletud sissetulekute ebavõrdsuse tegurite kohta ei õnnestunud saada andmeid, siis on esmalt tutvustatud mõjude süsteemi, mida on käesolevas töös võimalik empiirilisel kontrollida. Seejärel on teostatud esmane analüüs selleks, et teha valik mõnede nähtuste kirjeldamiseks kasutada olevate alternatiivsete kirjeldamisvõimaluste vahel. Et rahaliselt mõõdetavate näitajate puhul ei olnud võimalik üht võimalust eelistada teisele, siis on edaspidi võrdluseks kasutatud paralleelselt mõlemat varianti, et teha alles seejärel järeldused selle kohta, kumma võimaluse kasutamine on enam põhjendatud. Mudeli analüüsimisel on kasutatud kolmeetapilist lähenemist lisades muutujaid mudelisse vastavalt nende oletatavale olulisusele ja andmete usaldusväärsusele. Mudeli analüüsi käigus on muuhulgas tähelepanu pööratud ka tegurite omavahelisi mõjusid kirjeldavatele tulemustele. Analüüsitud on ka võimalikke muutusi tulemustes pärast mudelite taandamist statistiliselt ebaoluliste mõjude kustutamise teel.

Eraldi on käsitlemist leidnud erinevate mõjurite ja sissetulekute ebavõrdsuse vaheliste seoste koostis: põhjusliku ja mittepõjusliku seose vahekord, põhjusliku seose jagunemine otseseks ja kaudseks mõjukuks, samuti mudelipõhise seose ja andmepõhise seose erinevused. Lõpuks on välja toodud kõigi analüüsitud mõjurite kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele *ceteris paribus* ka graafiliselt ning võrreldud seda andmepõhist koguseost kirjeldava vaatluste pilvega. Analüüsitud on saadud tulemuste sarnasusi ja erinevusi võrreldes varasemate uurimuste tulemustega. Selleks on käesoleva uurimuse tulemused esitatud kokkuvõtlikult võrdluses varasemate uurimuste tulemustega. Erinevuste korral on välja pakutud võimalikud selgitused varasematele tulemustele arvestades struktuurse modelleerimise abil selgunud seose koostist. Samuti on vaadeldud

võimalusi majanduspoliitiliste meetmetega analüüsitud mõjurite abil sissetulekute ebavõrdsust mõjutada.

### **Tänu**

Autor tänab oma akadeemilist ema ja juhendajat, dotsent Helje Kaldaru, kes nõu ja toetusega alati olemas oli. Tänu kuulub ka kõigile kolleegidele, kelle märkused tööd paremaks muuta aitasid. Samuti tänab autor oma abikaasat, kelle kannatlikkus töö koostamise ajal oli imetlusväärne.

# **1. SISSETULEKUTE EBAVÕRDSUS JA SELLE MÕJURID: KIRJANDUSE ÜLEVAADE**

## **1.1. Sissetulekute ebavõrdsus majandusteadusliku probleemina**

### **1.1.1. Sissetulekute ebavõrdsuse olemus ja selle käsitlemine teaduskirjanduses**

Riigi rikkuse ja riigi elanike keskmise tulutaseme suurendamine on läbi aegade olnud üks olulisemaid majanduspoliitilisi eesmärke. Siiski ei saa keskmine tulutase olla ainus ühiskonnaliikmete heaolu kirjeldav näitaja. Elanikkonna keskmise tulutaseme kõrval ei ole sugugi vähemtähtis tulude jaotumine ühiskonnaliikmete vahel. Majanduse kogutulu ei jaotu ühiskonnaliikmete vahel võrdset: sissetulekute jaotus on alati rohkem või vähem ebavõrdne. Mida suuremad on erinevused ühiskonnaliikmete sissetulekutes, seda suurem on sissetulekute ebavõrdsus. Kui riigis on küll suhteliselt kõrgem keskmine tulutase, kuid tulujaotus on äärmiselt ebahütlane, siis on vaesem osa ühiskonnast isegi halvemas seisus kui suhteliselt väiksema keskmise tulutaseme, kuid ühtlasema tulujaotusega riigis. Seepärast peakski tulutaseme tõstmise kõrval samavõrd oluline eesmärk olema ka tulujaotuse ühtlustamine.

Täiesti võrdset sissetulekute jaotust ei esine kunagi. Teatav sissetulekute ebavõrdsus on paratamatu, kuna eri inimeste soovid ja eelistused on erinevad. Samade võimetega inimeste sissetulekud võivad erineda näiteks seetõttu, et nende vajadused on erinevad ning nende vajaduste rahuldamiseks vajalik sissetulek on samuti erinev. Samuti hindavad inimesed erinevalt vaba aega. Seepärast on loomulik, et vaba aega kõrgemalt hindavate inimeste sissetulek on väiksem kui rohkem töötada soovivatel ja suurema tööpanusega inimestel. Eelistustest tulenevaid erinevusi sissetulekutes tuleks pidada isikuvabaduse ja ühiskonna mitmepalgelisuse väljenduseks (Atkinson ja Borguignon, 2000, lk. 47). Sellised erinevused on paratamatud ja põhjustavad ühe osa sissetulekute ebavõrdsusest, mida võib nimetada sissetulekute loomulikuks ebavõrdsuseks analoogiliselt loomuliku tööpuuduse mõistega. Kui sissetulekute erinevused tuleneksidki ainult vaba aja ja tarbimise vaheliste eelistuste erinevustest, siis eksisteerikski ainult loomulik ebavõrdsus. Tegelikuses on lisaks eelistustele erinevad ka inimeste võimed ning võimalused oma võimeid arendada ja sissetuleku teenimiseks kasutada. Ebavõrdsust viimatimainitud põhjustel peetakse vähem soovitavaks ja see ei kuulu sissetulekute loomuliku ebavõrdsuse alla.

Sissetulekute loomuliku ebavõrdsuse taseme määratlemine ei ole käesoleva töö eesmärgiks. Küll aga võib arvata, et parasjagu eksisteeriv sissetulekute ebavõrdsus ühiskonnas on alati suurem loomulikust sissetulekute ebavõrdsusest,



ükskõik milline see ka poleks. Lisaks loomulikule sissetulekute ebavõrdsusele saab rääkida ka ühiskonna poolt aktsepteeritud ebavõrdsuse tasemest. See tase sõltub riigi ajaloolisest ja kultuurilisest taustast, aga ka mediaanvalija tõekspidamistest ja sissetulekust. Ka ühiskonna poolt aktsepteeritav ebavõrdsuse tase pole täpselt määratletav, kuid enamasti peetakse parasjagu eksisteerivat sissetulekute ebavõrdsust ka aktsepteeritud tasemest kõrgemaks.

Huvi ja tähelepanu ebavõrdsuse kui majanduspoliitilise probleemi vastu on olnud eri aegadel erinev. Kanburi (2000) kohaselt võib vastava ala uurimistöö jaotada järgmistesse ajaperioodidesse. Pärast Teist maailmasõda oli majandusteaduslikus uurimistöös rõhuasetus mitte niivõrd ebavõrdsuse probleemiatikal kui võrd pigem kiire majanduskasvu ja tööstuse arengu tagamisel, kuna seda peeti parimaks võimaluseks vaesuse vähendamisel. Suurem tähelepanu ebavõrdsusega seotud küsimustele sai alguse Kuznetsi (1955) sissetulekute ebavõrdsust ja majanduskasvu seostavast tööst. Huvi tulujaotuse küsimuste vastu kulmineerus 1960-ndatest kuni 1970-ndate keskpaigani. Selgus, et ainuüksi majanduskasvust ei piisa vaesuse vähendamiseks, kuna kasvav rikkus jaotub ühiskonnaliikmete vahel ebahõltselt (Kanbur, 2000). Sissetulekute ebavõrdsust ja ka vaesus võib seega majanduskasvu tagajärjel hoopis süveneda. Sel ajal pooldati aktiivset majanduspoliitilist sekkumist ebavõrdsuse vähendamiseks.

Seejärel aga jäi ebavõrdsuse problemaatika tagaplaanile. Levis ka mõtteviis, et sobivate majanduspoliitiliste meetmete korral ei pruugi ühtlasem tulujaotus ja majanduskasv olla üksteist välistavad eesmärgid. Seejuures oli üheks argumendiks ka Ida-Aasia riikide arengus toimunu: vastupidiselt ootustele saavutati neis riikides suhteliselt võrdse sissetulekute jaotuse juures kiire majanduskasv ja sellega ei kaasnud sissetulekute ebavõrdsuse suurenemine (Kanbur, 2000). Tähelepanu tulujaotusele ja selle ebavõrdsusele hakkas uuesti suurenema 1980-ndate keskpaigas, kuna paljud uurimused näitasid üldist sissetulekute ebavõrdsuse suurenemist kogu maailmas. Sellele lisandus veel 1990-ndatel ilmnenu kiire sissetulekute ebavõrdsuse suurenemine siirderiikides. Nimetatud empiiriline kogemus sundis teadlasi uuesti kahtlema majanduskasvu ja samaaegse ebavõrdsuse vähendamise võimalikkuses. Viimastel aastatel on ebavõrdsuse alane kirjandus oluliselt täienenud. Käsitletud on nii sissetulekute ebavõrdsuse mõju majanduse arengule kui ka sissetulekute ebavõrdsust mõjutavaid tegureid. Järgnevalt ongi antud põgus ülevaade sissetulekute ebavõrdsuse mõjust majanduse arengule selgitamiseks huvi ebavõrdsuse mõjutamise vastu, et seejärel keskenduda sissetulekute ebavõrdsust mõjutavatele teguritele.

### **1.1.2. Sissetulekute ebavõrdsuse mõju majandusele**

On hulk põhjusi, miks peetakse teatavast kokkuleppelisest või loomulikust ebavõrdsusest suuremat sissetulekute ebavõrdsust ühiskonna seisukohalt

ebasoovitavaks. Kirjanduses on palju käsitletud sissetulekute ebavõrdsuse mõju majanduskasvule ja majanduse arengule ning enamasti rõhutatakse ebavõrdsuse majanduskasvu ja arengut aeglustavat mõju. Võimalikke mõjumehhanisme on mitmeid. Üks neist on seotud sellega, et sissetulekute jaotus ühiskonnas moodustab osa sotsiaalsest keskkonnast. Sissetulekute ebavõrdsusega kaasneb väiksem sotsiaalne sidusus ja väiksem sotsiaalne stabiilsus. Ebavõrdsus võib tekitada võõrandumist ja konflikte ühiskonnaliikmete vahel, kuna inimeste subjektiivselt tunnetatav heaolu on sageli enam seotud suhtelise heaoluga ümbritsevate isikutega võrreldes ja hoopis vähem absoluutse heaolu tasemega. On leitud, et kui riigi keskmisest sissetulekust kõrgem sissetulek tähendab ka elanike suuremat rahulolu, siis üldise tulutaseme (kaasa arvatud ka konkreetse isiku tulutaseme) tõus elanike rahulolu oluliselt ei suurenda (Land, 1983). Oletatakse, et osa elanike ühiskonnast võõrandumise tagajärjel väheneb poliitiline legitiimsus ja järjest suurem osa ühiskonnast ei osale poliitiliste otsuste tegemisel (Osberg, 2000).

Suurema sissetulekute ebavõrdsusega kaasnev väiksem sotsiaalne sidusus tähendab madalamate sissetulekutega elanike suuremat tõrjutust ja psühhosotsiaalset stressi. See kõik aga halvendab rahvastiku üldist tervislikku seisundit, suurendab elanike haigestumust ja ka suremust. On leitud, et elanike tervisliku seisundi kujunemisel on olulisteks teguriteks sotsiaalne kuuluvus, eneseaustus, kindlustunne töökoha suhtes ja muud sellised tegurid (Wilkinson, Kawachi ja Kennedy, 1998). Paljud uurimused on näidanud, et sissetulekute suurema ebavõrdsusega kaasneb ka suurem suremus; samuti on leitud, et suurema ebavõrdsuse korral on ka enesetappude määr suurem, kusjuures määravaks on just pigem suhteline vaesus ja vähem absoluutne vaesus (*ibid.*). See näitab rahvastiku vaimse tervise halvenemist suurema sissetulekute ebavõrdsuse tõttu. Suurem haigestumus ja suremus mõjub ühiskonna ja majanduse arengut pidurdavalt kahel viisil: esiteks koormab see enam tervishoiusüsteemi ja suurendab tervishoiule tehtavaid kulutusi vähendades seega näiteks võimalusi investeerida tehnoloogia arendamisse, teiseks aga kahandab rahva kehvem tervis riigis kasutada oleva inimkapitali väärtust elanike väiksema töövõime ja töötahte näol.

Sissetulekute suurem ebavõrdsus ja paljude ühiskonnaliikmete poolt tunnetatav ebaõiglus tekitab ühiskonnas ka enam konflikte, mis omakorda viib suurema poliitilise ja sotsiaalse ebastabiilsuseni. Poliitiline ebastabiilsus kiirelt vahelduvate majanduspoliitiliste põhimõtete või koguni valitsuste vahetumiste näol suurendab investeringuriski, mida on näidanud ka vastavasisulised uurimused (Alesina ja Perotti, 1996). Ebakindlus sunnib investeerides ettevaatlikum olema. Seega ei julge ettevõtted ette võtta riskantsemaid ja pikemas perspektiivis tehnoloogia arengule kaasa aitavaid projekte. Et investeringud ja tehnoloogia areng on oluliseks majanduskasvu teguriks, siis aeglustab sissetulekute ebavõrdsus selle mehhanismi kaudu majanduskasvu. On räägitud ka sellest, et ebavõrdsusega kaasnev suurem poliitiline ebastabiilsus võib kaasa tuua kõrgema inflatsiooni, ja isegi, et suurema ebavõrdsuse korral on keskmine

valija vaesem ja seetõttu soovitakse rikaste sissetulekute suhtelist suurust inflatsiooni abil vähendada (Al-Marhubi, 2000). Siiski on sissetulekute ebavõrdsuse mõju inflatsioonile veel vähe uuritud ja seetõttu ei saa viimast eriti tõsise argumendina vaadelda.

Suurema sotsiaalse ebastabiilsusega kaasneb enam vägivalda ja suurem kuritegevus. Blau ja Blau (1982) kohaselt on enamused uurimusi näidanud, et sissetulekute suurema ebavõrdsusega kaasneb ka suurem kuritegevus. Ka kuritegevus mõjub majanduse arengut pidurdavalt. Suurema kuritegevuse korral suurenevad kulutused seoses kuriteohvritele meditsiinilise abi andmisega ja kuritegude tagajärgede likvideerimise või leevendamise. Samuti suurenevad kulutused kuritegevuse ärahoidmisele ja potentsiaalsete ohvrite kaitsmisele. Lisaks jääb majanduses kasutamata nii kurjategijate kui ka kuritegevuse ohvrite (ajutise töövõimetuse või surma tõttu) tööpotsiaal. Lõpuks suurendab väiksem kindlustunne omandiõiguse suhtes ka investeringuriski. Kõigi nende mõjude tõttu majanduse tootlikkus tervikuna väheneb.

Järgmine sissetulekute ebavõrdsuse ja majanduskasvu vaheline mõjumehhanism on seotud sissetulekute võimaliku ümberjaotusega. Nimelt on suurema sissetulekute ebavõrdsuse korral nõudlus sissetulekute ümberjaotuse järele ilmselt suurem. See tuleneb sellest, et mida suurem on sissetulekute ebavõrdsus, seda vaesem on mediaanvalija ehk sissetulekute järgi järjestatud valijate hulgas keskmisel positsioonil olija. Viimase eelistused aga saavad määravaks poliitiliste otsuste tegemisel. Vaesema mediaanvalija poolt vajalikuks peetav üldine maksumäär on suurem ja seega ka ümberjaotus suurem (Alesina ja Rodrik, 1994). Suurema üldise maksumäära ja sageli ka progressiivse maksusüsteemiga kaasnevad suuremad moonutused majanduslikes otsustes: vähenevad stiimulid investeringute tegemiseks ja muudeks majanduskasvu soodustavateks tegevusteks (Persson ja Tabellini, 1994). Mida suurem osa täiendavast sissetulekust tuleb maksudena ära maksta, seda väiksem on indiviidi soov seda täiendavat sissetulekut teenida. See võib kahandada ettevõtete võimalusi meelitada ligi arenguks vajalikku tööjõudu. Seega võib väheneda ka huvi uuenduste ja tehnoloogia arendamise vastu. Ümberjaotuse kaudu avalduvat sissetulekute ebavõrdsuse majanduskasvu pidurdavat mõju võib vähendada see, et suuremad majanduslikud ressursid annavad ka suurema poliitilise võimu ja suurema sissetulekuga elanikel on lobitööga võimalik ümberjaotust vähendada. Kuigi sellisel juhul on ümberjaotus väiksem ja seega majanduskasvu aeglustav mõju seeläbi samuti väiksem, võib sellisel juhul majanduse areng aeglustuda muudel põhjustel. Nimelt nõuab lobitöö täiendavaid ressursse ja soodustab korrupsiooni, mis samuti võib omakorda pidurdada majanduse arengut (Barro, 1999).

Sissetulekute ebavõrdsuse majanduskasvu pidurdavat mõju selgitatakse ka säästmisvõimalustega. Väidetakse, et kuna säästmismäärad on kõrgemad just suuremate sissetulekutega elanikel, siis vähendab ümberjaotus sääste ja seega ka investeringuid (Knowles, 2001). Samas, kui ümberjaotust mitte arvestada, siis on sissetulekute suurema ebavõrdsuse korral ka säästnud majanduses suuremad.

Kui väiksema sissetulekuga elanike sissetulekud oleksid veidi suuremad, kulutataks täiendav sissetulek tarbimisele, suurema sissetulekuga elanike täiendav sissetulek aga suure tõenäosusega säästetakse (Champernowne ja Cowell, 1998, lk. 15). Seega sissetulekute ebavõrdsuse mõju majanduskasvule ühiskonna kui terviku säästmismäära ja seeläbi investeerimisvõimaluste kaudu ei ole üheselt määratava iseloomuga.

Sissetulekute ebavõrdsuse majanduskasvu aeglustav mõju on seotud ka ebatäiuslike kapitaliturgudega. Ebatäiuslike kapitaliturgude korral sõltub investeerimisvõimaluste kasutamine otseselt elanike isiklikest varadest ja sissetulekutest, kuna viimaste puudumisel ei ole laenu sageli võimalik saada (Barro, 1999). Tänu ebatäiuslikele kapitaliturgudele on suurema ebavõrdsuse korral investeeringud inimkapitali väiksemad, seda just vaesemate ühiskonnaliikmete hulgas (Knowles, 2001). Vaesematel elanikel ei ole võimalik saada laenu, et omandada kõrgema sissetuleku saamiseks vajalik haridus. Seega esiteks, süveneb omakorda ebavõrdsus ning teiseks, ei ole investeeringud inimkapitali sellisel juhul ühiskonna seisukohalt optimaalsel tasemel. Paljude inimeste potentsiaal jääb kasutamata, kuna neil ei ole võimalik omandada piisavat haridust (Ferreira, 1999b). Investeeringud inimkapitali on aga majanduse arenguks äärmiselt vajalikud.

Ka ei ole ebatäiuslike kapitaliturgude korral võimalik investeerida ettevõtlusse ja uutesse ideedesse neil, kelle enda sissetulekud ja varad ei luba seda teha. Paratamatult on tootmistegevusse sisenemiseks vajalik teatav algkapital, mida aga vaesematel elanikel ei ole. Ebatäiuslike kapitaliturgude korral ei ole neil seda sageli ka võimalik laenata. Vaesemad elanikud ei saa alustada ka riskantsemad, kuid uudse tehnoloogiaga ja pikemas perspektiivis tootlikumaid ettevõtlusprojekte, kuna ebatäiusliku kindlustusturu tõttu ei saa nad endale lubada kindlustust võimalike riskide vastu (Ferreira, 1999b). Seega, mida suurem on sissetulekute ebavõrdsus, seda vähem on võimalik ära kasutada vaesemate elanike tootmispotentsiaali ja seda aeglasem on seetõttu kokkuvõttes majanduskasv.

Toodud põhjustel püütakse sageli sissetulekute ebavõrdsust majanduspoliitiliste meetmete abil vähendada. Sobivate meetmete väljatöötamiseks on aga vajalik mõista, millised tegurid mängivad kaasa ebavõrdsuse taseme kujunemisel. Siit tulenebki huvi ebavõrdsust mõjutavate tegurite ja nende mõju iseloomu vastu. Lisaks sellele, et sissetulekuid on võimalik maksude ja siirete abil ümber jaotada, mõjutavad sissetulekute ebavõrdsust veel hulk muid tegureid. Kuigi kõik tegurid ei ole majanduspoliitiliste võtetega mõjutatavad, tuleb siiski tegurite mõju väljaselgitamiseks sissejuhatuses mainitud põhjustel hõlmata analüüsi kõik oletatavad mõjurid.

Käesoleva töö uurimisobjektiks ongi sissetulekute ebavõrdsuse mõjurid ja nende mõju sissetulekute ebavõrdsusele. Sissetulekute ebavõrdsuse poolt teistele nähtustele avaldatavad mõjud jäävad edaspidi vaatluse alt välja.

## 1.2. Sissetulekute ebavõrdsuse mõjurid

Sissetulekute ebavõrdsuse põhjusi on käsitletud paljudes varasemates uurimustes. Sealjuures pakutakse erinevates töödes välja hulk erinevaid tegureid, mis sissetulekute ebavõrdsust suuremal või vähemal määral võiksid mõjutada. Vaatamata sellele, et varasemad uurimused on hõlmanud igauks eraldi võetuna küllaltki vähe tegureid, erineb uurimisalune tegurite hulk uurimusesti küllaltki palju ja seetõttu on nende tegurite hulk, mida on vähemalt ühes uurimuses sissetulekute ebavõrdsuse mõjurina käsitletud, küllaltki suur. Käesolevas töös on sisse toodud kõik autorile teadaolevates uurimustes teoreetiliste mõjuritena käsitletud ja/või empiirilisse kontrolli kaasatud sissetulekute ebavõrdsuse mõjurid<sup>1</sup>.

Nagu sissejuhatuses mainitud, ei ole senises kirjanduses küllaldaselt tähelepanu pööratud asjaolule, et erinevad tegurid mõjutavad ka üksteist ning seega võib ühe teguri mõju sissetulekute ebavõrdsusele avalduda ka kaude ehk teiste tegurite kaudu. Seega koosneb iga teguri kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele otsesest mõjust ja kaudsest mõjust. Viimane omakorda võib koosneda mitmest erinevaid tegureid läbivast mõjuahelast. Käesolevas töös pööratakse tähelepanu nii sissetulekute ebavõrdsuse erinevate mõjuritite otsesele kui ka võimalikule kaudsele mõjule teiste mõjuritite kaudu. Pärast sissetulekute ebavõrdsuse oletatavate mõjuritite ülevaadet selles peatükis, on järgnevas peatükis eraldi käsitlust leidnud ka sissetulekute ebavõrdsusele avaldatava kaudse mõju ahelaid moodustavad mõjuritite võimalikud omavahelised mõjud.

Niisiis on selles peatükis vaatluse all sissetulekute ebavõrdsuse erinevad mõjurid, teoreetilised oletused nende mõju iseloomu osas ja varasemates uurimustes saadud tulemused. Samuti on vajaduse ja võimaluse korral käsitletud kõnealuste nähtuste kirjeldamiseks varem kasutatud näitajaid. Et vastavasisuliste artiklite kogum on suur, siis ei pretendeeri käesolev ülevaade nende täielikule loetelule, vaid toob pigem näiteid ühe või teise teguri uurimise kohta.

Erinevad teoreetilistes ja empiirilistes töödes välja pakutud sissetulekute ebavõrdsuse mõjurid on autori arvates otstarbekas jaotada viide rühma järgnevalt. Esmalt tasub esile tuua kirjanduses enim tähelepanu pälvinud majanduse arenguga seotud tegureid. Samuti on kirjanduses küllaltki põhjalikku käsitlust leidnud demograafilised tegurid. Eraldi saab välja tuua veel poliitilised tegurid ning peamiselt andmete vähesuse tõttu vähem käsitlust leidnud kultuurilised ja looduslikud tegurid. Viimasel paaril aastakümnel on sissetulekute ebavõrdsuse mõjuritena enam käsitlemist leidnud ka makro-

---

<sup>1</sup> Võib oletada, et kui mõni sissetulekute ebavõrdsuse mõjuritest analüüsist välja jätta, siis võivad tulemused olla suurema nihkega, kui mõne ebaolulise mõjuri analüüsi kaasamisel. Viimasel juhul osutuvad ebaoluliste mõjuritite mõjud nullilähedasteks ja ei mõjuta teiste mõjuritite mõju hinnanguid. Lisaks ei saa eeldada ühe valimi põhjal ebaoluliseks osutunud mõjuri ebaolulisust teistes valimites või üldkogumis.

ökonomilised tegurid<sup>2</sup>. Järgnevalt käsitletaksegi nimetatud teguriterühmi lähemalt.

### 1.2.1. Majanduse areng

Esimesse tegurite gruppi võib liigitada riigi rikkuse ehk SKP suuruse elaniku kohta<sup>3</sup>, samuti selle kasvutempo ehk majanduskasvu, tehnoloogilise arengu (sealhulgas tuuakse mõnikord eraldi esile infotehnoloogia areng) ja muuhulgas ka tehnoloogilist arengut peegeldava majanduse struktuuri (põllumajanduse, tööstuse ja teeninduse osa kogu majanduses). Neist tegureist on kirjanduses enim käsitlemist leidnud riigi rikkus.

On hulk uurimusi, kus on keskendunud riigi rikkuse ja sissetulekute ebavõrdsuse seosele, neist enamus tuginevad Kuznetsi pööratud *U* kujulise seose hüpoteesile (Kuznets, 1955), mille kohaselt majanduskasvu ehk SKP suurenemise korral ebavõrdsus esmalt suureneb ning seejärel uuesti väheneb. Sellise oletuse taga olid andmed, mis näitasid ebavõrdsuse suurenemist, kui tööjõu liikumine põllumajandussektorist tööstussektorisse algas, ning ebavõrdsuse vähenemist hiljem, kui sektoritevaheline liikumine hakkas jõudma lõpule. Selliste muutuste seletuseks on pakutud, et kui sissetulekute ebavõrdsus sektorite vahel (näiteks madala tootlikkusega põllumajandussektori ja kõrgema tootlikkusega tööstussektori vahel) on suurem kui sektorite sees, siis esmalt sektoritevahelise liikumise alguses sissetulekute ebavõrdsus suureneb ning väheneb hiljem, kui enamus tööjõust on juba uues sektoris või kui liikumine sektorite vahel on võrdsustanud tulumäära mõlemas sektoris (Ferreira, 1999b). Lisaks eelnenule võib sissetulekute ebavõrdsuse ja riigi rikkuse vahelisele seosele olla ka teisi seletusi. Näiteks on pakutud, et rikkuse suurenedes on rikkastel enam võimalusi sellest kasu saada, kuna riigi rikkuse suurenemine suurendab enam just ettevõtjate tulusid (Chang ja Ram, 2000). Kuznetsi hüpoteesi kontrollimisele on pühendatud palju uurimusi, samuti on enamikus mitmeid erinevaid tegureid hõlmavates analüüsides kaasatud muuhulgas ka SKP inimese kohta. Mõned neist töödest on leidnud hüpoteesile kinnitust, mõned mitte.

Kuznetsi hüpoteesile ilmnes tugev toetus Higgins'i ja Williamsoni (1999) töös erinevate riikide paneelidandmete põhjal aastatest 1960 kuni 1990. Et majanduse arenedes sissetulekute ebavõrdsus esmalt suureneb ja siis väheneb, leidis analoogiliste andmete põhjal ka Barro (1999). Nielsen ja Alderson (1997)

---

<sup>2</sup> Kuigi makroökonomilisteks võib pidada ka majanduse arenguga seotud tegureid, oli siinkohal otstarbekas viimased siiski eraldi välja tuua tulenevalt neile osaks saanud oluliselt suuremast tähelepanust sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite uurimisel.

<sup>3</sup> Käesolevas töös mõistetakse riigi rikkuse all keskmiselt selle riigi elaniku käsituses olevat selles riigis loodud väärtust, mida mõõdetakse tavaliselt SKP-na ühe elaniku kohta.

leidsid toetust Kuznetsi hüpoteesile uurides USA osariike aastatel 1970, 1980 ja 1990. Weede ja Tiefenbach (1981) analüüsisid 1965. aasta ristandmeid ning tulemuseks oli samuti kinnitus pööratud  $U$  kujulise seose hüpoteesile. Ka Clark, Xu ja Zou (2003) leidsid oma analüüsis 1960.-1995. aastate paneelandmetel muuhulgas pööratud  $U$  kujulise seose. Samas kasutas Ram (1997) arenenud riikide paneelandmeid aastatest 1951-1992 ning leidis, et seos sissetulekute ebavõrdsuse ja riigi rikkuse vahel on hoopis (mitte pööratud)  $U$ -kujuline: majanduse arenedes sissetulekute ebavõrdsus vähenes 1950-ndatel ja 1960-ndatel, alates 1970-ndatest aga hakkas uuesti suurenema. Analüüsid USA osariikide andmeid analoogilisest ajavahemikust sai Ram (1991) samuti tulemuseks  $U$ -kujulise seose. Seos sissetulekute ebavõrdsuse ja riigi rikkuse vahel ei osutunud üldse oluliseks Gustafssoni ja Johanssoni (1997) uurimuses, mis kasutas OECD riikide andmeid aastatest 1966-1994. Põhjalikuma ülevaate riigi rikkuse mõju sissetulekute ebavõrdsusele uurivatest töödest annab näiteks Glomm (1997).

Kirjeldatud vastuolulisus võib tuleneda sellest, et Kuznetsi hüpotees tekkis ajal, mil tööjõud liikus põllumajandusest tööstusesse. Tänapäeval on toimunud või toimumas juba suure osa tööjõu liikumine tööstussektorist teenindussektorisse. Seepärast oleks õige oletada, et see muutus majanduse struktuuris on tekitanud omakorda pööratud  $U$  kujulise seose sissetulekute ebavõrdsuse ja riigi rikkuse vahel. Sellele võimalusele on viidanud oma töös ka List ja Gallet (1999), kasutades sissetulekute ebavõrdsuse ja majanduse arengu vahelise seose uurimisel arenenud maades aastatel 1961-1992 erinevalt tavapärasest  $U$ -kujulisele seosele vastavast ruutfunktsioonist kuupfunktsiooni: majanduse arenedes sissetulekute ebavõrdsus esmalt suurenes, siis vähenes ning hiljem suurenes jälle. Pikaajaline seos sissetulekute ebavõrdsuse ja riigi rikkuse vahel võiks siis autori arvates lihtsustatult olla kirjeldatav lainelise graafikuga, kus iga kumer laine vastab ühele sektoritevahelisele üleminekule. Kui näiteks andmed katavad nii perioodi, kus liikumine põllumajandusest tööstusesse jõudis lõpule, kui ka järgnevat perioodi, kus algas liikumine teenindussektorisse, siis on  $U$ -kujuline seos Kuznetsi hüpoteesi loogikaga igati kooskõlas.

Siinjuures tuleb arvestada sellega, et kui seost sissetulekute ebavõrdsuse ja riigi rikkuse vahel põhjendatakse liikumisega majandussektorite vahel, siis tegelikult on tegu pigem ühiste põhjustega: liikumine põllumajandussektorist tööstussektorisse ja edasi teenindussektorisse ehk tehnoloogiline areng suurendab riigi rikkust ja samal ajal mõjutab ka sissetulekute ebavõrdsust. Seega, kui üldse oletada riigi rikkuse mõju sissetulekute ebavõrdsusele, siis peaks see toimima mingite muude mehhanismide toimetel.

Mõnedes uurimustes on riigi majandusliku arengutaseme näitajana kasutatud energia tarbimist elaniku kohta. Näiteks Muller (1988) leidis Kuznetsi hüpoteesile vastava pööratud  $U$  kujulise seose energiatarbimise ja sissetulekute ebavõrdsuse vahel 1965.-1975. aasta ristandmete põhjal. Nielsen (1994) kasutas oma 1970. aasta ristandmeid kasutavas uurimuses majanduse arengutaseme näitajatena kordamööda nii energiatarbimist kui tavapäraselt SKP-d inimese

kohta, seejuures osutuvad mõlemad sissetulekute ebavõrdsuse mõjuritena ebaoluliseks. Nielsen ja Alderson (1995) leidsid toetust Kuznetsi hüpoteesile paneeländmete põhjal 88 riigi kohta aastatest 1952-1988 kasutades majandusarengu näitajana vaid energiatarbimist elaniku kohta. Siiski eelistatakse enamasti riigi rikkuse näitajana SKP-d inimese kohta, seda arvatavasti andmete lihtsa kättesaadavuse tõttu.

Eeltoodust tulenevalt on oluline arvestada sissetulekute ebavõrdsust mõjurina ka majanduse struktuuri ehk põllumajandus-, tööstus- ja teenindussektori osakaalusid kogu majandusest. Näiteks Gustafsson ja Johansson (1997) on analüüsi kaasanud lisaks riigi rikkusele ka tööstuses ja teeninduses hõivatute osakaalu, mis võib selgitada ka seda, miks riigi rikkus osutus nende uurimuses ebaoluliseks mõjuriks. Et SKP ja majandusstruktuuri näitajate mõju võib mingis osas kattuda, lubavad oletada ka Doesseli ja Valadkhani (1998) ja Clarki, Xu ja Zou (2003) tööd. Chevan ja Stokes (2000) on lisaks tööstussektorile analüüsi kaasanud infrastruktuuri (ehitus, transport ja side) ning kolm teenindussektori osa. Selline detailsus võimaldab küll selgitada, millist mõju sissetulekute ebavõrdsusele omavad erinevate tegevuslade osakaalud majanduses, samas aga on sellisel juhul tulemuste tõlgendamine võrdluses teoreetiliste seisukohtadega komplitseeritud.

Kirjeldamiseks majanduse struktuuri üldist arengutaset on sageli kasutatud ka selleks otstarbeks tuletatud näitajaid. Abdel-Ghany (1996) kasutas oma töös ühe tegurina näiteks tööstussektoris ja teenindussektoris hõivatute suhet. Mõnedes töödes (Nielsen, 1994; Nielsen ja Alderson, 1995; Nielsen ja Alderson, 1997) on kasutatud ka n.ö. sektoraalse dualismi näitajat, mis kirjeldab sektoritevahelist sissetulekute ebavõrdsust. Kui vaadelda ainult kahte sektorit, siis on näitaja lihtsalt leitav ühe sektori osakaalu koguhõives ja osakaalu kogutoodangus vahelise erinevusena (Nielsen ja Alderson, 1995). Kaasaja andmeid analüüsides tuleb aga arvesse võtta juba kolme sektorit, mis teeb näitaja leidmise keerulisemaks. Nielsen ja Alderson (1995, 1997) on oma analüüsi kaasanud nii sektoraalse dualismi näitaja kirjeldamiseks sektoritevahelist sissetulekute ebavõrdsust kui ka hõivatute osakaalu põllumajanduses või tööstuses võtmaks arvesse asjaolu, et põllumajandussektoris on sissetulekute ebavõrdsus reeglina väiksem kui tööstussektoris.

Sissetulekute ebavõrdsust mõjutava tegurina tuuakse sageli eraldi välja ka tehnoloogiline areng ning selle ühe olulise osana infotehnoloogia areng ja levik. Nii leidsid Cornia ja Kiiski (2001), et tehnoloogilised muutused on üks olulisemaid sissetulekute ebavõrdsuse suurenemise põhjuseid arenenud riikides; ülejäänud riikides on mõju nõrgem. Sealjuures võib sissetulekute ebavõrdsust suurendavaid tehnoloogilisi muutusi jaotada intensiivseteks ja ekstensiivseteks (Snower, 1999). Intensiivsete muutuste korral suurenevad oskustöölise palgad, samal ajal kui mitteoskustöölise palgad jäävad samaks ja seega keskmine palk suureneb. Ekstensiivsete muutuste puhul võtavad oskustöölised üle osa mitteoskustöölise töökohtadest. Nõudlus oskustöölise järele suureneb ja nende palgad tõusevad, samal ajal mitteoskustöölise nõudlus väheneb ja palgad



vähenevad, keskmine palk võib aga jääda selliste muutuste korral samale tasemele (Snower, 1999). Mõlemal juhul sissetulekute ebavõrdsus suureneb, kuid muutus on arvatavasti suurem teisel juhul.

Personaalarvutite leviku mõju sissetulekute ebavõrdsusele on põhjalikumalt käsitletud Bresnahan (1997). Tema teooria kohaselt asendub suur osa väheseid ja keskmisi oskusi nõudvatest töökohtadest arvutitega, samas suureneb nõudlus kõrgelt haritud tööliste järele pidades silmas eeskätt just infotehnoloogia arendamisega seotud töökohti. Ka siin on tulemuseks haridusest tulenevate erinevuste suurenemine sissetulekutes ja seega sissetulekute ebavõrdsuse suurenemine. Kahjuks on tehnoloogia arengu ja eriti infotehnoloogia leviku mõju sissetulekute ebavõrdsusele seni analüüsitud pigem teoreetilist laadi uurimustes, ka pole välja kujunenud näitajaid, mida võiks näiteks infotehnoloogia leviku kirjeldamiseks empiirilises analüüsis kasutada. Wolff (2002) näiteks analüüsis sissetulekute ebavõrdsuse võimaliku mõjurina investeeringuid seadmetesse ja kontori- ja arvutustehnikasse, mis mõlemad osutused oluliseks mõjuriks, ning tööjõu tootlikkust, mis ei osutunud oluliseks sissetulekute ebavõrdsuse mõjutajaks. Samas võib alternatiivseid näitajaid kasutades arvatavasti saavutada ka teistsuguseid tulemusi.

Lisaks SKP-le inimese kohta on uuritud ka majanduskasvu kirjeldava SKP kasvutempo seost sissetulekute ebavõrdsusega. Ka siin on eri autorid saanud erinevaid tulemusi. Oletatakse, et kiirema majanduskasvuga kaasneb suurem ettevõtlusaktiivsus ja nii koonduvad sissetulekud enam rikkamate elanike kätte, kellel on võimalik teha investeeringuid (Chang ja Ram, 2000). Ahluwalia (1974) leidis 1960-ndate ristandmeid kasutades küll mõningast kinnitust, et sissetulekute ebavõrdsus majanduse arenedes esmalt kasvab ja siis kahaneb, kuid kasvutempo ise osutus ebaoluliseks mõjuriks. 1980-ndate aastate ristandmetel põhinevas Changi ja Rami (2000) analüüsis osutused aga oluliseks nii SKP inimese kohta (pööratud U-kujuline seos) kui selle kasv. Seejuures ilmnis kiiremal majanduskasvul hoopis ebavõrdsust vähendav roll. Edwards (1997) esitab oma 1970-ndate ja 1980-ndate ristandmetel põhinevas töös regressioonvõrrandi, kus muude tegurite hulgas on toodud nii riigi rikkuse kui ka majanduskasvu ebavõrdsust suurendav mõju. Xu ja Zou (2000) Hiina andmetel tuginevas uurimuses on neist kahest analüüsi kaasatud ainult SKP kasvutempo, mille ebavõrdsust suurendav mõju osutus enamasti oluliseks. Kahjuks ei ole eriti vaevunud selgitama majanduskasvu sissetulekute ebavõrdsusele avaldatava mõju mehhanisme. Võib oletada, et põhjuseks on asjaolu, et tegelikult on tegu lihtsalt riigi rikkusest tuletatud näitajaga ja mõju mehhanisme peetakse seotuks riigi rikkuse mõju mehhanismidega.

### **1.2.2. Demograafilised tegurid**

Palju on uuritud erinevate demograafiliste tegurite mõju sissetulekute ebavõrdsuse tasemele riigis. Tähelepanu on pälvinud rahvastiku vanuseline

struktuur, inimitihedus, linnastumine ja majapidamiste koosseis. Samuti võib siia liigitada rahvastiku haridustaseme, selle varieeruvuse ja hariduskulutused.

Elanikkonna vanuselise struktuuri mõju iseloomu osas on pakutud erinevaid selgitusi. Deatoni ja Paxsoni kohaselt, nagu juba mainitud, kaasneb vanema elanikkonna, kellel on ebaühtlasem sissetulekute jaotus, suurema osakaaluga rahvastikust ka suurem sissetulekute ebavõrdsus. Seda oletust kinnitas ka nende uurimus nelja riigi andmetel, mille kohaselt kaasneb rahvastiku vananemisega üldise ebavõrdsuse suurenemine. Samas Higginsi ja Williamsoni (1999) erinevate riikide paneelandmete põhjal aastatest 1960 kuni 1990 tehtud uurimus näitas, et suurema küpses eas (vanus 40-59 aastat) olevate elanike osakaaluga tööjõust (vanus 15-69 aastat) kaasnes väiksem ebavõrdsus. Üheks seletuseks võib olla, et vanema, kogemustega elanikkonna suurem osakaal vähendab nõudlust nende järele ja tänu kogemustele saadavat palgalisa, seega vähendab ka sissetulekute ebavõrdsust (Higgins ja Williamson, 1999). Nii Gustafssoni ja Johanssoni (1997) uurimus, mis kasutas OECD riikide andmeid aastatest 1966-1994, kui ka Mulleri (1988) 1965-1975. aasta ristanndmete põhjal tehtud analüüs näitasid noorte (vanus 0-14 aastat) suurema osakaalu sissetulekute ebavõrdsust suurendavat mõju. Põhjuseks võib olla, et sündimus on suurem just madalama sissetulekuga elanikkonna hulgas ja seega kaasnevad suurema laste osakaaluga veelgi madalamad sissetulekud selles grupis. Vanurite osakaalu (üle 65 aastased) mõju sissetulekute ebavõrdsusele USA osariikides on muude tegurite hulgas uurinud Nielsen ja Alderson (1997), kuid vanurite osakaalu mõju iseloom oli eri kümnenditel erinev.

Et enamasti mõõdetakse sissetulekute ebavõrdsust majapidamise keskmise sissetuleku alusel, on majapidamiste koosseisul oluline roll sissetulekute ebavõrdsuse taseme näitaja kujunemisel. On arvatud, et mida suurem on majapidamiste erinevate tüüpide hulk, seda suurem on ka sissetulekute ebavõrdsus, kuna erinevates tüüpides on keskmine sissetulek erinev (Wilkie, 1996). Majapidamisse keskmiselt kuuluvate liikmete arvu vähenemine näiteks laste kiirema vanematest eraldi elama asumise või abiellumise vähenemise tõttu suurendab arvatavasti üldist ebavõrdsust, kuna suuremates peredes toimus ka suurem sissetulekute ühtlustumine (Blank ja Card, 1993). Peamiselt on uurimustes tähelepanu pälvinud see, kui suure osa perekondadest moodustavad naissoost perekonnapeaga perekonnad. Oletatakse, et sellistes perekondades on enamasti üks töölkäiv isik tavapärase peremudeli kahe isiku asemel ja seega: mida suurem on selliste perekondade osakaal, seda suurem on madalama sissetulekuga osa rahvastikust ja seda suurem on sissetulekute ebavõrdsus (Partridge, Partridge ja Rickman, 1998). Seda kinnitab näiteks Nielsen ja Aldersoni (1997) uurimus, mis näitas muuhulgas, et neis USA osariikides, kus naissoost perekonnapeaga perekondade osakaal on suurem, on ka sissetulekute ebavõrdsus suurem. Samas hõlmas mainitud Nielsen ja Aldersoni (1997) analüüs ka naiste osalust tööjõus, mis osutus sissetulekute ebavõrdsust vähendavaks teguriks: naiste suurem osalus tööjõus suurendab ilmselt keskklassi kuuluvate kahe töötava liikmekaupa perede osakaalu ja vähendab seega

sissetulekute ebavõrdsust. Neid tulemusi kinnitavad ka teised analoogilised uurimused USA andmetel (Maxwell, 1990; Bishop, Formby ja Smith, 1997; Partridge, Partridge ja Rickman, 1998; Chevan ja Stokes, 2000).

Uuritud on ka linnastumise ja inimtiheduse mõju sissetulekute ebavõrdsusele. Crenshaw (1993) näitas uurimuses 1970. aasta andmetel, et suurema inimtihedusega kaasneb väiksem ebavõrdsus, ja põhjendas seda sellega, et suurema inimtiheduse korral on rohkem võimalusi ebavõrdsust vähendava sotsiaalkindlustusvõrgu tekkimiseks. Nielsen ja Alderson (1997) kasutasid samuti inimtiheduse näitajat ja leidsid, et see hoopis suurendab ebavõrdsust. Sellist tulemust võib seletada sellega, et ebavõrdsus on tavaliselt linnades suurem kui maapiirkondades (Litwin, 1998). Et kõrgem linnastumise tase sissetulekute ebavõrdsust suurendab, näitas ka Litwini (*ibid.*) arengumaid käsitlev uurimus. Samas Xu ja Zou (2000) Hiina andmetel tehtud ja Li, Squire ja Zou (1998) erinevate riikide paneelandmetel läbi viidud analüüsis ei osutunud linnastumise mõju oluliseks.

Rahvastiku haridustase ja selle varieeruvus on kahtlemata üks enam analüüsitud sissetulekute ebavõrdsust mõjutavatest teguritest. Kuigi sageli väidetakse, et üldine hariduse levimine vähendab sissetulekute ebavõrdsust (Nielsen ja Alderson, 1995; Chu, 2000; Sylwester, 2002), tuleb tegelikult eristada keskmise haridustaseme muutusi ja muutusi haridustaseme varieeruvuses elanikkonna hulgas. Rahvastiku haridustaseme näitajana on sageli kasutatud keskmist kooliaastate arvu. Näiteks leidsid Partridge, Partridge ja Rickman (1998) muu hulgas, et sissetulekute ebavõrdsus oli väiksem neis USA osariikides, kus rahvastiku keskmine kooliaastate arv oli suurem. Sylwesteri (2002) uurimus 50 riigi ristanametel näitas aga, et suurema keskmise kooliaastate arvuga riikides oli sissetulekute ebavõrdsus suurem.

Üldise haridustaseme kõrval on oluline, milline on erinevate haridustasemete: alg-, kesk- ja kõrghariduse osakaal ehk haridustaseme jaotus elanike vahel (Nielsen ja Alderson, 1997). Haridustaseme tõstmisega on inimestel võimalik oma sissetulekuid suurendada, kuid kui näiteks kõigi haridustase tõuseb samal määral, siis sissetulekute ebavõrdsuse tase ei muutu. Selge on see, et teoreetiliselt peaks suurem ebavõrdsus hariduses tähendama ka suuremat sissetulekute ebavõrdsust. Peaks ju vähemalt teoreetiliselt inimese sissetulek sõltuma sellest, milline on tema haridus: kõrgem haridus peaks tagama ka kõrgema palga. Kuigi sageli on oluline ka see, kui suur on parasjagu vastava haridustasemega töötajate pakkumine ja kui suur nõudmine nende järele, tagab kõrgem haridustase siiski ka kõrgema palga. Seega kui ebavõrdsus haridustasemes on suurem, võib oodata ka suuremat ebavõrdsust sissetulekutes. Seda kinnitavad näiteks Chiswicki (1971) ning Cornia ja Kiiski (2001) uurimused rahvusvahelistel ristanametel. Nielsen ja Alderson (1997) kasutasid oma analüüsis haridustaseme heterogeensuse näitajat ja leidsid, et sellel on USA-s aastatel 1970-1990 olnud järjest suurem sissetulekute ebavõrdsust suurendav mõju.

Mingil määral võimaldab haridustaseme jaotust elanike vahel kindlaks teha ka erinevate haridustasemete osakaalude kasutamine. Chevani ja Stokesi (2000) kohaselt näitavad uurimused, et nii alghariduse kui ka kõrghariduse suure osakaaluga täisealiste elanike haridustaseme järgses jaotuses kaasneb suurem sissetulekute ebavõrdsus. Keskharidusega elanike osakaalu suurenemine aga suurendab keskmiste oskustega töötajate hulka, kes arvatavasti on ka keskmiste sissetulekute (Partridge, Partridge ja Rickman, 1998), ja sissetulekute ebavõrdsus seega väheneb. Chevani ja Stokesi (2000) uurimus USA andmetel kinnitas alghariduse ja kõrghariduse osakaalude sissetulekute ebavõrdsust suurendavat mõju aastatel 1970-1980, aastatel 1980-1990 osutus oluliseks ainult alghariduse osakaalu mõju. Samas kinnitas Barro (1999) uurimus hulga erinevate riikide paneelandmetel aastatest 1960-1990 küll suurema kõrghariduse osakaalu sissetulekute ebavõrdsust suurendavat mõju, alghariduse suurem osakaal osutus aga hoopis sissetulekute ebavõrdsust vähendavaks teguriks. Ka Xu ja Zou (2000) uurimuses Hiina andmetel aastatest 1985-1995 osutus kõrghariduse osakaal ebaoluliseks. Samas võib kõrghariduse osakaalu suurenemine tekitada konkurentsi oskustöölise hulgas ning vähendada nende palku vähendades sellega ka sissetulekute ebavõrdsust.

Sageli kasutatakse ka haridushõive näitajaid alg-, kesk- või kõrghariduses. Nielsen ja Aldersoni (1995, 1997, 1999) kohaselt on laialt levinud arvamus, mida mitmed uurimused on ka kinnitanud, et keskharidushõive kui hariduse üldise levimise näitaja suurenemisel sissetulekute ebavõrdsus väheneb. Arvamus tugineb oletusel, et hariduse levimisel suureneb oskustöölise hulk, mis surub alla nende palgataseme. Sellele viitab oma töös ka Crenshaw (1993). Sama kinnitas ka Nielsen ja Aldersoni uurimus (1995) 88 riigi kohta aastatest 1952-1988 ning hilisem 108 riiki ja aastaid 1947-1996 hõlmav uurimus (1999). Edwardsi (1997) analüüs 42 riigi ristanametel hõlmas samuti muuhulgas keskharidushõivet ja näitas selle sissetulekute ebavõrdsust vähendavat mõju. Kuna aga haridushõive võimaldab pigem prognoosida hilisemat haridustaset ja selle varieeruvust ja selleski võib kahelda (kõik hariduses hõivatud ei pruugi haridust omandada), siis ei saa haridushõive näitajaid sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite uurimisel siiski eriti sobivaks pidada.

Ühe sissetulekute ebavõrdsuse mõjurina tulevad kõne alla ka hariduskulutused. Valitsuse kulutused haridusele saavad sissetulekute ebavõrdsust vähendada siis, kui vaesematel elanikel on ligipääs avalikule haridusteenusele. Kui nende elanike sissetulekute nappus takistab hariduse omandamist ka avaliku haridusteenuse puhul, siis võivad viimasest pigem suurema sissetulekuga elanikud ja ebavõrdsus suureneb veelgi (Sylwester, 2002). Sylwesteri (2002) uurimusse 50 riigi ristanametel oli muuhulgas kaasatud valitsuse kulutused haridusele osana SKP-st ning selgus, et suuremate kulutuste korral on ka ebavõrdsus väiksem. Mõningaid kahtlusi tekitab siiski valitsuse üldiste kulutuste ja hariduskulutuste tavapärane tugev seos: riikides, kus rohkem kulutatakse haridusele, on ka valitsuse kulutused näiteks siiretele suuremad, mis ümberjaotuse kaudu vähendab sissetulekute ebavõrdsust.

Oletusele annab kinnitust Doesseli ja Valadkhani (1998) uurimus Iraani andmetel aastatest 1967-1993, kus kulutused haridusele inimese kohta osutusid sissetulekute ebavõrdsuse mõjurina ebaoluliseks arvatavasti just seetõttu, et analüüsi oli kaasatud ka valitsuse kulutuste näitaja inimese kohta, mis osutus oluliseks sissetulekute ebavõrdsust vähendavaks teguriks ja hõlmab muuhulgas ka enamuse kulutustest haridusele. Niisiis väärrib ka hariduskulutuste mõju sissetulekute ebavõrdsusele edasist uurimist. Kuigi valitsuse kulutusi haridusele võib pidada ka poliitiliseks teguriks, on käesolevas töös tulenevalt soovist käsitleda koos kõiki haridusega seotud tegureid, hariduskulutused koos haridustaseme ja hariduse ebavõrdsusega liigitatud demograafiliste tegurite alla.

### 1.2.3. Poliitilised tegurid

Poliitiliste tegurite hulka võib liigitada riigikorra tüübi ehk demokratiseerituse, samuti valitsus- ja erasektori osakaalud SKP-s, liberaliseerituse jms. Valitsussektori osakaalu, mida enamasti mõõdetakse valitsussektori kulutuste osakaaluna SKP-s, võib pidada nii makroökonomiliseks kui ka poliitiliseks teguriks. Valitsuse kulutustel on oluline roll makroökonomilistes protsessides, samas on nende suurus majanduspoliitiline otsus. Käesolevas töös on valitsussektori osakaalu majanduses vaadeldud pigem poliitilise tegurina.

Suure osa valitsuse kulutustest moodustavad siirded, näiteks pensionid, toetused ja abirahad, millel on ühiskonnas ümberjaotav ja võrdsust suurendav funktsioon. Seega võib arvata, et valitsuse kulutuste suurenedes sissetulekute ebavõrdsus enamasti väheneb. Valitsussektori osa majanduses võib ebavõrdsust negatiivselt<sup>4</sup> mõjutada ka seetõttu, et avalikus sektoris on palgad enamasti ühtlasemad kui erasektoris, seega suurem avaliku sektori osakaal tähendab ka mingil määral ühtlasemat sissetulekute jaotust kogu ühiskonnas (Gustafsson ja Johansson, 1997). Samas, kui suur osa valitsuse kulutustest on suunatud pigem keskklassile ja jõukamatele elanikele, siis võivad suuremad valitsuse kulutused ebavõrdsust ka suurendada (Xu ja Zou, 2000; Clarke, Xu ja Zou, 2003).

Valitsuse kulutuste osakaalu SKP-s on muude sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite hulgas analüüsinud näiteks Durham (1999) kasutades paneelandmeid aastatest 1960-1992 ja leidnud avaliku sektori osakaalu olulise negatiivse mõju sissetulekute ebavõrdsusele. Samale tulemusele jõudsid ka avaliku sektori osakaalu ebavõrdsuse mõjurina analüüsinud Gustafsson ja Johansson (1997) kasutades OECD riikide paneelandmeid. Et suuremad valitsuse kulutused sissetulekute ebavõrdsust vähendavad, leidsid ka Clarke, Xu ja Zou (2003) oma

---

<sup>4</sup> Siin ja edaspidi mõistetakse negatiivse mõju all seaduspära, kus ühe muutuja väärtuse suurenedes teise muutuja väärtus väheneb. Positiivse mõju all aga mõistetakse seaduspära, kus ühe muutuja väärtuse suurenedes teise muutuja väärtus suureneb. Näiteks mingi teguri positiivse mõju korral ebavõrdsusele on tegur ebavõrdsust suurendav, negatiivse mõju korral ebavõrdsust vähendav.

finantsarengut käsitlevas uurimuses 91 riigi 1960.-1995. aasta paneelandmetel, samuti Stack (1978) oma uurimuses 32 riigi 1960-ndate ristanndmetel. Johnson ja Shipp (1999) analüüsisid oma uurimuses USA 1980.-1994. aasta andmetel sissetulekute ebavõrdsuse mõjurina siirdeid elaniku kohta ja leidsid oodatult, et nende suurenedes ebavõrdsus väheneb.

Samas Doesseli ja Valadkhani (1998) uurimuses Iraani andmetel aastatest 1967-1993 selgus, et suuremad valitsuse kulutused inimese kohta küll vähendasid sissetulekute ebavõrdsust, aga siirded eraldi võetuna hoopis suurendasid ebavõrdsust, kuna siirete ja toetuste saajaks oli just jõukam elanikkond. Ka Xu ja Zou (2000) Hiina andmeid aastatest 1985-1995 kasutanud töös ilmnes, et sissetulekute ebavõrdsus suurenes avalike kulutuste suurenedes. Sama näitas ka Blejeri ja Guerrero (1990) Filipiinide andmeid aastatest 1980-1986 kasutanud töö: suurem sissetulekute ebavõrdsus oli seotud suuremate valitsuse kulutustega, mis olid suunatud pigem suurtele tööstusprojektidele kui sotsiaalkindlustussüsteemi. Et valitsuse kulutusi finantseeritakse suures osas maksudega, siis võib ebavõrdsuse mõjurina analüüsida ka maksude osakaalu sissetulekutest ehk keskmist maksukoormust, nagu seda on teinud Partridge, Partridge ja Rickman (1998) oma USA osariike analüüsisivas töös, kus küll nimetatud teguri mõju ebaoluliseks osutus. Valitsuse kulutuste mõju sissetulekute ebavõrdsusele sõltub muuhulgas ka sellest, kui suure osa valitsuse kulutustest siirded moodustavad. Kui näiteks välisvõlg suureneb, siis suureneb ka intressimaksete osa valitsuse kulutustes ja samade kogukulutuste juures on n.ö. ümberjaotav osa valitsuse kulutustest väiksem (Cornia ja Kiiski, 2001).

Et erasektori ja valitsussektori osakaalud SKP-s on otseselt seotud ja ühe suurenedes teine tavaliselt väheneb, siis ei lisa erasektori osakaal olulist informatsiooni, kui valitsussektori osakaal on juba analüüsi hõlmatud. Seepärast ei sisalda sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite analüüs erasektori osakaalu kuigi sageli. Erastamine ja erasektori osakaal on sissetulekute ebavõrdsuse mõjurina enam tähelepanu leidnud seoses siirdeprotsessidega Kesk- ja Ida-Euroopa riikides. Erastamise mõju on oma artiklis põhjalikumalt käsitlenud näiteks Ferreira (1999a), kelle kohaselt on privatiseerimisel enamasti ebavõrdsust suurendav iseloom. Isegi seni riigi omandisse kuulunud vara võrdse jaotuse korral on madalama sissetulekuga elanikel vähem võimalusi saadud varade tulusaks paigutamiseks kui kõrgema sissetulekuga elanikel. Seetõttu suurendabki erastamine vaid rikkamate sissetulekuid suurendades seega üldist ebavõrdsust. Lisaks sellele on palgaerinevused erasektoris suuremad ning erastatud ettevõtetes töötavate inimeste arvel suureneb suhteliselt ebavõrdsema erasektori osakaal (*ibid.*).

Poliitiliste tegurite hulgas on üheks enam sissetulekute ebavõrdsuse mõjurina uuritud teguriks kahtlemata ka demokratiseeritus. Demokratiseerituse mõõtmisel on kasutusel hulk erinevaid näitajaid, mille kasutamise mõttekuse osas ei ole ühist seisukohta. Näiteks on kasutatud valimisõiguse laienemist kirjeldavaid näitajaid ja leitud, et enamasti valimisõiguse laienemisel sissetulekute ebavõrdsus väheneb (Gradstein ja Milanovic, 2002). Näitaja

puuduseks on väike varieeruvus riigiti. Demokratiseeritust võib mõõta ka valimisaktiivsusega, kuid on selgunud, et see näitaja pole kuigivõrd seotud teiste demokraatia aspektidega (*ibid.*). Kasutatud on ka kodanikuvabadust ja poliitilisi õigusi iseloomustavaid indekseid, eeldatavasti peaks suurem kodanikuvabadus vähendama rikkamate võimalusi poliitikat mõjutada ning seega vähendama sissetulekute ebavõrdsust (Li, Squire ja Zou, 1998).

Demokraatia sissetulekute ebavõrdsusele avaldatava mõju iseloomu osas on eri autorid erinevatel seisukohtadel, erinevatest uurimustest annab põhjalikuma ülevaate näiteks Durham (1999). Ühest küljest on demokraatlikumas ühiskonnas väiksemate sissetulekute ühiskonnaliikmetel suurem otsustusõigus ja seega võimalus saavutada suurem sissetulekute ümberjaotus (Sirowy ja Inkeles, 1990; Gradstein ja Milanovic, 2002), mis tagab lõpuks võrdsema sissetulekute jaotuse. Lundberg ja Squire (2003) kasutasid 38 riigi paneelandmeid analüüsides kodanikuvabaduse indeksit ning leidsid, et suurema kodanikuvabadusega kaasneb ka väiksem sissetulekute ebavõrdsus. 49 riigi ja aastate 1947-1994 paneelandmeid kasutanud Li, Squire ja Zou (1998) tulemused näitasid samuti suurema kodanikuvabaduse sissetulekute ebavõrdsust vähendavat mõju.

Teisest küljest arvatakse, et autokraatlikus ühiskonnas on lihtsam teostada ümberjaotust ja saavutada väiksemat ebavõrdsust, kuna demokraatlikus ühiskonnas ei pruugi vaesemad suuta oma huvisid kaitsta (Sirowy ja Inkeles, 1990). Samuti võimaldab suurem tsentraliseerituse aste ühtlustada sissetulekute erinevusi eri piirkondade vahel (Durham, 1999). Kogemus näitab, et demokraatia korral püütakse maksimeerida valimistel saadavat toetust ja nii võidab ümberjaotusest enamasti enamuses olev ühiskonna osa (Durham, 1999). Seetõttu on pakutud ka, et kuni otsustava hääletaja sissetulek on demokratiiseerimise alguses keskmisest kõrgem, võidavad majanduspoliitilistest otsustest kõrgema sissetulekuga inimesed ja ebavõrdsus suureneb; hiljem, kui vaesema elanikkonna mõju otsuste tegemisel suureneb, hakkab ebavõrdsus langema (Gradstein ja Milanovic, 2002). Näiteks Crenshaw 1970. aasta ristanndmete analüüs näitas demokraatia positiivset mõju sissetulekute ebavõrdsusele. Et seos võiks olla ruutseos, sellele analüüs kinnitust ei andnud. Nii Nielsen (1994) uurimus 1970. aasta ristanndmetel kui ka Nielsen ja Aldersoni (1995) uurimus 88 riigi paneelandmetel aastatest 1952-1988 näitasid, et poliitilise demokraatia indeks ei osutunud oluliseks sissetulekute ebavõrdsuse mõjuriks ei lineaarset ega ruutseost eeldades. Nielsen ja Aldersoni uurimus näitas vaid, et sissetulekute ebavõrdsus oli oluliselt väiksem kommunistlikes riikides.

Enamasti on autorid siiski jõudnud järeldusele, et demokraatia areng vähendab ebavõrdsust (Durham, 1999). Higgins ja Williamsoni töös (1999) osutus aga kodanikuvabadust ja poliitilisi õigusi kirjeldav vabaduse indeks ebaoluliseks ebavõrdsuse taseme kujunemisel. Durham (1999) kasutas analüüsides 1960.-1992. aasta paneelandmeid ebavõrdsuse mõjurina erinevaid demokraatia taset mõõtvaid näitajaid ja leidis samuti, et need ei mõjutanud oluliselt ebavõrdsust.

Paljude autorite arvates on demokraatia olemasolust olulisemaks sissetulekute ebavõrdsuse mõjuriks demokraatia stabiilsus ehk senine kestvus (Nielsen ja Alderson, 1995; Gradstein ja Milanovic, 2002). Suhteliselt noore demokraatia korral on ebavõrdsus arvatavasti suurem, kui vana, kauem kestnud demokraatia korral. Näiteks Muller (1988) on seisukohal, et ebavõrdsust mõjutabki just demokraatia vanus. Tema uurimus kasutas 55 riigi ristandmeid aastatest 1965-1975 ja näitas, et demokraatia kestvus vähendab oluliselt sissetulekute ebavõrdsust ning vanema demokraatiaga riikides on ebavõrdsus väiksem, demokraatia taseme mõju ebavõrdsusele aga on nõrgem.

Sissetulekute ebavõrdsuse mõjurina on pakutud ka poliitika (näiteks väliskaubandus-, tööstus-, töö- või sotsiaalpoliitika) liberaliseerumist ehk valitsuse harvemat sekkumist majandusse majandusliku efektiivsuse stimuleerimise eesmärgil (Stewart ja Berry, 2000). Liberaalsema poliitika tagajärjel suurenenud väliskaubandusaktiivsus suurendab enamasti sissetulekute ebavõrdsust (vt. ka lk. 37), samuti suurendab sissetulekute ebavõrdsust arvatavasti ka tööturu väiksem reguleeritus ja seega suurem töötus (vt. ka lk. 36) ning väiksem ümberjaotus (vt. ka lk. 30). Ka mõjub sissetulekute ebavõrdsust suurendavalt seni avalikus sektoris toimunud tootmise üleminek erasektorisse (vt. ka lk. 31). Liberaliseerimise mõju empiirilisel uurimisel on takistuseks selle mõõtmiseks sobivate näitajate puudus. Stewart ja Berry näiteks (2000) jõuavad küll järeldusele, et liberaliseerumine on sissetulekute ebavõrdsust suurendav tegur, kuid samas ei ole läbi viidud empiirilist analüüsi kasutades mingit liberaliseerituse taset kirjeldavat näitajat. On ju liberaliseerituse näol tegu hulga erinevate tegurite koondiga. Liberaliseerimise mõju empiiriline analüüs saab tugineda liberaliseerimise erinevaid aspekte sünteesivatel indeksitel, mis kahjuks ei ole kättesaadavad kõigi riikide kohta. Cornia ja Kiiski (2001) on näiteks kasutanud maailmapanga poolt avaldatud erinevate sektorite reformiindeksite aritmeetilise keskmisena leitud indeksit ja leidnud, et 32 riigis aastatel 1985-1990 oli reformidel keskmiselt ebavõrdsust suurendav mõju. Samas võib erinevates valdkondades toimunud reformidel olla erinev mõju. Seetõttu ongi pigem mõttekas keskenduda nende üksikute tegurite (väliskaubandus, töötus, valitsussektori osakaal) mõju uurimisele.

#### **1.2.4. Kultuurilised ja looduslikud tegurid**

Järgmisesse sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite gruppi võib koondada erinevad kultuurilised ja looduslikud tegurid, näiteks ajalooliselt välja kujunenud maa kontsentratsiooni, kultuurilise varieeruvuse, kultuurilised omapärad ning neist tuleneva varimajanduse osakaalu majanduses ja korrupsiooni taseme, samuti loodusressurssidega varustatuse.

Riikides, kus ajalooliselt on kujunenud välja maa kõrgem kontsentratsioon, on maaomand väiksema hulga inimeste käes, mis ebaühtlasemalt jaotunud rendisissetulekute tõttu tekitab ka suurema ebavõrdsuse kogusissetulekutes.



Seda kinnitab näiteks Crenshaw (1993) uurimus 1970. aasta andmetel, mis näitas maa kontsentratsiooni olulist sissetulekute ebavõrdsust suurendavat mõju. Lundbergi ja Squire (2003) 38 riigi paneelandmetel tugineva uurimuse kohaselt on kõnealune mõju enam oluline just vähem arenenud riikides. Samuti on maaomandi jaotuse mõju aja jooksul kahanenud, nagu näitas Cornia ja Kiiski (2001) 1970.-1974. ja 1990.-1999. aastate andmeid võrdlev uurimus. Gupta, Davoodi ja Alonso-Terme (2002) 1980.-1997. aastate andmeid kasutavas uurimuses osutuski maaomandi jaotust mõõtev Gini koefitsient juba ebaoluliseks sissetulekute ebavõrdsuse mõjuriks.

Kultuuriliste traditsioonide mõju sissetulekute ebavõrdsusele on uuritud kasutades erinevaid näitajaid. Oletatakse, et suurema etnilise heterogeensuse korral on inimesed vähem huvitatud ümberjaotusest ja sissetulekute ebavõrdsus on seega suurem (Clarke, Xu ja Zou, 2003). Clarke, Xu ja Zou (*ibid.*) analüüsisid 91 riigi 1960.-1995. aasta paneelandmetel põhinevas uurimuses muude tegurite hulgas etnilist heterogeensust, mis osutus sissetulekute ebavõrdsust suurendavaks. Gradstein, Milanovic ja Ying (2001) analüüsisid 126 riigi 1960.-1998. aastate paneelandmeid ja leidsid, et erinevate usuliste traditsioonidega riikides oli keskmine sissetulekute ebavõrdsuse tase erinev, nii oli ebavõrdsus moslemi, konfutsiaanlikes ja budistlik-hinduistlikes riikides reeglina väiksem kui katoliiklikes riikides, protestantlikes riikides aga suurem. Ka Partridge, Partridge ja Rickman (1998) leidsid, et usuline kuuluvus selgitab erinevusi sissetulekute ebavõrdsuses USA osariikide vahel.

Muschinski ja Pickering (2000) on uurinud Põhja-Ameerika suuharude näitel erinevate kultuuriliste tavade mõju sissetulekute ebavõrdsusele, näiteks selgus, et hierarhiliste suhete tugevus, samuti poliitiline hierarhilisus on ebavõrdsust suurendavad tegurid, samuti oli ebavõrdsus suurem päritolu juures ainult nais- või meesliini rõhutavates hõimudes. Vaatamata oletusele, et hõimu elukoha stabiilsusega kaasneb keerukam ühiskonnakorraldus ja suurem ebavõrdsus, näitasid tulemused vastupidist. Kingituste vahetamise tava olemasolu osutus ebaoluliseks ebavõrdsuse mõjuriks. Nimetatud uurimus võimaldab küll oletada kultuuriliste tegurite teatavat mõju sissetulekute ebavõrdsusele, kuid uurimuse spetsiifika ei võimalda tulemusi laiemalt kontrollida. Enamus ebavõrdsuse mõjureid käsitlevaid uurimusi on aga jätnud kultuurilised tegurid üldse vaatluse alt välja (*ibid.*), üheks võimalikuks põhjuseks võivad olla raskused vajalike näitajate määratlemisel ja andmete leidmisel.

Varimajanduse mõju sissetulekute ebavõrdsusele on teoreetiliselt käsitletud Rosser ja Rosser (2001). Et varimajanduse osakaalu suurenedes väheneb maksude laekumine ja seega ka võimalused ümberjaotuseks, siis võib suurema varimajanduse korral oodata ka suuremat sissetulekute ebavõrdsust (*ibid.*). Samas on varimajanduse mõõtmise küllaltki keerukas ülesanne, mille tõttu polegi arvatavasti varimajanduse mõju sissetulekute ebavõrdsusele empiirilisel uuritud. Korruptsiooni mõju sissetulekute ebavõrdsusele on uurinud Gupta, Davoodi ja Alonso-Terme (2002). Nende ristandmetel tugineva erinevaid

korruptsiooni mõõtvaid indekseid kasutava analüüsi kohaselt kaasneb kõrgema korruptsiooni tasemega ka suurem ebavõrdsus, kuna korruptiivsemas ühiskonnas on rikkamatel võimalus suunata ümberjaotust enda kasuks.

Olemasolevate loodusressursside rohkust peetakse sissetulekute ebavõrdsust suurendavaks teguriks, kuna hea varustatuse korral näiteks mineraalide, metallide jm. loodusressurssidega on tootmine pigem kapitali- kui tööjõumahukas. See aga tähendab, et nõudlus oskustööliste järele on suurem ja nende palgad kõrgemad, nõudlus mitteoskustööliste järele aga väiksem ja ka nende palgad madalamad (Cornia ja Kiiski, 2001). Lisaks sellele kaasneb loodusressursside rohkusega ka suurem võimalus rikkuse kontsentratsiooniks, mis omakorda suurendab ka sissetulekute ebavõrdsust (Gupta, Davoodi ja Alonso-Terme, 2002). Gupta, Davoodi ja Alonso-Terme (*ibid.*) uurimuses 1980.-1997. aastate andmetel on muude tegurite hulgas analüüsitud loodusvarade osakaalu ekspordis, mis osutus ebavõrdsust suurendavaks ning enamuse mudelipüstituste korral oluliseks mõjuriks. Samas osutus Williamsoni (1997) kirjeldatud 78 riigi ristandmeid perioodist 1965-1990 kasutanud analüüsis loodusressursside rohkus ebaoluliseks sissetulekute ebavõrdsuse mõjuriks. Cornia ja Kiiski (2001) võrdlesid tulemusi aastatel 1970-1974 ja 1990-1999 kasutades loodusressursside rohkuse näitajana kaevandustest, istandustest ja metsandusest saadud kasumi ja SKP suhet. Analüüs näitas, et nii nagu maa kontsentratsiooni mõju on ka loodusressursside rohkuse mõju ebavõrdsusele aastatega vähenenud. Seega on loodusressurssidega varustatuse mõju sissetulekute ebavõrdsusele küsitav.

### **1.2.5. Makroökonomilised tegurid**

Sissetulekute ebavõrdsust mõjutavate makroökonomiliste tegurite hulka võib lugeda inflatsiooni, töötuse, valitsussektori osakaalu majanduses, finantssektori arengu, samuti väliskaubanduse ja välisinvesteeringud.

Inflatsiooni on sissetulekute ebavõrdsuse mõjurina kaasanud mitmed majandustsüklite ja sissetulekute ebavõrdsuse seoseid käsitlevad uurimused, samuti võib inflatsiooni ühe tegurina leida ka erinevaid ebavõrdsuse mõjureid hõlmavatest töödest. Inflatsiooni mõju osas sissetulekute ebavõrdsusele ei ole eri autorid ühisel seisukohal. Inflatsioon võib suurendada sissetulekute ebavõrdsust, vähendades fikseeritud suurusega sissetulekute, mida saavad just madalama sissetulekuga elanike grupid, nagu pensionärid, toetuste saajad jt., suhtelist väärtust (Gustafsson ja Johansson, 1997). Samale põhjusele viitavad ka Parker (1999), Xu ja Zou (2000) ning Cornia ja Kiiski (2001). Samas võib nominaalselt fikseeritud vahemikega progressiivse maksusüsteemi korral inflatsioon suurendada kõrgema sissetulekuga elanike maksukoormust ning seega vähendada sissetulekute ebavõrdsust (Gustafsson ja Johansson, 1997). Positiivset mõju kinnitab näiteks Edwardsi (1997) töö, mille kohaselt muude

mõjurite hulgas avaldab inflatsioon sissetulekute ebavõrdsusele suurendavat mõju.

Inflatsiooni positiivset mõju sissetulekute ebavõrdsusele kinnitavad ka Blejeri ja Guerrero (1990) uurimus Filipiinide andmetel aastatest 1980-1986 ning Xu ja Zou (2000) uurimus Hiina andmetel aastatest 1985-1995. Gustafsson ja Johansson (1997) aga leidsid inflatsiooni olulise negatiivse mõju sissetulekute ebavõrdsusele. Sama tulemuse andis ka Jäntti (1994) uurimus USA andmetel aastatest 1948-1989. Et sissetulekute ebavõrdsus suureneb inflatsiooni vähenedes, leidsid ka näiteks Johnson ja Shipp (1999) majandustsükleid käsitlevas uurimuses USA 1980.-1994. aasta andmetel. Creedy ja van de Ven (1997) omakorda järeldavad Austraalia andmete põhjal aastatest 1980-1995, et inflatsioonil ei ole olulist ümberjaotavat mõju. Dimelise ja Livada (1999) majandustsüklite mõju käsitlevast uurimusest nähtub, et inflatsiooni mõju sissetulekute ebavõrdsusele sõltub vaatlusalusest riigist. Parkeri (1999) ülevaate kohaselt kinnitab enamasti uurimusi siiski inflatsiooni sissetulekute ebavõrdsust vähendavat mõju ümberjaotuse tõttu kõrge sissetulekuga elanikelt keskmise sissetulekuga elanikele, ühest oletust siinkohal siiski teha ei saa.

Ka töötus on leidnud käsitlemist sissetulekute ebavõrdsuse mõjurina muuhulgas mitmetes majandustsükleid ja sissetulekute ebavõrdsust uurivates töödes. Töötuse mõju iseloomu osas sissetulekute ebavõrdsusele on erinevaid arvamusi. Siiski näitavad erinevate tööde tulemused näiteks Gustafssoni ja Johanssoni (1997) ja Parkeri (1999) kohaselt enamasti töötuse ebavõrdsust suurendavat mõju. Põhjuseks tuuakse see, et töötus halvendab enam madalamate sissetulekuga elanike olukorda (Gustafsson ja Johansson, 1997; Dimelis ja Livada, 1999). Töötus on elanike vahel ebaühtlaselt jaotunud ja tabab sagedamini madalama sissetulekuga inimesi (Blank ja Card, 1993; Johnson ja Shipp, 1999; Parker, 1999), töötute sissetulekud on väiksemad töötavate elanike omadest ja seetõttu töötuse suurenedes sissetulekute ebavõrdsus suureneb. Näiteks leidsid Abdel-Ghany (1996) tuginedes USA ristsandmetel aastast 1989 ning Sharpe ja Zyblock (1997) Kanada andmetel aastatest 1975-1994, et töötus suurendab sissetulekute ebavõrdsust. Sellist seost kinnitavad ka Jäntti (1994) ning Blejeri ja Guerrero (1990) uurimused. Dimelise ja Livada uurimusest (1999) selgub, et enamuses riikides töötus suurendab sissetulekute ebavõrdsust, kuigi mõnedes riikides võib mõju olla ka ebaoluline.

Nielsen ja Alderson (1997) leidsid aga uurides USA osariike hoopis töötuse negatiivse mõju sissetulekute ebavõrdsusele aastal 1980, aastatel 1970 ja 1990 oli mõju aga ebaoluline. Ka Blank ja Card (1993) jõudsid analüüsides 1967.-1991. aasta USA andmeid järeldusele, et töötus ei mõjuta majapidamiste vahelist ebavõrdsust oluliselt, kuna ühe pereliikme vähenenud sissetulekuid tasandavad ülejäänute sissetulekud ja suureneda võib ka ülejäänute tööjõu pakkumine. Samale põhjusele viitab oma ülevaates ka Parker (1999). Ka näiteks Gustafssoni ja Johanssoni (1997) ning Johnsoni ja Shippi (1999) uurimustes osutus töötus ebavõrdsuse mõjurina ebaoluliseks. Samas tuleb arvestada, nagu

hoiatab ka Parker (1999), et kui uurimus ei võta arvesse kõiki võimalikke sissetulekute ebavõrdsuse mõjureid võib analüüsi kaasatute mõju hinnang olla ekslikult valesuunaline.

Suhteliselt vähem on uuritud finantssektori arengu ja sissetulekute ebavõrdsuse seoseid. Üheks põhjalikumaks võib pidada Clarki, Xu ja Zou (2003) 91 riigi 1960.-1995. aasta paneelandmetel põhinevat uurimust. See näitas, et finantsareng vähendab sissetulekute ebavõrdsust pakkudes madalama sissetulekuga elanikele paremat ligipääsu laenudele ja seega võimalust suurendada oma sissetulekuid investeeringute abil haridusse, ettevõtlusse vms. Uurimuses kasutati finantsvahenduse arengu näitajatena nii erasektorile antud laenude ja SKP suhet kui ka pangaaktivite suhet SKP-sse. Et finantsvahenduse areng on sissetulekute ebavõrdsust vähendav tegur, kinnitasid ka Li, Squire ja Zou (1998) kasutades finantsarengu mõõtmiseks rahahulga M2 suhet SKP-sse. Sama näitajat kasutades said sama tulemuse ka Lundberg ja Squire (2003), sealjuures leidsid viimased, et rahahulga suhe SKP-sse ei ole just kõige parem näitaja finantsvahenduse arengu kirjeldamiseks, millega autor igati nõustub.

Sissetulekute ebavõrdsuse mõjuritena on uuritud ka välissektoriga seotut. Enim tähelepanu on pälvinud väliskaubandus. Richardsoni (1995) kohaselt on väliskaubandus mõõdukalt oluline ebavõrdsust mõjutav tegur, kuid selle mõju iseloom sõltub konkreetsetest tingimustest: aktiivsem kaubandus võib nii suurendada kui ka vähendada sissetulekute ebavõrdsust. Nii näiteks võib impordi suurenemine vähem arenenud maadest arenenud maadesse viimastes põhjustada impordile konkurentsi pakkuvates tootmisharudes töötavate madalama sissetulekuga tööliste palkade langemise ning kokkuvõttes sissetulekute ebavõrdsuse suurenemise, samas võib mõju olla teistsugune ekspordivates vähem arenenud maades või kui kaubavahetus suureneb samal arengutasemel olevate maade vahel (Gustafsson ja Johansson, 1997). Xu ja Zou (2000) leidsid oma töös näiteks, et sissetulekute ebavõrdsus Hiinas aastatel 1985-1995 suurenes koos väliskaubanduse (impordi ja ekspordi summa) osakaalu SKP-st suurenemisega. Viimast näitajat on väliskaubandusele avatuse mõõduna kasutanud ka Litwin (1998) oma arengumaid käsitlevas uurimuses ja see osutus sissetulekute ebavõrdsusega positiivselt seotud teguriks.

Siiski on mõttekas eristada siinkohal impordi ja ekspordi. Nii on Gustafsson ja Johansson (1997) oma eespool mainitud OECD riikide paneelandmeid kasutavasse analüüsi sissetulekute ebavõrdsuse võimaliku mõjurina kaasanud impordi vähem arenenud riikidest osakaaluna SKP-st. Viimane osutus uuritud riikides ebavõrdsust suurendavaks teguriks. 49 arenenud ja vähem arenenud riigi paneelandmetel aastatest 1947-1994 tuginevas Li, Squire ja Zou (1998) uurimuses on muude tegurite hulgas uuritud ekspordi osakaalu SKP-s, mille mõju osutus ebavõrdsust vähendavaks. Üheseid teoreetilisi ootusi ja põhjendusi impordi ja ekspordi mõju iseloomu osas sissetulekute ebavõrdsusele ei ole aga kirjandusest võimalik leida.

Veel vähem on uuritud sissetulevate välisinvesteeringute mõju. Vastava kirjanduse kohta ülevaate andnud Aldersoni ja Nielsen (1999) kohaselt on

enamasti leitud, et ulatuslikumad välisinvesteeringud suurendavad sissetulekute ebavõrdsust. Põhjenduseks on toodud näiteks teenindussektori osakaalu suurenemine ning eliidi ja madala sissetulekuga töötajate arvu suurenemine. Ka Bornschieri, Chase-Dunni ja Rubinsoni (1978) ülevaade kinnitas sama. Aldersoni ja Nielsen (1999) 108 riiki ja aastaid 1947-1996 hõlmavas uurimuses, mis kasutas muude tegurite hulgas välisinvesteeringute ja SKP suhet, leidis samuti kinnitust välisinvesteeringute sissetulekute ebavõrdsust suurendav mõju. Seega on senised uurimused kinnitanud välisinvesteeringute sissetulekute ebavõrdsust suurendavat mõju.

### **1.2.6. Sissetulekute ebavõrdsuse oletatavate mõjurite kokkuvõte**

Eespooltoodut kokku võttes tuleb nentida, et paljude mõjurite puhul ei ole eri autorid ühisel seisukohal mõju iseloomu osas: kas kõnealune tegur suurendab või vähendab sissetulekute ebavõrdsust, või on sissetulekute kujunemisel ebaoluline. Uurimustes ilmnenud erinevad tulemused mõju iseloomu osas võivad tuleneda sellest, et erinevad uurimused sisaldavad erinevaid tegureid lisaks vaatlusalusele tegurile. Samuti pole seni täpselt teadvustatud, kas uuritakse vastava teguri otsesest mõju või kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele. Sissetulekute ebavõrdsuse erinevaid mõjureid koondab tabel 1.1. Tabelis on toodud ka varasemate teoreetiliste ja empiiriliste uurimuste põhjal esile tulnud mõju oletatav iseloom iga mõjuri puhul. Siinjuures tuleb kindlasti arvestada asjaoluga, et need uurimused pole täpselt määratlenud, kas tegu on otsese või kogumõjuga.

Majanduse arenguga seotud tegurite puhul ei ole võimalik ühtset seisukohta mõju iseloomu osas välja tuua, välja arvatud tehnoloogilise arengu mõju sissetulekute ebavõrdsusele, mis oletatakse olevat ebavõrdsust suurendav. Küll aga eeldatakse enamasti riigi rikkuse ja majanduse struktuuri arengu poolt sissetulekute ebavõrdsusele avaldatava mõju mittelineaarsust. Demograafiliste tegurite hulgast saab esile tuua hariduse ebavõrdsuse oodatava sissetulekute ebavõrdsust suurendava mõju. Teiste demograafiliste tegurite puhul on varasemad uurimused andnud üksteisele vastukäivaid tulemusi. Majapidamiste koosseisu puhul ei ole üht üldkasutatavat ja kättesaadavat näitajat olemas. Erinevates töödes on kasutatud väga erinevaid näitajaid ja seetõttu ei ole uurimuste tulemused üksteisega võrreldavad. Poliitiliste tegurite: valitsussektori osakaalu ja demokratiseerituse mõju osas ei saa samuti ühest oletust välja tuua. Küll aga tasub märkida, et valitsussektori poolt makstavad siirded on osutunud hoopis ebavõrdsust suurendavaks teguriks.

**Tabel 1.1.** Sissetulekute ebavõrdsuse erinevad mõjurid ja varasematel uurimustel tuginevad oletused nende mõju iseloomu osas<sup>5</sup>

Rühm	Mõjur	Oletatav mõju	Märkused
majanduse areng	riigi rikkus	?	mittelineaarne mõju, $\cap$ , $\cup$ , ebaoluline
	majanduse struktuuri areng	?	mittelineaarne mõju, $\cap$ , $\cup$ , ebaoluline
	majanduskasv	?	+, -, ebaoluline
	tehnoloogiline areng	+	
demograafilised tegurid	linnarahvastiku osakaal	?	+, -, ebaoluline
	laste osakaal	?	+, -
	vanurite osakaal	?	+, -
	majapidamiste koosseis	?	erinevad näitajad, üldistusi raske teha
	hariduskulutused	?	+, -, ebaoluline
	haridustase	?	+, -
	hariduse ebavõrdsus	+	
poliitilised tegurid	valitsussektori osakaal	?	+, - (siirded +)
	demokratiseeritus	?	+, -
kultuurilised ja looduslikud tegurid	kultuuriline varieeruvus	+	vähe uurimusi
	maa kontsentratsioon	+	uuemates uurimustes ebaoluline
	varimajandus	+	vähe uurimusi
	korruptsioon	+	vähe uurimusi
	loodusressurssidega varustatus	+	uuemates uurimustes ebaoluline
makroökonoomilised tegurid	inflatsioon	?	+, -, ebaoluline
	töötus	?	+, -, ebaoluline
	finantssektori areng	-	
	ekspordi osakaal	-	vähe uurimusi
	impordi osakaal	+	vähe uurimusi
	välisinvesteeringud	+	

<sup>5</sup> Märk “+” viitab positiivsele, “-“ negatiivsele mõjule; “ $\cap$ ” mittelineaarsetele mõjule, kus mõju on esmalt positiivne ja seejärel muutub negatiivseks; “ $\cup$ ” mittelineaarsetele mõjule, kus mõju on esmalt negatiivne ja seejärel muutub positiivseks; “?” viitab mõjule, mille iseloomu osas pole ühest oletust.

Kultuuriliste ja looduslike tegurite puhul on probleemiks vähesed uurimused andmete raske kättesaadavuse tõttu. Kuigi kõiki tegureid peetakse ebavõrdsust suurendavaks, ei ole oletused uurimuste vähesuse tõttu kultuurilise varieeruvuse, varimajanduse ja korrupsiooni osas kuigi usaldusväärsed. Maa kontsentratsiooni ja loodusressurssidega varustatuse puhul näitavad uurimused, et aja jooksul on nende tegurite mõju sissetulekute ebavõrdsusele nõrgenenud. Makroökonomilistest teguritest saab välja tuua oletuse finantssektori arengu ebavõrdsust vähendava ja välisinvesteeringute ebavõrdsust suurendava mõju kohta. Samuti oletatakse, et ekspordi osakaal on ebavõrdsust vähendav ja impordi osakaal ebavõrdsust suurendav tegur, kuid ka nende kahe teguri puhul on uurimusi liiga vähe, et neid oletusi usaldusväärseks pidada. Inflatsiooni ja töötuse mõju sissetulekute ebavõrdsusele on küll põhjalikult uuritud, kuid erinevad uurimused on andnud üksteisele vastukäivaid tulemusi. Töötuse puhul tunduvad küll pigem peale jäävat selle ebavõrdsust suurendavat mõju kinnitavad tööd, kuid ka siin ei saa midagi kindlat oletada.

Nagu näha, on kindlaid seisukohti sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite mõju iseloomu osas kirjanduses siiski vähe välja kujunenud, mis kinnitab veelkord põhjaliku, nii otseseid kui ka kaudseid mõjusid hõlmava analüüsi vajalikkust. Võimalik, et varasemate uurimuste vastukäivad tulemused on vähemalt osaliselt põhjustatud puudulikust mudelipüstitusest (oluliste tegurite väljajätmisest, tegurite omavaheliste mõjude arvestamata jätmisest) ja/või ebasobivast meetodist (mis ei võimalda tegurite omavahelisi mõjusid arvestada).

### **1.3. Mõjurite omavahelised mõjud**

Lisaks oletatavale otsesele mõjule avaldavad paljud eespool kirjeldatud tegurid sissetulekute ebavõrdsusele ka kaudset mõju teiste sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite kaudu. Järgnevalt käsitletaksegi eespooltoodud tegurite võimalikke kaudseid mõjusid sissetulekute ebavõrdsusele. Et iga tegur võib omakorda mõjutada üht või mitut teist tegurit, mis omakorda mõjutab jälle üht või mitut tegurit jne., siis on võimalikud kaudse mõju ahelad küllaltki keerukad. Et seda mõjude kompleksi süstematiseerida, on siin ja edaspidi rõhuasetus mõjuahelate esimestel lüülidel. Iga teguri juures tuuakse ära võimalike kaudse mõju ahelate esimesed lülid ehk selle teguri poolt mõjutatavad teised sissetulekute ebavõrdsuse tegurid. Viimastest edasi hargnevate mõjuahelate esimesed lülid on käsitlemist leidnud juba nende tegurite juures jne. Niisiis on järgnevalt antud ülevaade võimalikest tegurite omavahelistest mõjudest süstematiseerides need mõjutava teguri järgi. Ka järgnev ülevaade (nagu eelnevgi) ei pretendeeri vastavasisuliste artiklite täielikule loetelule, vaid toob pigem näiteid ühe või teise mõjuri uurimise kohta.

### 1.3.1. Majanduse arengu mõjud

Riigi rikkus võib kaudset mõju sissetulekute ebavõrdsusele avaldada näiteks valitsussektori osakaalu kaudu. Paljud autorid on seisukohal, et riigi rikkuse ja elanike sissetulekute suurenemisega suureneb ka elanike valmidus maksta makse ja suureneb avalike hüviste nõudlus võrreldes kogunõudlusega (Cameron, 1978; Singh ja Sahni, 1984). Seega kaasneb riigi rikkuse suurenemisega ka valitsuse kulutuste osakaalu suurenemine SKP-st. Sellele väitele on kinnitust leidnud näiteks valitsuse kulutuste suuruse kujunemist käsitlenud Cameron (1978) 18 riigi ristanimeid ja Boix (2001) 65 arenenud ja arengumaa paneelandmeid aastatest 1970-1990 kasutavas uurimuses. Suure osa valitsuse kulutustest moodustavad ümberjaotuse eesmärgil makstavad siirded. Johnson (1987) märgib, et ümberjaotust võib nimetada luksuskaubaks, mille nõudlus suureneb kiirenevalt sissetulekute suurenedes. Ka see võib olla riigi rikkuse valitsussektori osakaalu suurendava mõju seletuseks.

SKP tasemest riigis sõltub mõnede autorite arvates ka majanduskasvu ehk siis SKP kasvu kiirus: kasv on kiirem just vaesemates riikides (Barro, 1991), kus mahajäämus paljudes valdkondades on suurem ja võimalused arenguks samuti suuremad. Seda kinnitab näiteks Barro (*ibid.*) 98 riiki ja perioodi 1960-1985 hõlmav analüüs, samuti Swanki (1996) 25 riiki perioodil 1960-1989 käsitlev töö.

Riigi rikkus võib mõjutada haridusele tehtavaid kulutusi: rikkamates riikides on ka haridusele (inimese kohta) võimalik rohkem kulutada, millega kaasneb ka suurem haridushõive ning parem haridus, seda kinnitab ka näiteks Tolley ja Olsoni (1971) USA osariikide andmetel tehtud uurimus. Samuti on rikkamates riikides rahvastiku haridustase reeglina kõrgem, küsitav on ainult, kas riigi rikkusel on ka otsene mõju rahvastiku haridustasemele või tuleneb positiivne seos pigem kaudsest mõjust hariduskulutuste kaudu. Riigi rikkus võib olla ka välisinvesteeringuid ligitõmbavaks teguriks. Näiteks Barrelli ja Paini kirjeldatud analüüsis (1997) osutus kogutoodang oluliseks välisinvesteeringuid suurendavaks teguriks. Samuti võib riigi rikkus avaldada mõju korrupsiooni tasemele riigis ja selle kaudu sissetulekute ebavõrdsusele. Et korrupsiooni üheks põhjuseks on napid ressursid ja soov nende jaotust enda kasuks muuta, siis on rikkamates riikides arvatavasti väiksem korrupsioonioht (Husted, 1999), mida näitas ka Husted (*ibid.*) analüüs 44 riigi ristanimeid.

Tehnoloogiline areng ja sellega seotud muutused majanduse struktuuris (tehnoloogilise arenguga kaasneb majanduse struktuuri areng) võivad sissetulekute ebavõrdsust mõjutada majanduskasvu ja riigi rikkuse kaudu — on ju tehnoloogiline areng üheks riigi rikkuse suurenemise põhjuseks võimaldades olemasolevaid ressursse tootmises järjest efektiivsemalt kasutada ning suurendades seega kogutoodangut inimese kohta. Kirjanduses on käsitlust leidnud ka tehnoloogilise arengu mõju töötusele. Oletatakse, et uute tehnoloogiate kasutuselevõtt võib muuta osa töölisi vähem kasulikeks või ebavajalikeks, samuti võib töötuse suurenemist põhjustada nende ettevõtete



sulgemine, kes ei suuda uuendustega kaasa minna (Eriksson, 1997). Samas ei saa öelda, et tehnoloogiline areng töötust järjest suurendaks, seetõttu on tehnoloogilise arengu mõju töötusele küsitav.

Muutused majanduse struktuuris võivad sissetulekute ebavõrdsusele mõju avaldada ka valitsussektori osakaalu kaudu. Nii näiteks kaasneb Boix' (2001) kohaselt industrialiseerimisega suurem nõudlus valitsussektori kulutuste ühe olulise osa — ümberjaotuse järele, kuna tööstuse osakaalu suurenemisel suureneb tavaliselt ka töötuks jäämise võimalus ning tööõnnetuste risk ning seega nõudlus töötute toetuste ja tervisekindlustuse järele. Sellele oletusele pakub kinnitust näiteks Berry ja Lowery (1984) uurimus USA 1948.-1979. aastate andmetel, kus tööstussektori osakaal SKP-st osutus muude tegurite hulgas oluliseks valitsussektori osakaalu SKP-st suurendavaks teguriks. Asjaolule, et tööstussektori arenedes ümberjaotuse määra suureneb, viitas oma ümberjaotust käsitlevas töös ka Johnson (1987). Boix ise (2001) leidis, uurides 65 riigi andmeid aastatel 1970-1990, et mida väiksem põllumajanduse osakaal SKP-st, seda suurem valitsussektori osakaal. Tööõnnetuste ja tervisekindlustuse vajadusega seotud põhjendused ei pruugi aga kehtida edasisel üleminekul tööstussektorist teenindussektorisse. Küll võib oletada, et tehnoloogia üldise arenguga kaasnevad ka suuremad võimalused tervishoius ja inimeste eluea pikenemine ning viimastega omakorda suuremad kulutused tervishoiule ja pensionidele (Boix, 2001).

Muutused majanduse struktuuris avaldavad mingil määral mõju ka demograafilistele näitajatele. Nii toimuvad näiteks suure osa rahvastiku üleminekul põllumajandusest tööstusesse olulised muutused perekonna planeerimises, sündimus kahaneb ja seega toimub rahvastiku vananemine. Seda kinnitab näiteks Schultzi (1994) 68 madalama keskmise sissetulekuga riigi andmeid kasutav uurimus. Samuti kaasneb näiteks põllumajanduse osakaalu vähenemise ja tööstuse osakaalu suurenemisega linnarahvastiku osakaalu suurenemine rahvastikus (Gibbs ja Martin, 1962). Muutused toimuvad ilmselt ka majapidamiste koosseisus (näiteks naiste suurem osalus tööjõus), kuid et majapidamiste koosseis on sedavõrd kompleksne nähtus, siis ei ole siinkohal võimalik välja tuua sellele avalduva majanduse struktuuri arengu mõju iseloomu.

### **1.3.2. Demograafiliste tegurite mõjud**

Järgnevalt vaadeldakse demograafiliste tegurite, sh. haridusega seotu võimalikke kaudseid mõjusid sissetulekute ebavõrdsusele. Linnastumine kahandab tavaliselt sündimust ja laste osakaalu (Li ja Vaupel, 1989) ning soodustab rahvastiku vananemist, kuna linnastumisega seoses toimuvad mitmed kultuurilised muutused, kaasa arvatud muutused perekonna planeerimises. Seda kinnitab ka Schultzi (1994) 68 madalama keskmise sissetulekuga riigi andmeid kasutav uurimus.

Rahvastiku vanuseline struktuur avaldab mõju valitsussektori suurusele sotsiaalkindlustuse vajaduse kaudu. Mida enam on vanureid ja lapsi, seda enam on vaja maksta pensione, toetusi jms., ning seda enam on vaja teha kulutusi tervishoiule. Laste suurem osakaal rahvastikus omakorda tekitab vajaduse näiteks suuremate hariduskulutuste järele, mis on samuti valitsussektori kulutuste üks osa. Kinnitust pakub Boix' (2001) 65 riiki ja perioodi 1970-1990 hõlmav uurimus, kus sõltuvussuhe ehk laste ja vanurite osakaal rahvastikust osutus valitsussektori osakaalu suurendavaks teguriks. Nagu juba mainitud, kaasnevad suurema laste osakaaluga rahvastikus ka suuremad kulutused haridusele (Stijns, 2001b), mis ei pruugi aga tõsta üldist hariduse taset. Samuti pole teada, kas hariduskulutused inimese kohta sellisel juhul suurenevad või vähenevad. Ka võib arutleda selle üle, kas laste või vanurite osakaal mõjutab kuidagi hariduse varieeruvust. Võib arvata, et varasemas arengustaadiumis on vanem elanikkond ühtlaselt madala haridustasemega, samas kui noorema elanikkonna hulgas on ka kõrgema haridustasemega isikuid; seega ebavõrdsus hariduses on seega seda suurem, mida noorem on rahvastik. Hiljem aga võib olla tegu hoopis situatsiooniga, kus vanem elanikkond on suurema hariduse ebavõrdsusega, nooremal elanikkonnal on aga juba ühtlaselt kõrgem haridustase; seega mida noorem rahvastik, seda väiksem hariduse ebavõrdsus. Niisiis ühest seisukohta pole rahvastiku vanuselise struktuuri mõju kohta hariduse ebavõrdsusele võimalik välja tuua.

Hariduskulutused tõstavad oletatavasti rahvastiku keskmist haridustaset. Kas hariduskulutused hariduse varieeruvust ka otse mõjutavad, on kaheldav. Pole ju teada, kuidas hariduskulutused jaotuvad elanike vahel ehk kas hariduskulutused on suunatud haridustaseme võrdsustamise suunas või hoopis vastupidi.

Rahvastiku haridustase avaldab sissetulekute ebavõrdsusele kaudset mõju mitmete tegurite kaudu. Üks enam käsitletuid on nende hulgas majanduskasv. Rahvastiku haridustase on tootlikkust suurendav ja ka tehnoloogia arengut kiirendav tegur, mis seega kiirendab ka majanduskasvu. Temple'i (2000) ülevaate kohaselt on enamus uurimusi kasutanud haridustaset kirjeldavate näitajatena erinevate koolitusastmete haridushõive näitajaid ning keskmist kooliaastate arvu, samuti on enamus uurimusi kinnitanud hariduse majanduskasvu kiirendavat mõju. Näiteks Barro (1991) leidis analüüsidest 98 riigi andmeid aastatest 1960-1985, et haridushõive nii põhi- kui keskhariduses osutus oluliselt SKP kasvu kiirendavaks teguriks, sama leidis Heliwell (1994) uurides 125 riiki samal perioodil. Swanki (1996) 25 riiki perioodil 1960-1989 käsitlev töö näitas samuti põhiharidushõive majanduskasvu kiirendavat mõju. Vaid Lundbergi ja Squire (2003) analüüsis 38 riigi paneelandemetel osutus keskmine kooliaastate arv majanduskasvu kujunemisel ebaoluliseks teguriks.

Haridustase mõjutab sissetulekute ebavõrdsust ka haridustaseme varieeruvuse kaudu. Kas mõju on ebavõrdsust hariduses suurendav või vähendav, selles osas on erinevad seisukohti. Näiteks Winegarden (1979) leidis 32 arenenud ja arenguriigi ristandmeid analüüsidest, et haridustaseme tõus vähendab ebavõrdsust hariduses. Ram näitas oma töös (1990) aga, et hariduse

levikuga ebavõrdsus hariduses esmalt suureneb, kuid seejärel hakkab taas langema. Seletuseks võib olla see, et esialgu omandab mingi väike osa elanikest kõrghariduse, suurel osal elanikest on aga põhihariduse omandamisega probleeme. Hiljem hakkab kujunema ühtlane põhi ja kesktasemel baasharidus ja hariduse ebavõrdsus hakkab uuesti vähenema. Seepärast on arenguriikides haridustaseme tõusul pikka aega hoopis hariduse ja seega ka sissetulekute ebavõrdsust suurendav mõju; alles teatud, küllalt kõrge keskmise haridustaseme korral hakkab selle edasine tõus hariduse ebavõrdsust vähendama (Ram, 1990; Cornia ja Kiiski, 2001).

Haridustaseme tõusuga suureneb ka nõudlus demokratiseerimise järele (Heliwell, 1994) ja seega ka demokratiseerimise aste, kinnitust pakub väitele Heliwelli enda juba mainitud töö, kus keskharidushõive osutus oluliseks demokraatia taset suurendavaks teguriks. Samuti on käsitletud võimalikku haridustaseme mõju sissetulekute ebavõrdsusele korrupsioonitaseme kaudu, kuid Ahrendi (2002) kohaselt sõltub haridustaseme mõju korrupsioonile paljudest teguritest, näiteks ajakirjandusvabadusest, ja ühest mõju pole võimalik välja tuua. Rahvastiku haridustase on ka üheks oluliseks riiki tulevaid välisinvesteeringuid suurendavaks teguriks (Blomström ja Kokko, 2003), kõrgema haridustasemega riikides on välisettevõtetal lihtsam kohalikku tööjõudu kasutades tootmist arendada.

### 1.3.3. Poliitiliste tegurite mõjud

Hulga erinevate tegurite kaudu avaldab sissetulekute ebavõrdsusele kaudset mõju valitsussektori osakaal majanduses. Kõne alla tuleb näiteks võimalik valitsussektori osakaalu mõju majanduskasvu kaudu. Rami (1986) ülevaate kohaselt võib valitsussektori suurust pidada nii majanduskasvu toetavaks kui takistavaks teguriks. Ühest küljest küll valitsussektor toetab majanduse arengut näiteks siludes era- ja ühiskondlike huvide vastuolusid ning kaitstes majandust ebasoovitavate välisriskide eest. Teisalt aga on valitsuse tegevus sageli ebaefektiivne, regulatsioonid ja maksud panevad majandusele üleliigse koormuse, tekitavad lisakulusid ning moonutavad majanduslikke huvisid kogu majanduse tootlikkust hoopis vähendades. Ram ise leidis oma 115 riiki ja aastaid 1960-1980 hõlmanud töös (*ibid.*), et valitsussektoril on riigi rikkust suurendav mõju. Samas näiteks Barro (1991) 98 riiki aastatel 1960-1985 hõlmanud analüüs näitas valitsussektori osakaalu majanduskasvu aeglustavat mõju. Lundberg ja Squire (2003) uurisid 38 riigi ja aastate 1960-1995 paneelandmetel tuginevas töös muuhulgas valitsussektori suuruse mõju majanduskasvule ning analüüs näitas küll selle majanduskasvu kiirendavat mõju, kuid mõju olulisus sõltus hindamismetoodikast.

Arutletud on ka valitsussektori osakaalu mõju üle korrupsiooni tasemele. Võib arvata, et mida suurem on valitsussektori osakaal, seda enam on ka ametnikke ja seda enam on võimalusi korruptiivseks käitumiseks (Husted,

1999). Samas näitas Hustedi (*ibid.*) korruptsiooni mõjurite analüüs 44 riigi 1996. aasta andmeid kasutades, et valitsussektori osakaal ei mõjuta oluliselt korruptsiooni taset.

Valitsussektori osakaal võib sissetulekute ebavõrdsusele mõju avaldada ka inflatsiooni kaudu. Lindbeck (1983) näiteks viitab võimalusele, et suurema valitsusesektori osakaalu ja seega ka suurema maksukoormusega kaasneb elanike soov kompenseerida suurem maksukoormus suurema brutopalgaga, see aga tõstab omakorda ka toodangu hinda ja viib üldisele hindade tõusule. Võimalik on ka valitsussektori osakaalu mõju töötuse kaudu: võib näiteks oletada, et suurem valitsussektor tähendab ka enam kindlaid töökohti ja väiksemat töötust. Samas võib mõju olla ka teistsugune: Haskel ja Szimanski (1993) on uurinud erasektori osakaalu suurenemise mõju töötusele ning leidnud, et pole üheselt määratav, kas mõju on positiivne või negatiivne.

Demokratiseerituse puhul on enim uuritud selle mõju majanduskasvule. Demokraatia mõju osas majanduse arengule ei ole eri autorite hulgas ühist seisukohta. Sirowy ja Inkelesi (1990) ülevaate kohaselt on paljude autorite seisukoht, et demokraatia toetab majanduse arengut, näiteks motiveerides ühiskonnaliikmeid tegutsema arengu huvides tänu otsustusvabadusele ja kindlustundele. Mõnede autorite arvates võib demokraatia olla ka majanduse arengut pidurdavaks teguriks, kuna autoritaarses riigis on lihtsam teha majanduskasvu soodustavaid poliitilisi otsuseid. Kolmandate arvates on aga demokraatia mõju majanduskasvule vaid kaudne ja avaldub näiteks valitsussektori osakaalu kaudu. Ka empiirilised uurimused on andnud segaseid tulemusi. Näiteks Lindenbergi ja Devarajan (1993) jõudsid oma töös kasutades 93 arenguriigi andmeid aastatest 1973-1988 järeldusele, et demokraatia on majanduskasvu soodustav tegur. Heliwelli (1994) 125 riigi aastate 1960-1985 paneeländmeid kasutavas töös osutus demokraatia mõju küll majanduskasvu vähendavaks, kuid ebaoluliseks. Ka Lundbergi ja Squire (2003) uurimus 38 riigi aastate 1960-1995 paneeländmetel andis sama tulemuse.

Demokratiseeritus võib mõju avaldada valitsussektori suurusele: demokraatlikus riigis tuleb valitsusel oma tegevuses järgida enam valijate nõudlust suurema koguse avalike hüviste ja suurema ümberjaotuse järele (Boix, 2001). Seda kinnitas mingil määral ka samas töös tutvustatud 65 riiki ja perioodi 1970-1990 hõlmav empiirilise analüüs. Seega võib demokraatia mõju sissetulekute ebavõrdsusele avalduda ka valitsussektori osakaalu kaudu.

### **1.3.4. Kultuuriliste ja looduslike tegurite mõjud**

Kultuuriliste tegurite kaudse mõju kohta on raske midagi oletada. Et mitmed kultuurilised tegurid mõjutavad oluliselt majanduse arengut, seda kinnitavad näiteks Granato, Ingleharti ja Leblangi (1996) ja Swanki (1996) uurimused. Samas aga pole käsitletud kultuurilise heterogeensuse mõju, mis on üheks sissetulekute ebavõrdsuse mõjuriks. Stijns (2001b) on leidnud 102 riigi aastate

1972-1999 andmeid analüüsid kultuurilise heterogeensuse hariduskulutusi vähendava mõju, aga laiemat kinnitust pole see leidnud. Võib ka arvata, et suurema kultuurilise varieeruvusega maades on ka varieeruvus hariduses suurem: erinevatel etnilistel ja keelelistel gruppidel on erinevad võimalused hariduse omandamiseks, samuti erineb erinevates gruppides suhtumine hariduse omandamisse (Kao ja Thompson, 2003).

Loodusressurssidega varustatus avaldab mõju majanduse struktuurile: riikides, kus loodusressursse napib, on loodusressursse kasutatavate sektorite asemel suurem osa elanikest hõivatud näiteks teenindussektoris, samuti on neis riikides suurem vajadus tehnoloogia arendamiseks. Näiteks Gylfason (2001) on arvamisel, et heal loodusressurssidega varustatusel võib olla pärssiv mõju tehnoloogia arengule. Loodusressurssidega varustatuse mõju ebavõrdsusele võib avalduda ka majanduskasvu kaudu. Positiivset seost nende nähtuste vahel kinnitavad näiteks Bornschier, Chase-Dunn ja Rubinson (1978). Sachs ja Warner (1995) leiavad, et enamate loodusressursside olemasolu korral on majanduses vähem vajadust töötleva tööstuse ja tootlikkuse arendamiseks, seetõttu on ka majanduse kasvutempo aeglasem. Oletus sai kinnitust analüüsid erinevate riikide andmeid perioodil 1970-1989 kasutades loodusressursside mõõduna põllumajandusel, mineraalidel ja kütusel tugineva ekspordi osakaalu SKP-s (Sachs ja Warner, 1995). Samas Stijns (2001a) leidis sama perioodi analüüsid, et mineraalide ja kütusevarud ei osutunud majanduskasvu oluliselt mõjutavaks teguriks. Kasutada olevad loodusressursid võivad mõjutada ka välisinvesteeringuid: arvatavasti on parem ressurssidega varustatus üheks välisinvesteeringuid ligimeelitavaks teguriks.

### **1.3.5. Makroökonomiliste tegurite mõjud**

Järgmisena vaadeldakse makroökonomiliste tegurite võimalikku kaudset mõju sissetulekute ebavõrdsusele. Kirjanduses on palju arutletud inflatsiooni mõju üle majanduskasvule. Kui see mõju on tõepoolest olemas, siis mõjutab inflatsioon majanduskasvu kaudu ka sissetulekute ebavõrdsust. Milline on inflatsiooni mõju iseloom majanduskasvule, selles ei ole kirjanduses ühist seisukohta. On arvamusi, et inflatsioonil on destabiliseeriv ja majanduskasvu kahandav mõju, aga arvatakse ka, et inflatsioon soodustab rikkuse paigutamist tootmisesse ja seega kiirendab majanduskasvu (Bruno ja Easterly, 1996). Mõlemale arvamusele leidub ka empiirilist kinnitust pakkuva uurimusi. Nii näiteks said Lundberg ja Squire (2003) 38 riigi aastate 1960-1995 paneelandmetel tuginevas uurimuses sõltuvalt hindamismetoodikast erinevaid tulemusi, statistiliselt oluliseks osutunud koefitsiendid viitasid siiski inflatsiooni majanduskasvu kiirendavale mõjule. Samas leidsid 41 riigi andmeid aastatest 1961-1997 analüüsinud Gillman, Harris ja Matyas (2001) inflatsioonil olevat hoopis majanduskasvu vähendava mõju. Inflatsiooni kaudne mõju võib avalduda ka väliskaubanduse kaudu. Võib oletada, et suurema siseriikliku inflatsiooniga

kaasneb ostujõu ja seega impordi mahu vähenemine, samas eksport on suhteliselt odavam ja selle maht arvatavasti suureneb. Finantssektori arengu mõju võib avalduda majanduskasvu kaudu. Nii on näiteks Leblang (1996) leidnud, et erasektorile antud laenude suhe SKP-sse suurendab majanduskasvu. See mõju ei ole aga leidnud põhjalikumalt uurimist.

Väliskaubanduse mõju sissetulekute ebavõrdsusele võib avalduda ka valitsussektori osakaalu kaudu. Kui väliskaubanduse maht on suurem, on suurem osa majandusest seotud väljastpoolt tulevate mõjudega ja nn. välisrisk suureneb. See vähendab valitsuse kontrolli majanduse üle ning suurem ebastabiilsus näiteks töötuse, inflatsiooni jms. osas omakorda sunnib valitsust suurendama oma osa majanduses kompenseerimaks välisriski suurema sotsiaalse kindlusega (Cameron, 1978; Berry ja Lowery, 1984; Rodrik, 1998; Boix, 2001). Et suurema väliskaubanduse osakaaluga SKP-st kaasneb valitsussektori suurem osakaal, kinnitas näiteks Cameroni (1978) uurimus 18 riigi ristanndmetel.

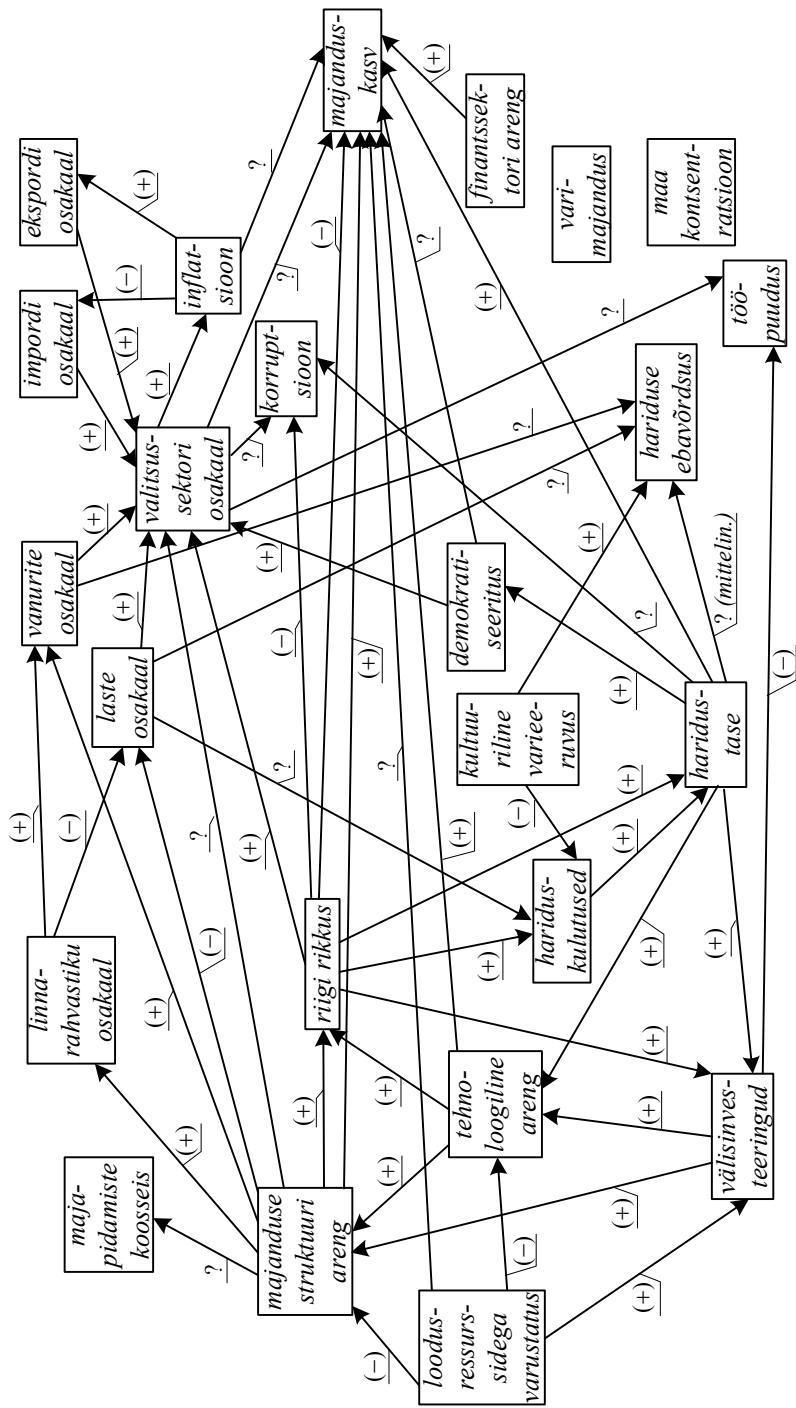
Välisinvesteeringud omavad mõju tehnoloogilisele arengule ja majanduse struktuurile. Tehnoloogilist arengut soodustavale mõjule on viidanud näiteks Barrell ja Pain (1997). Samuti võivad välisinvesteeringud sissetulekute ebavõrdsust mõjutada töötuse kaudu. Sageli kaasnevad välisinvesteeringutega lisanduvad töökohad ja seega võib välisinvesteeringutel olla töötust kahandav mõju (Grinols, 1991; Kentor, 1998). Ka võib mõju avalduda hariduse kaudu. Välisinvesteeringud võivad motiveerida elanikke omandama kõrgharidust ja seega suurendada elanike haridustaset (Blomström ja Kokko, 2003). Peamiselt avaldavad inimkapitali kvaliteeti parandavat mõju aga pigem väliskapitalil põhinevate ettevõtete koolitused oma töötajatele. Kahjuks ei peegelda tavapäraselt esitatavad andmed elanike haridustaseme kohta selliste koolituste tulemusena tekkinud muutusi, seepärast on nimetatud mõju keerukas empiiriliselt kontrollida.

### **1.3.6. Mõjurite oletatavate omavaheliste mõjude kokkuvõte**

Eelnenud ülevaates toodu põhjal on järgnevalt koostatud kõiki autorile teadaolevates allikates käsitletud võimalikke mõjureid ja nendevahelisi mõjusid koondav skeem (joonis 1.1)<sup>6</sup>. Ülevaatlikkuse ja lihtsuse huvides ei ole sissetulekute ebavõrdsust ja mõjurite otsest mõju sissetulekute ebavõrdsusele joonisel kujutatud. Joonisel on seega vaid erinevate tegurite omavahelisi mõjusid kirjeldavad nooled. Lisaks joonisel kujutatule oletatakse kõigil mõjuritel olevat ka otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele, mida käsitleti peatükis 1.2.

---

<sup>6</sup> Märk “+” viitab positiivsele, “-“ negatiivsele mõjule, “?” viitab mõjule, mille iseloomu osas pole ühest oletust.



**Joonis 1.1.** Sissetulekute ebavõrdsuse mõjurid ja nende omavahelised mõjud. Joonise parema loetavuse huvides ja rõhutamaks kaudse mõju ahelaid moodustavaid mõjurit omavahelisi mõjusid on sissetulekute ebavõrdsus ja kõigi mõjurit otsesed mõjud sissetulekute ebavõrdsusele (ja seega ka iga sissetulekute ebavõrdsusele avaldatava kaudse mõju ahela viimane lüli) jooniselt välja jäetud.

Tegurite omavahelised mõjud moodustavad tegurite poolt sissetulekute ebavõrdsusele avaldatava kaudse mõju ahelaid. Kuna sissetulekute ebavõrdsus ise ja tegurite otsesed mõjud sellele on jooniselt välja jäetud, siis ei kajastu joonisel kaudse mõju ahelate viimased lülid.

Mõjude valikul mudelisse olid aluseks eespool käsitletud varasemate uurimuste tulemused. Sealjuures tuleb kindlasti arvestada asjaoluga, et kuigi joonisel 1.1 kujutatud skeem hõlmab tegurite omavahelisi otseseid mõjusid, ei täpsusta varasemad uurimused enamasti, kas tegu on otsese või kogumõjuga. Samuti pole kindel, et kõigis uurimustes on kasutatud just põhjuslikku seost välja selgitada võimaldavat meetodikat. Seepärast ei pruugi hilisema analüüsi tulemusena saadud tegurite omavaheliste otseste mõjude koefitsiendid siinkohal toodud oletustega kattuda.

Joonisel on iga mõju kujutava noole juures toodud ka kirjanduse ülevaate põhjal oletatav mõju iseloom (positiivne, negatiivne või küsitava iseloomuga). Toodud skeemi alusel ei saa teha oletusi konkreetse ebavõrdsuse mõjuri kaudse mõju iseloomu kohta sissetulekute ebavõrdsusele tervikuna. Nimelt koosneb suvalise teguri kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele tavaliselt mitmest mõjuahelast, mis omakorda koosneb mitmest lülist. Kuna joonisel kujutatud tegurite omavaheliste mõjude tugevuse vahekord pole teada, siis on raske kindlaks teha, kas summaarne mõjuahelatest koosnev kaudne mõju on sissetulekute ebavõrdsust suurendav või vähendav. Seega on kaudse mõju iseloom võimalik kindlaks teha alles teades konkreetse analüüsi käigus hinnatud mõjude iseloomu. Seepärast tulebki siinkohal piirduda vaid oletustega üksikute teguritevaheliste mõjude iseloomu osas.

Et aga järgneva analüüsi lõppeesmärk on välja selgitada iga oletatava sissetulekute ebavõrdsuse mõjuri kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele, siis ei ole edaspidi rõhuasetus mitte niivõrd joonisel 1.1 toodud oletuste kontrollimisel vaid üksikute teguritevaheliste mõjude poolt moodustatavate kaudsete mõjude sissetulekute ebavõrdsusele hindamisel tervikuna. Kaudse mõju hinnangu ja otsese mõju hinnangu liitmisel saadakse kogumõju hinnang, mida võrreldakse alapunktis 1.2.6 toodud oletustega tegurite mõju osas sissetulekute ebavõrdsusele.



## 2. METOODIKA JA ANDMETE ÜLEVAADE

### 2.1. Metoodika: struktuurne modelleerimine

#### 2.1.1. Struktuurse modelleerimise matemaatilised alused

Kirjanduse ülevaatest selgus, et sissetulekute ebavõrdsust ja selle mõjureid ühendab nende nähtuste omavaheliste mõjude keerukas süsteem, mis sisaldab nii mõjurite otseseid mõjusid sissetulekute ebavõrdsusele kui ka mõjurite omavahelistest mõjudest moodustuvaid kaudseid mõjusid. Ka teistes uurimisvaldkondades osutub sageli, et mingi nähtuse mõjurid on ka omavahel põhjuslikes seostes. Sellisele mõjude süsteemile vastav matemaatiline mudel peab võimaldama kirjeldada ja analüüsida nii otseseid kui kaudseid mõjusid nähtusi kirjeldavate muutujate vahel. Otseste ja kaudsete mõjude kirjeldamiseks ja analüüsimiseks sobib diferentseerimise kasutamine muutujatevaheliste mõjude ligikaudseks hindamiseks ning *ceteris paribus* põhimõtte matemaatiline rakendamine osatuletiste ja täis(osa)tuletiste abil. Järgnevalt on neid matemaatilisi võtteid autori käsitluses lähemalt tutvustatud<sup>1</sup>.

Kui teoreetilised oletused eeldavad, et mingi nähtuse mõjurid omavad nähtusele ainult otsest mõju, siis saab seda matemaatiliselt kirjeldada seda nähtust kirjeldava sõltuva muutuja  $y$  sõltuvusena mõjureid kirjeldavatest muutujatest ehk teguritest<sup>2</sup>  $x_i$  ( $i = 1, \dots, n$ ):

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_n). \quad (2.1)$$

Suvalise teguri  $x_i$  otsest mõju sõltuvale muutujale  $y$  ehk suhet  $\frac{\Delta y}{\Delta x_i}$  teiste tegurite väärtuste püsides (ehk *ceteris paribus*) võimaldab siis hinnata osatuletis eespooltoodud funktsioonist vastava teguri järgi ehk  $\frac{\partial y}{\partial x_i}$ . Kui sellist mudelit soovitakse empiiriliselt kontrollida, sobib selleks regressioonanalüüs. Lineaarse regressioonimudeli

$$y = \alpha + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n \quad (2.2)$$

hindamisel saadud regressioonikoefitsiendid  $\beta_i$  ongi tuletise  $\frac{\partial y}{\partial x_i}$  hinnanguks.

---

<sup>1</sup> Autorile teadaolevalt ei ole struktuurse modelleerimise matemaatilisi aluseid struktuurset modelleerimist käsitlevates õpikutes ega teadusartiklites seni rõhutatud. Seda tuleb aga meetodi idee mõistmiseks kindlasti teha.

<sup>2</sup> Siin ja edaspidi on tegurite all mõistetud mõjutavaid muutujaid, kui on mõeldud tegureid matemaatilises mõttes (korrutatavaid), on seda eraldi mainitud.

Kui aga teoreetiliste oletuste kohaselt on vaatlusaluse nähtuse mõjurid ka omavahel põhjuslikult seotud, siis ei pruugi analoogilise regressioonanalüüsi tulemused olla kuigi usaldusväärsed, kuna regressioonikoefitsiendid peegeldavad siis nii teguri mõju sõltuvalle muutujale kui ka tegurite omavahelisi mõjusid. Mõjurite omavaheliste mõjude mudelisse kaasamiseks tuleks toetudes varasemate uurimuste tulemustele või uurija oletustele lisada mudelisse niipalju võrrandeid, kui palju on neid mõjureid, mida mõjutavad teised mudelisse kaasatud mõjurid. Matemaatiliselt tähendab see seda, et funktsiooni  $y = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$  argumendid ehk tegurid  $x_1, x_2, \dots, x_n$  on ka omavahel funktsionaalsetes seostes. Sealjuures kirjeldavad neid sõltuvusi nii mitu võrrandit, kui palju on sisetekkelisi tegureid ehk tegureid, mida mõjutab üks või mitu teist tegurit. Sellisel juhul võimaldab huvipakkuva teguri  $x_i$  kogumõju, mis koosneb otsesest ja kaudsest mõjust, hinnata täis(osa)tuletis. Olgu selgituseks toodud lihtne näide.

Süsteemi puhul, kus muutujat  $y$  mõjutavad tegurid  $x_1$  ja  $x_2$  ning tegur  $x_2$  mõjutab omakorda tegurit  $x_1$  (vt. joonis 2.1 vasakul):

$$y = f(x_1, x_2) \text{ ja } x_1 = g(x_2) \tag{2.3}$$

saab hindamaks teguri  $x_2$  mõju muutujale  $y$  leida täistuletise  $\frac{dy}{dx_2}$  jagades täisdiferentsiaali  $dy$  diferentsiaaliga  $dx_2$ . Tulemusena saadud võrrandis liidetavad kirjeldavad kaudset ja otsest mõju<sup>3</sup>:

$$\frac{dy}{dx_2} = \frac{\partial y}{\partial x_1} \frac{dx_1}{dx_2} + \frac{\partial y}{\partial x_2} \frac{dx_2}{dx_2} = \frac{\partial y}{\partial x_1} \frac{dx_1}{dx_2} + \frac{\partial y}{\partial x_2}.$$

1
*kaudne mõju*
*otsene mõju*

(2.4)

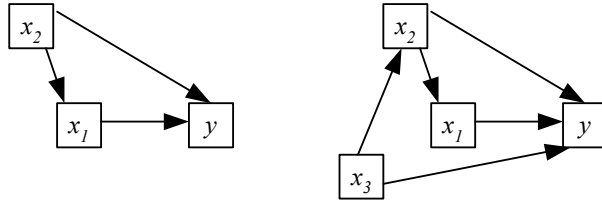
Tegur  $x_1$  aga mõjutab muutujat  $y$  vaid otse:

$$\frac{dy}{dx_1} = \frac{\partial y}{\partial x_1} \frac{dx_1}{dx_1} + \frac{\partial y}{\partial x_2} \frac{dx_2}{dx_1} = \frac{\partial y}{\partial x_1}.$$

1
0
*otsene mõju*

(2.5)

<sup>3</sup> Tähistust  $\frac{dy}{dx}$  vaadeldakse siin ühtse sümbolina kirjeldamaks tuletist muutujat  $y$  kirjeldavast võrrandist muutuja  $x$  järgi. Seoses sellega on oluline tuletise võtmise suund: kuna tuletis  $\frac{dy}{dx}$  on võetud muutuja  $y$  kujunemist kirjeldavast võrrandist ja tuletis  $\frac{dx}{dy}$  muutuja  $x$  kujunemist kirjeldavast võrrandist, siis ei saa siinkohal eeldada, et  $\frac{dy}{dx} \frac{dx}{dy} = 1$ .



**Joonis 2.1.** Kahte (vasakul) ja kolme (paremal) tegurit sisaldava mõjude süsteemi näide

Kui mõjureid ja nendevahelisi mõjusid on rohkem, on kaudset mõju kirjeldavates liidetavates ka omavahel korrutatud tuletisi (tegureid matemaatilises mõttes) rohkem. Kui viimatikirjeldatud süsteemile lisada veel üks tegur järgmiselt (vt. ka joonis 2.1 paremal):

$$y = f(x_1, x_2, x_3), \quad x_1 = g(x_2) \text{ ja } x_2 = h(x_3), \quad (2.6)$$

siis näiteks kolmanda teguri summaarne mõju avaldub järgmiselt<sup>4</sup>:

$$\frac{dy}{dx_3} = \frac{\partial y}{\partial x_3} + \frac{\partial y}{\partial x_2} \frac{dx_2}{dx_3} + \frac{\partial y}{\partial x_1} \frac{dx_1}{dx_2} \frac{dx_2}{dx_3}, \quad (2.7)$$

kus esimene liidetav kirjeldab kolmanda teguri otsest mõju, teine liidetav mõju teise teguri kaudu ja viimane liidetav mõju teise ja esimese teguri kaudu.

Üldistatult võib öelda, et oletades funktsiooni  $y = f(x_1, x_2, \dots, x_n)$  tegurite omavahelisi põhjuslikke seoseid, leitakse suvalise teguri  $x_i$  kaudne mõju korrutades kõik samasse mõjuahelasse kuuluvaid mõjusid kirjeldavad tuletised ning liites seejärel erinevate ahelate kaudu avaldatava mõju. Üldjuhul võimaldab kõik võimalikud teguri  $x_i$  muutujale  $y$  avaldatava mõju ahelad (kaasa arvatud otsene mõju)  $n$  teguri korral hõlmata ka järgmine valem (autori koostatud):

$$\frac{dy}{dx_i} = \sum_{j_1=1}^n \left( \frac{\partial y}{\partial x_{j_1}} \cdot \sum_{j_2=1}^n \left( \frac{\partial x_{j_1}}{\partial x_{j_2}} \cdot \dots \cdot \left( \sum_{j_m=1}^n \frac{\partial x_{j_{m-1}}}{\partial x_{j_m}} \cdot \frac{\partial x_{j_m}}{\partial x_i} \right) \right) \right), \quad (2.8)$$

kus  $m$  on pikimas ahelas sisalduvate mõjude arv miinus 1. Seejuures tuleb mõju korrektseks kirjeldamiseks valemi kasutamisel saadud võrdsetest liidetavatest (mõjuahelaid kirjeldavatest korrutistest), arvesse võtta ainult üks (sama liidetav võib maksimaalselt korduda  $n - 1 = m$  korda). Valem tundub esmapilgul väga mahukas, kuid puuduvatele mõjudele vastavate tuletiste võrdsustamine nulliga võimaldab konkreetsel juhul saada toodud valemi lihtsustatud kuju.

<sup>4</sup> Tegu on sisuliselt muutuja  $y$  täisdiferentsiaali arendamisega, kus järjest kirjutatakse lahti teistest teguritest sõltuvate tegurite täisdiferentsiaalid.

Selliste, lisaks mingi nähtuse sõltuvusele tema mõjuritest ka mõjurite omavahelisi põhjuslikke seoseid sisaldavate mudelite empiiriliseks kontrollimiseks saabki kasutada struktuurset modelleerimist, mida käsitletakse põhjalikumalt järgmistes peatükkides.

## 2.1.2. Struktuurse mudeli püstitus

### 2.1.2.1. Struktuurse modelleerimise olemus ja eelised

Struktuurne modelleerimine (*structural equation modeling*) kujutab endast kompleksset statistilist lähenemist nähtustevaheliste seoste uurimiseks (Hoyle, 1995). Tegu ei ole mitte üksiku statistilise analüüsivõttega, vaid omavahel seotud analüüsivõtete kogumiga (Kline, 1998) sisaldades muuhulgas regressioonanalüüsi, faktoranalüüsi jm. elemente. Regressioonanalüüsi ja faktoranalüüsi võibki vaadelda struktuurse modelleerimise lihtsustatud erijuhtudena. Struktuurse modelleerimise võtetega analüüsitavaid mudeleid võib nimetada struktuurseteks mudeliteks, mõnikord on neid nimetatud ka struktuurivõrrandite mudeliteks (*structural equation models*, lüh. *SEM*).<sup>5</sup>

Struktuursele modelleerimisele alusepanijaks võib lugeda Sewell Wright'i, kes kasutas simultaanseid võrrandeid geneetika valdkonnas kujutades nähtustevahelisi mõjusid ka joonisel (vt. näiteks Wright, 1934). 1960-ndatel aastatel võeti idee kasutusele sotsiaalteadustes<sup>6</sup>. Metoodika ajaloost annavad viidetega ülevaate näiteks Hoyle (toim., 1995), Maruyama (1998) ja Kline (1998). Esialgu piirdus meetod ühesuunaliste põhjuslike mudelitega ning seda nimetati alguses tee-analüüsiks (*path analysis*, *path modeling*). Hiljem lisandus võimalus modelleerida kahesuunalisi ja ringmõjusid. Oma osa selles oli ka arvutustehnoloogia arengul, mis võimaldas hõlpsalt ja kiiresti hinnata järjest keerulisemaid mudeleid.<sup>7</sup> 1970-ndatel hakati mudelisse kaasama ka nähtusi, mida pole võimalik kirjeldada ühe konkreetse näitajaga, kasutades selleks kinnitavat faktoranalüüsi.

Kuigi meetodit on nimetatud ka põhjuslikuks modelleerimiseks (*causal modeling*), pole siiski, nagu ka lihtsa regressioonanalüüsi puhul, tegu imepärase

---

<sup>5</sup> Kohata võib ka nimetust “kovariatsioonistruktuuri modelleerimine” (*covariance structure modeling*), mis viitab metoodika tehnilisele poolele. Nimelt on võimalik enamust struktuurse modelleerimise meetodeist rakendada teades vaid näitajate kovariatsioonimaatriksit ning (aritmeetilisi) keskmisi (*means*).

<sup>6</sup> Majandusteoreetilistes uurimustes on meetod seni siiski veel väga vähe kasutatud leidnud.

<sup>7</sup> Tänapäeval võimaldavad struktuurset modelleerimist mitmed arvutiprogrammid. Tuntumad neist on *LISREL*, *Amos* ja *EQS*, vähem tuntud on näiteks *Mplus*, *CALIS*, *Mx*, *COSAN*, *SEPATH*, *TETRAD*. Käesolevas töös on analüüsi läbiviimisel kasutatud programmi *Amos 4.01*.

vahendiga põhjuslikkuse kindlakstegemiseks, vaid metoodikaga, mis võimaldab analüüsida nähtustevaheliste mõjude struktuuri teoreetiliste oletuste alusel. Struktuurse modelleerimise eelistatus regressioonanalüüsile sõltub analüüsi eesmärkidest. Tavapärase mitmese regressioonanalüüsi kasutamise eesmärkides võib eristada kahte suunda. Regressioonanalüüs prognoosimise eesmärgil (*regression for prediction*) tähtsustab peamiselt seda, kui suur osa sõltuva muutuja dispersioonist suudetakse seletada, ning regressioonvõrrandi alusel tehtud prognooside täpsust. Selliste eesmärkide puhul ei ole struktuursel modelleerimisel regressioonanalüüsi ees eeliseid (Maruyama, 1998, lk. 21). Kui aga tegu on seletava regressioonanalüüsiga (*regression for explanation*), siis on oluline ka see, millised muutujad millisel määral ning viisil (otse või kaude) vastavat sõltuvat muutujat mõjutavad. Sellisel juhul tasub kasutada struktuurse modelleerimise võimalusi (*ibid.*).

Üheks struktuurse modelleerimise eeliseks on ka kompleksne lähenemine selliste nähtuste, mis pole otseselt mõõdetavad ega seostatavad ühe konkreetse näitajaga, analüüsi kaasamisel. Sellised nähtused kaasatakse mudelisse latentsete muutujatena mõõtes neid mitme erineva näitaja informatsiooni ühisosa abil. Erinevalt regressioonanalüüsist, kuhu võidakse samuti lülitada vastavat otseselt mittemõõdetavat nähtust kirjeldavaid erinevaid näitajaid, võimaldab ühe latentse muutuja kasutamine struktuursel modelleerimisel vältida sellise nähtuse mõju üle- või alahindamist. Nimelt võivad vastavat nähtust kirjeldavad regressioonanalüüsi lülitatud näitajad (ja seega ka nähtus ise), osutada oluliseks mõjuriks, kui analüüsi on lülitatud suhteliselt vähe seda nähtust kirjeldavaid näitajaid. Täiendavate sama nähtust kirjeldavate näitajate lisamisel regressioonimudelisse võib aga kõigi näitajate mõju üksikult võttes osutada ebaoluliseks (Maruyama, 1998, lk. 68).

Struktuurse modelleerimise tugevaks küljeks võib lugeda ka välja kujunenud tava esitada kogu mudel ühel joonisel, mis koondab kõik mudelisse hõlmatud nähtused ja näitajad ning nendevahelised erinevad seosed. Selline esitusviis võimaldab saada hõlpsalt ülevaate kogu mudelist (Boomsma, 2000). Et käesolevas töös on siiski rõhuasetus mitte niivõrd sissetulekute ebavõrdsuse ja selle mõjurite vaheliste seoste kompleksil tervikuna, kuivõrd iga mõjuri kogumõjul sissetulekute ebavõrdsusele, siis on kindlasti vajalik ka sellisele rõhuasetusele vastav graafiline tulemuste esitamise viis, sellest aga lähemalt edaspidi. Järgnevalt käsitletakse struktuurse modelleerimise võtteid rõhuasetusega neil aspektidel, mis seonduvad sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite analüüsiga ja järgnevalt kasutust leiavad.

### **2.1.2.2. Struktuurse mudeli koostis**

Struktuurne mudel koosneb simultaansetest lineaarsetest võrranditest. Mudelisse hõlmatud muutujad võib jaotada välitekkelisteks (eksogeenseteks) ja sisetekkelisteks (endogeenseteks). Välitekkelised on muutujad, mida ei mõjuta

ükski teine mudelisse kaasatud muutuja. Sisetekkelised on muutujad, mida mõjutab otseselt vähemalt üks mudelisse kaasatud muutuja. Struktuurse mudeli iga võrrand kirjeldabki ühe sisetekkelise muutuja sõltuvust teistest (nii välitekkelistest kui sisetekkelistest) muutujatest. Struktuurse mudeli saab kirja panna kujul:

$$\begin{aligned} Y_1 &= a_{11}Y_1 + \dots + a_{1n}Y_n + b_{11}X_1 + \dots + b_{1m}X_m + e_1, \\ &\vdots \\ Y_n &= a_{n1}Y_1 + \dots + a_{nn}Y_n + b_{n1}X_1 + \dots + b_{nm}X_m + e_n, \end{aligned} \tag{2.9}$$

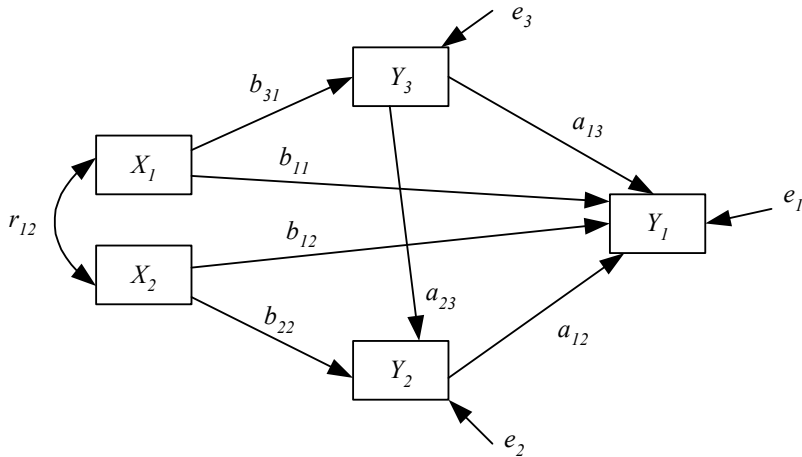
kus  $Y_1, \dots, Y_n$  tähistavad sisetekkelisi muutujaid ja  $X_1, \dots, X_m$  välitekkelisi muutujaid<sup>8</sup> ning  $e_1, \dots, e_n$  tähistab vealiiget. Sisetekkeliste muutujate omavahelisi mõjusid kirjeldavad regressioonikoefitsiendid on tähistatud tähega  $a$  ja välitekkeliste muutujate mõjusid sisetekkelistele muutujatele kirjeldavad regressioonikoefitsiendid tähega  $b$ . Alaindeksid viitavad muutujatele, mille vahelise otsese mõjuga on tegu: regressioonikoefitsiendi esimene indeks viitab mõjutatavale ja teine mõjutavale muutujale. Seejuures ei pruugi kõik parameetrid nullist erineda: mõju puudumisel on vastava parameeter võrdne nulliga, kindlasti on sellised parameetrid  $a_{11}, a_{22}, \dots, a_{nn}$  (muutujad ei mõjuta iseennast). Maatrikskujul näeb struktuurne mudel välja selline:

$$Y = AY + BX + e. \tag{2.10}$$

Mudeli graafilisel kujutamisel on välja kujunenud kindlad sümbolid ehk tingmärgid. Nii kujutatakse tavapäraseid (otseselt mõõdetavaid) muutujaid ja latentseid muutujaid kirjeldavaid näitajaid ristkülikutena, (vt. ka joonis 2.2), latentseid muutujaid endid ellipsitena (joonis 2.5, lk. 63). Otsesest mõju kujutatakse ühesuunalise sirge noolega, millel kujutatakse seda mõju kirjeldav regressioonikoefitsient. (Kaudne mõju moodustub otsesest mõjudest koosnevate ahelate summana.) Enamasti oletatakse vaikimisi kõigi välitekkeliste muutujate omavahelist otsesest mittepõhjuslikku seost ja seda kujutab kumer n.ö. kahe-suunaline nool (*double-headed arrow*), millel on nooleots mõlemas otsas ja millele märgitakse vastavate muutujate korrelatsioonikoefitsient (standardiseerimata kujul kovariatsioon).

---

<sup>8</sup> Eespool käsitletud matemaatilises mudelis oli esialgse selguse huvides  $y$ -ga tähistatud vaid üks n.ö. sihtmootuja (millele avalduvaid mõjusid uuriti) ja ülejäänud muutujad olid tähistatud  $x_1, \dots, x_n$  sõltumata sellest, kas nad olid sisetekkelised või välitekkelised. Siin ja edaspidi on kõik struktuurse mudeli sisetekkelised muutujad tähistatud  $Y_1, \dots, Y_n$  (alaindeks  $n$  ei ole seotud eelmise tähistusega) ja välitekkelised muutujad  $X_1, \dots, X_m$ .



**Joonis 2.2.** Rekursiivse struktuurse mudeli näide.  $Y$ -d tähistavad sisetekkelisi ja  $X$ -d välitekkelisi muutujaid,  $a$ -d ja  $b$ -d regressioonikoefitsiente (vt. lk 55),  $r$  korrelatsioonikoefitsienti ning  $e$ -d jääkdispersiooni osakaalusid.

Mudeli parameetrid võib esitada nii standardiseeritud kui ka standardiseerimata kujul. Et standardiseeritud regressioonikoefitsiendid<sup>9</sup> ja korrelatsioonikoefitsiendid ei sõltu sellest, millised on muutujate mõõtühikud, siis võimaldab standardiseeritud kju paremini võrrelda erinevate muutujate mõju tugevust. Et käesolevas töös on üheks eesmärgiks võrrelda erinevate tegurite mõju tugevust sissetulekute ebavõrdsusele, siis on käesolevas töös rõhuasetus standardiseeritud koefitsientidel<sup>10</sup>.

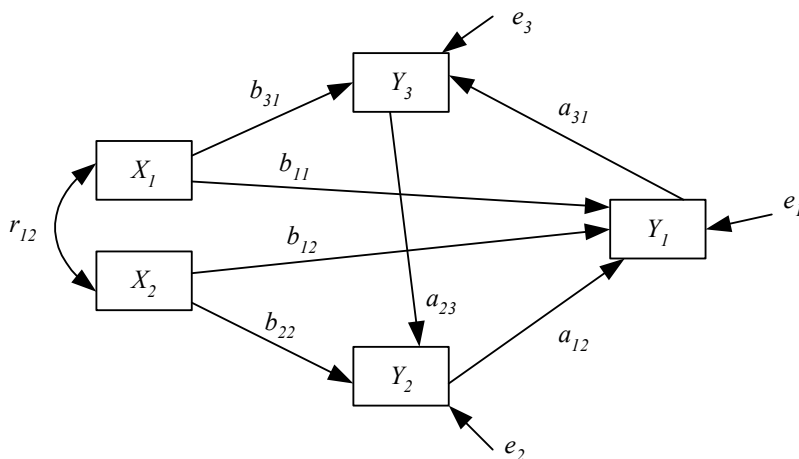
Ükski mudel ei suuda kirjeldada kogu sisetekkelise muutuja varieeruvust. Varieeruvuse kirjeldatuse kujutamiseks on levinud mitu võimalust. Käesolevas töös märgitakse joonisele selgitamata dispersiooni (*variance*) osakaal, mille juurest suubub sirge nool vastava sisetekkelise muutuja juurde.<sup>11</sup> Selgitamata dispersioon ehk jääkdispersioon kujutab endast kogu dispersiooni (standardiseeritud kujul on see 1) ja kirjeldatud dispersiooni (mitmese korrelatsioonikoefitsiendi ruut ehk determinatsioonikoefitsient  $R^2$ ) vahet ( $1 - R^2$ ). Väli-tekkeliste muutujate korral on kogu nende dispersioon selgitamata, nende

<sup>9</sup> Standardiseeritud regressioonikoefitsiendid näitavad sõltuva muutuja muutust mõõdetuna tema standardhälvetes mõjutava muutuja väärtuse suurenemisel ühe (mõjutava muutuja) standardhälbe võrra.

<sup>10</sup> Kui ei ole märgitud teisiti, on käesolevas töös tegu standardiseeritud regressioonikoefitsientide ja korrelatsioonikoefitsientidega (ehk “standardiseeritud kovariatsioonidega”).

<sup>11</sup> Alternatiivina võib joonisel kujutada selgitamata dispersiooni tekitavaid muutujaid ühendava muutuja, kuid sellisel juhul märgitakse viimase juurest sisetekkelise muutujani viivale sirgele noolele n.ö. jääkmõju hindav koefitsient, mis võrdub ruutjuurega jääkdispersiooni osakaalust.

jääkdispersioon ühtib kogudispersiooniga ja seda joonisel ei kujutata. Lihtsamad struktuursed mudelid on rekursiivsed ehk ühesuunalised (*unidirectional*) mudelid, kus põhjuslik seos mistahes kahe muutuja vahel eksisteerib vaid ühes suunas, sõltumata sellest, kas mõju on otsene või kaudne (näiteks mudel joonisel 2.2). Struktuurne mudel võib aga sisaldada ka vastastikuseid (*reciprocal*) mõjusid. Sellisel juhul on tegu mitterekursiivse mudeliga. Vastastikune mõju võib avalduda nii otsese kui kaudse mõjuna. Viimasel juhul on tegu ringmõjuga (*feedback loop*). Nii näiteks on joonisel 2.3 kujutatud mudelis muutujate  $Y_1$  ja  $Y_2$  vahel vastastikune mõju, kuna  $Y_2$  mõjutab otseselt muutujat  $Y_1$  ning  $Y_1$  mõjutab muutujat  $Y_2$  kaudselt ( $Y_3$  kaudu). Teggu on ringmõjuga, mis avaldub ahelas  $Y_1 \rightarrow Y_3 \rightarrow Y_2 \rightarrow Y_1$ .



**Joonis 2.3.** Mitterekursiivse struktuurse mudeli näide.  $Y$ -d tähistavad sisetekkelisi ja  $X$ -d välitekkelisi muutujaid,  $a$ -d ja  $b$ -d regressioonikoefitsiente (vt. lk 55),  $r$  korrelatsioonikoefitsienti ning  $e$ -d jääkdispersiooni osakaalusid.

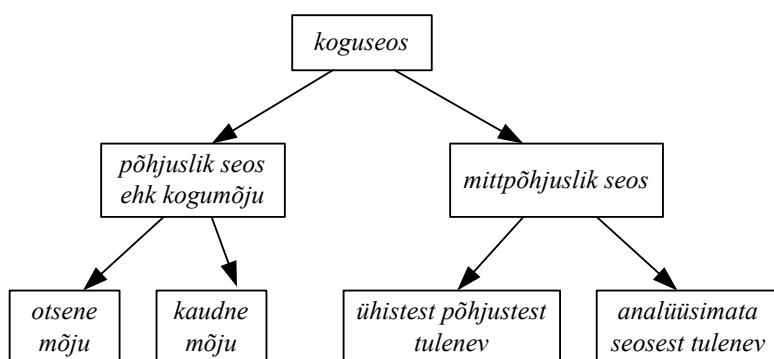
Kuigi nii mudelit kirjeldav võrrandisüsteem kui ka graafiline esitus võimaldavad saada korruga ülevaate kõigist mudelis sisalduvatest nähtustevahelistest otsestest mõjudest ja otsestest mittepõhjuslikest seostest, pakuvad sageli ja ka käesolevas töös enam huvi muutujatevahelised otsesed, kaudsed ja kogumõjud. Nende leidmist käsitletakse järgmises alapunktis.

### 2.1.2.3. Muutujatevahelise seose dekomponeerimine

Struktuurse modelleerimise põhiidee seisneb selles, et mudelisse kuuluva kahe muutuja vaheline koguseos, mida mõõdab korrelatsioon (standardiseerimata kujul kovariatsioon), on võimalik jaotada ehk dekomponeerida järgmisteks osadeks (vt. ka joonis 2.4). Esmalt saab koguseose kahe muutuja vahel jaotada



põhjuslikuks ja mittepõhjuslikuks seoseks. Põhjuslik seos omakorda koosneb ühe muutuja otsesest mõjust (*direct effect*) teisele ja kaudsest mõjust (*indirect effect*) kolmanda muutuja või kolmandate muutujate kaudu, mida võib nimetada vahendavateks (*mediating*) muutujateks. Otsese mõju ja kaudse mõju summa moodustabki ühe muutuja kogumõju (*total effect*) teisele muutujale. Mittepõhjuslik seos võib olla kas esiteks ühiseid põhjuseid (*common causes*) peegeldav seos (ingl. ka *relationship due to shared antecedents*), mida mõnikord nimetatakse ka väärseoseks (*spurious relation*), või teiseks analüüsimata (eel)seos (*unanalysed prior association*), mille iseloomu määramine ei kuulu enam käesoleva mudeli raamidesse. Konkreetsete kahe muutuja vaheline seos konkreetses mudelis võib, kuid ei pruugi sisaldada kõiki nelja mainitud komponenti.



**Joonis 2.4.** Kahe muutuja vahelise seose koostis

Otseseid mõjusid muutujate vahel kirjeldavad struktuurset mudelit kirjeldaval joonisel (näiteks joonised 2.2 ja 2.3) sirged ühesuunalised nooled ning ühe muutuja poolt teisele avaldatava mõju iseloomu ja tugevust kirjeldab vastav regressioonikoefitsient, mida mõnikord nimetatakse ka teekoefitsiendiks (*path coefficient*)<sup>12</sup>. Kaudne mõju on ühe muutuja mõju teisele kolmandate muutujate kaudu ning seda väljendavad joonisel kõik võimalikud rohkem kui üht otsest mõju ehk ühesuunalist noolt hõlmavad ahelad ehk teed (*path*), mis viivad ühe muutuja juurest teiseni. Sealjuures kuuluvad vaatluse alla vaid ahelad, kus liikumise suund ühtib alati noole suunaga. Kaudse mõju koefitsiendi leidmise loogika põhineb eespool kirjeldatud matemaatilistel alustel. Mingit ahelat pidi avalduvat kaudset mõju kirjeldava koefitsiendi leidmiseks korrutatakse kõik ahelasse kuuluvad koefitsiendid. Kui üks muutuja mõjutab teist kaude mitut erinevat ahelat pidi, siis kogu kaudse mõju (*total indirect effect*) saamiseks liidetakse omakorda erinevate ahelate tulemused.

<sup>12</sup> Koefitsientide tõlgendamine on analoogiline regressioonanalüüsiga.

Kogu kaudse mõju ja otsese mõju liitmisel saadakse kogumõju ehk põhjuslikku seost kirjeldav koefitsient. Erinevalt regressioonanalüüsist, mis peegeldab vaid otseseid mõjusid, ei tähenda struktuurse modelleerimise korral otsese mõju puudumine, et vaatlusalune muutuja on ebaoluline tegur sõltuva muutuja väärtuse kujunemisel. Põhjuslik seos võib sisaldada ka ainult kaudset mõju.

Ühistest põhjustest tulenevat mittepõhjuslikku seost kujutavad joonisel kõik need vaatlusaluseid muutujaid ühendavad ahelad, mis sisaldavad esmalt ahelat mööda liikumise suuna suhtes vastassuunalisi, seejärel pärast ühise põhjuse (muutuja) läbimist samasuunalisi otsest mõju kirjeldavaid nooli. Seejuures võib iga ahel läbida iga muutujat vaid korra. Ühistest põhjustest tulenevat seost kirjeldava koefitsiendi saab leida kaudse mõju koefitsiendiga analoogiliselt korrutades kõik ahelasse kuuluvad koefitsiendid ning liites erinevate ahelate tulemused. Analüüsimate mittepõhjusliku seose väljenduseks on kõik kahte muutujat ühendavad ahelad, mis erinevalt ühiseid põhjuseid kirjeldavatest ahelatest sisaldavad ka kahesuunalisi kumeraid nooli, mis kirjeldavad otsest mittepõhjuslikku seost. Viimast eeldatakse kahe muutuja vahel enamasti siis, kui nendevahelise seose iseloom ei ole vaatlusaluse mudeli seisukohalt oluline. Ka siin läbib iga ahel igat muutujat vaid korra ja noolte suund ahelas muutub pärast analüüsimate seose läbimist. Iga ahel võib sisaldada vaid üht analüüsimate seost. Analüüsimate seose suurust kirjeldav koefitsient leitakse samuti korrutades ahela koefitsiendid ning liites erinevate ahelate tulemused.

Näiteks joonisel 2.2 (lk. 56) toodud mudelis koosneb muutujate  $Y_1$  ja  $Y_3$  vaheline seos järgmistest komponentidest. Otsest mõju kirjeldab koefitsient  $a_{13}$ . Kaudne mõju kulgeb mööda teed  $Y_3 \rightarrow Y_2 \rightarrow Y_1$ , seega saab kaudse mõju koefitsiendi leida korrutisena  $a_{23}a_{12}$ . Kogu põhjuslik seos avaldub siis  $(a_{13} + a_{23}a_{12})$ . Mittepõhjuslik seos tulenevalt ühistest põhjustest seisneb ahelas  $Y_3 \rightarrow X_1 \rightarrow Y_1$  ning analüüsimate mittepõhjuslik seos ahelates  $Y_3 \rightarrow X_1 \rightarrow X_2 \rightarrow Y_1$  ja  $Y_3 \rightarrow X_1 \rightarrow X_2 \rightarrow Y_2 \rightarrow Y_1$ . Ühistest põhjustest tuleneva seose suurust hindab siis koefitsient  $b_{31}b_{11}$  ning analüüsimate seost koefitsient  $(b_{31}r_{12}b_{12} + b_{31}r_{12}b_{22}a_{12})$ . Koguseost hindab põhjusliku ja mittepõhjusliku seose summa, mis on teoreetiliselt võrdne nende muutujate vahelise korrelatsioonikoefitsiendiga:

$$r_{Y_3Y_1} = (a_{13} + a_{23}a_{12}) + (b_{31}b_{11} + (b_{31}r_{12}b_{12} + b_{31}r_{12}b_{22}a_{12})). \quad (2.11)$$

Ka kaudne mõju võib koosneda mitmest ahelast. Näiteks muutujate  $Y_1$  ja  $X_1$  vahelise otsese mõju koefitsient on  $b_{11}$  ning kaudne mõju koosneb teedest  $X_1 \rightarrow Y_3 \rightarrow Y_1$  ja  $X_1 \rightarrow Y_3 \rightarrow Y_2 \rightarrow Y_1$ , seega saab kaudse mõju koefitsiendi leida järgmiselt:  $(b_{31}a_{13} + b_{31}a_{23}a_{12})$ .  $Y_1$  ja  $X_1$  vaheline analüüsimate mittepõhjuslik seos kulgeb ahelate  $X_1 \rightarrow X_2 \rightarrow Y_1$  ja  $X_1 \rightarrow X_2 \rightarrow Y_2 \rightarrow Y_1$

kaudu ning analüüsimate mittepõhjusliku seose koefitsient ( $r_{12}b_{12} + r_{12}b_{22}a_{12}$ ) hindabki kogu mittepõhjuslikku seost, kuna mudelis ei ole muutujatel  $Y_1$  ja  $X_1$  ühiseid põhjusi.

Kuigi teoreetiliselt eristatakse lisaks otsesele ja kaudsele mõjule ühistest põhjustest tulenevat ja analüüsimate mittepõhjuslikku seost, piirduakse tulemuste esitamisel enamasti otsese, kaudse ja kogumõjuga. Käesolevas töös pakub huvi ka mittepõhjusliku seose tugevus võrreldes koguseosega ehk kui suure osa koguseosest sissetulekute ebavõrdsuse ja tema mõjuri vahel moodustab põhjuslik ning kui suure osa mittepõhjuslik seos. Tehniliselt on mittepõhjusliku seose koefitsiendid vajalikud mudelipõhiste (mudeli põhjal hinnatud või prognoositud, ingl. *implied* või *predicted*) korrelatsioonide (standardiseerimata kujul kovariatsioonide) hindamisel. Nimelt liites mudeli hindamise tulemuste põhjal saadud kahe muutuja vahelist mittepõhjuslikku ja põhjuslikku seost (otsest ja kaudset mõju) kirjeldavad koefitsiendid, saadakse mudeli tulemuste kohaselt eksisteeriv koguseos kahe muutuja vahel ehk mudelipõhist koguseost kirjeldav mudelipõhine korrelatsioonikoefitsient. Kuna ükski mudel ei peegelda tegelikust täies ulatuses, siis erineb see korrelatsioonikoefitsient alati andmekogumi põhjal tavapärase meetoditega leitud korrelatsioonikoefitsiendist ehk andmepõhisest korrelatsioonikoefitsiendist<sup>13</sup>. Mudelipõhise korrelatsioonimaatriksi võrdlemine andmepõhisega võimaldab hinnata mudeli headust, millest lähemalt edaspidi (alapunkt 2.1.3.2).

Keerulisemate mudelite puhul kasutatakse kaudsete ja kogumõjude leidmiseks maatriksarvutusi (Fox, 1980; Bollen, 1987). Mudeli  $Y = AY + BX + u$  korral kirjeldab välitekkeliste muutujate otsest mõju sisetekkelistele muutujatele maatriks  $B$  ja sisetekkeliste muutujate mõju sisetekkelistele muutujatele maatriks  $A$ . Sisetekkeliste muutujate poolt sisetekkelistele muutujatele avaldatava kaudse mõju koefitsientide maatriks  $M_{kaudne}^{YY}$  leitakse (vt. Fox, 1980) summeerides otseste mõjude maatriksi  $A$  astmed astmenäitajatega kahest kuni  $(n-1)$ -ni kui pikima võimaliku ahela pikkuseni:

$$M_{kaudne}^{YY} = \sum_{i=2}^{n-1} A^i . \quad (2.12)$$

Sisetekkeliste muutujate kogumõju saadakse otsese ja kaudse mõju liitmisel:

$$M_{kogu}^{YY} = M_{otsene}^{YY} + M_{kaudne}^{YY} = A + \sum_{i=2}^{n-1} A^i = \sum_{i=1}^{n-1} A^i . \quad (2.13)$$

---

<sup>13</sup> Andmepõhise korrelatsioonikoefitsiendi poolt kirjeldatavat seost nimetatakse edaspidi ka andmepõhiseks koguseoseks.

Välitekkeliste muutujate poolt sisetekkelistele muutujatele avaldatava kaudse mõju koefitsientide maatriks  $M_{kaudne}^{YX}$  leitakse korrutades sisetekkeliste muutu-

jate omavahelist kogumõju kirjeldava maatriksi  $M_{kogu}^{YY} = \sum_{i=1}^{n-1} A^i$  välitekkeliste

muutujate otsest mõju kirjeldava maatriksiga  $M_{otsene}^{YX} = B$ . Tulemuseks on:

$$M_{kaudne}^{YX} = M_{kogu}^{YY} M_{otsene}^{YX} = \left( \sum_{i=1}^{n-1} A^i \right) B. \quad (2.14)$$

Välitekkeliste muutujate kogumõju leitakse otsese ja kaudse mõju summana:

$$M_{kogu}^{YX} = M_{otsene}^{YX} + M_{kaudne}^{YX} = B + \left( \sum_{i=1}^{n-1} A^i \right) B = \left( E + \sum_{i=1}^{n-1} A^i \right) B = \left( \sum_{i=0}^{n-1} A^i \right) B, \quad (2.15)$$

kus  $E$  on  $n$ -ndat järku ühikmaatriks.

Et mitterekursiivsete mudelite puhul on ahelate pikkuseks lõpmatus ja vastastikuste ja ringmõjude korral võetakse mõjukoefitsientide arvutamisel arvesse ka n.ö. mõjude võimendumine, siis üldjuhul, ka mitterekursiivse mudeli korral kasutatavad valemid on mõnevõrra modifitseeritud ja lihtsustatud. Et sellisel juhul on pikima seoste ahela pikkuseks lõpmatus, siis on sisetekkeliste muutujate kaudne mõju sisetekkelistele muutujatele

$$M_{kaudne}^{YY} = \sum_{i=2}^{\infty} A^i \quad (2.16)$$

ja kogumõju

$$M_{kogu}^{YY} = \sum_{i=1}^{\infty} A^i. \quad (2.17)$$

Et arvutusi lihtsustada, võib teha järgmise teisenduse. Esmalt liidetakse sisetekkeliste muutujate kogumõju koefitsientide maatriksile ühikmaatriks:

$$E + M_{kogu}^{YY} = E + A + A^2 + A^3 + \dots + A^j \quad (j \rightarrow \infty). \quad (2.18)$$

Seejärel korrutatakse see avaldis vasakult maatriksiga  $(E - A)$ :

$$(E - A)(E + M_{kogu}^{YY}) = (E - A)(E + A + A^2 + A^3 + \dots + A^j) = E - A^{j+1}. \quad (2.19)$$

Oletades, et kui  $j \rightarrow \infty$ , siis  $A^{j+1} \rightarrow 0$  (standardiseeritud koefitsientide, mis tavaliselt on absoluutväärtuselt alla ühe, puhul see tavaliselt nii on), võib kirjutada:

$$(E - A)(E + M_{kogu}^{YY}) = E. \quad (2.20)$$

Et maatriksi ja tema pöördmaatriksi korrutiseks on ühikmaatriks, siis

$$(E + M_{kogu}^{YY}) = (E - A)^{-1} \quad (2.21)$$

ja sisetekkeliste muutujate kogumõju on seega:

$$M_{kogu}^{YY} = (E - A)^{-1} - E. \quad (2.22)$$

Sisetekkeliste muutujate kaudne mõju on siis:

$$M_{kaudne}^{YY} = M_{kogu}^{YY} - M_{otsene}^{YY} = (E - A)^{-1} - E - A. \quad (2.23)$$

Välitekkeliste muutujate kaudne mõju sisetekkelistele muutujatele leitakse, nagu eespoolgi, korrutades sisetekkeliste muutujate omavahelist kogumõju kirjeldava maatriksi välitekkeliste muutujate otsesest mõju kirjeldava maatriksiga  $B$ :

$$M_{kaudne}^{YX} = M_{kogu}^{YY} B = ((E - A)^{-1} - E)B \quad (2.24)$$

ja kogumõju leitakse otsese ja kaudse mõju summana:

$$\begin{aligned} M_{kogu}^{YX} &= M_{otsene}^{YX} + M_{kaudne}^{YX} = B + ((E - A)^{-1} - E)B = \\ &= (E + (E - A)^{-1} - E)B = (E - A)^{-1} B. \end{aligned} \quad (2.25)$$

Viimati saadud valemid on kasutatavad ka rekursiivsete mudelite puhul: siis on maatriksi  $A$  astmed astmenäitajatega üle  $n - 1$  nullmaatriksid ja ei muuda eespool toodud tulemust. Samuti on sellisel juhul maatriksi  $A$  peadiagonaali elemendid nullid (muutujad ei mõjuta iseennast ka kaude) ja maatriksi  $(E - A)$  peadiagonaali elemendid ühed. Sellega seoses ei jagata pöördmaatriksi leidmisel ahelakoefitsiente läbi mõju võimendumist kirjeldava koefitsiendiga, nagu seda tehakse mitterekursiivse mudeli korral. Toodud valemeid kasutab ka arvutiprogramm *Amos* (Arbuckle ja Wothke, 1999), mida kasutatakse käesolevas töös.

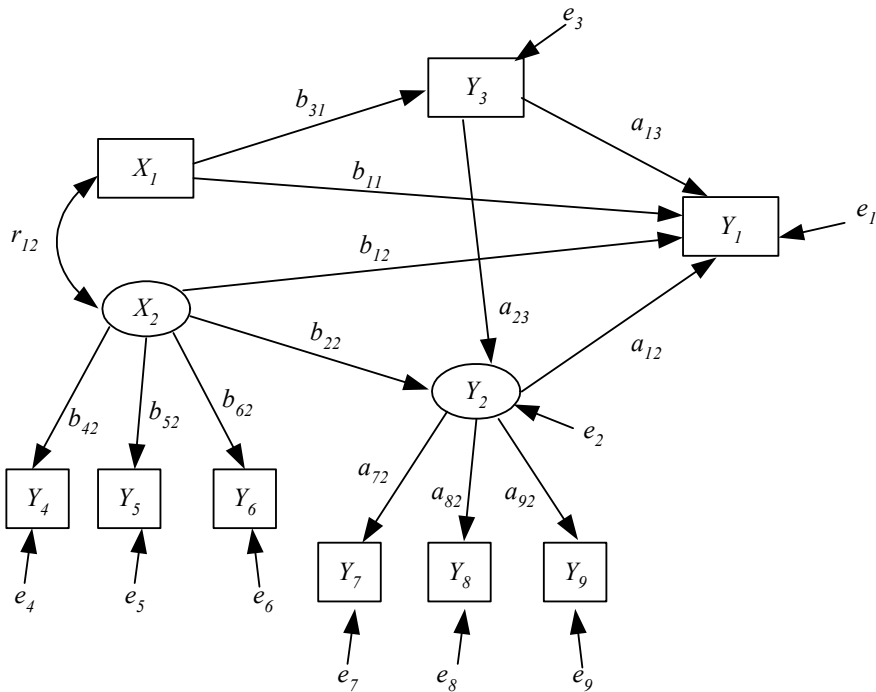
#### 2.1.2.4. Latentsete muutujate modelleerimine

Nagu juba eespool mainitud, kaasatakse nähtused, mida pole võimalik otseselt mõõta, struktuursesse mudelisse latentsete muutujatena, mida kirjeldavad mitu näitajat. Erinevates näitajates sisalduva informatsiooni ühisosa leitakse mõõtmismudeli (*measurement model*) abil, mis kujutab endast kinnitavat (*confirmatory*) faktoranalüüsi.

Kui uuriva (*exploratory*) faktoranalüüsi korral on vaikimisi eeldusel kõik näitajad kõigi faktoritega seotud ja see, millised faktorid on milliste näitajatega oluliselt seotud, selgub alles analüüsi käigus, siis kinnitava faktoranalüüsi puhul on seoste struktuur enne kindlaks määratud. Struktuurse modelleerimise

mõõtmismudel is on üks näitaja enamasti seotud vaid ühe kindla nähtuse ehk faktoriga, mille kirjeldamiseks ta on mudelisse kaasatud. Uuriva faktoranalüüsi puhul eeldatakse sageli, et faktorid on üksteisest täiesti sõltumatud (faktorite omavaheline korrelatsioon on null). Struktuurse modelleerimise korral soovitakse aga just analüüsida latentsete muutujate ehk faktorite omavahelisi põhjuslikke seoseid ja nende seoseid mudelisse kaasatud mõõdetavate muutujatega. Seepärast ei saa siin olla eesmärgiks üksteisest sõltumatute faktorite leidmine.

Enamasti vaadeldakse latentset muutujat kirjeldavaid näitajaid kui latentse muutuja mõju tagajärgi. Mõõtmismudeli iga võrrand kirjeldab siis ühe algnäitaja sõltuvust vastavast latentsest muutujast. Graafilisel esitamisel kujutatakse mõõtmismudel struktuurse põhimudeli täiendusena. Kui näiteks joonisel 2.2 (lk. 56) kujutatud mudelis muutujad  $Y_2$  ja  $X_2$  oleksid latentse muutujad ning kumbagi kirjeldaks kolm näitajat, siis näeks mudel välja selline nagu näidatud joonisel 2.5.



**Joonis 2.5.** Latentsete muutujatega (tähistatud ellipsitega) struktuurse mudeli näide.  $Y$ -d tähistavad sisetekkelisi ja  $X$ -d välitekkelisi muutujaid,  $a$ -d ja  $b$ -d regressioonikoefitsientide (vt. lk 55),  $r$  korrelatsioonikoefitsienti ning  $e$ -d jääkdispersiooni osakaalusid.

Struktuursesse mudelisse kuuluvad latentse muutujad kujutatakse ellipsitena, latentsest muutujast teda kirjeldavate näitajateni viivatele nooltele märgitakse

vastavad regressioonikoefitsiendid, mida nimetatakse mõnikord ka laadungiteks (*loadings*). Analoogiliselt struktuurse mudeliga märgitakse ka mõõtmismudeli sõltuva muutuja ehk algnäitaja selgimata dispersiooni osakaal. Kuna mõõtmismudeli abil eristatakse latentset muutujat kirjeldavate näitajate ühine dispersioon (*common variance*), siis algnäitaja selgitamata dispersiooni hulka kuulub lisaks võimalikele mõõtmisvigadele ka vastava näitaja spetsiifiline dispersioon (*unique variance*), mis peegeldab ainult sellele näitajale omast käitumist.

Struktuursel modelleerimisel hinnatakse kogu mudel: nii struktuurne mudel (nähtustevahelised mõjud) kui ka mõõtmismudel simultaanselt. Muutujatevaheliste seoste dekomponeerimise ja mudelipõhise korrelatsioonimaatriksi leidmise põhimõtted ei erine eespool kirjeldatust.

### 2.1.2.5. Mittelineaarsete mõjude modelleerimine

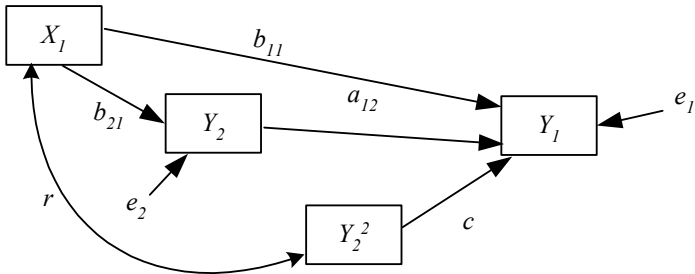
Klassikaline struktuurne modelleerimine võimaldab hinnata ainult lineaarseid mõjusid. Kui aga teoreetilistest oletustest tulenevalt võib oletada mittelineaarset otsest mõju, on võimalik mudelit täiendada analoogiliselt mittelineaarse mõju modelleerimisega tavapärase regressioonanalüüsi korral (mudel jääb lineaarseks parameetrite suhtes). Oletatava mittelineaarse otseste mõju korral võib mudelisse lisada eraldi muutujana vastava mõjutava teguri ruudu või kuubi<sup>14</sup> (vt. näiteks joonis 2.6, kus muutuja  $Y_2$  avaldab mittelineaarset mõju muutujale  $Y_1$ ). Samuti võib ka teguri asendada tema logaritmilise vms. transformatsiooniga. Viimane variant on siiski probleemideta võimalik ainult välitekkelise muutuja korral, kuna sisetekkelisele muutujale mõne teise muutuja poolt avaldatav mõju ei pruugi logaritmilise vms. transformatsiooni korral sugugi ilmneda.

Otsest ja kaudset mõju hindavate koefitsientide leidmine on mittelineaarsete mõjude korral keerukam. Näiteks võrrandisse lisatud ruutliikmete korral tuleb arvestada sellega, et lisaks iseendale ka oma ruuduga võrrandis esindatud teguri regressioonikoefitsient ei kirjelda veel selle teguri kogu otsest mõju sõltuvale muutujale. Seega, kui mõne teise teguri kaudse mõju ahel sisaldab muuhulgas ühe lülina kõnealust mittelineaarset otsest mõju, tuleks selle teise teguri kaudse mõju korrektseks hindamiseks arvestada selles sisalduva mittelineaarse otseste mõjuga tervikuna (kaasa arvatud vastava teguri ruudu mõju). Selleks oleks vajalik leida koefitsient, mis koondaks endasse nii vastava mittelineaarset otseste mõju avaldava teguri enda kui selle ruudu kaudu avaldatava mõju. Nii näiteks ei oleks joonisel 2.6 toodud juhul õige muutuja  $X_1$  kaudse mõju hindamisel

---

<sup>14</sup> Sama võib teha ka latentsete muutujatega, küll aga tuleb arvestada, et ka lihtsad mudelid võivad sellise täienduse tagajärjel muutuda küllaltki keeruliseks, kuna ka lisatud latentsed muutujad (näiteks olemasolevate latentsete muutujate ruudud) vajavad mõõtmismudelit (Kline, 1998, lk. 283). Käesolevas töös analüüsi aluseks olevad teoreetilised oletused sisaldavad vaid otseselt mõõdetavate (mittelatentsete) muutujate mittelineaarseid mõjusid.

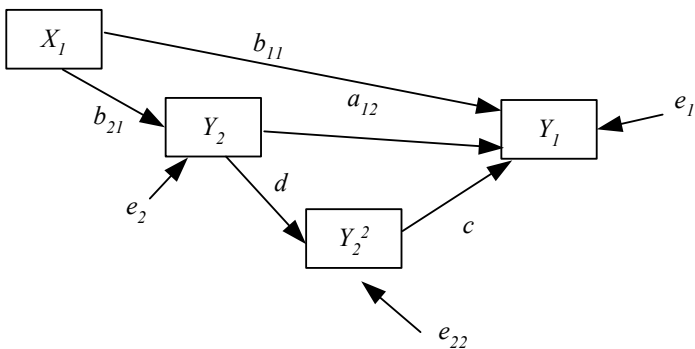
muutujale  $Y_1$  piirduda vaid ahelaga  $X_1 \rightarrow Y_2 \rightarrow Y_1$ . Arvestama peaks ka  $Y_2^2$  mõju muutujale  $Y_1$ .



**Joonis 2.6.** Fragment mittelineaarset mõju sisaldavast mudelist

Juhiseid, kuidas kirjeldatud juhul mõjukoefitsiente arvutada, ei ole võimalik vastava ala kirjandusest leida. Et aga käesolevas töös analüüsitav oletatavate mõjude süsteem sisaldab ka mittelineaarset otseseid mõjusid, mis kuuluvad ka teiste tegurite kaudse mõju ahelate hulka, siis pakub autor siinkohal välja võimaluse kirjeldatud probleemi lahendamiseks.

Autori poolt väljapakutud ja ka käesolevas töös edasises analüüsis kasutatud võtte mittelineaarsete mõjude korral otsese ja kaudse mõju koefitsientide korrektseks leidmiseks seisneb järgmises. Iga mittelineaarset otsese mõju kohta lisatakse mudelisse üks võrrand, mis kirjeldab mittelineaarset otsest mõju avaldava muutuja ruudu lineaarset sõltuvust sellest muutujast endast. Sisuliselt on tegu mittelineaarset sõltuvuse lineaarse lähendusega. Graafiliselt on selline täiendus joonisel 2.6 toodud mudelile kujutatud joonisel 2.7.



**Joonis 2.7.** Fragment mittelineaarset mõju sisaldavast mudelist koos pakutud täiendusega (et joonisel on nüüd ainult üks välitekkeline muutuja, siis otseseid mitte-põhjuslikke seoseid ei eeldata)



Sellisel juhul on võimalik hinnatavate regressioonikoefitsientide alusel välja arvutada korrektne selle muutuja kogu otsest mõju hindav koefitsient. Olgu näiteks muutuja  $Y_1$  kujunemist kirjeldavas võrrandis lisaks teistele teguritele nii muutuja  $Y_2$  kui ka tema ruut (regressioonikoefitsient  $c$ ):

$$Y_1 = a_{12}Y_2 + cY_2^2 + \dots + a_{1n}Y_n + b_{11}X_1 \dots + b_{1m}X_m + u_{Y_1} . \quad (2.26)$$

Muutuja  $Y_2$  mõju muutujale  $Y_1$  kirjeldab siis ligikaudu tuletis muutujast  $Y_1$  muutuja  $Y_2$  järgi:

$$\frac{\partial Y_1}{\partial Y_2} = a_{12} + 2cY_2 . \quad (2.27)$$

Samas muutuja  $Y_2$  mõju oma ruudule kirjeldab tuletis

$$\frac{\partial Y_2^2}{\partial Y_2} = 2Y_2 . \quad (2.28)$$

Kui mudel sisaldab lisaks võrrandit

$$Y_2^2 = dY_2 + u_{Y_2^2} , \quad (2.29)$$

mis kujutab endast mittelineaarse funktsiooni lineaarset lähendust, siis hindab muutuja  $Y_2$  mõju tema ruudule ligikaudu parameeter  $d$  :

$$\frac{\partial Y_2^2}{\partial Y_2} = d . \quad (2.30)$$

Et  $2Y_2 = d$  , siis muutuja  $Y_2$  mõju muutujale  $Y_1$  kirjeldab

$$\frac{\partial Y_1}{\partial Y_2} = a_{12} + cd . \quad (2.31)$$

Seega annab vastava muutuja kogu otsest mõju sõltuval muutujale kirjeldava koefitsiendi tema enda regressioonikoefitsiendi ja kaudset mõju selle muutuja ruudu kaudu kirjeldava koefitsiendi ( $cd$ ) summa. Joonisel 2.7 toodud juhul arvestatakse nüüd  $X_1$  kaudse mõju hindamisel muutujale  $Y_1$  lisaks ahelale  $X_1 \rightarrow Y_2 \rightarrow Y_1$  ka ahelaga  $X_1 \rightarrow Y_2 \rightarrow Y_2^2 \rightarrow Y_1$ .

Seejuures tuleb arvestada ka sellega, et mittelineaarset otsest mõju avaldava teguri kaudse mõju hulka ei ole õige arvata mõju tema ruudu kaudu. Seega mittelineaarset otsest mõju avaldava teguri teiste tegurite kaudu avaldatava mõju ehk kaudse mõju korrektseks hindamiseks tuleb siis omakorda eespooltoodud tavapärasel viisil (vt. lk. 59-62) leitud kogu kaudsest mõjust eraldada kaudne mõju vaatlusaluse muutuja ruudu kaudu  $cd$  , mis on juba lisatud otsesele mõjule (ja ei tohiks saada kaks korda arvesse võetud). Et

kogumõju leidmisel hõlmatakse niikuinii kõiki võimalikke mõjuahelaid (sealhulgas ka vastava teguri ruudu kaudu), siis kogumõju koefitsiendid korrigeerimist ei vaja.

Rõhutada tasub, et toodud võtete abil leitud mittelineaarset otsesest mõju avaldava teguri kogu otsese mõju koefitsient on oluline just teiste tegurite kaudse mõju korrektsel hindamisel. Mittelineaarset mõju avaldava teguri enda otsese mõju lineaarsest lähendusest enam pakub huvi ikkagi selle teguri mittelineaarne otsene mõju ise. Küll aga on oluline mittelineaarset otsesest mõju avaldava teguri kaudse mõju hindamisel jätta sellest välja teguri ruudu kaudu avaldatav mõju.

### 2.1.2.6. Ajalise nihke kasutamise võimalikkusest

Paljude nähtustevaheliste mõjude puhul võib oletada, et need avalduvad andmetes alles teatava ajalise nihkega. Ajalise nihke kaasamine mudelisse on aga seotud mitmete probleemidega. Esiteks on sageli raske kindlaks määrata, kui pikka ajalist nihet mingi mõju ilmnemiseks eeldatakse (Maruyama, 1998, lk. 115). Isegi aga, kui on olemas sellekohased teoreetilised oletused, võivad järgnevalt tutvustatavad, pigem tehnilist laadi probleemid ikka ajalise nihke kaasamise välistada.

Kui tegu on sobivalt astmelise püstitusega rekursiivse mudeliga, siis on vastavate oletuste olemasolul ajalise nihke kasutamine mõttekas. Samas aga näiteks mitterekursiivse ringmõju sisaldava mudeli korral on ajalise nihke sissetoomine probleemne. Näiteks kui joonisel 2.3 (lk. 57) toodud mudelis on tegu ringmõjuga  $Y_1 \rightarrow Y_3 \rightarrow Y_2 \rightarrow Y_1$ , siis kui oletada näiteks üheperioodilist ajalist nihet, tuleks  $Y_2$  mudelisse kaasata eelmise perioodi väärtustega võrreldes muutujaga  $Y_1$ .  $Y_3$  peaks siis olema esindatud üheperioodilise nihkega  $Y_2$  suhtes ehk üle-eelmise perioodi väärtustega võrreldes muutujaga  $Y_1$ . Kuna aga  $Y_1$  mõjutab ka muutujat  $Y_3$ , siis peaks  $Y_1$  olema mudelis veel ühe võrra varasema perioodi väärtustega jne. Sellist ringmõjude modelleerimist saab edukalt teostada, kui mudelisse kuulub suhteliselt vähe muutujaid (vt. näiteks Maruyama, 1998, lk. 116). Nimelt suureneb samade seoste korduva (ajaliste nihetega) kaasamisega mudelisse kiiresti mudeli keerukus. Tulemuseks on mudelid, mida on raske hinnata ja tõlgendada (Maruyama, 1998, lk. 120). Sageli püütakse sellisel juhul mudeli haaratavuse nimel ebaolulisemana tunduvaid muutujaid mudelist välja jätta (*ibid.*). Samas aga on teada, et mudeli seisukohalt oluliste muutujate väljajätmine mudelist võib anda tulemuseks allesjäänud parameetrite nihkega hinnangud, mistõttu on eriti oluline kaasata mudelisse kõik oletatavad muutujad (*ibid.*).

Isegi, kui tegu on rekursiivse mudeliga, kus ringmõjud puuduvad, ei pruugi mudelis ajalise nihke kaasamine õnnestuda. Näiteks joonisel 2.2 (lk. 56) toodud

udelisel mõjutab  $Y_3$  muutujat  $Y_1$  nii otse kui ka ahela  $Y_3 \rightarrow Y_2 \rightarrow Y_1$  kaudu. Oletades üheperioodilist nihet peaks otsest mõju arvestades  $Y_3$  olema mudelisse kaasatud  $Y_1$  suhtes eelmise perioodi väärtustega, ahelat  $Y_3 \rightarrow Y_2 \rightarrow Y_1$  arvestades aga üle-eelmise perioodi väärtustega. Niisiis võib ajalise nihke kaasamine mudelisse probleemideta õnnestuda vaid üksikute mudelipüstituste korral.

Eeltoodust tulenevalt piirduaksegi enamasti sama perioodi andmetega. Sellisele valikule on toodud ka mitmeid põhjendusi. On leitud, et pidevate põhjuslike seoste ja suhteliselt stabiilsete väärtustega muutujate korral annavad ajalise nihkega ja nihketa mudelid enam-vähem sama tulemuse, sageli ei pruugi ajalist nihet arvestava ja mittearvestava mudeli tulemused üldse erineda (Maruyama, 1998, lk. 102). Käesolevas töös analüüsivad põhjuslikud seosed on pidevad ja ei muutu väga kiiresti. Lisaks on käesolevas töös hõlmatud nähtusi (nii sissetulekute ebavõrdsust kui ka selle mõjuritena käsitletud nähtusi) kirjeldavad näitajad ajas küllaltki stabiilsed ja muutuvad oluliselt arvatavasti alles viie kuni kümne aasta jooksul. Seda kinnitab ka näiteks Oshima (1962) märkides, et paljude muutujate väärtused muutuvad ajas aeglaselt ja seepärast ongi sageli eelistatud pigem ristanometel kui paneelandmetel põhinev analüüs. Weede ja Tiefenbach (1981) on oma ebavõrdsuse mõjureid käsitlevas artiklis avaldanud arvamust, et teoreetiline püstitus peaks maksimeerima, mitte aga minimeerima empiirilise uuringu teostamise võimalusi. Seepärast tuleb nende arvates eeldada, et nii ajas kui riikidevahelises võrdluses eksisteerivad samad mõjud, kui just teoreetiliselt ei ole selgelt välja toodud ootusi mõju erineva iseloomu (tugevus, mõjukoeffitsiendi märk) kohta ajas ja ruumis.

Et käesolevas töös analüüsivad mõjude süsteem on küllaltki keerukas ja suuremahuline, samas aga on analüüsi hõlmatud muutujad ja nendevahelised põhjuslikud seosed ajas suhteliselt stabiilsed, siis on käesolevas töös ajaline nihe vaatluse alt välja jäetud. Seejuures tuleb arvestada sellega, et analüüsi tulemused kirjeldavad ikkagi pigem lühiajalisi kui pikaajalisi (näiteks viie- või kümneaastase nihkega avalduvaid) mõjusid.

### **2.1.3. Struktuurse mudeli hindamine ja tulemuste esitamine**

#### **2.1.3.1. Mudeli parameetrite hindamine**

Selleks, et algandmete põhjal leitud korrelatsioonimaatriksi (või kovariatsioonimaatriksi) alusel oleks võimalik hinnata kõik struktuursesse mudelisse kuuluvad parameetrid, peab mudel olema identifitseeritav. Selleks ei tohi hinnatavate seoste arv olla suurem mudelisse lülitatud näitajate (otseselt mõõdetavate muutujate) omavaheliste korrelatsioonide arvust. Hinnatavate seoste hulka kuuluvad kõik otsesed mõjud (ühesuunalised nooled) ja otsesed mitte-põhjuslikud seosed (kahesuunalised nooled), nende hulka ei loeta jääk-

dispersiooni ja vastava sõltuva muutuja vahelist seost.  $n$  näitaja omavaheliste korrelatsioonide arv on  $\frac{n(n-1)}{2}$ . See on mudeli maksimaalne vabadusastmete

arv, mis saavutatakse nn. nullmudeli korral, mis ei sisalda ühtegi seost. Identifitseeritavuseks peab siis mudeli vabadusastmete arv (näitajatevaheliste korrelatsioonide arvu ja hinnatavate parameetrite arvu vahe) olema positiivne või null. Mudel on täpselt identifitseeritud (*just-identified*), kui hinnatavate parameetrite arv võrdub maksimaalse vabadusastmete arvuga. Kui hinnatavaid parameetreid on vähem (enamasti nii ongi), siis on mudel üleidentifitseeritud (*overidentified*) ja erinevad hindamismeetodid võivad anda mõnevõrra erinevaid tulemusi.

Rekursiivsed (ühesuunalised) ja ainult otseselt mõõdetavaid muutujaid sisaldavad mudelid on alati identifitseeritud. Mitterekursiivsete mudelite puhul võib tekkida probleeme, kui kahe näitaja vahel eeldatakse vastastikust mõju (kaks parameetrit), käesolevas töös empiiriliselt kontrollitav mudel sisaldab aga ainult kaudseid vastastikuseid mõjusid (vt. joonis 3.1, lk. 96). Latentseid muutujaid sisaldavates mudelites on latentse muutuja ja teda kirjeldavate näitajate vahelisi seoseid kirjeldav osa mudelist identifitseeritud, kui hinnatavate parameetrite arv ei ole suurem kui näitajatevaheliste korrelatsioonide arv. See tingimus on rahuldatud tavaliselt kolme ja enama näitaja puhul. Samas aga, kui mudelis on mitu latentset muutujat, piisab ka kahest näitajast ühe latentse muutuja kohta (Kline, 1998, lk. 204). Viimast asjaolu on ka edasises analüüsis kasutatud (lk. 94).

Lisaks mudeli identifitseeritusele väärib tähelepanu ka latentsete muutujate mõõtühikute valik. Nimelt on eraldiseisva faktoranalüüsi korral leitavad faktorid standardiseeritud muutujad, mida mõõdetakse nende standardhälvetes, seega nende standardhälve ja ka dispersioon on 1. Struktuurses mudelis on aga latentseid muutujaid omavahel ja teiste muutujatega põhjuslikus seoses ning seetõttu pole selline muutuja dispersiooni fikseerimine 1-le võimalik (vt. lähemalt Maruyama, 1998, lk. 182). Et anda latentsele muutujale siiski mingi mõõtühik, valitakse teda kirjeldavatest näitajatest välja baasnäitaja (*reference indicator*) ja määratakse selle näitaja regressioonikoefitsiendi väärtuseks 1. Sisuliselt kaalutakse kõik näitajate seoseid vastava latentse muutujaga kirjeldavad regressioonikoefitsiendid, mis oleks saadud standardiseeritud latentse muutuja korral, baasnäitaja koefitsiendiga (regressioonikoefitsientide proportsioonid mõõtmismudelis säilivad). Kuna mudel sisaldab ka baasnäitaja jääkdispersiooni, siis ei tähenda selline piirang latentse muutuja ja baasnäitaja võrdsustamist. Et latentseid muutujaid on siiski mugav tõlgendada standardhälvetes mõõdetuna, siis enne tulemuste esitamist latentne muutuja tavaliselt siiski standardiseeritakse (vt. lähemalt Maruyama, 1998, lk. 184). Ka käesolevas töös mõõdetakse latentseid muutujaid standardhälvetes.

Parameetrite hindamiseks on struktuursel modelleerimisel kasutusel mitmed meetodid. Enim levinud on suurima tõepära (*maximum likelihood*, lüh. *ML*) meetod, mille puhul leitakse üldkogumi parameetrite hinnangud, mis

maksimeerivad tõenäosuse, et analüüsitud valim pärineb sellest üldkogumist (Kline, 1998, lk. 125). Harilikku vähimruutude meetodit (*ordinary least squares*, lüh. *OLS*) saab kasutada rekursiivsete ehk ühesuunaliste mudelite puhul, mis ei sisalda latentseid muutujaid. Et käesolevas töös on tegu ka latentsete muutujatega ja osa mudeleid on mitterekursiivsed, siis on hariliku vähimruutude meetodi kasutamine välistatud.

Meetodi valikul tuleb arvestada asjaoluga, et suurima tõepära meetod eeldab usaldusväärsete tulemuste saamiseks muutujate normaaljaotust (vt. näiteks Kline, 1998, lk. 145). Normaaljaotusele vastavust saab hinnata asümmeetria (*skewness*) indeksi ja järsakuse (*kurtosis*) indeksi abil. Käesolevas töös on lähtunud reeglist, mille kohaselt loetakse probleemseks asümmeetria indeksit absoluutväärtuselt üle 3 ja järsakuse indeksit absoluutväärtuselt üle 20 (*ibid.*, lk. 82). Kui muutujad ei vasta normaaljaotusele, on soovitatud kasutada ka nn. asümptootilist jaotusvaba (*asymptotically distribution-free*, lüh. *ADF*) hindamismeetodit, mis kohandab tulemused vastavalt järsakuse määrale. Samas peetakse seda meetodit sobivaks vaid suurte valimite (vaatluste arv 200-500 ka suhteliselt lihtsate mudelite puhul) korral (Kline, 1998, lk. 144). Samuti oletatakse, et sel meetodil saadud hinnangud võivad siiski olla nihkega (Chou ja Bentler, 1995, lk. 39). Seetõttu käesolevas töös seda meetodit ei kasutata. Normaaljaotusele vastavust võib oluliselt parandada äärmuslike vaatluste kustutamine, kuid sellisel juhul võib kaduma minna küllaltki suur osa andmekogumis sisalduvast informatsioonist.

Erinevate meetodite tulemuslikkust normaaljaotuse eelduse seisukohalt (normaaljaotusele mittevastavate andmete puhul) on küllaltki palju uuritud, vastavaid uurimusi loetlevad näiteks Chou ja Bentler (1995, lk. 38). Nende uurimuste põhjal võib eelistatavaks pidada suurima tõepära meetodit. Ka Kline (1998, lk. 145) on märkinud, et enamuse mudelite ja mõõduka normaalsuse puhul peetakse sobivaimaks suurima tõepära meetodit. Nimelt on leitud, et suurima tõepära meetodil saadud hinnangud on küllaltki vähe tundlikud normaalsuse suhtes ning meetod sobib kasutamiseks ka väiksemate valimite korral (Hoyle ja Panter, 1995, lk. 163). Ka Chou ja Bentler (1995, lk. 38) märgivad, et suurima tõepära meetodil saadud hinnangud on usaldusväärsed ka siis, kui normaaljaotuse eeldus ei ole rahuldatud.

Eraldi käsitlemist väärib andmelünkadega seotud problemaatika. Andmelünkade korral on võimalik probleemile läheneda mitmel viisil. Sageli jäetakse analüüsist välja kõik puudulikud vaatlused. Seda saab teha siiski vaid üksikute lünkade korral, vastasel korral võib kasutatavate vaatluste arv oluliselt kahaneda. Kasutatakse ka paarikaupa kustutamist: vaatlus jäetakse välja vaid arvutusest (näiteks mingi korrelatsioonikoefitsiendi leidmisel), mis kasutab muutujat, mille väärtus vastaval vaatlusel puudub. See meetod võimaldab küll kasutada kogu olemasolevat informatsiooni, kuid erinev vaatluste arv erinevatel arvutustel võib muuta mudeli hindamise tehniliselt võimatuks (Kline, 1998, lk. 76). Kolmandaks võimaluseks on andmelünkade täitmine ehk puuduvate väärtuste kaudne arvutamine (*imputation*). Lüngad võib täita valimi keskmise

väärtusega, ülejäänud muutujate väärtusi kasutava regressioonanalüüsi abil leitud väärtusega või ülejäänud muutujate väärtuste poolest kõige sarnasema vaatluse vastava väärtusega. Puuduvate väärtuste kaudset arutamist peetakse sobivaks lahenduseks vaid siis, kui andmelünki on vähe (*ibid.*, lk. 75).

Parimaks meetodiks lünkadega andmekogumi analüüsimisel peetakse täieliku informatsiooniga suurima tõepära meetodit (*full information maximum likelihood*, lüh. *FIML*), mis erinevalt tavalisest suurima tõepära meetodist võtab iga vaatluse korral arvesse vaid need muutujad, mille väärtused selle vaatluse jaoks on teada (Arbuckle ja Wothke, 1999; Enders ja Bandalos, 2001). See võimaldab olemasoleva informatsiooni maksimaalselt ära kasutada, mis on eriti oluline juhtudel, kui vaatluste arv on väike. Täieliku informatsiooniga suurima tõepära meetodi tulemuslikkust võrreldes teiste lähenemistega on uurinud näiteks Enders ja Bandalos (2001). Nende tulemused näitasid, et täieliku informatsiooniga suurima tõepära meetodil saadud hinnangud olid nihketa ja efektiivsemad kui vaatluste kustutamine tervikuna, kustutamine paarikaupa või puuduvate väärtuste kaudne arutamine. Et sissetulekute ebavõrdsuse ja kõigi selle oletatavate mõjurite analüüsimiseks tuleb kaasata suur hulk muutujaid, siis on ka võimalik andmelünkade hulk suur. Samas on iga vaatlus väärtuslik, kuna suure hulga muutujate korral on tulemuste usaldusväärsuse huvides vajalik ka võimalikult suur vaatluste arv. Eeltoodust tulenevalt ongi käesolevas töös esmalt andmekogumist eemaldatud muutujate äärmuslikud väärtused (mitte vaatlused tervikuna) ning kasutatud seejärel täieliku informatsiooniga suurima tõepära meetodit.

Mudeli parameetrite hinnangute tõlgendamisel ning mõjude tugevuse hindamisel soovitatakse (näiteks Kline, 1998, lk. 149) lähtuda vastava teadusala ja uurimisprobleemi omapärast. Kline (*ibid.*, lk. 118) annab ka järgmised üldised soovitused. Tugevaks mõjuks (*large effect*) peetakse mõju, mida väljendab standardiseeritud regressioonikoefitsient absoluutväärtuselt üle 0,5; mõju võib pidada nõrgaks (*small effect*), kui koefitsient on absoluutväärtuselt alla 0,1; vahepealset loetakse keskmiseks mõjuks (*medium effect*). Siiski tundub kõigi absoluutväärtuselt 0,1-st 0,5-ni ulatuvate koefitsientide nimetamine keskmiseks mõjuks liialt üldistav.

Samuti sõltub standardiseeritud mõjukoefitsientide suurus ja seega ka hinnatav mõju tugevus sellest, kui palju tegureid vastavat muutujat mudelis mõjutavad: mida rohkem on tegureid, seda nõrgem on arvatavasti iga teguri mõju üksikult võetuna. Et sissetulekute ebavõrdsust mõjutab oletatavalt küllaltki palju tegureid, siis on nende tegurite mõjukoefitsiendid ilmselt suhteliselt väiksemad võrreldes mõne lihtsama mudeliga. Lisaks võib absoluutväärtuselt alla 0,1 jääva koefitsiendi puhul kahelda, kas mõju üldse on olemas või jääb see n.ö. statistilise vea piiresse. Et absoluutväärtuselt alla 0,1 jäävad koefitsiendid on enamasti ka statistiliselt ebaolulised ( $p$ -väärtus üle 0,1), siis on käesolevas töös sellist koefitsienti tõlgendatud ebaolulise mõjuna. Arvestades suurt hulka mõjureid ja mahukat mudelit, tõlgendatakse käesolevas töös koefitsiente absoluutväärtuselt 0,1 ja 0,2 vahel nõrka mõju ning

koefitsiente absoluutväärtuselt 0,2 ja 0,4 vahel mõõdukat mõju väljendavana. Koefitsiente absoluutväärtuselt üle 0,4 võib käeoleva uurimistöö kontekstis käsitleda juba tugeva mõjuna. Loomulikult on need piirid siiski n.ö. orienteeruvad ja näiteks koefitsiendi suurenemisest 0,39-lt 0,41-le ei saa järeldada mõõduka mõju asendumist tugevaga.

Mudeli üksikute parameetrite statistilise olulisuse hindamine on analoogiline tavapärasele regressioonanalüüsile. Sealjuures on võimalik hinnata vaid otsest mõju kirjeldavate regressioonikoefitsientide ning otsest mittepõhjuslikku seost hindavate korrelatsioonikoefitsientide statistilist olulisust. Otseste mõju koefitsientide alusel arvutatakse hiljem kaudse ja kogumõju, samuti mittepõhjusliku seose koefitsiendid, mille statistilist olulisust hinnata ei saa. Ühe muutuja kogumõju olulisuse hindamiseks teisele muutujale on välja pakutud järgmine võimalus (Kline, 1998, lk. 151). Selleks võib hinnata vastava sõltuva muutuja regressioonvõrrandi, kus mõjuriteks on lisaks huvipakkuvale kõik need sõltuvad muutujat otseselt mõjutavad muutujad, mille läbi ei avalda huvipakkuv muutuja sõltuvale muutujale kaudset mõju. Huvipakkuva muutuja regressioonikoefitsient näitab siis tema kogumõju ning selle olulisust saab hinnata tavapäraste kriteeriumide abil. Kahjuks ei ole seda võtet võimalik kasutada lünklike valimite korral (Kline, 1998, lk. 151), kaasa arvatud ka käesolevas töös. Kirjeldatud dispersiooni osakaal ehk determinatsioonikordaja ( $R^2$ ) näitab analoogiliselt regressioonanalüüsile, kui suure osa vastava sisetekkelise muutuja variatsioonist mudel (täpsemalt vastav võrrand) selgitab<sup>15</sup>.

### 2.1.3.2. Mudeli headuse hindamine

Et hinnata, mudeli headust (sobivust) ehk kas mudel tervikuna on vastuvõetav (*plausible*), uuritakse kui hästi sobitub mudelipõhine korrelatsioonimaatriks andmepõhise korrelatsioonimaatriksiga<sup>16</sup>. Kui erinevused on seatud piirist suuremad, siis ei ole mudel andmete põhjal kinnitust leidnud ja see on võimalik tagasi lükata. Vastupidisel juhul ei saa küll kinnitada, kuid ei saa ka välistada mudeli õigsust. Siinkohal tuleb korrektsuse huvides märkida, et nii nagu ka regressioonanalüüs või korrelatsioonanalüüs, ei võimalda struktuurne modelleerimine lõplikult tõestada põhjuslikku seost. Võib eksisteerida hulk samaväärseid (*equivalent*) mudeleid, kus omavahel on seoses samad muutujad, kuid seoste iseloom (põhjuslik või mittepõhjuslik, põhjusliku seose suund) on teine.

---

<sup>15</sup> Nagu eespool mainitud, märgitakse struktuurse mudeli tulemuste graafilisel esitusel tavaliselt selgitamata dispersiooni osakaal ( $1 - R^2$ ).

<sup>16</sup> Mudelipõhiste korrelatsioonide all mõeldakse mudeli põhjal hinnatud korrelatsioone, andmepõhiste korrelatsioonide all andmekogumi põhjal leitud korrelatsioone (vt. ka lk. 60). Et sageli tugineb analüüs tegelikult kovariatsioonimaatriksil ja tulemused standardiseeritakse hiljem, siis sisuliselt võib tegu olla ka mudelipõhise ja andmepõhise kovariatsioonimaatriksi võrdlemisega, kuid hinnang mudeli sobivusele sellest ei muutu.

Vaatamata sellele, et osad neist mudelitest kirjeldavad tegelikkust paremini, teised halvemini, võib nende mudelite sobivus andmetega olla ühesugune. Kui mudel sobitub andmetega piisavalt hästi, siis võib mudeli küll tinglikult heaks kiita, kuid alati tuleb arvestada võimalust, et on olemas veel hulk samavõrra aktsepteeritavaid, kuid teoreetiliselt enam põhjendatud püstitusega mudeleid. Arusaamatuste vältimiseks olgu aga öeldud, et nimetatud puudustele vaatamata on struktuurne modelleerimine samm edasi võrreldes korrelatsioon- või regressioonanalüüsiga võimaldades empiirilisel kontrollida oletusi keerukama nähtustevaheliste põhjuslike ja mittepõhjuslike seoste struktuuri kohta (Maruyama, 1998, lk. 7).

Siinkohal tasub meele pidada seda, et tegelikult ei saa ükski mudel täielikult peegeldada tegelikkust ning on pigem lähendus reaalsusele. Seega ei saa eesmärgiks olla mudeli täiuslik kokkusobivus andmetega (*perfect fit*). Pigem on küsimus selles, kas mudel sobitub andmetega piisavalt hästi, et see võiks olla reaalsuse lähendusena kasulik ning osutada mõistlikuks seletuseks reaalsuses toimuvale.

Mudelipõhise ja andmepõhise korrelatsioonimaatriksi võrdlemiseks kasutatakse hulka erinevaid statistikuid. Kasutatavate statistikute valik sõltub analüüsitava mudeli ja kasutatava andmekogumi omapärast. Järgnevalt käsitletakse tuntumaid (Kline, 1998, lk. 130; Hoyle ja Panter, 1995, lk. 167) mudeli headust hindavaid statistikuid nende kasutatavuse seisukohalt käesolevas töös järgnevas analüüsis.

Üks enam levinutest on mudeli headuse  $\chi^2$ -statistik (*goodness-of-fit  $\chi^2$  statistic*), mis hindab mudelipõhise ja andmepõhise korrelatsioonimaatriksi erinevuste olulisust. Ebaoluline  $\chi^2$ -statistik viitab andmetega hästi sobivale mudelile (erinevused on ebaolulised). Statistiku olulisus määratakse võrreldes saadud väärtust kriitilise väärtusega vastava vabadusastmete arvu ja valitud usaldusnivoo korral.  $\chi^2$ -statistiku puudusena sõltub tema väärtus valimi suurus (Maruyama, 1998, lk. 200), seepärast ei ole see statistik kasutatav võrdluseks näiteks lünklike andmekogumite puhul, kui erinevate mudelite hindamisel kasutatakse erinevaid valimeid.

Lisaks sellele, mida väiksem on mudeli vabadusastmete arv, seda paremini sobitub mudel andmetega (täpselt identifitseeritud mudeli  $\chi^2$ -statistik on võrdne nulliga ning mudelipõhine ja andmepõhine korrelatsioonimaatriks ühtivad). Et tegelikult ei ole aga sugugi eesmärgiks kõiki (ka teoreetiliselt mittepõhjendatud) mõjusid sisaldav mudel, siis kasutatakse mõnikord ka vabadusastmete arvuga jagatud näitajat  $\frac{\chi^2}{df}$ , kus  $df$  tähistab vabadusastmete arvu (*degrees of freedom*). Samas on teada, et ka selle näitaja puhul on väikeste valimite korral tõenäosus, et erinevused mudelipõhise ja andmepõhise korrelatsioonimaatriksi vahel on olulised, suurem kui suurte valimite korral



(Arbuckle ja Wothke, lk. 398). Et käesolevas töös on valim pigem väike kui suur, siis on ka siin oht mudeli headuse alahindamiseks.

Kasutatakse ka n.ö. sobituvuse headuse indeksit (*goodness of fit index*, lüh. *GFI*), mis hindab seda, kui suure osa kõigi sisetekkeliste muutujate dispersioonist mudel selgitab. Siinkohal on kriteeriumid analoogilised tavapärase determinatsioonikoefitsiendi tõlgendamisel kasutatavatega. Kasutatakse ka standardiseeritud ruutkeskmiste jääkliikmete (*standardized root mean residuals*, lüh. *SRMR*) indeksit, mis leitakse mudelipõhiste ja andmepõhiste korrelatsioonide erinevuste ruutkeskmisena. Sobituvuse headuse indeksi ja standardiseeritud ruutkeskmiste jääkliikmete indeksi puuduseks on see, et need on võimalik leida vaid andmelünkadeta analüüsi korral.

Et käesolevas töös on tegu väikese andmelünkadega valimiga, siis ei ole kas mõttekas või võimalik kasutada eespooltoodud statistikuid, mis kuuluvad kõik nn. absoluutsete statistikute hulka. Väikese valimi korral on ka vabadusastmetega korrigeeritud  $\chi^2$ -statistiku kasutamine ebasoovitav, andmekogumi lünklikkuse tõttu aga ei saa kasutada sobituvuse headuse indeksit ja standardiseeritud ruutkeskmiste jääkliikmete indeksit. Seepärast ongi käesolevas uurimuses kasutatud suhtelisi sobivusindekseid, mis võimaldavad hinnata mudelite headust võrreldes alternatiivse mudeliga, milleks on tavaliselt ühegi seoseta (hinnatava parameetrita) nn. nullmudel. Kõigi suhteliste statistikute väärtused jäävad nulli ja ühe vahele, suurem väärtus näitab mudeli paremat sobivust andmetega. Suhtelistest statistikutest on enam tuntud järgmised indeksid.

Bentler-Bonetti normeeritud sobivusindeks (*normed fit index*, lüh. *NFI*) hindab, kui palju on mudel parem nullmudelist. Indeks leitakse valemi

$$NFI = \frac{\chi_0^2 - \chi_m^2}{\chi_0^2 - \chi_i^2} = \frac{\chi_0^2 - \chi_m^2}{\chi_0^2} \quad (2.32)$$

kohaselt, kus  $\chi_m^2$  tähistab vaatlusaluse mudeli  $\chi^2$ -statistikut (mida paremini sobiv mudel, seda väiksem väärtus),  $\chi_0^2$  nullmudeli ja  $\chi_i^2$  täpselt identifitseeritud mudeli  $\chi^2$ -statistikut (viimane on võrdne nulliga). Indeksi kasutamisel tuleb aga arvestada järgmise asjaoluga: uurimused on näidanud, et isegi suhteliselt suurte valimite korral võib juhtuda, et normeeritud sobivusindeksi alusel lükatakse mudel ekslikult tagasi, eriti juhul, kui mõni sisetekkeline muutuja on latentne (Hu ja Bentler, 1999, lk. 89). Seepärast tuleb selle näitaja väärtusesse suhtuda teatava kriitilisusega.

Ülejäänud suhtelised statistikud võtavad ühel või teisel kombel arvesse ka vabadusastmete arvu (*df*). Bolleni suhteline sobivusindeks (*relative fit index*, lüh. *RFI*) leitakse järgmise valemi järgi:

$$RFI = \frac{\chi_0^2/df_0 - \chi_m^2/df_m}{\chi_0^2/df_0}. \quad (2.33)$$

Et see indeks kipub alla 1000 vaatlusega valimite korral näitama mudeli sobivust tegelikust väiksemana, siis ei soovitata seda indeksit eriti kasutada (Hu ja Bentler, 1999, lk. 90). Pisut väiksemad on vead Bolleni progresseeruva sobivusindeksi (*incremental fit index*, lüh. *IFI*) puhul, mis leitakse järgmiselt:

$$IFI = \frac{\chi_0^2 - \chi_m^2}{\chi_0^2 - df_m}. \quad (2.34)$$

Bentler-Bonetti mittenormeeritud sobivusindeks (*non-normed fit index*, lüh. *NNFI*) on tuntud ka kui Tucker-Lewise indeks ja võtab samuti arvesse mudeli keerulisust ehk vabadusastmete arvu:

$$NNFI = \frac{\chi_0^2/df_0 - \chi_m^2/df_m}{\chi_0^2/df_0 - 1}. \quad (2.35)$$

Selle näitaja puhul on leitud, et valimite korral alla 250 vaatluse, laseb see näitaja mudeli tagasi lükata liiga sageli (Hu ja Bentler, 1999, lk. 90).

Kasutatakse ka Bentleri võrdlevat sobivusindeksit (*comparative fit index*, lüh. *CFI*), mille väärtus on enamasti võrdne Bentleri sobivusindeksiga (*BFI*) (Maruyama, 1998, lk. 245; Hu ja Bentler, 1999, lk. 85), mis leitakse järgmise valemi abil:

$$BFI = \frac{(\chi_0^2 - df_0) - (\chi_m^2 - df_m)}{\chi_0^2 - df_0}. \quad (2.36)$$

Ka nende indeksite puhul on teada, et indeksi väärtus on väiksemate valimite korral reeglina väiksem: indeksi keskmine väärtus kõigi erineva suurusega valimite korral on kõrgem kui indeksi keskmine väärtus ainult alla 250 vaatlusega valimite korral (Hu ja Bentler, 1999, lk. 91).

Eelnevast võib järeldada, et kõigi suhteliste sobivusindeksite valemid on küllaltki sarnased ning kõik indeksid alahindavad rohkem või vähem mudeli sobivust suhteliselt väikeste valimite korral. Kõigi mainitud indeksite puhul loetakse vastuvõetavaks väärtust üle 0,9 (Maruyama, 1998, lk. 244), soovitatud on ka kriitiliseks väärtuseks võtta 0,95 (Hu ja Bentler, 1999). Arvestades aga võimalikku sobivuse alahindamist tuleb väikeste valimite korral ilmselt kriitilist väärtust alandada, sellekohaseid soovitusi ei ole aga kirjandusest võimalik leida.

Nagu juba eespool mainitud, tuleb mudeli headuse hindamisel arvestada asjaoluga, et täiuslikult sobitub andmetega (mudelipõhine korrelatsioon-

maatriks ühtib andmepõhise korrelatsioonimaatriksiga) ainult täpselt identifitseeritud mudel, kuhu on kaasatud niipalju seoseid, kui palju on näitajate vahelisi korrelatsioone. Mida suurem on mudeli vabadusastmete arvu ja täpselt identifitseeritud mudeli vabadusastmete arvu erinevus, seda väiksem saab olla mudeli sobivus andmetega. Üleidentifitseeritud mudeli (kus hinnatavaid seoseid on vähem kui näitajatevahelisi korrelatsioone) puhul ei saagi nimetatud sobivusindeksite 1-lähedast väärtust oodata. Seepärast tuleb püüde asemel saavutada võimalikult kõrget sobivusindeksit pöörata pigem tähelepanu mudeli vastavusele teoreetiliste oletustega.

Märkida tasub ka, et mudeli headus võib erineda üksikute parameetrite statistilisest olulisusest. Hästi andmetega sobituv mudel võib sisaldada palju ebaolulisi parameetreid, samas võib kehva sobituvusega mudelist leida üksikuid tugevaid ja olulisi mõjusid. Seepärast mängib mudeli hindamisel olulist osa ka see, mida neist kahest aspektist parasjagu olulisemaks peetakse (Maruyama, 1998, lk. 196). Käesolevas töös on põhitähelepanu pigem erinevate tegurite poolt sissetulekute ebavõrdsusele avaldatavate mõjude tugevuse hindamisel ja vähem kogu seoste süsteemil tervikuna. Samas aga saavad järeldused mõjude osas tugineda siiski tervikuna elementaarsetele sobivuskriteeriumidele vastaval mudelil.

Tulenevalt mudeli headuse hindamisel saadud tulemuste kasutamisest saab struktuurse modelleerimise juures eristada kolme lähenemist. Sealjuures on kõigil kolmel juhul mudeli koostamisel esmaseks aluseks teoreetilised oletused, loogika või eelnevad empiirilised uurimused (Hoyle ja Panter, 1995, lk. 175; Kline, 1998, lk. 103). Rangelt kinnitav (*strictly confirmatory*) lähenemine hindab vaid teoreetilistel alustel koostatud mudeli parameetrid ning analüüsib nende statistilist olulisust ja mudeli üldist headust üldtunnustatud kriteeriumide alusel. Teise, alternatiivseid mudeleid hõlmava lähenemise korral hinnatakse mitut (näiteks erinevatel teooriatel põhinevat) mudelit ning võrreldakse parameetrite statistilist olulisust ja mudeli headust. Kolmandat lähenemist võib nimetada mudelit loovaks (*model generating*) lähenemiseks. Tegu on mudeli korrigeerimise ehk teisendamise (*modification*) saavutamaks suuremat kirjeldavust ja paremat sobivust andmetega. Käesolevas töös on esmajoones tegu esimese, rangelt kinnitava, lähenemisega. Kuigi analüüsi käigus lisatakse mudelisse muutujaid vastavalt nende oletatavale olulisusele ja andmete usaldusväärsusele (lk. 97-98), on sisuliselt tegu siiski samadel oletustel põhinevate, mitte üksteisele vastanduvate või alternatiivsete mudelitega (teine lähenemine).

Mudeli korrigeerimise suhtes tuleb olla ettevaatlik, sest isegi kui vastavas küsimuses pole teoreetilises kirjanduses kindlat seisukohta ning tuginetakse uurija intuitsioonile, ei tohiks mudeli sobituvusele andmetega liiga suurt rõhku panna: kasutatud andmetega väga hästi sobituv (nimetatakse ka liiga heaks sobituvuseks, ingl. *overfit*) mudel ei pruugi sobitada mõne teise valimi andmetega (Maruyama, 1998, lk. 279). Tulemuseks võib olla mudel, mis kirjeldab hästi analüüsitud valimit, aga mitte üldkogumit. Üldiselt eelistatakse

mõjude lisamisele mudelisse sammuviisilist (*stepwise*) statistiliselt ebaoluliste mõjude kustutamist mudelist arvestades samas ka mudeli sobituvuse paranemist (Green, Thompson ja Poirer, 2001). Sellisel juhul on kustutamisosüste tegemisel aluseks vastava mõju statistiline olulisus (*p*-väärtus) ning sellist sammuviisilist kustutamist saab teostada ka lünklike andmete korral. Põhijoontes rangelt kinnitavat lähenemist täiendabki käesolevas töös sammuviisiline statistiliselt ebaoluliste mõjude kustutamine mudelist analüüsimaiks võimalikke muutusi tulemustes pärast mudelite taandamist.

### 2.1.3.3. Mõjude graafilise esitamise alused

Struktuurse mudeli tavapärase graafilise kujutis võimaldab saada ülevaatliku pildi kogu mudelist kõigi sinna kuuluvate mõjude ja otsesete mittepõhjuslike seostega. Samas aga ei anna selline joonis või esitatavad regressiooni- ja korrelatsioonikoefitsiendid ettekujutust mingile sõltuvalle muutujale teiste tegurite poolt avaldatava kogumõju iseloomust ja tugevusest ning sellest, kui suure osa konkreetse teguri ja huvipakkuva sõltuva muutuja vahelisest seosest moodustab põhjuslik ja kui suure osa mittepõhjuslik seos. Käesoleva uurimuse kontekstis aga pakub järelduste tegemise seisukohalt just huvi kogu mudelipõhise seose jaotumine põhjuslikuks ja mittepõhjuslikuks seoseks, samuti põhjusliku seose ehk kogumõju jaotumine otseseks ja kaudseks mõjuks. Käesolevas töös ongi eraldi välja toodud iga sissetulekute ebavõrdsuse mõjuri ja sissetulekute ebavõrdsuse vahelise seose jagunemine mittepõhjuslikuks ja põhjuslikuks seoseks, samuti viimase jaotumine otseseks ja kaudseks mõjuks.

Majandusteoreetilises käsitluses on tavaks saanud nähtustevaheliste põhjuslike seoste analüüs ja graafiline kujutamine *ceteris paribus* eeldusel ehk eeldades, et ülejäänud tingimused ja ülejäänud tegurite väärtused püsivad muutumatutena. Kahe nähtuse vahelist põhjuslikku seost *ceteris paribus* saab hõlpsalt graafiliselt esitada kahemõõtmelises teljestikus kujutades mõjutatava nähtuse vertikaalteljel ja mõjuri horisontaalteljel. Ka võib samas teljestikus kujutada nende kahe nähtuse vahelist koguseost. Autorile teadaolevalt ei ole seni struktuurse modelleerimise tulemusi nimetatud viisil esitatud. Seepärast tutvustatakse siinkohal lähemalt järgnevas analüüsis kasutatud uudset tulemuste esitamise viisi, mis võimaldab graafiliselt välja tuua üksiku teguri otsese või kogumõju<sup>17</sup> mõjutatavale nähtusele ja võrrelda seda andmepõhise koguseosega.

Et tuua graafiliselt välja mingi teguri  $X_i$  otsene mõju mõjutatavale muutujale  $Y$ , tuleb muutuja  $Y$  koguvarieeruvusest eristada varieeruvus teguri  $X_i$  otsese mõju tõttu. Seda on võimalik teha leides muutuja  $Y$  mudelipõhise

---

<sup>17</sup> Samal viisil saab eraldi välja tuua ka kaudse mõju, kuigi seda ei ole käesolevas töös tehtud.

hinnangu sõltuvalt vastava teguri  $X_i$  väärtusest arvestades ainult  $X_i$  otsest mõju muude tegurite püsimisel keskmistel väärtustel:

$$Y_{X_i,otsene} = a_i X_i + Y_{K,X_i}. \quad (2.37)$$

Hinnangu leidmiseks kasutatakse mudeli hindamisel saadud standardiseerimata regressioonikoefitsienti  $a_i$ , mis kirjeldab  $X_i$  otsest mõju muutujale  $Y$ . Konstant  $Y_{K,X_i}$ <sup>18</sup> kujutab endast muutuja  $Y$  väärtust muude tegurite keskmistel väärtustel arvestamata  $X_i$  otsest mõju. Viimase näitaja leidmiseks on arvutuslikult lihtsaim meetod, kus muutuja  $Y$  keskvaärtusest  $Y_K$  lahutatakse vastava teguri keskmise väärtuse  $X_{iK}$  ja tema poolt avaldatava otsese mõju standardiseerimata koefitsiendi  $a_i$  korrutis (ehk otsene mõju, mida avaldab vaatlusalune tegur  $X_i$  oma keskvaärtuse korral):

$$Y_{K,X_i} = Y_K - a_i X_{iK}. \quad (2.38)$$

Hinnangu  $Y_{X_i,otsene}$  ja vastava teguri  $X_i$  vahelise funktsionaalse sõltuvuse (valem 2.37) graafik kirjeldabki graafiliselt teguri  $X_i$  otsest mõju muutujale  $Y$ .

Kui tegu on mittelinearse otsese mõjuga, siis võetakse arvesse ka vastava teguri ruudu otsene mõju. Hinnangu valemisse lisandub vastava teguri ruut, mis korrutatakse selle otsest mõju muutujale  $Y$  kirjeldava standardiseerimata regressioonikoefitsiendiga  $c_i$ :

$$Y_{X_i,otsene} = a_i X_i + c_i X_i^2 + Y_{K,X_i}. \quad (2.39)$$

Samuti on siis viimase liidetava leidmisel muutuja  $Y$  keskvaärtusest lahutatud nii vastava teguri enda keskmise väärtuse ja selle standardiseerimata kogumõjukoefitsiendi  $a_i$  korrutis kui ka teguri ruudu keskmise väärtuse ja standardiseerimata kogumõjukoefitsiendi  $c_i$  korrutis:

$$Y_{K,X_i} = Y_K - a_i X_{iK} - c_i (X_i^2)_K. \quad (2.40)$$

Kirjeldatud viisil on saadud käesolevas töös (alapunkt 3.2) esitatavad otsese mõju graafilised kujutised.

Kui soovitakse graafiliselt välja tuua analüüsi tulemusena ilmnenuid vastava teguri kogumõju huvipakkuvale nähtusele *ceteris paribus*, siis on meetodika analoogiline, kuid otsest mõju kirjeldavate standardiseerimata regressioonikoefitsientide asemel kasutatakse kogumõju kirjeldavaid standardiseerimata koefitsiente. Teguri  $X_i$  kogumõju muutujale  $Y$  muude tegurite püsimisel nende keskmistel väärtustel kirjeldab siis sõltuvus:

---

<sup>18</sup> Alaindeks  $K$  tähistab siin ja edaspidi keskvaärtust.

$$Y_{X_i} = \alpha_i X_i + Y_{K, X_i}, \quad (2.41)$$

kus  $Y_{X_i}$  on muutuja  $Y$  mudelipõhine hinnang sõltuvalt vastava teguri  $X_i$  väärtusest muude tegurite püsimisel keskmistel väärtustel,  $\alpha_i$  on vastava teguri standardiseerimata kogumõju koefitsient ja konstant  $Y_{K, X_i}$  on muutuja  $Y$  väärtus muude tegurite keskmistel väärtustel arvestamata vaatlusaluse teguri mõju. Viimane leitakse analoogiliselt eespooltooduga lahutades muutuja  $Y$  keskvaartusest vastava teguri keskmise väärtuse ja tema poolt avaldatava kogumõju standardiseerimata koefitsiendi korrutise:

$$Y_{K, X_i} = Y_K - \alpha_i X_{iK}. \quad (2.42)$$

Kirjeldatud viisil eristataksegi konkreetse teguri poolt põhjustatud erinevused muutuja  $Y$  väärtuses.  $Y_{X_i}$  ja  $X_i$  vahelise sõltuvuse (valem 2.41) graafiline kujutis kirjeldab teguri  $X_i$  kogumõju muutujale  $Y$  muude tegurite püsimisel nende keskmistel väärtustel ehk *ceteris paribus*. Sel viisil on saadud käesolevas töös (alapunkt 3.3.2) esitatavad sissetulekute ebavõrdsusele lineaarset mõju avaldavate mõjurite kogumõju graafilised kujutised *ceteris paribus*.

Mittelineaarsest otsesest mõjust tuleneva mittelineaarse kogumõju korral eristatakse kogumõjust n.õ. mittelineaarne komponent. Vastava teguri  $X_i$  väärtusest sõltuva mudelipõhise hinnangu  $Y_{X_i}$  leidmisel eristatakse teguri  $X_i$  mõju ja selle teguri ruudu  $X_i^2$  mõju muutujale  $Y$ . Teguri  $X_i$  mõju koefitsient  $\beta_i$  saadakse teiste tegurite kaudu avaldatava kaudse mõju standardiseerimata koefitsiendi ja otsesest mõju (mitte eespool käsitletud kogu otsesest mõju<sup>19</sup>) kirjeldava standardiseerimata regressioonikoefitsiendi (eespool tähistatud  $a_i$ ) liitmisel. See moodustab kogumõju n.õ. lineaarse komponendi. Mittelineaarse komponendi moodustab  $X_i^2$  otsesest mõju kirjeldav standardiseerimata regressioonikoefitsient  $c_i$ .

Teguri  $X_i$  mittelineaarset kogumõju muutujale  $Y$  muude tegurite püsimisel nende keskmistel väärtustel kirjeldab siis sõltuvus:

$$Y_{X_i} = \beta_i X_i + c_i X_i^2 + Y_{K, X_i}. \quad (2.43)$$

Viimane liidetav leitakse analoogiliselt eespooltooduga lahutades muutuja  $Y$  keskvaartusest vastava teguri keskmise väärtuse ja kogumõju lineaarset komponenti kirjeldava koefitsiendi korrutise ning teguri ruudu keskmise väärtuse ja kogumõju mittelineaarset komponenti kirjeldava koefitsiendi korrutise:

---

<sup>19</sup> Kogu otsese mõju all mõistetakse mittelineaarset otsesest mõju avaldava teguri otsese ja selle teguri ruudu kaudu avaldatava mõju summat (vt. lk. 66).

$$Y_{K, X_i} = Y_K - \beta_i X_{iK} - c_i (X_i^2)_K. \quad (2.44)$$

Sel viisil on saadud käesolevas töös (alapunkt 3.3.2) esitatavad sissetulekute ebavõrdsusele mittelineaarset mõju avaldavate mõjurite kogumõju graafilised kujutised *ceteris paribus*.

Mittelineaarse mõju korral võib huvi pakkuda ka nn. pöördepunkt, kust alates vastava teguri mõju muutub sõltuvat muutujat suurendavast mõjust vähendavaks mõjukuks või vastupidi. Kui on teada otsest või kogumõju kirjeldav sõltuvus ehk sõltuva muutuja hinnangu funktsioon  $Y_{X_i} = f(X_i)$ , siis on pöördepunktiks olev teguri  $X_i$  väärtus võimalik leida tavapäraste ekstreemumkoha leidmise võtetega. Võttes nimetatud funktsioonist tuletise  $X_i$  järgi ja võrdsustades selle nulliga:

$$Y'_{X_i} = \frac{d(Y_{X_i})}{dX_i} = 0 \quad (2.45)$$

saame tekkinud võrrandist leida pöördepunktiks oleva  $X_i$  väärtuse (vt. näiteks lk. 107).

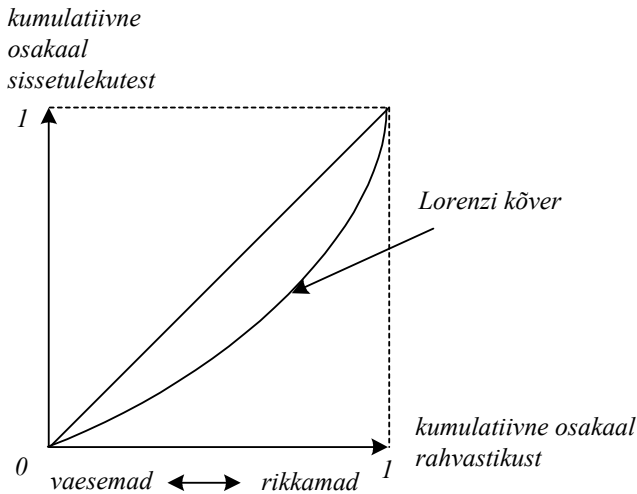
Lisaks eespooltoodud viisil esitatud vastava teguri otsest või kogumõju kirjeldavale graafikule on käesolevas töös samas teljestikus võrdluseks kujutatud ka analüüsi aluseks olnud vaatluste pilv. Viimane koosneb selle teguri ja sissetulekute ebavõrdsuse väärtuste komplekte tähistavatest punktidest (kõigi vaatluste jaoks). Seejuures tuleb arvestada, et tegu on andmepõhise koguseosega, mis erineb teataval (sõltuvalt tegurist suuremal või vähemal) määral mudelipõhisest koguseosest ehk sellest osast andmepõhisest koguseosest, mida mudel suudab kirjeldada. Sellele vaatamata illustreerib vaatluste pilv põhjusliku ja mittepõhjusliku seose summana avalduvat koguseost sissetulekute ebavõrdsuse ja vastava teguri vahel. Põhjusliku seose (ehk kirjeldatud viisil graafikuna esitatud kogumõju) eristamine koguseosest aga ongi üheks käesolevas töös teostatava analüüsi eesmärgiks.

## 2.2. Andmed

### 2.2.1. Andmed sissetulekute ebavõrdsuse kohta

Kompleksse, kõiki eespool loetletud sissetulekute ebavõrdsust mõjutavaid tegureid hõlmava empiirilise analüüsi läbiviimisel on kõige suuremaks probleemiks andmete kättesaadavus. Seejuures on enamasti vaatluste kogumi kujunemisel määravaks sissetulekute ebavõrdsuse kohta kättesaadavad andmed. Ebavõrdsuse mõõtmiseks on välja pakutud hulk erinevaid näitajaid, põhjaliku ülevaate nendest annab näiteks Cowell (1995), samuti Champernowne ja Cowell (1998). Siiski ei ole enamuse neist näitajatest levinud sedavõrd, et oleks

võimalik leida võrreldavaid andmeid sissetulekute ebavõrdsuse kohta erinevates riikides soovitud ajavahemikul (andmete kogumisel oli algseks eesmärgiks analüüsi hõlmata võimalikult palju vaatlusi kogu maailma riikide kohta ajavahemikul 1960-2000). Teistest oluliselt laiemalt levinud ja kättesaadavam ebavõrdsuse näitaja on kahtlemata Gini koefitsient (UNU/WIDER-UNDP, 2000).



**Joonis 2.8.** Lorenzi kõver

Gini koefitsiendi arvutamine põhineb Lorenzi kõveral, mis kujutab sissetulekute jaotumist elanike vahel järgmiselt (vt. ka joonis 2.8). Horisontaalteljele on enamasti paigutatud elanike või leibkondade (sõltuvalt sellest, kas eristatakse üksikisikuid või leibkondi) kumulatiivne osakaal rahvastikust, kusjuures elanikud või leibkonnad on järjestatud sissetulekute suuruse järgi alustades kõige väiksemate ja lõpetades kõige suuremate sissetulekutega. Vertikaalteljel on kujutatud elanike sissetulekute (või leibkonna keskmise sissetulekute leibkonnaliikme kohta) kumulatiivne osakaal kogu rahvastiku sissetulekutest. Täieliku võrdsuse korral ühtiks Lorenzi kõver diagonaali ehk 45°-joonega, enamasti jääb aga nõgus Lorenzi kõver allapoole diagonaali. Gini koefitsient leitakse diagonaali ja Lorenzi kõvera vahelise pindala suhtena diagonaali aluse kolmnurga pindalasse. Täieliku võrdsuse korral oleks see suhe 0 ja täieliku ebavõrdsuse (kõik sissetulekud kuuluvad vaid ühele isikule või leibkonnale) korral 1. Seega jääb Gini koefitsiendi väärtus 0 ja 1 või, kui mõõdetakse %-des, siis 0% ja 100% vahele.

Kõige suurem Gini koefitsiendi sisaldav andmebaas on käesoleval hetkel *World Income Inequality Database* (UNU/WIDER-UNDP, 2000). Nimetatud andmebaas sisaldab vaatlusi 151 riigi kohta aastatest 1860-1998. Kahjuks ei ole paljud vaatlused siiski usaldusväärsed (andmebaasi koostajad on ise ära märkinud andmete allikad ja usaldusväärdsuse taseme). Andmebaasi on



koondatud erinevaid sissetulekute määratlusi kasutades leitud Gini koefitsiendid: arvutuste aluseks võib olla kogusissetulek (*gross income*, enne makse, sisaldab muuhulgas siirdeid) või netosissetulek (*net income*, pärast makse), mõned vaatlused on arvutatud ainult rahalise sissetuleku (*monetary income*) alusel, samuti on paljudel juhtudel Gini koefitsiendi arvutamisel sissetulekute asemel aluseks hoopis kulutused. Käesolevas uurimuses on kasutatud kogusissetuleku alusel arvutatud Gini koefitsienti. Sellisel valikul on kaks põhjust. Esiteks mõjutavad eespool kirjeldatud erinevad sissetulekute ebavõrdsuse mõjurid ennekõike siiski ebavõrdsust enne riigi sekkumist maksude näol. Teiseks, selle näitaja kasutamise poolt räägib ka asjaolu, et kui kogusissetuleku Gini koefitsiendi kohta on andmebaasis kokku 2716 vaatlust, siis netosissetuleku Gini koefitsiendi kohta vaid 1043 vaatlust, ülejäänud määratluste puhul on vaatluste arv veel väiksem. Et andmebaas sisaldab vaatlusi vaid 1998. aastani, tuli edaspidi selle piiranguga arvestada. Valitud on Gini koefitsiendid, mis on arvutatud leibkondade ehk majapidamiste (*households*) sissetulekute jaotuse põhjal.

Kogusissetulekute ebavõrdsuse kohta on andmebaasis olemas vähemalt üks vaatlus aastatest 1960-1998 115 riigi kohta. Et aga ka sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite kohta on andmete kättesaadavus piiratud, ei ole kõik need vaatlused kasutatavad. Järgnevalt tutvustatakse lähemalt sissetulekute ebavõrdsuse võimalikke mõjureid kirjeldavate näitajate kättesaadavust.

## 2.2.2. Andmed sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite kohta

Riigi rikkuse näitajana kasutatakse käesolevas analüüsis sisemajanduse koguprodukti (SKP, *GDP*) elaniku kohta. Andmed pärinevad Maailmapanga andmebaasist *World Development Indicators (WDI)* (World Bank, 2003), puuduvad vaatlused on võimaluse korral leitud Maailmapanga andmebaasist *Global Development Network Growth Database (GDNGD)* (World Bank, 2001b) SKP juurdekasvutempo alusel. Et andmed oleksid võrreldavad nii aastate kui riikide lõikes, on valitud SKP näitaja 1995. aasta hindades USA dollarites. Tulenevalt vajadusest, et andmed riigi rikkuse kohta oleksid võrreldavad ka ostujõu seisukohalt, on andmebaasi kaasatud teine riigi rikkust kirjeldav näitaja. Võrreldavuse tagamiseks kasutatakse tavaliselt korrigeerimist ostujõu pariteediga (*PPP, purchasing power parity*). Kahjuks on ostujõu-pariteediga korrigeeritud SKP kohta andmed olemas (*WDI*) alles alates 1975. aastast ja näitaja on antud hetkehindades arvestamata inflatsiooni. Käesolevas töös kasutamiseks on need andmed korrigeeritud ligikaudselt inflatsiooni arvestavaks kasutades selleks SKP näitajat hetkehindades (USA dollarites) ja SKP näitajat 1995. aasta USA dollarites. Et ostujõupariteediga korrigeerimata SKP on kaetud enamate vaatlustega, korrigeeritud SKP kasutamine aga teoreetiliselt põhjendatum, on analüüsi võrdlevalt kaasatud mõlemad näitajad.

Majanduskasvu näitajana on kasutatud SKP inimese kohta juurdekasvutempot aastas (*WDI, GDNGD*).

Majanduse struktuuri iseloomustavateks näitajateks on sissetulekute ebavõrdsuse uurimise kontekstis sobilik valida põllumajandus-, tööstus- ja teenindussektoris hõivatute osakaalud koguhõives. Kahjuks olid sellekohased näitajad kättesaadavad vaid aastate kohta alates 1980. aastast ja sedagi väga lünklikult. Seepärast on siinkohal lähendina kasutatud sobivuselt järgmist varianti: erinevate sektorite osakaalu majanduses hindavad põllumajandus-, tööstus- ja teenindussektoris loodud lisandväärtuse osakaalud SKP-st. Andmed pärinevad samuti andmebaasist *WDI*. Nimetatud osakaalud kirjeldavad kindlasti mingil määral ka tehnoloogilist arengut.

Eraldi andmeid tehnoloogilise arengu kirjeldamiseks on seevastu üsna raske leida. *WDI* pakub küll andmeid kulutuste kohta nii teadus- ja arendustegevusele kui ka informatsiooni- ja kommunikatsioonitehnoloogiale (osakaaluna SKP-st), samuti nii teadlaste ja inseneride kui ka spetsialistide arvu miljoni elaniku kohta ning kõrgtehnoloogilise ekspordi osakaalu ekspordist. Kahjuks peab aga tõdema, et nimetatud näitajate kohta on andmeid vaid alates 1990-ndatest aastatest. Mõningal määral võib tehnoloogia arengut riigis ligikaudu hinnata selliste näitajatega nagu raadiote, televiisorite ja telefoniliinide (-abonentide) arv 1000 elaniku kohta. Samas kirjeldab raadiote, televiisorite ja telefoniside levik pigem riigi elanike rikkust, selle jaotumist, võimalusi (rahalisi, asustustihedusest tulenevaid) ja soove (mõjutatud näiteks kultuurilistest teguritest) nimetatud asju endale soetada. Seepärast on nende näitajate kasutamine tehnoloogia arengu näitajatenä kaheldav. Et tehnoloogilise arenguga koos toimub ka majanduse struktuuri areng, siis (nagu juba mainitud) kirjeldavad tehnoloogilise arengu taset ka majanduse struktuuri näitajad. Võib arvata, et käesoleva uurimuse kontekstis pakub huvi just palkade jaotust mõjutav tootmistehnoloogiline areng, mida kirjeldabki paremini majanduse struktuuri arengu näitaja, mis on võimalik leida erinevate sektorite osakaalude alusel (lähemalt edaspidi). Nendel põhjustel ja kaalutlustel ei ole käesolevasse analüüsi tehnoloogia näitajaid eraldi lisatud.

Demograafiliste näitajate puhul pole andmete kättesaadavusega enamasti probleeme. Andmed linnarahvastiku osakaalu kohta rahvastikus, samuti laste (vanus 0-14 aastat) ja vanurite (vanus 65 ja enam aastat) osakaalude kohta rahvastikus on saadud andmebaasist *WDI*. Küll aga ei olnud kahjuks võimalik huvipakkuvate vaatluste jaoks leida andmeid majapidamiste koosseisu kohta. Haridustaseme kirjeldamiseks kasutatavad näitajad pärinevad andmebaasist *International Measures of Schooling Years and Schooling Quality* (Barro ja Lee, 1996). Üldist haridustaset kirjeldab keskmine kooliaastate arv kogu rahvastiku hulgas vanuses 25 ja enam aastat. Haridustaseme varieeruvuse ehk hariduse ebavõrdsuse algnäitajatenä on kaasatud erinevat haridustaset omavate elanike osakaalud kogu rahvastiku hulgas vanuses 25 ja enam aastat (*ibid.*). Eristatud on seitse erinevat taset: koolituseta, lõpetamata ja lõpetatud algharidus, lõpetamata ja lõpetatud keskharidus, lõpetamata ja lõpetatud

kõrgharidus (täpsemalt vt. lisa 1). Andmed on toodud ajavahemiku 1960-2000 kohta iga viie aasta tagant. Puuduvad vaatlused on leitud interpoleerimise teel. Interpoleerimist julgustab kasutama asjaolu, et hariduses toimuvad enamasti muutused hariduse levimise (ja mitte vastas-) suunas. Nimetatud andmebaas ei hõlma sugugi kõiki huvipakkuvaid riike, kuid kuna haridustase ja selle varieeruvus on autori arvates väga oluline sissetulekute ebavõrdsuse mõjur ning rohkem riike hõlmavat andmebaasi hariduse kohta pole autor leidnud, siis on kirjeldatud näitajad analüüsi andmebaasi kaasatud. Nende näitajate olemasolu on ka Gini koefitsiendi kõrval enam vaatluste valikut piirav tegur.

Et uurida haridusele tehtud kulutuste mõju sissetulekute ebavõrdsusele on analüüsi kaasatud ka hariduskulutuste näitaja elaniku kohta 1995. aasta USA dollarites, mis on arvatud kasutades *WDI*-s leiduvaid näitajaid: hariduskulutused osakaaluna rahvamajanduse koguproduktis (RKP) on korrutatud RKP-ga 1995. aasta USA dollarites ja jagatud rahvaarvuga. Et analüüsi on kaasatud ka ostujõu pariteediga korrigeeritud SKP, siis on leitud ka ostujõu pariteediga korrigeeritud hariduskulutuste hinnang kasutades selleks ostujõu pariteediga korrigeerimata ja korrigeeritud SKP näitajaid. Et viimaste kohta on andmed lünklikud, kandub lünklikkus üle ka niiviisi korrigeeritud hariduskulutuste näitajale.

Üllatavalt osutus kehvasti andmetega kaetuks ka valitsussektori osakaal majanduses. Valida oli kahe näitaja vahel: (kesk)valitsuse kogukulutused osakaaluna SKP-st (*WDI*, täiendatud *GDNGD* abil), mis on kättesaadav alates 1970-ndatest, ja valitsuse lõpptarbimiskulutused osakaaluna SKP-st (*WDI*). Esimene hõlmab suuremat osa valitsuse tegevusest, samas on aga teise kohta andmed vähem lünklikud. Et valik on raske, on andmebaasi esialgu kaasatud mõlemad näitajad.

Demokraatia taseme kirjeldamiseks on käesolevas analüüsis kasutatud kahest allikast pärinevaid näitajaid. *Freedom House* on leidnud enamuse riikide jaoks nii poliitiliste õiguste kui ka kodanikuvabaduse indeksi ehk reitingu (*Freedom House*, 2003), mis varieerub vahemikus 1 kuni 7 ja on seda väiksem, mida kõrgem on demokraatia tase. Poliitiliste õiguste reiting võtab arvesse valimissüsteemi iseloomu, poliitilist osalust ja pluralismi, valitsuse tegevust ja selle sõltuvust valijate arvamusel jms. Kodanikuvabaduse reiting arvestab väljendus- ja usuvabadust, õigusi ühendustele ja organisatsioonidele, võrdsust seaduse ees, isikuvabadust ja individuaalseid õigusi. Andmed on olemas alates 1970-ndatest aastatest.

Veidi lünklikumad on andmed, mis leitud andmebaasi *Polity IV* (2003) põhjal koostatud andmebaasis *Modified Polity P4 and P4D Data* (Gleditsch, 2003). *Polity IV*-s demokraatia taset mõõtev näitaja omandab väärtusi vahemikus 0 kuni 10 ja on seda suurem, mida kõrgem on demokraatia tase. Näitaja kujutab endast samuti reitingut, mis võtab arvesse seda, kas täidesaatvate võimuorganite personal kujuneb valimiste teel, kuivõrd on need ametikohad avatud kõigile kodanikele, kuivõrd on reguleeritud nende tegevus ning kuivõrd on võimalik erinevate poliitiliste gruppide osalus poliitika

kujunemisel. Kahjuks, nagu märgivad ka Gradstein, Milanovic ja Ying (2001), pole päris selge, milliste kriteeriumide alusel näitaja on leitud, ning tegu võib olla mingil määral autorite subjektiivset hinnangut peegeldava näitajaga. Et kahest allikast pärit indeksid oleksid võrreldavad ning et mõlemal juhul näitaja suurem väärtus viitaks kõrgemale demokratiseerimise astmele, siis on *Freedom House*'i reitingute skaala pööratud, kasutades ümberarvutusteks valemit:

$$R_{\text{pööratud}} = 8 - R. \quad (2.46)$$

Teiste poliitiliste tegurite kohta pole andmed kättesaadavad. Nagu ka kirjanduse põhjal võis oletada, ei õnnestunud autoril majanduse liberaliseerituse kohta leida ühtki näitajat, mis oleks ühtviisi kättesaadav kõigi huvipakkuvate riikide kohta huvipakkuval ajaperioodil.

Kultuurilise varieeruvuse kirjeldamiseks kasutatakse käesolevas analüüsis etnilise ja keelelise varieeruvuse (*ethnolinguistic fractionalization*) indeksit (Roeder, 2001). Indeks ( $V$ ) on leitud kasutades valemit

$$V = 1 - \sum_{i=1}^m \frac{n_i}{N} \left( \frac{n_i - 1}{N - 1} \right), \quad (2.47)$$

kus  $m$  on gruppide arv,  $n_i$   $i$ -nda grupi liikmete arv ja  $N$  elanike koguarv (Hill ja Rothchild, 1986)<sup>20</sup>. Indeksi väärtus kõigub 0 ja 1 vahel ning väiksema etnilise ja keelelise varieeruvuse korral on indeksi väärtus väiksem. Kahjuks on andmed olemas vaid 1961. ja 1985. aasta kohta. Siiski oli mõttekas nimetatud näitaja analüüsi sisse lülitada, kuivõrd rahvastiku etniline ja keeleline koostis on huvipakkuvates riikides nende aastatega väga vähe muutunud, kuid samas võib mängida olulist rolli sissetulekute ebavõrdsuse kujunemisel. Vahepealsete aastate puhul on kasutatud interpoleerimist, vaatluste puhul pärast 1985. aastat on kasutatud 1985. aasta näitajat.

Korruptsiooni taset on hakatud uurima ja hindama üsna hiljuti, seepärast on ka andmed korruptsiooni tunnetamise indeksi kohta (Transparency International, 2003) olemas alles alates 1995. aastast. Ka varimajanduse ja maa kontsentratsiooni kohta ei õnnestunud autoril andmeid saada. Loodusressurssidega varustatust kirjeldavaid andmeid oli samuti raske leida. *WDI* sisaldab näiteks andmeid nii kütuse kui ka kaeviste ja metallide osakaalu kohta impordis ja ekspordis. Samas aga võib riigis olla küll näiteks palju metallivarusid, kuid need töödeldakse kohapeal ja need varud ei pruugi ekspordis kajastuda. *WDI* sisaldab ka mineraalide kaevandamise näitajat osakaaluna RKP-s, kuid mineraalid, nagu ka metallid ja kütus, moodustavad vaid ühe osa võimalikest loodusressurssidest põllumaa, vee- ja tuuleenergia jms. kõrval. Loodusressurssidega varustatust piisavalt kirjeldavat näitajate komplekti ei õnnestunud leida ning seetõttu jäi ka see nähtus analüüsist välja.

<sup>20</sup> Lihtsustatult on analoogilise indeksi arvutamiseks kasutatud ka võimalust, kus lahutatakse ühest kõigi gruppide osakaalude ruutude summa (Annett, 2001).

Kuigi teoreetiliselt oletatakse enamasti, et muutustega hinnatasemes kaasnevad muutused sissetulekute ebavõrdsuses, on empiirilisel võimalik selgitada hinnataseme muutumise kiiruse ehk inflatsiooni muutumisega kaasnevaid sissetulekute ebavõrdsuse muutusi. Hinnataseme enda kohta ei ole andmed ajas võrreldavad, kuna enamasti toimuvad muutused ühes suunas ja hinnatase võib paarikümne aastaga kordi muutuda. Käesolevas analüüsis kasutatavad andmed inflatsiooni kohta aastas tarbijahindades pärinevad juba mainitud andmebaasist *WDI*, kuid analüüsi jaoks koostatud andmebaasi on inflatsiooni osas täiendatud ka teistest allikatest (Bruno ja Easterly, 1995; EBRD, 1995-2002; EconStats, 2003).

Andmed töötuse kohta on väga lünklikud. Seejuures eristab *ILO* küll oma andmebaasis *LABORSTA* (*ILO*, 2003) registreeritud ja *ILO* meetodil leitud töötust, kuid paljude riikide kohta on olemas andmed vaid ühe või teise kohta. *WDI* sisaldab ühe näitaja piires mõlemal viisil kogutud andmeid. Seepärast on töötus osakaaluna kogu tööjõust küll andmebaasi lülitatud, aga neid andmeid kasutades saadud tulemused ei pruugi olla usaldusväärsed. *WDI* andmed töötuse kohta on täiendatud *LABORSTA* andmetega, kusjuures valikuvõimaluse korral (registreeritud või *ILO* meetodil leitud töötus) on valitud samad näitajad, mis on toodud *WDI*-s. Finantssektori arengu näitajatena oli võimalik kasutada erasektorile antud kodumaiste laenude (*domestic credit to private sector*) suhet SKP-sse. Andmed pärinevad kahest allikast: *WDI*-st pärit andmeid on täiendatud andmebaasi *Financial Structure and Economic Development* (World Bank, 2001a) abil. Kahjuks ei ole laenude kohta andmeid paljude siirderiikide kohta 1990-ndate alguses.

Väliskaubandust kirjeldavad käesolevas analüüsis kaupade ja teenuste ekspordi ja impordi osakaalud SKP-st, andmed pärinevad Maailmapanga juba mainitud andmebaasidest *WDI* ja *GDNGD*. Otseste välisinvesteeringute kohta andmete kogumine aga oli samuti problemaatiline. Nimelt võib arvata, et otseste välisinvesteeringute voo suurus ei ole kuigi sobiv näitaja uurimaks välisinvesteeringute mõju sissetulekute ebavõrdsusele. Pigem on oluline see, kui palju on majanduses üldse otseid välisinvesteeringuid, ehk otseste välisinvesteeringute positsioon. *UNCTAD*-i andmebaasis *FDI Database* (*UNCTAD*, 2003) on olemas andmed sissetulnud otseste välisinvesteeringute positsiooni kohta, kuid kahjuks alles alates 1980. aastast ja suurte lünkadega. Seepärast on otseste välisinvesteeringute positsiooni kirjeldava näitaja puhul kasutatavate vaatluste arv suhteliselt väike.

### 2.2.3. Tuletatud näitajad

Suurem osa analüüsi hõlmatud nähtustest on kirjeldatavad ühe konkreetse näitajaga: sissetulekute ebavõrdsus, riigi rikkus, majanduskasv, inflatsioon, töötus, valitsussektori osakaal, ekspordi ja impordi osakaalud, samuti välisinvesteeringud, linnarahvastiku, laste ja vanurite osakaal, kulutused haridusele.

On aga hulk nähtusi, mille kirjeldamiseks võib kasutada hulka erinevaid näitajaid. Sellisel juhul on kaks võimalust. Esimesel juhul arvutatakse enne struktuurset analüüsi olemasolevate näitajate alusel mingi indeks, mis siis analüüsi lülitatakse. Teisel juhul lülitatakse vastav nähtus mudelisse latentse muutujana ja näitajate seos vastava nähtuse ehk latentse muutujaga hinnatakse juba struktuurse modelleerimise käigus. Esimese variandi korral peab analüüsi teostajal olema ettekujutus, kuidas on näitajad ja vastav nähtus omavahel seotud. Teine variant võimaldab võtta nähtuse kirjeldamisel arvesse rohkem neid aspekte, mis on olulised arvestades kogu mudelit ja nähtuse seoseid teiste nähtustega. Ei saa öelda, et üks variant oleks teisest parem, ja nii on ka käesolevas töös kasutatud nii üht kui teist võimalust.

Kuigi nii kultuurilist varieeruvust, haridustaset kui ka finantssektori arengut võiks kirjeldada mitme erineva näitajaga, on kahjuks igäühe kohta neist olemas vaid üks näitaja. Demokratiseerumise astet aga kirjeldab andmekogumis kolm erinevat näitajat. Need võib mudelisse lülitada latentset muutujat kirjeldavate näitajatena. Et *Freedom House*'i kodanikuvabaduse ja poliitiliste õiguste indeksid kirjeldavad demokratiseerumise kaht erinevat aspekti, samal ajal kui *Polity IV* indeks on lihtsalt demokratiseerumise indeks, siis tuleb kaaluda ka kahe esimese arvesse võtmist võrdsete kaaludega. Selleks võib enne analüüsi lülitamist leida kahe esimese indeksi keskmise või lisada analüüsi käigus piirangu, mis võrdsustab demokratiseerituse latentse muutuja mõju kahele esimesele indeksile kirjeldavad regressioonikoefitsiendid.

### **2.2.3.1. Majanduse struktuuri arengut kirjeldavad näitajad**

Majanduse struktuuri arengu kirjeldamisel tulevad kõne alla nii majanduse struktuuri arengut kirjeldava indeksi leidmine kui ka kolme majandussektori osakaalude lülitamine mudelisse majanduse struktuuri latentset muutujat kirjeldavate näitajatena. Majanduse struktuuri arengut kirjeldavat indeksit on kasutanud näiteks Nielsen ja Alderson (1995, 1997, 1999). Kahjuks on nende töös rõhuasetus vaid tööjõu liikumisel põllumajandussektorist tööstussektorisse jättes vaatluse alt välja edasise liikumise teenindussektorisse. Nielsen ja Aldersoni sektoraalse duaalsuse (*sector dualism*) indeks on leitav põllumajandusega seotud rahvastiku osakaalu ja põllumajanduses toodetud SKP osakaalu vahe absoluutväärtusena. Nimetatud idee ei ole siinkohal rakendatav ka seetõttu, et andmeid erinevates sektoris hõivatute osakaalude kohta koguhõives ei õnnestunud huvipakkuva perioodi ja riikide kogumi kohta leida.

Käesolevas töös on majanduse struktuuri arengu kirjeldamiseks kaalutud kahe erineva indeksi kasutamist. Mõlemad indeksid võtavad arvesse tehnoloogia arenguga kaasnevaid muutusi erinevate majandussektorite osakaaludes kogu majandusest: majanduse struktuuri areng seisneb varasemas arengujärgus tööjõu liikumises põllumajandussektorist tööstussektorisse, hilisemas arengujärgus aga liikumises tööstussektorist edasi teenindus-

sektorisse. Esimesega kaasneb põllumajandussektori osakaalu vähenemine ja tööstussektori osakaalu suurenemine, teisega tööstussektori osakaalu vähenemine ja teenindussektori osakaalu suurenemine. Kuigi sektoritevaheline tööjõu liikumine avaldub eeskätt sektorites hõivatud tööjõu osakaalude muutustes koguhõives, on nende andmete puudumisel lähendina kasutatud sektorite osakaalusid kogu majanduses ehk neis loodud lisandväärtuse osakaalusid SKP-s.

Esimese indeksi leidmisel on kasutatud valemit

$$MS_1 = \frac{S_2}{S_1} + \frac{S_3}{S_2}, \quad (2.48)$$

kus  $S_1$ ,  $S_2$  ja  $S_3$  on vastavalt primaar-, sekundaar- ja tertsiaarsektorite ehk põllumajandus-, tööstus- ja teenindussektorite osakaalud SKP-s. Teine indeks on leitud valemi

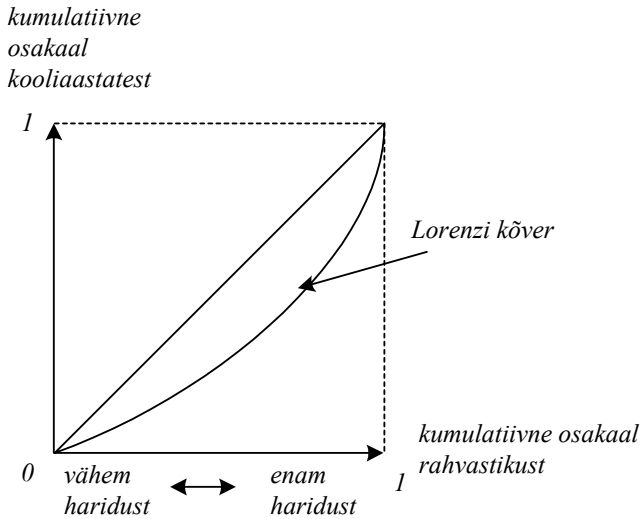
$$MS_2 = \frac{S_2 - S_1}{S_1 + S_2} + \frac{S_3 - S_2}{S_2 + S_3} \quad (2.49)$$

kohaselt. Mõlemad indeksid võtavad arvesse nii tööjõu liikumist põllumajandussektorist tööstussektorisse kui ka liikumist tööstussektorist teenindussektorisse. Teise indeksi puhul on aga teatud määral võetud arvesse ka sektoritevaheliste muutuste kaalu vastavate sektorite summaarse osakaalu suhtes kogu majanduses. Majanduse struktuuri arenedes mõlema indeksi väärtus suureneb. Andmebaasi on lülitatud nii mõlemad indeksid kui ka kolme sektori osakaalud SKP-st, et lõplik valik nende kahe indeksi ja majanduse struktuuri arengu latentse muutuja vahel teha analüüsi käigus.

### 2.2.3.2. Hariduse ebavõrdsuse näitaja

Kirjeldamaks hariduse ebavõrdsust on käesolevas töös arvatud hariduse ebavõrdsust kirjeldav Gini koefitsient kasutades olemasolevaid andmeid. Arvutustes olid algnäitajateks erinevat haridustaset omavate elanike osakaalud, samuti keskmine kooliaastate arv kogu rahvastiku hulgas vanuses 25 ja enam aastat (kasutatud andmete täpsemad definitsioonid on toodud lisa 1). Hariduse ebavõrdsust on hinnatud ligikaudse Gini koefitsiendi arvutamise meetodil, mida on varem kasutatud näiteks hindamaks ebavõrdsust kulutustes tervishoiule (vt. autori varasem töö: Parman, 1999). Nagu eespool mainitud, kujutatakse sissetulekute ebavõrdsuse korral Lorenzi kõver teljestikus, kus horisontaalteljel on elanike kumulatiivne osakaal rahvastikust järjestatuna sissetulekute suuruse järgi ning vertikaalteljel sissetulekute kumulatiivne osakaal kogu rahvastiku sissetulekutest (vt. ka joonis 2.8, lk. 81). Hariduse Gini koefitsiendi arvutamisel on sissetulekute asemel kooliaastate arv: vertikaalteljel on kumulatiivne osakaal kogu rahvastiku summaarsest kooliaastate arvust ning elanikud on mõlemal

teljel järjestatud kooliaastate arvu järgi alustades kõige vähem ja lõpetades kõige kauem koolis käinutega (vt. ka joonis 2.9).



**Joonis 2.9.** Ebavõrdsust hariduses kirjeldav Lorenzi kõver

Ligikaudse Gini koefitsiendi leidmiseks kasutatakse Lorenzi kõvera lähendit, mis kujutab endast murdjoont (joonis 2.10). Kumulatiivne osakaal kooliaastatest murdepunktides ei ole teada, kuid see on võimalik leida kasutades erineva haridustasemega elanike gruppide osakaalusid ja elanike keskmist kooliaastate arvu. Nimelt, kui iga haridustaseme keskmine kooliaastate arv oleks teada, siis oleks  $n$  erineva haridustasemega grupi korral kogu elanikkonna keskmine kooliaastate arv  $A$  leitav valemi

$$A = \sum_{i=1}^n x_i A_i \quad (2.50)$$

abil, kus  $A_i$  tähistab  $i$ -nda grupi keskmist kooliaastate arvu ja  $x_i$  selle grupi elanike osakaalu kogu elanikkonnas ( $i$  suureneb haridustaseme tõusu suunas). Käesoleval juhul ei ole ka erinevate haridustasemete keskmised kooliaastate arvud teada, kuid need on võimalik leida kasutades regressioonimudelit

$$A = \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_n x_n \quad (2.51)$$

Mudeli parameetrid  $\beta_i$  hindavad vastava grupi keskmist kooliaastate arvu  $A_i$ . Käesoleval juhul on olemas andmed seitsme erineva haridustasemega grupi kohta: koolituseta, lõpetamata ja lõpetatud algharidus, lõpetamata ja lõpetatud keskharidus ning lõpetamata ja lõpetatud kõrgharidus. Seitset gruppi hõlmava regressioonanalüüsi (kasutada oli 214 vaatlust) tulemuseks oli mudel, kus



koolituse ta elanike keskmist kooliaastate arvu hindav koefitsient oli statistiliselt ebaoluline. On selge, et tegelikult peab koolituse ta elanike keskmine kooliaastate arv olema 0. Seepärast on järgmine mudel hinnatud esimest, koolituse ta elanike gruppi välja jättes ja tulemuseks on saadud järgmine regressioonivõrrand:

$$A = 2,4x_2 + 6,3x_3 + 11,1x_4 + 10,8x_5 + 13,2x_6 + 17,5x_7, \quad (2.52)$$

kus kõigi koefitsientide  $p$ -väärtus oli 0,000, mudel tervikuna oli statistiliselt oluline ( $p$ -väärtus 0,000) ning kohandatud determinatsioonikordaja oli 0,996. Tulemused on keskhariduse osas oodatust erinevad: lõpetamata keskhariduse keskmine kooliaastate arv on tulemuste kohaselt 11,1 ja lõpetatud keskhariduse korral 10,8. Sellise vastuolu põhjust ei õnnestunud välja selgitada. Üks võimalikke selgitusi on segadused andmetes (kaks näitajat võivad algallikas olla omavahel vahetuses). Et aga põhjus pole teada ja keskmise kooliaastate arvu erinevus pole suur (0,3 aastat), siis on edaspidi neid kahte gruppi vaadeldud ühe ühtse grupina. (Sellest tulenevalt on ka kõrgema haridustasemega gruppide alaindeksid ühe võrra väiksemad.) Selliselt hinnatud mudeli regressioonivõrrand on:

$$A = 2,4x_2 + 6,3x_3 + 11,0x_4 + 13,2x_5 + 17,4x_6. \quad (2.53)$$

Ka siin olid kõik regressioonikoefitsiendid ja samuti mudel tervikuna statistiliselt olulised ( $p$ -väärtus 0,000), kohandatud determinatsioonikordaja oli 0,996. Nagu näha, on ülejäänud gruppide keskmise kooliaastate arvu hinnang muutunud vähe.

Teades erinevat haridustaset omavate gruppide keskmist kooliaastate arvu, on võimalik leida iga grupi elanike summaarse kooliaastate arvu osakaal kogu elanikkonna summaarsest kooliaastate arvust:

$$B_i = \frac{x_i A_i}{\sum_{i=1}^n x_i A_i} = \frac{x_i A_i}{A}. \quad (2.54)$$

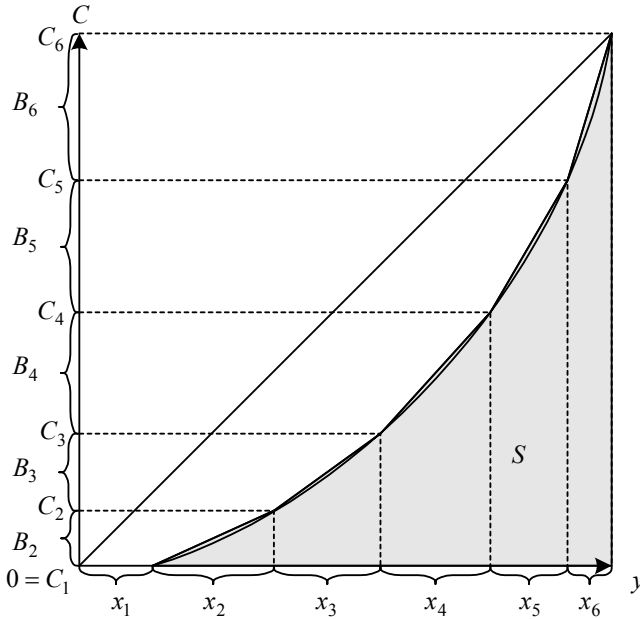
Edasi on võimalik leida gruppide kumulatiivsed osakaalud kogu elanikkonna summaarsest kooliaastate arvust  $C_i = B_1 + \dots + B_i$  ja kumulatiivsed osakaalud kogu elanikkonnast  $y_i = x_1 + \dots + x_i$ . Need kumulatiivsed osakaalud võimaldavad ära märkida neile vastavad punktid Lorenzi kõveral (vt. joonis 2.10). Juhul, kui esimese grupi keskmine kooliaastate arv on 0, on ka nende osakaal summaarsest kooliaastate arvust 0:

$$A_1 = B_1 = C_1 = 0. \quad (2.55)$$

Suurima alaindeksiga kumulatiivsed osakaalud, praegu  $C_6$  ja  $y_6$ , on võrdsed ühega. Märgitud punkte ja nullpunkti omavahel ühendades saadakse murdjoon. Selle murdjoone ja horisontaaltelje vaheline pindala ( $S$ ) võimaldab ligikaudu

hinnata Lorenzi kõvera ja horisontaaltelje vahelist pindala. Murdjoone ja horisontaaltelje vahelise pindala saab kuue grupi puhul arvutada järgmiselt:

$$S = 0,5(x_1B_1 + x_2B_2 + x_3B_3 + x_4B_4 + x_5B_5 + x_6B_6) + x_2C_1 + x_3C_2 + x_4C_3 + x_5C_4 + x_6C_5. \quad (2.56)$$



**Joonis 2.10.** Ebavõrdsust hariduses kirjeldav Lorenzi kõver ja selle lähend

Gini koefitsient leitakse 45°-joone ja Lorenzi kõvera vahelise pindala osakaaluna 45°-joone alla jääva kolmnurga pindalast. Nimetatud kolmnurga pindala on  $\frac{1 \cdot 1}{2} = 0,5$ . Seega võib ligikaudse hariduse Gini koefitsiendi  $G_H$  leida järgmise valemi abil:

$$G_H = \frac{0,5 - S}{0,5} = 1 - 2S. \quad (2.57)$$

Sellisel leitud hariduse ebavõrdsust ligikaudu hindavat Gini koefitsienti ongi edaspidi hariduse ebavõrdsuse näitajana kasutatud.

## 2.2.4. Vaatluste valik

Kõigi eespool nimetatud näitajate puhul esines rohkem või vähem ootamatuid lünki andmetes. Kuna sellised olulised näitajad, nagu demokratiseeritust

hindavad reitingud ja valitsuse osakaal majanduses, ning ka paljud teised näitajad on enamasti kättesaamatud 1970. aastast varasemate aastate jaoks, piirdub analüüsis kasutatav ajaline vahemik enamasti aastatega 1970-1998.

Kuna struktuurse modelleerimise metoodika ei eelda mitte niivõrd paneel-andmeid (muutused nii ajas kui ka riigiti), kuivõrd pigem ristandmeid (erinevused riigiti), siis ei olnud eesmärgiks pidevate aegridade kasutamine. Kuna andmed sissetulekute ebavõrdsuse, aga ka teiste näitajate osas olid riigiti ja aastati küllaltki lünklikud, siis ei olnud see ka tehniliselt võimalik. Vaatluste valik lähtus eeldusest, et ühiskond ja majandus on pidevas arengus ning kui valida sama riigi kohta vaatlused piisavalt pika ajalise vahega, siis võib neid vaatlusi teatud mõõndustega vaadelda üksteisest sõltumatute olukordadena. Võivad ju mõnikord erinevate riikide vaatlused samal ajahetkel sarnaneda enamgi kui sama riigi vaatlused erinevatel ajahetkedel. Lisaks, kuna ühes riigis on sageli sissetulekute ebavõrdsuse näitajad küllaltki stabiilsed ja muutuvad oluliselt alles viie kuni kümne aasta jooksul, siis ongi vaatluste valikul sellise intervalliga arvestatud. Vastasel juhul oleks analüüsi tulemused olnud enam mõjutatud nende riikide omapärast, mille kohta on rohkem vaatlusi.

Toodud põhjustel ongi vaatluste valikul lähtutud põhimõttest, et valimisse kaasatakse samast riigist vaatlusi nii, et need on üksteisest vähemalt viie aasta kaugusel. Samas sõltus vaatluste valik ka andmete, eriti sissetulekute ebavõrdsuse näitaja olemasolust. Seepärast varieerub lõplikus andmekogumis vaatluste vahele jääv ajavahemik alates viiest aastast kuni näiteks paarikümne aastani juhul, kui ühe riigi kohta on vaatlused olemas vaid kahe aasta kohta.

Kirjeldatud meetodil koostatud valim sisaldab 241 vaatlust 87 riigi kohta (täpne riikide ja vaatlusaastate ülevaade on toodud lisas 2). Tegu on lünkadega andmekogumiga, kus mitmete näitajate väärtus ei ole teada kõigi vaatluste jaoks teada. Teadaolevate väärtuste arv erinevate näitajate puhul on toodud muuhulgas lisas 4. Nimetatud 87 riiki ja 241 vaatlust jagunevad riikide erinevate gruppide vahel nii, nagu näitab tabel 2.1. Toodud on nii arengul põhinev kui ka tulutasemetel põhinev jaotus. Mõlema puhul on kasutatud Maailmapanga kodulehel toodud jaotust ja jaotuspõhimõtteid (World Bank, 2004). Võrdluseks on lisatud ka kõigi maailma riikide jaotus Maailmapanga jaotuse järgi (*ibid.*).

Nagu tabelist näha, on arenenud riikide ja siirderiikide osakaal andmekogumis suurem kui maailmas (üldkogumis), arenguriikide osakaal jällegi väiksem. Samas, kui uurida vaatluste jaotumist, siis on siirderiigid enam-vähem proportsionaalselt esindatud. Arvestades, et näiteks hariduse ja ka muude näitajate osas on siirderiikide andmestik lünklik, võib lõpuks analüüsis olla siirderiikide osakaal isegi väiksem nende osakaalust maailmas. Sissetuleku järgi tehtud jaotus on riigiti üsna sarnane jaotusele maailmas üldse. Vaatluseti on jälle pisut enam esindatud kõrge sissetulekuga ja vähem madala sissetulekuga riigid. Et arenguriikide kohta on küllaltki vähe ja arenenud riikide kohta rohkem andmeid, tuleneb ilmselt sellest, et statistika areng käib käsikäes riigi üldise arengutasemega, ja on seega paratamatus.

**Tabel 2.1.** Esialgsesse andmekogumisse hõlmatud riikide ja vaatluste jaotus

	Riike		Vaatlusi		Riike maailmas Maailmapanga jaotuse järgi*	
	arv	osakaal	arv	osakaal	arv	osakaal
arenenud riigid	23	0,26	87	0,36	51	0,24
siirderiigid	24	0,28	45	0,19	30	0,14
arenguriigid	40	0,46	109	0,45	135	0,63
suur sissetulek	23	0,26	87	0,36	56	0,26
suurem keskmine sissetulek	15	0,17	39	0,16	31	0,14
väiksem keskmine sissetulek	31	0,36	76	0,32	66	0,31
väike sissetulek	18	0,21	39	0,16	63	0,29
kokku	87	1,00	241	1,00	216	1,00

Allikad: autori arvutused, \*World Bank, 2004.

Kogusissetulekute ebavõrdsust mõõtvana Gini koefitsiendi keskmine (aritmeetiline keskmine) väärtus arenenud riikides on saadud valimis (mõõdetuna protsentides) 33,9%, siirderiikides 31,1% ja arenguriikides 48,1%. Kõige enam varieerub Gini koefitsiendi väärtus just siirderiikides: 19,0%-st kuni 57,6%-ni, mis on ka loomulik kiireid muutusi neis riikides arvestades. Jaotades riigid sissetulekute suuruse järgi, on suure sissetulekuga riikides Gini koefitsient keskmiselt 33,9%, suurema keskmise sissetulekuga riikides 46,2%, väiksema keskmise sissetulekuga riikides 42,1% ja väikese sissetulekuga riikides 41,4%. Võrdluseks: kogu valimi keskmine Gini koefitsiendi väärtus on 39,8%.

Paljude alg- ja tuletatud näitajate puhul esines erandlikult suure või väikese väärtusega vaatlusi. Enam oli neid andmetes inflatsiooni, otseste välisinvesteeringute positsiooni, ekspordi ja impordi osakaalude, samuti esimesel meetodil arvatud majanduse struktuuri kirjeldava indeksi kohta. Et sellised erandlikud väärtused võivad oluliselt muuta analüüsi tulemusi, siis on vastavate vaatluste korral erandliku väärtusega näitaja väärtused andmekogumist kustutatud. Siinkohal oli kriteeriumiks statistikas levinud tava lugeda vastava näitaja osas erandlikeks vaatlusteks (*outliers*) selliseid, kus näitaja väärtus hälbib keskmisest enam kui 3-3,3 standardhälvet (StatSoft, 2004). Inflatsiooni andmetest on erandlike vaalustena välja jäetud vaatlused alates 3,7 standardhälbest, et vältida andmete liiga suurt kadu. Samal põhjusel ei ole kustutatud ühtegi vaatlust ostujõu pariteediga korrigeeritud SKP puhul (suurim väärtus 3,358 standardhälvet). Ülejäänud näitajate puhul on välja jäetud väärtused, mis absoluutväärtuselt ületasid 3,3 standardhälvet. Et kasutatakse täieliku informatsiooniga suurima tõepära meetodit, siis kaasneb sellise kustutamise viisiga oluliselt väiksem informatsioonikadu kui vaatluste kustutamisega tervikuna (vt. lk. 71).

Analüüsis kasutatud näitajate täpsed definiitsioonid koos edaspidi vajadusel kasutatavate lühenditega on toodud lisas 3. Erinevate näitajate puhul kasutada olev vaatluste arv ning näitajate normaaljaotusele vastavust iseloomustavad asümmeetria ja järsakuse näitajad, samuti minimaalsed ja maksimaalsed väärtused nii algsetes mõõtühikutes kui standardhälvetes on toodud lisas 4. Kõigi näitajate puhul jääb asümmeetria ja järsakuse indeksi väärtus normaaljaotuse jaoks lubatavatesse piiridesse, suurim on erinevus normaaljaotusest inflatsiooni puhul, kus asümmeetria indeks on 1,676 ja järsakuse indeks 2,806. Seega on pärast erandlike väärtuste kustutamist kõigi näitajate puhul täidetud normaaljaotuse eeldus, mis lubab eeldada usaldusväärseid tulemusi mudeli hindamisel.

### 3. SISSETULEKUTE EBAVÕRDSUSE MÕJURITE ANALÜÜS

#### 3.1. Mudeli püstitus ja näitajate valik

##### 3.1.1. Empiiriliselt kontrollitav mõjude süsteem

Et kõigi kirjanduse ülevaates toodud mõjurite kohta ei õnnestunud andmeid leida, tuli tabelis 1.1 (lk. 39) ja joonisel 1.1 (lk. 48) toodud sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite hulgast välja jätta korruptsioon, varimajandus, maa kontsentratsioon, majapidamiste koosseis, loodusressurssidega varustus ja (info)tehnoloogiline areng. Joonisel 3.1 on toodud mudel, kuhu on kaasatud vaid käesolevas töös empiiriliselt kontrollitavad mõjurid ja mõjud.

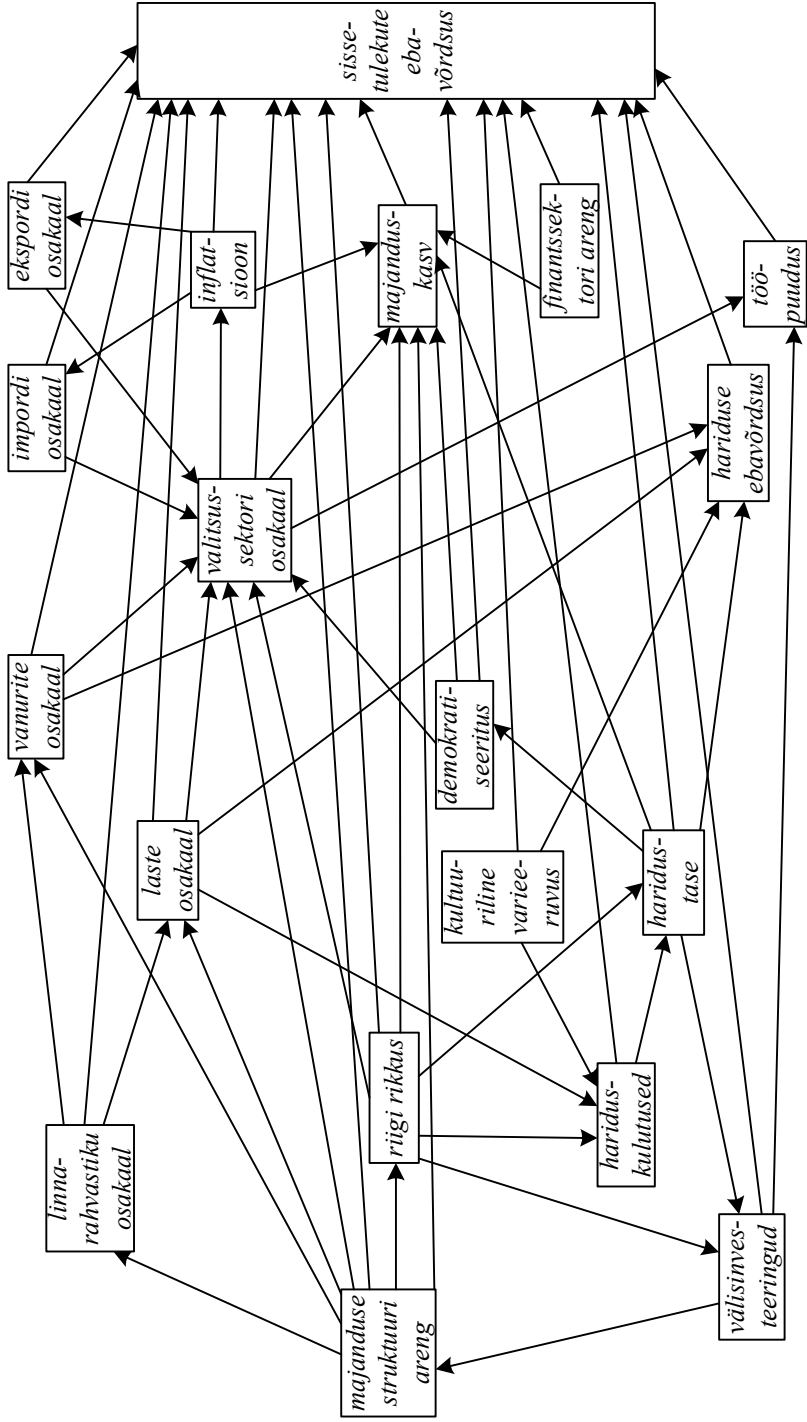
Igal mudelisse lülitatud mõjuril on mudelis sissetulekute ebavõrdsusele otsene mõju. Lisaks sellele on enamusel mõjuritel ka kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele, mis avaldub väiksema või suurema hulga teiste mõjurite kaudu. Riigi rikkus mõjutab mudeli kohaselt sissetulekute ebavõrdsust majanduskasvu kaudu, samuti avaldub mõju valitsussektori osakaalu<sup>1</sup> kaudu, kusjuures viimasel on sissetulekute ebavõrdsusele nii otsene kui kaudne mõju mitmete tegurite kaudu<sup>2</sup>. Samuti mõjutab riigi rikkus nii hariduskulutusi kui ka haridustaset, mis omakorda mõjutavad sissetulekute ebavõrdsust paljude mõjuahelate läbi. Majanduse struktuuri arengu kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele avaldub mitmel viisil. Majanduse struktuuri areng mõjutab riigi rikkust, linnarahvastiku, laste ja vanurite osakaalu, valitsussektori osakaalu ning majanduskasvu. Kõik need tegurid, välja arvatud majanduskasv, omavad jälle lisaks otsesele mõjule ka kaudset mõju sissetulekute ebavõrdsusele. Majanduskasvul oletatakse olevat ainult otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele.

Linnarahvastiku osakaalu kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele avaldub laste ja vanurite osakaalude ning hariduse ebavõrdsuse kaudu. Laste ja vanurite osakaal omakorda omab kaudset mõju sissetulekute ebavõrdsusele valitsussektori osakaalu ja hariduse ebavõrdsuse kaudu. Laste osakaalul on oletatavalt veel kaudne mõju ka hariduskulutuste kaudu. Demokratiseeritus mõjutab sissetulekute ebavõrdsust majanduskasvu ja valitsussektori osakaalu kaudu. Viimane tähendab jälle hulka erinevaid kaudse mõju ahelaid, kuna valitsussektor mõjutab sissetulekute ebavõrdsust otse ning inflatsiooni, tööstuse ja majanduskasvu kaudu.

---

<sup>1</sup> Siin ja edaspidi on valitsussektori, põllumajandus-, tööstus- ja teenindussektori, ekspordi ja impordi puhul mõeldud osakaalu SKP-st. Laste, vanurite ja linnarahvastiku osakaalude korral on mõeldud osakaalu rahvastikust.

<sup>2</sup> Nagu juba eespool märgitud, koosneb kaudne mõju mitmetest erinevaid tegureid läbivatest ahelatest. Lihtsuse huvides on käesolevas töös sageli mainitud vaid mõjuahelate esimesi tegureid.



Joonis 3.1. Sissetulekute eba-võrdsuse mõjurite empiiriliselt hinnatavad otsesed mõjud ja nendest moodustuvad kaudse mõju ahelad

Etniline ja keeleline varieeruvus mõjutab sissetulekute ebavõrdsust hariduse ebavõrdsuse ja oletatavalt ka hariduskulutuste kaudu, kust nagu juba öeldud, hargneb omakorda õige mitu kaudse mõju ahelat. Inflatsioonil on sissetulekute ebavõrdsusele kaudne mõju majanduskasvu, ekspordi ja impordi osakaalude kaudu SKP-st. Ekspordi ja impordi osakaalud omakorda mõjutavad valitsussektori osakaalu, kust kaudne mõju hargneb veel mitmeks ahelaks. Otseste välisinvesteeringute suhe SKP-sse omab kaudset mõju sissetulekute ebavõrdsusele töötuse ja majanduse struktuuri arengu kaudu ning nagu juba mainitud, on viimase puhul mõjude süsteem üsna keeruline. Töötus mõjutab sissetulekute ebavõrdsust vaid otse. Finantssektori arengu kaudne mõju avaldub vaid majanduskasvu kaudu.

Arvestatud on ka eespooltoodud oletustega (vt. tabel 1.1 ja joonis 1.1) mõjude mittelineaarsuse osas. Nagu kirjanduse ülevaates mainitud (lk. 23), on laialt levinud oletus, et riigi rikkuse ja sissetulekute ebavõrdsuse vaheline seos on  $U$  või pööratud  $U$  kujuline. Sama oletatakse hariduse ebavõrdsuse sõltuvuse kohta keskmisest haridustasemest (lk. 43-44). Seepärast on mudelisse lisatud nii riigi rikkust hindava näitaja (SKP inimese kohta) ruut kui ka keskmise kooliaastate arvu ruut. Esimene on kaasatud sissetulekute ebavõrdsuse ja teine hariduse ebavõrdsuse kujunemist kirjeldavasse võrrandisse.

Lisaks võib, nagu juba teoreetilises ülevaates kirjeldatud, analoogiliselt riigi rikkusega ka majanduse struktuuri arengu mõju sissetulekute ebavõrdsusele olla mittelineaarne (lk. 24), kuigi sellele ei ole kirjanduses eriti tähelepanu pööratud. On ju riigi rikkuse sissetulekute ebavõrdsusele avaldatava mittelineaarse mõju põhjendused sageli seotud majanduse struktuuri arenguga ja liikumisega ühest sektorist teise. Seepärast tulebki kaaluda ka majanduse struktuuri arengu näitaja ruudu lisamist sissetulekute ebavõrdsuse kujunemist kirjeldavasse võrrandisse. Et mittelineaarset mõju otseste ja kaudsete mõjude leidmisel korrektselt arvestada, siis on iga ruutliikme jaoks mudelis võrrand, mis kirjeldab selle ruutliikme sõltuvust vastavast muutujast endast (täpsemalt vt. alapunkt 2.1.2.5). Vaikimisi on mudelisse kaasatud kõigi välitekkeliste muutujate omavahelised otsesed mittepõhjuslikud seosed (vt. ka lk. 55).

Joonisel 3.1 toodud mõjude süsteemile vastava struktuurse mudeli hindamisel on kasutatud kolmeetapilist lähenemist. Esmalt on mudelisse lülitatud kõik n.ö. klassikalised ja senises teaduskirjanduses sissetulekute ebavõrdsuse mõjuritena enam käsitlemist leidnud tegurid. Et makroökonomilised tegurid on sissetulekute ebavõrdsuse mõjuritena suurema tähelepanu osaliseks saanud alles viimase paari aastakümne jooksul, siis on nende mõju iseloomu ka vähem uuritud. Seepärast on makroökonomilised tegurid esialgsest mudelist, mida edaspidi nimetatakse tinglikult lähtemudeliks, välja jäetud. Teise etapina on mudelisse kaasatud sellised makroökonomilised tegurid, nagu inflatsioon, finantssektori areng, ekspordi ja impordi osakaalud. Nii saadud mudelit nimetatakse edaspidi tinglikult täiendatud mudeliks. Ülejäänud makroökonomiliste tegurite, töötuse ja välisinvesteeringute kohta olid andmed oluliselt lünklikumad (vt. lk. 86 ja lisa 4). Välisinvesteeringute



kohta on olemas vaid 138 vaatlust alates aastast 1980, töötuse kohta 166 vaatlust. Lisaks sellele on töötuse andmed, nagu juba eespool (lk. 86) mainitud, osaliselt *ILO* meetodikal põhinevad, osaliselt aga hoopis registreeritud töötust peegeldavad. Seepärast tuleb nii ühe kui teise näitaja mudelisse kaasamisel suhtuda saadud tulemustesse teatava ettevaatusega. Samas on see hetkel siiski ainus võimalus saada aimu välisinvesteeringute ja töötuse mõjust sissetulekute ebavõrdsusele. Seepärast on need muutujad mudelisse lisatud alles kolmandal etapil, et uurida võimalikke muutusi tulemustes. Kolmanda etapina hinnatud ning kõiki käesolevas töös empiirilisel kontrollitavaid sissetulekute ebavõrdsuse mõjureid ja mõjusid sisaldavat mudelit nimetatakse edaspidi tinglikult täielikuks mudeliks. Iga muutuja mudelisse lisamisel on mudelisse lülitatud ka kõik selle muutujaga seotud mõjud.

Järgneva analüüsi teostamiseks on kasutatud arvutiprogramme *Amos 4.01* ja *SPSS 11.5.0*. Analüüs on läbi viidud kasutades täieliku informatsiooniga suurima tõepära meetodit (*FIML*), mis võtab iga vaatluse korral arvesse vaid need muutujad, mille väärtused on selle vaatluse jaoks teada. Nii on võimalik olemasolev informatsioon vaatamata andmelünkadele täielikult ära kasutada (vt. ka lk. 71). Kirjeldamiseks olemasolevat informatsiooni on lisas 5 toodud kõigi andmebaasi kaasatud näitajate omavaheliste paariskorrelatsioonide maatriks.

### **3.1.2. Näitajate valik**

Nii majanduse struktuuri arengu, demokratiseerituse, valitsussektori osakaalu kui ka riigi rikkuse ja hariduskulutuste puhul on mitu võimalust nende nähtuste mudelisse lülitamiseks. Seepärast on esmalt, enne tulemuste põhjalikumat tõlgendamist, läbi viidud erinevaid võimalusi võrdlev analüüs leidmaks kõige sobivamad näitajad ja nende mudelisse lülitamise viisid.

Enim probleeme tekitas näitajate valik kirjeldamiseks rahaliselt mõõdetavaid nähtusi: riigi rikkust ja hariduskulutusi. Ühest küljest võib oletada, et eri riikides ja eri aastatel tehtud vaatlused ei pruugi vaatamata ühtsele mõõtühikule USA dollari näol ja korrigeerimisele inflatsiooniga olla päris võrreldavad. Sama hulga USA dollarite eest saavad erinevate riikide elanikud ilmselt endale lubada erinevat hulka hüviseid. Seepärast oleks andmete täiendav korrigeerimine ostujõupariteediga igati vajalik. Teisest küljest aga on ostujõupariteediga korrigeeritud andmed olemas riigi rikkuse kohta ainult 160 vaatluse ja hariduskulutuste kohta 157 vaatluse puhul 241-st (andmekogumisse kaasatud vaatluste arv). See muudab omakorda mõnevõrra küsitavaks ostujõupariteediga korrigeeritud näitajaid kasutades saadud analüüsitulemuste usaldusväärsuse. Niisiis on raske eelistada üht näitajat teisele. Kirjeldatud dilemmast tulenevalt on edaspidine analüüs teostatud võrdlevalt nii ostujõupariteediga korrigeerimata kui ka korrigeeritud näitajatega. Tulemuste võrdleval esitamisel on esimesena alati toodud korrigeerimata ja teisena korrigeeritud näitajaid kasutava mudeli tulemused.

Järgnevalt on eraldi käsitletud näitajate valikut majanduse struktuuri arengu, demokratiseerituse, valitsussektori osakaalu kirjeldamiseks nn. mudeli eelanalüüsi abil erinevaid nähtuste kirjeldamise võimalusi kasutades.

### 3.1.2.1. Majanduse struktuuri arengu näitaja

Esmalt on vaatluse alla võetud majanduse struktuuri arengu kirjeldamine, kasutades sealjuures valitsussektori osakaalu näitajana valitsuse kogukulutuste osakaalu SKP-st ja kaasates demokratiseerituse mudelisse latentse muutujana (*DEM*), mida kirjeldavad kolm demokratiseeritust kirjeldavat algnäitajat.

Majanduse struktuuri arengu kirjeldamiseks on kolm võimalust: esiteks majanduse struktuuri arengu latentne muutuja, mida kirjeldavad põllumajandus-, tööstus- ja teenindussektorite osakaalud SKP-st, teiseks esimene majanduse struktuuri arengu indeks ( $MS_1$  ehk *MSTR1*) ning kolmandaks teine majanduse struktuuri arengu indeks ( $MS_2$  ehk *MSTR2*) (lk. 88). Majanduse struktuuri arengu latentse muutuja kasutamisel ei olnud võimalik kolme algnäitaja omavahelise lineaarse seose tõttu leida mudeli sobivuse statistikuid, seepärast tuli üks näitajatest mudelist välja jätta. See muudatus ei toonud kaasa muutusi saadud regressioonikoefitsientide väärtustes. Esmalt on eelanalüüsina hinnatud majanduse struktuuri arengu latentset muutujat (*MAJSTR*) sisaldav mudel. Saadud standardiseeritud regressioonikoefitsiendid, determinatsioonikoefitsiendid<sup>3</sup> ning mudeli sobivust hindavad suhtelised statistikud on toodud lisan 6.

Sellise mudelipüstituse korral osutus laste ja vanurite osakaalude mõju sissetulekute ebavõrdsusele, samuti linnarahvastiku osakaalu mõju laste osakaalule ilmselt tugevasti ülehinnatuks. Kui tavapäraselt jäävad (standardiseeritud) mõjukoefitsiendid<sup>4</sup> absoluutväärtuselt nulli ja ühe vahele, siis sellise mudelipüstituse korral olid näiteks laste osakaalu kogumõju koefitsiendid ostujõupariteediga korrigeerimata ja korrigeeritud mudelites vastavalt 3,68 ja 3,74 ning vanurite osakaalu kogumõju koefitsiendid koguni -9,97 ja -6,37. Lisaks sellele olid paljud otsese ja kaudse mõju koefitsiendid ebatavaliselt suured. Linnarahvastiku osakaalu otsest mõju laste osakaalule kirjeldasid näiteks koefitsiendid 1,06 ja 1,25 (vastavalt ostujõupariteediga korrigeerimata ja korrigeeritud mudelites). Sellised tulemused ning sissetulekute ebavõrdsuse väga suur determinatsioonikoefitsient (5,27 ja 3,55)

<sup>3</sup> Mitmesed korrelatsioonikoefitsiendid ( $R^2$ )

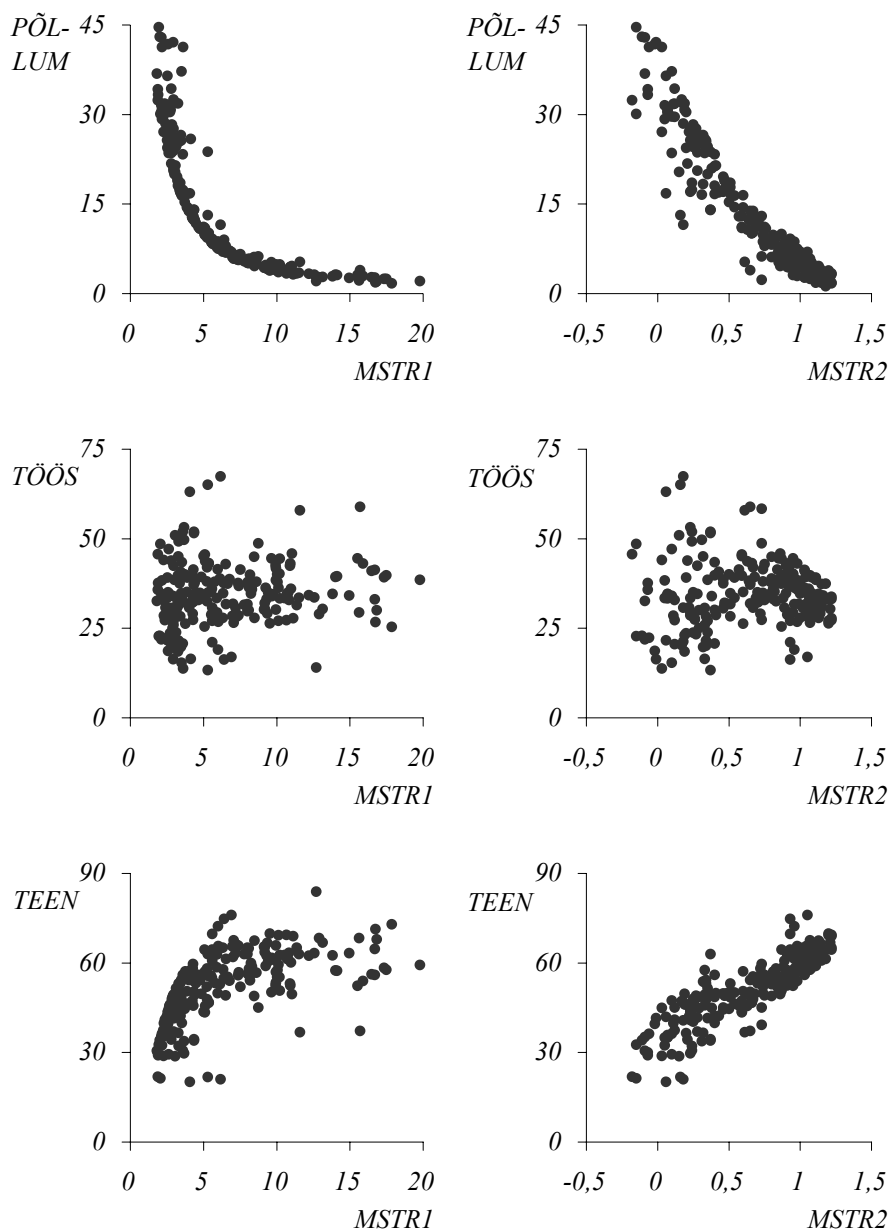
<sup>4</sup> Käesolevas töös vaadeldakse enamasti standardiseeritud regressiooni- ehk otsese mõjukoefitsiente, samuti standardiseeritud kaudse mõju ja kogumõjukoefitsiente, mida edaspidi sageli nimetatakse lühiduse huvides ka lihtsalt koefitsientideks (standardiseeritud koefitsientide asemel). Standardiseeritud koefitsiendid näitavad, kui suur muutus toimub ühe muutuja väärtuses mõõdetuna tema standardhälvetes teise muutuja väärtuse suurenemisel ühe (teise muutuja) standardhälbe võrra. Kui edaspidi kasutatakse standardiseerimata koefitsiente, on seda eraldi mainitud.

viitavad vigadele mudeli püstituses. Seega on majanduse struktuuri arengu puhul mõttekas kasutada pigem seda kirjeldavat indeksit. Siis on ka oluliselt lihtsam kaasata mudelisse majanduse struktuuri arengut kirjeldava muutuja ruutu.

Majanduse struktuuri arengu kahe indeksi omavaheline korrelatsioonikoefitsient analüüsi aluseks olnud valimis on 0,81. Joonisel 3.2 on toodud mõlema indeksi seosed põllumajandus-, tööstus- ja teenindussektori osakaaludega.

Esimese indeksi seos põllumajandussektori osakaaluga on hüperboolikujuline: esialgu kaasneb põllumajanduse osakaalu vähenemisega suhteliselt väiksem indeksi väärtuse suurenemine kui hiljem, kui põllumajanduse osakaal on juba väiksem. Seega alahindab see indeks esialgset ja ülehindab hilisemat üleminekut põllumajandussektorist tööstussektorisse. Ka tundub esimene indeks alahindavat esialgset ja ülehindavat hilisemat liikumist tööstussektorist teenindussektorisse, kuna väiksema teenindussektori osakaalu puhul suurendab selle osakaalu suurenemine indeksit vähem kui kõrgematel tasemetel. Samas teise indeksi väärtus suureneb suhteliselt ühtlaselt põllumajanduse osakaalu vähenedes ja teeninduse osakaalu suurenedes. Samuti võib joonisel 3.2 aimata, et selle indeksi väärtuse suurenemine kaasneb esialgu tööstussektori osakaalu suurenemisega ja hiljem vähenemisega. Nendel kaalutlustel on teine indeks majanduse struktuuri arengu kirjeldamiseks sobilikum.

Edaspidises analüüsis ongi majanduse struktuuri arengu kirjeldamiseks kasutatud teist majanduse struktuuri arengu indeksit  $MS_2$  ehk  $MSTR2$ . Et teoreetiliselt võib oodata majanduse struktuuri arengu mittelineaarset mõju sissetulekute ebavõrdsusele ning indeksi kasutamine majanduse struktuuri arengu kirjeldamiseks võimaldab seda hõlpsalt teostada, siis on edaspidi mudelisse lisatud ka majanduse struktuuri arengu indeksi ruut (sissetulekute ebavõrdsuse kujunemist kirjeldavasse võrrandisse).



**Joonis 3.2.** Põllumajandus-, tööstus- ja teenindussektorite osakaalude (%-des) ja majanduse struktuuri arengu indeksite seosed vaatlusaluses valimis.

### 3.1.2.2. Demokratiseerituse näitaja

Järgmisena on vaadeldud demokratiseerituse mudelisse lülitamise erinevaid võimalusi. Lihtsaimaks võimaluseks on kasutada demokratiseerituse latentset muutujat, mida kirjeldavad kolm demokratiseerituse taset kirjeldavat indeksit. Et kaks demokratiseeritust kirjeldavat indeksit (kodanikuvabaduse indeks ja poliitiliste õiguste indeks) pärinevad samast allikast hinnates kahte erinevat demokratiseerituse aspekti (lk. 84), siis võib oletada, et objektiivsema tulemuse saamiseks tuleks nende kahe näitaja regressioonikoefitsiendid mõõtmismudelisis võrdsustada või siis arvutada esmalt nende näitajate keskmine ja seejärel see koos kolmanda, demokraatia indeksiga analüüsi lülitada.

Eelanalüüsi tulemused näitasid aga, et kõigi kolme variandi korral erinesid saadud regressiooni- ja korrelatsioonikoefitsiendid, samuti sisetekkeliste muutujate kirjeldatus ning mudeli headus väga vähe. Regressioonikoefitsientide suhtes piirangute puudumisel oli demokratiseerituse latentse muutuja mõju demokraatia indeksi väärtusele 0,92, kodanikuvabaduse indeksi väärtusele 0,93 ja poliitiliste õiguste indeksi väärtusele 0,96 (seda nii ostjõupariteediga korrigeerimata kui ka korrigeeritud mudelites). Kodanikuvabaduse indeksi ja poliitiliste õiguste indeksi regressioonikoefitsientide võrdsustamisel jäi demokraatia indeksi regressioonikoefitsient samaks (0,92), võrdsustatud koefitsient oli 0,94. Kodanikuvabaduse ja poliitiliste õiguste indeksite keskmise kasutamisel oli demokratiseerituse latentse muutuja mõju sellele keskmisele 0,96 ja demokraatia indeksile 0,93. Ka need tulemused ei sõltunud korrigeerimisest ostjõupariteediga.

Mudeli sobivus andmetega jäi peaaegu samaks kahe koefitsiendi võrdsustamise korral ja keskmise kasutamisel isegi pisut halvenes. Ka sissetulekute ebavõrdsuse determinatsioonikoefitsient ehk dispersiooni kirjeldatud ei muutunud. Seepärast ei ole olulist põhjust muuta alget mudelipüstitust, kus demokratiseerituse latentset muutujat kirjeldavad kolm algnäitajat ilma piiranguteta regressioonikoefitsientide suhtes.

### 3.1.2.3. Valitsussektori osakaalu näitaja

Rohkem küsimusi tekitas näitaja valik kirjeldamiseks valitsussektori osakaalu majanduses. Võimalik on kasutada kahte näitajat: valitsuse kogukulutuste ja valitsuse lõpptarbimiskulutuste osakaal SKP-st. Eelanalüüsina on hinnatud eespool valitud majanduse struktuuri arengu indeksit, selle ruutliiget ja demokratiseerituse latentset muutujat sisaldavad mudelid, kuhu on kaasatud esmalt valitsuse kogukulutuste osakaal ja siis see asendatud valitsuse lõpptarbimiskulutuste osakaaluga. Valitsuse kogukulutuste osakaalu sisaldavad mudelid (ostjõupariteediga korrigeerimata ja korrigeeritud) on toodud lisas 7 ja valitsuse lõpptarbimiskulutuste osakaalu sisaldavad mudelid lisas 8. Mudeli sobivust hindavate statistikute väärtused, sissetulekute ebavõrdsuse ja teiste

sõltuvate muutujate dispersiooni kirjeldatus erinesid väga vähe. Vaid majanduskasvu dispersiooni kirjeldatus oli valitsuse kogukulutuste osakaalu kasutades suurem (0,13 ja 0,10 vastavalt ostujõupariteediga korrigeerimata ja korrigeeritud mudelites) kui valitsuse lõpptarbimiskulutuste osakaalu kasutades (0,08 ja 0,07).

Erinevate muutujate omavahelisi kogumõjusid kirjeldavad koefitsiendid olid enamuses samad või erinesid vähe. Küll aga oli valitsuse lõpptarbimiskulutuste osakaalu negatiivne<sup>5</sup> otsene mõju majanduskasvule nõrgem (koefitsient  $-0,21$  ja  $-0,18$ ) kui valitsuse kogukulutuste osakaalu otsene mõju ( $-0,32$  ja  $-0,29$ ). Samuti oli erinevalt majanduse struktuuri arengu otsesest mõjust valitsussektori kogukulutuste osakaalule (0,16 ja 0,14) majanduse struktuuri arengu poolt valitsuse lõpptarbimiskulutuste osakaalule avaldatav otsene mõju nullilähedane. Veelgi suurem oli erinevus selles osas, milline on riigi rikkuse otsene mõju valitsussektori osakaalule: riigi rikkuse suurenedes valitsuse kogukulutuste osakaal väheneb (otsese mõju koefitsiendid  $-0,20$  ja  $-0,11$ ), kuid lõpptarbimiskulutuste osakaal hoopis suureneb (0,13 ja 0,10). Kuigi mõlemad koefitsiendid näitavad suhteliselt nõrka mõju, on erinevus märgis siiski olemas.

Teoreetilised oletused, et riigi rikkus suurendab valitsussektori osakaalu majanduses, tuginevad põhjendusel, et riigi rikkuse suurenedes elanike nõudlus avaliku sektori poolt pakutavate avalike hüviste järele suhteliselt (võrreldes kogunõudlusega) suureneb ning seega ka valitsussektori osakaal suureneb (vt. ka lk 41). Valitsuse lõpptarbimiskulutustest enamust võibki pidada kulutusteks avalike hüviste tootmiseks. Valitsuse kogukulutused sisaldavad lisaks nendele ka siirdeid ehk kulutusi pensionide, abirahade, toetuste, stipendiumide jms. maksmiseks. Võib oletada, et rikkamates riikides on elanike keskmine sissetulek kõrgem ning vajadus abirahade, toetuste jms. järele väiksem. Kui see riigi rikkuse negatiivne mõju siirete osale valitsuse kogukulutustes juhtub olema suurem kui positiivne mõju avalike hüviste pakkumiseks tehtavale kulutuste osale ehk valitsuse lõpptarbimiskulutustele, siis ongi riigi rikkuse negatiivne mõju valitsuse kogukulutuste osakaalule SKP-s loogiline tulemus. Et valitsuse kogukulutuste osakaal kirjeldab maksukoormuse suurust täpsemalt kui lõpptarbimiskulutuste osakaal, on ka loogiline, et esimese negatiivne mõju majanduskasvule on suurem. On ju valitsussektori osakaalu majanduskasvu pidurdava mõju taga teoreetiliselt just maksukoormuse majanduslikke huvisid moonutav ja tootlikkust vähendav mõju.

Et siirded moodustavad ühe osa elanike sissetulekutest, mille ebavõrdsust käesolevas töös kasutatav kogusissetulekute Gini koefitsient hindab (vt. ka lk. 82), siis jätkuks valitsuse lõpptarbimiskulutuste osakaalu kasutamine valitsussektori osakaalu näitajana vaatluse alt välja siirete mõju ebavõrdsusele.

---

<sup>5</sup> Siin ja edaspidi mõistetakse ühe muutuja negatiivse mõju all teisele seaduspära, kus ühe muutuja väärtuse suurenemine põhjustab teise muutuja väärtuse vähenemise. Positiivse mõju all mõistetakse seaduspära, kus ühe muutuja väärtuse suurenemine põhjustab teise muutuja väärtuse suurenemise.

Seepärast oli mõttekas jätkata just valitsuse kogukulutuste osakaaluga SKP-s arvestades asjaoluga, et riigi rikkuse mõju valitsuse kogukulutuste osakaalule on negatiivne tõenäoliselt seetõttu, et negatiivne mõju siiretele ületab positiivse mõju avalike hüviste pakkumisele. Niisiis on edaspidi valitsussektori osakaalu näitajana kasutatud valitsuse kogukulutuste osakaalu SKP-st.

## 3.2. Mudelite hindamise tulemused

### 3.2.1. Lähtemudel

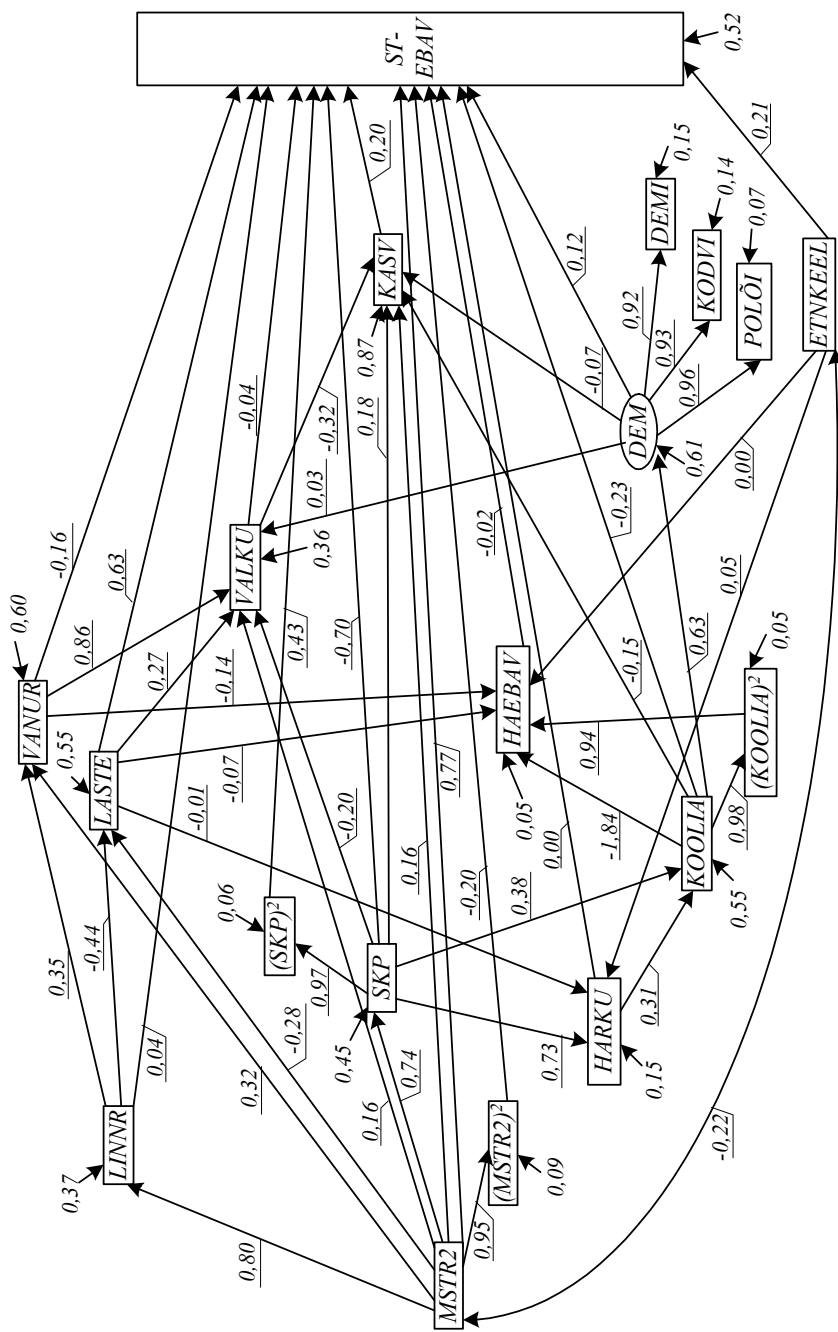
Lähtudes eespool tehtud näitajate valikutest on koostatud esialgne struktuurne mudel, mida tinglikult nimetatakse lähtemudeliks. Mudeli võrrandid on toodud lisas 9. Mudel sisaldab ka demokratiseerituse latentse muutuja mõõtmismudelit ja ruutliikmete võrrandeid. Lähtemudelite regressiooni- ja korrelatsioonikoefitsiendid, samuti determinatsioonikoefitsiendid ning mudelite sobivusstatistikud on toodud lisas 10. Kogumõjude, otseste ja kaudsete mõjude maatriksid<sup>6</sup> on esitatud lisas 11. Mudeli hindamise tulemused on ülevaatlikult kujutatud ka järgnevatel joonistel 3.3 ja 3.4. Kõigi mudelisse haaratud sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite kogu-, otseste ja kaudsete mõjude koefitsiendid on toodud ka kokkuvõtlikus tabelis 3.1 (lk. 119).

Ostujõupariteediga korrigeerimata mudeli erinevate suhteliste sobivusstatistikute väärtus kõigub 0,85 ja 0,91 vahel. Ostujõupariteeti arvestava mudeli puhul on sobivusstatistikute väärtus sisuliselt sama (0,85 ja 0,92 vahel). Arvestades, et tegu on struktuurse modelleerimise mõistes suhteliselt väikese valimiga, siis võib sobivusstatistikute väärtuste alusel mudelid hinnata vastuvõetavateks (lk. 75). Ostujõupariteediga korrigeerimata mudel kirjeldab 47,6%, korrigeeritud andmeid kasutav mudel 49,7% sissetulekute ebavõrdsuse dispersioonist. Seega sobituvuses andmetega pole mudelites suuri erinevusi ja sissetulekute ebavõrdsuse dispersiooni kirjeldatus on vaid veidi suurem ostujõupariteediga korrigeeritud mudeli korral.

Järgnevalt analüüsitakse toodud tulemusi lähemalt. Et majanduse arengu muutujad on varasemates uurimustes sissetulekute ebavõrdsuse mõjuritena enim tähelepanu pälvinud, siis on nende tegurite mõju käsitletud eraldi alapunktis. Sellise valiku tingis ka majanduse arenguga seotud tegurite: riigi rikkuse ja majanduse struktuuri arengu oletatav mittelineaarne mõju, mis pakub enam huvi ja võimalusi analüüsiks.

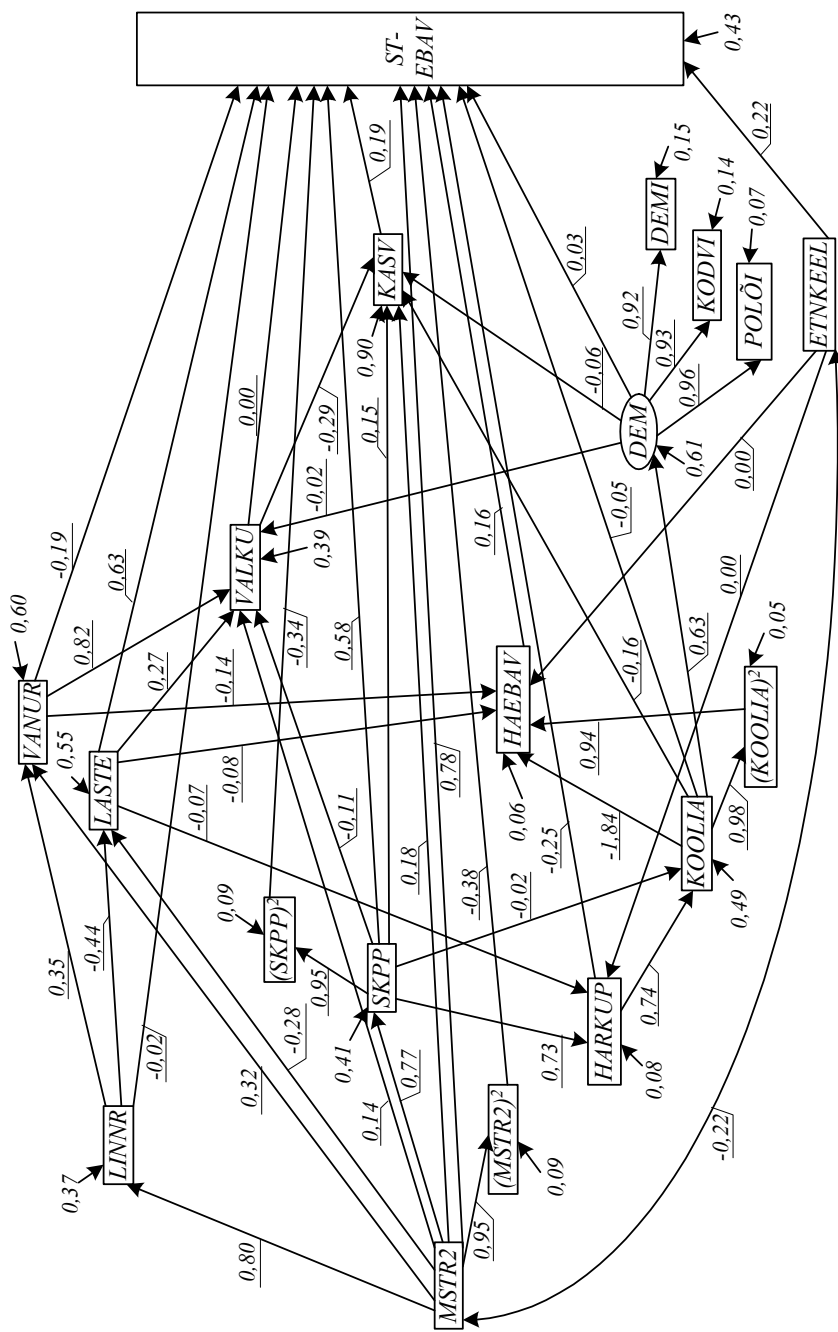
---

<sup>6</sup> Lähtemudel on rekursiivne (puuduvad ringmõjud), seepärast on võimalik nii otseste, kaudsete kui ka kogumõjude maatriks viia sellisele kujule, kus ühel pool diagonaali on kõik elemendid nullid.



**Joonis 3.3.** Ostujõupariteediga korrigeerimata lähtemudeli hindamise tulemused. Sirgetele nooltele on märgitud standardiseerimata regressioonikoefitsiendid, kumeratele kaheasuunalistele nooltele korrelatsioonikoefitsiendid, sisetekkeliste muutujate juurde selgitamata dispersiooni osakaal. Lühenditega tähistatud muutujate loetelu on toodud lisas 3, DEM tähistab demokratsiseerituse latentset muutujat.





**Joonis 3.4.** Ostujõupariteediga korrigeeritud lähtemudeli hindamise tulemused. Sirgetele noolele on märgitud standardiseerimata regressioonikoefitsiendid, kumeratele kaheasuunalistele noolele korrelatsioonikoefitsiendid, sisetekkeliste muutujate juurde selgitamata dispersiooni osakaal. Lühenditega tähistatud muutujate loetelu on toodud lisan 3, DEM tähistab demokratsiseerituse latentset muutujat.

### 3.2.1.1. Majanduse arengu mõju lähtemudelis

Majanduse arengu taset kirjeldav riigi rikkus avaldab mudeli kohaselt sissetulekute ebavõrdsusele mittelineaarset otsest mõju. Ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis on muutuja  $SKP$  otseste mõju koefitsient  $-0,70$  ja  $(SKP)^2$  otseste mõju koefitsient  $0,43$ .  $SKP$  inimese kohta ruudu positiivne kor-daja viitab mõjule, kus sissetulekute ebavõrdsus riigi rikkuse suurenedes esmalt kahaneb aeglustuvalt ja siis kasvab kiirenevalt. Teisiti öeldes sõltub riigi rikkuse mõju ebavõrdsusele riigi rikkuse tasemest. Täpsema ettekujutuse annab riigi rikkuse andmete põhjal vastavalt standardiseerimata regressioonikoefitsientidele leitud sissetulekute ebavõrdsuse hinnang (vt. lk. 78):

$$STEBAV_{SKP,otsene} = 0,014(SK P)^2 - 0,602SK P + STEBAV_{K,SKP,otsene} \cdot \quad (3.1)$$

Sissetulekute ebavõrdsus on siin mõõdetud %-des ja  $SKP$  inimese kohta tuhandetes 1995. aasta USA dollarites. Konstant  $STEBAV_{K,SKP,otsene}$ <sup>7</sup> on sisse-tulekute ebavõrdsuse väärtus teiste tegurite keskmistel väärtustel arvestamata  $SKP$  otsest mõju. See on leitud lahutades mudelipõhisest (ei erine oluliselt andmepõhisest) sissetulekute ebavõrdsuse keskväärtusest selle osa, mis tuleneb vaatlusaluste muutujate ehk  $SKP$  ja  $(SKP)^2$  otsestest mõjust viimaste kesk-väärtuste korral. Praegusel juhul on selleks väärtuseks:

$$\begin{aligned} STEBAV_{K,SKP,otsene} &= STEBAV_K - (0,014(SK P)^2_K - 0,602SK P_K) \\ &= 42,628. \end{aligned} \quad (3.2)$$

Seos saadud sissetulekute ebavõrdsuse hinnangu ja riigi rikkuse vahel on kujutatud joonisel 3.5.

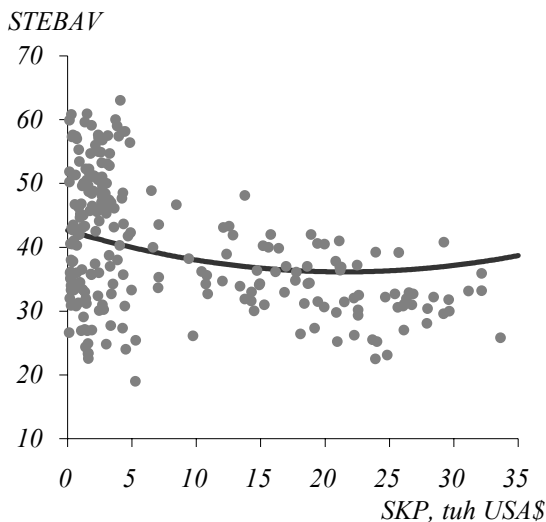
Piir, kust alates riigi rikkuse mõju sissetulekute ebavõrdsusele muutub negatiivsest positiivseks, on võrrandi (täpsemalt vt. lk. 80)

$$STEBAV'_{SKP,otsene} = 0,028SK P - 0,602 = 0 \quad (3.3)$$

kohaselt  $SKP$  väärtus 21 500 1995. aasta USA dollarit inimese kohta. Üks tuntumaid seletusi mittelineaarsele seosele riigi rikkuse ja sissetulekute eba-võrdsuse vahel on seotud tööjõu üleminekuga ühest sektorist teise (lk. 23). Sellisel juhul võib oletada, et käesolevas töös analüüsitav valim hõlmab riike ja perioodi, kus liikumine põllumajandussektorist tööstussektorisse on pigem lõppfaasis või liikumine tööstussektorist teenindussektorisse alles algusfaasis. See oletus tugineb aga ainult otseste mõju koefitsientidel, lõpliku järeltuleku saab teha alles kogumõju graafilise analüüsi järel (alapunkt 3.3.2.1).

---

<sup>7</sup> Alaindeks  $K$  tähistab keskväärtust.



**Joonis 3.5.** Riigi rikkuse otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele<sup>8</sup> ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Ostujõupariteediga korrigeeritud mudelis on riigi rikkuse otsese mõju koefitsiendid erinevad ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis ilmnenust:  $SKPP$  koefitsient 0,58 ja  $(SKPP)^2$  koefitsient  $-0,34$ . Seega, kui kasutada ostujõupariteediga korrigeeritud  $SKP$  näitajat, on  $SKP$  inimese kohta ruudu kordaja hoopis negatiivne. Selle alusel võib hoopis arvata, et sissetulekute ebavõrdsus riigi rikkuse suurenedes esmalt kasvab aeglustuvalt ja siis kahaneb kiirenevalt. Täpsema ettekujutuse annab jällegi standardiseerimata regressiooni-koefitsientide alusel leitud sissetulekute ebavõrdsuse hinnang:

$$STEBAV_{SKPP,otsene} = -0,012(SKPP)^2 + 0,574SKPP + STEBAV_{K,SKPP,otsene} \cdot (3.4)$$

Eespooltooduga analoogiliselt leitud konstant  $STEBAV_{K,SKPP,otsene}$  on käesoleval juhul 36,083. Saadud hinnangu seos riigi ostujõupariteediga korrigeeritud rikkusega on toodud joonisel 3.6.

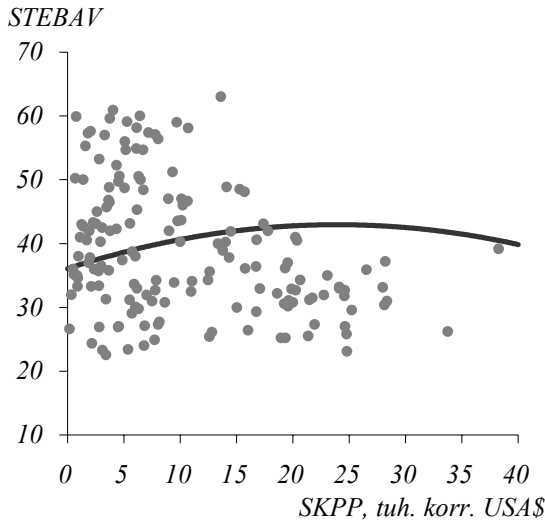
Piir, kust alates riigi rikkuse mõju sissetulekute ebavõrdsusele muutub vastavalt toodud võrrandile positiivsest negatiivseks, on võrrandi

$$STEBAV'_{SKPP,otsene} = -0,024SKPP + 0,574 = 0 \quad (3.5)$$

kohaselt  $SKP$  väärtus 23 917 ostujõupariteediga korrigeeritud 1995. aasta USA dollarit inimese kohta. Selle mudeli kohaselt võib hoopis arvata, et analüüsiv

<sup>8</sup> Siin ja järgmistel joonistel on sissetulekute ebavõrdsust mõõdetud protsentides.

valim hõlmab riike ja perioodi, kus toimub liikumine ühest sektorist teise (hõlmatud on liikumise esimene ehk algfaas ja teise faasi algus), arvatavasti on pigem tegu liikumisega tööstussektorist teenindussektorisse. Nende vastakate tulemuste tõlgendamises võib abi olla ka majanduse struktuuri arengu mõju analüüsist. Lõpliku järelduse saab aga teha alles kogumõju analüüsides (alapunkt 3.3.2.1).



**Joonis 3.6.** Riigi rikkuse otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeeritud mudelis. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Riigi rikkuse poolt vahendatud teiste tegurite kaudsete mõjude leidmisel kasutatav kogu otsese mõju koefitsient on ostujõupariteeti mitte arvestavas mudelis negatiivne:

$$\begin{aligned} \frac{dSTEBAV}{dSKP} &= \frac{\partial STEBAV}{\partial SKP} + \frac{\partial STEBAV}{\partial (SKP)^2} \frac{d(SKP)^2}{dSKP} = \\ &= -0,70 + 0,43 \cdot 0,97 = -0,28. \end{aligned} \tag{3.6}$$

Riigi rikkuse kaudse mõju sissetulekute ebavõrdsusele teiste tegurite kaudu saab leida eraldades lisas 11 esitatud kaudse mõju koefitsiendist (0,36) mõju *SKP* ruutliikme kaudu:  $0,36 - 0,43 \cdot 0,97 = -0,06$ . Niisiis võib arvata, et riigi rikkus avaldab sissetulekute ebavõrdsusele põhiliselt siiski otsest mõju ja kaudne mõju on sellega võrreldes nõrk. Riigi rikkuse kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele avaldub lähtemudelil hariduskulutuste, haridustaseme, valitsuse

kulutuste ja majanduskasvu<sup>9</sup> kaudu. Seejuures on iga teguri kaudu avaldatav mõju väga nõrk (absoluutväärtuselt alla 0,1). Nagu juba eespool mainitud, on riigi rikkuse otsene mõju valitsussektori osakaalule negatiivne. Ootuste kohaselt (lk. 41) tehakse rikkamates riikides suuremaid kulutusi haridusele ja ka haridustase on kõrgem. Vastupidiselt ootustele (lk. 41) on majanduskasv suurem rikkamates riikides. Riigi rikkuse kogumõju koefitsient<sup>10</sup> on negatiivne (-0,34), viimane kujutab endast küll tegelikult mittelineaarse kogumõju lineaarset lähendust. Koefitsient näitab, et ostujõupariteediga korrigeerimata lähtemudeli tulemuste kohaselt on riigi rikkuse mittelineaarse kogumõju puhul ülekaalus sissetulekute ebavõrdsust vähendav mõju. Täpsema ettekujutuse annab kogumõju graafiline analüüs alapunktis 3.3.2.1.

Ostujõupariteediga arvestavas mudelis on kogu otsese mõju koefitsient positiivne:

$$\frac{dSTEBAV}{dSKPP} = \frac{\partial STEBAV}{\partial SKPP} + \frac{\partial STEBAV}{\partial (SKPP)^2} \frac{d(SKPP)^2}{dSKPP} = \quad (3.7)$$

$$= 0,58 - 0,34 \cdot 0,95 = 0,26.$$

Riigi rikkuse kaudse mõju koefitsient, mis sisaldab ka mõju ruutliikme kaudu, on -0,66. Tegelik teiste tegurite kaudu avaldatav mõju on siis:  $-0,66 - (-0,34 \cdot 0,95) = -0,34$ <sup>11</sup>. Seega on ka andmeid ostujõupariteediga korrigeerides ilmnev riigi rikkuse kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele negatiivne, kuid oluliselt tugevam. Põhjuseks on, et riigi rikkus avaldab muuhulgas mõju hariduskulutustele ja ostujõupariteediga korrigeeritud hariduskulutuste mõju sissetulekute ebavõrdsusele osutus tugevaks (kogumõju -0,40), korrigeerimata näitajate korral aga ebaoluliseks (-0,05). Muude mõjuahelate osas olulisi erinevusi ei ole. Riigi rikkuse sissetulekute ebavõrdsusele avaldatava kogumõju koefitsient -0,08 näitab, et ostujõupariteediga korrigeeritud mudeli tulemuste alusel ei saa öelda, et riigi rikkuse mittelineaarne kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele oleks peamiselt negatiivne või positiivne.

Majanduse struktuuri arengu indeksi otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele on mudeli kohaselt samuti mittelineaarne. Ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis on *MSTR2* koefitsient 0,77 ja (*MSTR2*)<sup>2</sup> koefitsient -0,20. Ruutliikme koefitsient on negatiivne, seega peaks madalamatel majanduse struktuuri arengutasemetel arenguga kaasnema suurem ebavõrdsus, kõrgematel arengutasemetel aga väiksem ebavõrdsus. Parema ettekujutuse saab siiski

<sup>9</sup> Siin ja edaspidi on mainitud vaid kaudse mõju ahela esimest muutujat.

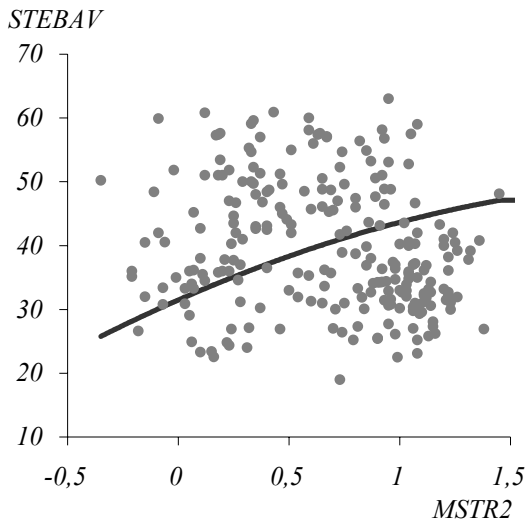
<sup>10</sup> Siin ja edaspidi on mittelineaarse kogumõju korral kogumõjukoefitsiendi näol tegu mittelineaarse mõju lineaarse lähendusega, mistõttu mittelineaarse mõju tugevust sellise koefitsiendi alusel hinnata ei saa.

<sup>11</sup> Tulenevalt ümardamisest võib siin ja edaspidi esineda väikseid erinevusi esitatud arvutustega saadud ja tabelites esitatud koefitsientides.

vaadeldes seost majanduse struktuuri arengu näitaja ja selle põhjal leitud sissetulekute ebavõrdsuse hinnangu (standardiseerimata regressioonikoefitsiendid):

$$\begin{aligned}
 STEBAV_{MSTR2,otsene} = & -3,088(MSTR2)^2 + 15,243MSTR2 + \\
 & + STEBAV_{K,MSTR2,otsene}
 \end{aligned}
 \tag{3.8}$$

vahel. Konstant  $STEBAV_{K,MSTR2,otsene}$  on siin sissetulekute ebavõrdsuse väärtus teiste tegurite keskmistel väärtustel arvestamata  $MSTR2$  otsest mõju ja on käesoleval juhul 31,487. Seos on toodud joonisel 3.7.



**Joonis 3.7.** Majanduse struktuuri arengu otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Jooniselt selgub, et valimisse kuuluvate vaatluste puhul joonistub välja ainult allapoole avatud parabooli tõusev osa. Võrrandi

$$STEBAV'_{MSTR2,otsene} = -6,176MSTR2 + 15,243 = 0
 \tag{3.9}$$

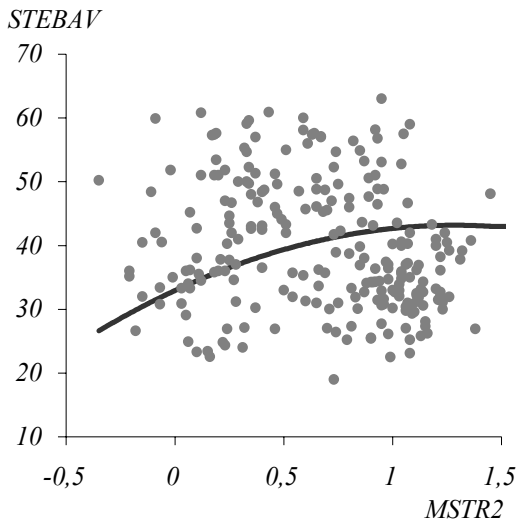
kohaselt saavutaks sissetulekute ebavõrdsus maksimaalse taseme indeksi  $MSTR2$  väärtuse 2,468 korral. Suurim indeksi väärtus valimis on aga 1,45. Seega majanduse struktuuri arengutasemel on ebavõrdsust suurendav otsene mõju, mis on tugevam madalamal majanduse struktuuri arengutasemel ja nõrgeneb veidi kõrgemal tasemel.

Ostujõupariteediga arvestavas mudelis on  $MSTR2$  otseste mõju koefitsient peaaegu sama (0,78), kuid  $(MSTR2)^2$  koefitsient absoluutväärtuselt suurem

(−0,38) kui ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis. Täpsema ettekujutuse saamiseks on joonisel 3.8 kujutatud seos majanduse struktuuri arengu näitaja ja selle põhjal leitud sissetulekute ebavõrdsuse hinnangu (standardiseerimata regressioonikoefitsiendid):

$$\begin{aligned}
 STEBAV_{MSTR2,otsene} = & -6,194(MSTR2)^2 + 15,923MSTR2 + \\
 & + STEBAV_{K,MSTR2,otsene}
 \end{aligned}
 \tag{3.10}$$

vahel ostujõupariteediga arvestavas mudelis. Konstant  $STEBAV_{K,MSTR2,otsene}$  on käesoleval juhul 32,940.



**Joonis 3.8.** Majanduse struktuuri arengu otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeeritud mudelis. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Võrrandi

$$STEBAV'_{MSTR2,otsene} = -12,388MSTR2 + 15,923 = 0
 \tag{3.11}$$

kohaselt saavutaks sissetulekute ebavõrdsus maksimaalse taseme indeksi  $MSTR2$  väärtuse 1,285 korralt. Et suurim indeksi väärtus valimis on 1,45, siis joonistub välja ka allapoole avatud parabooli parempoolse haru algus. Seega majanduse struktuuri arengutaseme ebavõrdsust suurendav otsene mõju kahe- neb majanduse arenedes ja muutub lõpuks ebavõrdsust vähendavaks mõjuks. Enamuses riikides on aga mõju positiivne.

Sellised tulemused ei sobi eespool ostujõupariteediga korrigeerimata mudeli alusel tehtud oletustega, et valim hõlmab riike ja perioodi, kus lõpeb liikumine põllumajandussektorist tööstussektorisse ja algab liikumine tööstussektorist

teenindussektorisse. Üheks võimalikuks seletuseks võib olla asjaolu, et mudelis ei ole eraldi tehnoloogia arengut kirjeldavat muutujat ning majanduse struktuuri arengu muutuja kirjeldab ka tehnoloogia arengut, mis teoreetiliselt peaks olema sissetulekute ebavõrdsust suurendav. Seega võib olla, et vaatlusalusel juhul ongi ülekaalus see mõju ning majanduse struktuuri arengu muutuja kirjeldabki rohkem tehnoloogia arengut üldiselt ja vähem liikumist sektorite vahel. Enam sobivad tulemused ostujõupariteediga korrigeeritud mudeli tulemustega, mille kohaselt on riigi rikkuse mõju ebavõrdsusele samuti kujutatav allapoole avatud parabooliga. Kas ka nende mõjude pöördepunktid kattuvad, saab otsustada alles pärast kaudse mõju lisamist, lähemalt sellest kogumõjusid graafiliselt analüüsivas peatükis (alapunkt 3.3.2.1).

Kaudsete mõjude leidmisel kasutatav majanduse struktuuri arengu sissetulekute ebavõrdsusele avaldatava kogu otsese mõju koefitsient on ostujõupariteeti mitteamvestavas mudelis positiivne:

$$\frac{dSTEBAV}{dMSTR2} = \frac{\partial STEBAV}{\partial MSTR2} + \frac{\partial STEBAV}{\partial (MSTR2)^2} \frac{d(MSTR2)^2}{dMSTR2} =$$

$$= 0,77 - 0,20 \cdot 0,95 = 0,58,$$
(3.12)

nagu joonise 3.7 alusel võis oodata. Majanduse struktuuri arengu kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele teiste tegurite kaudu on võimalik leida lahutades lisas 11 esitatud kaudse mõju koefitsiendist ( $-0,92$ ) mõju  $MSTR2$  ruutliikme kaudu:  $-0,92 - (-0,20 \cdot 0,95) = -0,71$ . Kaudne mõju avaldub väga mitmete tegurite ja mõjuahelate kaudu. Majanduse struktuuri areng mõjutab<sup>12</sup> linnarahvastiku, laste ja vanurite osakaalu, valitsussektori osakaalu, riigi rikkust ja majanduskasvu. Oodatult (lk. 42) on majanduse struktuuri arengu mõju linnarahvastiku osakaalule positiivne, laste osakaalule negatiivne ja vanurite osakaalule positiivne. Samuti ootustega kooskõlas (lk. 41) kaasneb majanduse struktuuri arenguga riigi rikkuse oluline suurenemine ning ka kiirem majanduskasv. Majanduse struktuuri arengu mõju valitsussektori osakaalule on positiivne. Kokkuvõttes on enamus kaudse mõju ahelatest negatiivse mõjuga, välja arvatud mõju majanduskasvu kaudu, mis on aga ebaoluline mõju (vastava ahela mõjukoefitsient  $0,03$ ). Tugevam majanduse struktuuri arengu negatiivne kaudne mõju avaldub riigi rikkuse ( $-0,26$ ) ja linnarahvastiku osakaalu ( $-0,25$ ) kaudu, nõrgem on mõju laste ja vanurite osakaalu kaudu (vastavalt  $-0,17$  ja  $-0,08$ ), mõju valitsuse kulutuste kaudu on ebaoluline ( $-0,02$ ).

---

<sup>12</sup> Kui ei ole mainitud teisiti, siis siin ja edaspidises teguritevaheliste mõjude käsitluses mõeldakse ühe teguri mõju all teisele tegurile otsest mõju, mida kirjeldab vastav regressioonikoefitsient. Küll aga ei ole varasemad uurimused, millel tuginevad oletused nimetatud mõjude iseloomu osas, enamasti täpsustanud, kas tegu on otsese või kogumõjuga. Seepärast saab tulemusi ootustega võrrelda vaid teatud mõõndustega (vt. ka lk. 49).



Kokkuvõttes saab järeldada, et majanduse struktuuri areng avaldab nii otse kui kaude sissetulekute ebavõrdsusele väga tugevat mõju. Et aga otsene mõju on peamiselt sissetulekute ebavõrdsust suurendav, kaudne mõju aga ebavõrdsust vähendav, siis need mõjud tasakaalustavad teineteist ja majanduse struktuuri arengu kogumõju koefitsient  $(-0,15)$  näitab, et kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ei ole sugugi nii tugev kui otsene ja kaudne mõju eraldivõetuna. Seejuures saab ka siin lõplikud järeldused teha alles kogumõju graafilise analüüsi järel (alapunkt 3.3.2.1).

Ostujõupariteeti arvestavas mudelis on majanduse struktuuri arengu kogu otsese mõju koefitsient samuti positiivne, kuid mõju on nõrgem:

$$\frac{dSTEBAV}{dMSTR2} = \frac{\partial STEBAV}{\partial MSTR2} + \frac{\partial STEBAV}{\partial (MSTR2)^2} \frac{d(MSTR2)^2}{dMSTR2} =$$

$$= 0,78 - 0,38 \cdot 0,95 = 0,42. \quad (3.13)$$

Ka kaudne mõju on nõrgem:  $-0,96 - (-0,38 \cdot 0,95) = -0,60$ . See tuleneb peamiselt sellest, et majanduse struktuuri areng suurendab (mõju sama tugev kui ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis) SKP-d, mille mõju sissetulekute ebavõrdsusele aga oli ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis negatiivne, korrigeeritud mudelis aga nullilähedane. Seetõttu ongi ostujõupariteediga korrigeeritud mudelis majanduse struktuuri arengu negatiivne kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele nõrgem. Teiste kaudse mõju ahelate mõju tugevused pole muutunud. Kogumõju koefitsient  $-0,18$  on sarnane ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis saaduga  $(-0,15)$ . Seega, kui analüüs ei võtaks arvesse kaudseid mõjusid, võibki juhtuda, et järelduseks on majanduse struktuuri arengu ebavõrdsust suurendav mõju, ometigi on kogumõju pigem sissetulekute ebavõrdsust vähendav.

Majanduskasv avaldab mudeli kohaselt sissetulekute ebavõrdsusele ainult otsest mõju. Koefitsiendid (ostujõupariteediga korrigeerimata ja korrigeeritud mudelites vastavalt 0,20 ja 0,19) näitavad suhteliselt nõrka mõju: kiirema majanduskasvuga kaasneb ka pisut suurem sissetulekute ebavõrdsus *ceteris paribus*.

### 3.2.1.2. Muude tegurite mõju lähtemudelis

Järgnevalt vaadeldakse sissetulekute ebavõrdsuse ülejäänud mõjurite mõjusid. Laste ja vanurite osakaalude mõju uurimine kinnitab rahvastiku vananemise sissetulekute ebavõrdsust vähendavat mõju. Seejuures on vanurite osakaalu negatiivne otsene mõju nõrk (ostujõupariteediga korrigeerimata ja korrigeeritud mudelites vastavalt  $-0,16$  ja  $-0,19$ ), laste osakaalu positiivne otsene mõju aga tugev (0,63 mõlemal juhul). Kaudsest mõjust sissetulekute ebavõrdsusele, mis osutus ka ebaoluliseks (vanurite osakaalul  $-0,09$  ja  $-0,07$ , laste osakaalul  $-0,03$  ja 0,00), avaldub enamus valitsussektori osakaalu kaudu ning nii laste kui

vanurite osakaal suurendab oodatult (lk. 43) valitsussektori osakaalu. Et kaudne mõju on nii laste kui vanurite osakaalul negatiivne, siis on vanurite osakaalu kogumõju tugevam ( $-0,28$  ja  $-0,26$ ) ja laste osakaalu kogumõju nõrgem ( $0,60$  ja  $0,63$ ) kui otsene mõju. Seega leiab toetust oletus (lk. 27), mille kohaselt rahvastiku vananedes *ceteris paribus* sissetulekute ebavõrdsus väheneb. Kas selle selgituseks on sissetulekute ja laste arvu negatiivne seos, väiksem lisatasu kogemuste eest vanema rahvastiku korral või mõni kolmas seletus, pole siinkohal võimalik otsustada.

Linnarahvastiku osakaalu otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele on mõlemas mudelis statistiliselt ebaoluline<sup>13</sup>, kuid ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis positiivne ( $0,04$ ) ja korrigeeritud mudelis negatiivne ( $-0,02$ ). Küll aga ilmnes mõlemas mudelis mõõdukas negatiivne kaudne mõju ( $-0,35$  ja  $-0,36$ ), mis moodustabki põhilise osa kogumõjust ( $-0,31$  ja  $-0,39$ ). Linnarahvastiku osakaalu kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele avaldub laste ja vanurite osakaalu kaudu. Kooskõlas ootustega (lk. 43) on suurema linnarahvastiku osakaalu korral laste osakaal väiksem ja vanurite osakaal suurem. Et laste osakaal omakorda suurendab ja vanurite osakaal vähendab sissetulekute ebavõrdsust, siis on kokkuvõttes nii laste kui vanurite osakaalu kaudu avaldatav linnarahvastiku osakaalu mõju sissetulekute ebavõrdsusele negatiivne (koefitsiendid laste osakaalu kaudu ostujõupariteediga korrigeerimata ja korrigeeritud mudelites vastavalt  $-0,26$  ja  $-0,28$ , vanurite osakaalu kaudu  $-0,10$  ja  $-0,09$ ). Niisiis on linnarahvastiku osakaalu otsene mõju (mis ilmneks arvatavasti regressioonanalüüsi korral) sissetulekute ebavõrdsusele ebaoluline. Samas, võttes arvesse kõiki tegurite omavahelisi mõjusid kaasneb muude tegurite samaks jäädes suurema linnarahvastiku osakaaluga väiksem sissetulekute ebavõrdsus.

Ebavõrdsus hariduses avaldab sissetulekute ebavõrdsusele ainult otsest mõju ning ootamatult osutus see mõju ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis statistiliselt ebaoluliseks: mõju koefitsient  $-0,02$  ja  $p$ -väärtus koguni  $0,89$ . Ostujõupariteediga arvestavas mudelis on mõju tugevam ja oodatult (vt. ka lk. 28) positiivne ( $0,16$ ) ning ka koefitsiendi  $p$ -väärtus on väiksem. Seega ostujõupariteediga korrigeerimata mudeli tulemuste põhjal võib koguni järeldada, et *ceteris paribus* hariduse ebavõrdsus sissetulekute ebavõrdsust ei mõjuta, ostujõupariteediga korrigeeritud mudeli tulemuste kohaselt on teatav positiivne mõju siiski olemas.

Hariduskulutuste otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata mudeli tulemuste kohaselt puudub ( $p$ -väärtus  $0,99$ ). Ostujõupariteediga korrigeeritud hariduskulutused aga omavad mõõdukat otsest mõju (otseste mõju koefitsient  $-0,25$ ) sissetulekute ebavõrdsusele. Kaudne mõju avaldub keskmise haridustaseme kaudu. Tulemuste kohaselt suurendavad hariduskulutused oodatult (lk. 43) haridustaset, ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis ilmneb nõrgem, korrigeeritud mudelis oluliselt tugevam mõju

---

<sup>13</sup> Siin ja edaspidi on statistilise olulisuse kriteeriumiks  $p$ -väärtus  $0,10$ , vt. ka lk. 71.

(0,31 ja 0,73). Tänu haridustaseme sissetulekute ebavõrdsust vähendavale mõjule on ka hariduskulutuste kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele negatiivne (-0,05 ja -0,15). Kokkuvõttes võib öelda, et ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis ei ole hariduskulutustel *ceteris paribus* sissetulekute ebavõrdsusele erilist mõju (-0,05); korrigeeritud mudelis ilmneb aga hariduskulutuste tugev ebavõrdsust vähendav kogumõju (-0,40). Selline erinevus tuleneb ilmselt sellest, et hariduskulutused on üks ostujõupariteediga korrigeeritavatest rahaliselt mõõdetavatest näitajatest (vt. ka lk. 152).

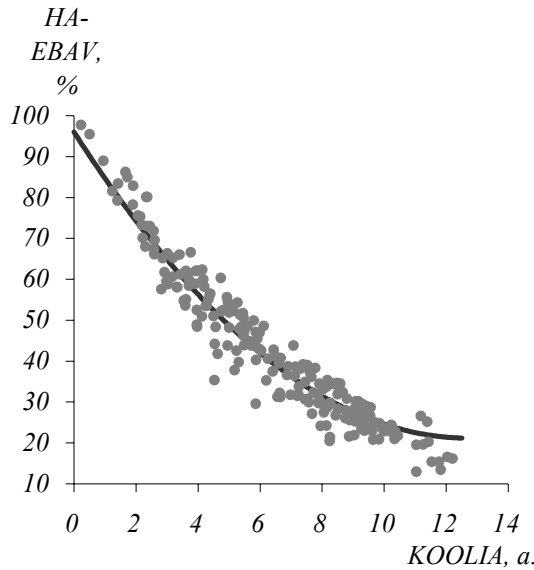
Keskmine haridustase avaldab ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis sissetulekute ebavõrdsusele peamiselt otsest mõju ja see on negatiivne (-0,23) kinnitades oletust, et hariduse üldine levik vähendab sissetulekute ebavõrdsust (lk. 28). Ostujõupariteediga korrigeeritud mudelis on aga otsene ebaoluline (-0,05). Kaudselt avaldab haridustase sissetulekute ebavõrdsusele mõju demokratsiseerituse, majanduskasvu ja hariduse ebavõrdsuse kaudu. Vastavalt ootustele (lk. 44) kaasneb kõrgema haridustasemega suurem demokratsiseeritus (0,63 mõlemas mudelis), kuid et demokraatia mõju sissetulekute ebavõrdsusele on nõrk, on ka haridustaseme mõju demokratsiseerituse kaudu ebaoluline (0,06 ja 0,01). Vastupidiselt ootustele, mille kohaselt parem inimkapitali kvaliteet peaks majanduskasvu kiirendama (lk. 43), on haridustasemel nõrk majanduskasvu aeglustav mõju ja haridustaseme mõju sissetulekute ebavõrdsusele majanduskasvu kaudu on samuti ebaoluline (-0,03 mõlemas mudelis). Kuigi võib väita, et majanduskasv on kiirem madalama arengutasemega riikides, kus ka haridustase on madalam, on sellise põhjenduse korral ilmselt tegu pigem ühiste põhjustega (näiteks riigi rikkus), mitte aga põhjusliku seosega.

Haridustaseme otsene mõju hariduse ebavõrdsusele on mudeli kohaselt mittelineaarne ( $KOOLIA$  koefitsient -1,84,  $(KOOLIA)^2$  koefitsient 0,94). Keskmise kooliaastate arvu ruudu positiivne koefitsient viitab keskmise haridustaseme kasvades esmalt vähenevale ja siis suurenevale ebavõrdsusele hariduses. Täpsema ettekujutuse annab seos keskmise kooliaastate arvu ja selle põhjal vastavalt standardiseerimata regressioonikoefitsientidele leitud hariduse ebavõrdsuse hinnangu (hariduse ebavõrdsus mõõdetuna %-des) vahel (ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis, ostujõupariteediga korrigeeritud mudeli puhul on seos sisuliselt sama):

$$\begin{aligned}
 HAEBAV_{KOOLIA,otsene} &= 0,462(KOOLIA)^2 - 11,769KOOLIA + \\
 &+ HAEBAV_{K,KOOLIA,otsene} \cdot
 \end{aligned}
 \tag{3.14}$$

Konstant  $HAEBAV_{K,KOOLIA,otsene}$  on siin hariduse ebavõrdsuse väärtus teiste tegurite keskmistel väärtustel arvestamata  $KOOLIA$  otsest mõju ja on siin 95,974. Jooniselt 3.9 on näha, et valimi põhjal joonistub välja vaid ülespoole avatud parabooli vasakpoolne ehk negatiivset seost kirjeldav haru. Kui oletuste kohaselt (lk. 43-44) omandab esmalt algtasemest kõrgema hariduse vaid väike osa elanikkonnast ja hariduse ebavõrdsus suureneb ning hariduse edasise leviku

korral hariduse ebavõrdsus uuesti väheneb, siis ilmselt on käesolevas analüüsis kasutatavas valimis tegu viimasega. Seejuures hariduse ebavõrdsuse vähenemise kiirus haridustaseme tõustes järjest kahaneb.



**Joonis 3.9.** Haridustaseme otsene mõju hariduse ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Kaudsete mõjude leidmisel kasutatav haridustaseme kogu otsese mõju (hariduse ebavõrdsusele) koefitsient on negatiivne ja väga tugevat mõju peegeldav (koefitsient on sama sõltumata ostujõupariteediga korrigeerimisest):

$$\begin{aligned} \frac{dHAEBAV}{dKOOLIA} &= \frac{\partial HAEBAV}{\partial KOOLIA} + \frac{\partial HAEBAV}{\partial (KOOLIA)^2} \frac{d(KOOLIA)^2}{dKOOLIA} = \\ &= -1,84 + 0,94 \cdot 0,98 = -0,92. \end{aligned} \tag{3.15}$$

Et aga hariduse ebavõrdsuse mõju sissetulekute ebavõrdsusele on ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis nõrk, siis on ka haridustaseme kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele hariduse ebavõrdsuse kaudu sellest tulenevalt ebaoluline (0,02). Ostujõupariteediga arvestavas mudelis on hariduse ebavõrdsuse mõju sissetulekute ebavõrdsusele tugevam ja positiivne, sellest tulenevalt on haridustaseme kaudne mõju hariduse ebavõrdsuse kaudu negatiivne ja samuti tugevam (-0,15). Haridustaseme kogu kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele (0,05 ja -0,17) koosnebki peamiselt viimati mainitud mõjust.

Haridustaseme kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele koosneb ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis peamiselt negatiivsest otsesest

mõjust (-0,18), korrigeeritud mudelis aga peamiselt negatiivsest kaudsest mõjust (-0,21). Kokkuvõttes on tulemused siiski sarnased ning võib järeldada, et kõrgem haridustase põhjustab *ceteris paribus* väiksemat sissetulekute ebavõrdsust.

Valitsussektori osakaalu otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele osutus ebaoluliseks mõlemas mudelis (-0,04 ja 0,00). Kaudne mõju avaldub majanduskasvu kaudu (valitsussektori suurem osakaal pidurdab majanduskasvu) ja oli vaid pisut tugevam, kuid siiski ebaoluline (-0,07 ja -0,05). Valitsussektori osakaalu kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele on seega küll ebavõrdsust vähendav, kuid nõrk: kogumõju koefitsient on ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis -0,10 ja ostujõupariteediga korrigeeritud mudelis -0,06. Siinkohal tuleb arvestada sellega, et ebavõrdsuse muutuja näol on tegu kogusissetulekute Gini koefitsiendiga. Seega netosissetulekute ebavõrdsust vähendav valitsussektori mõju maksude kaudu ei saagi käesolevas analüüsis peegelduda. Ka demokratiseerituse kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele on ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis nõrk (0,10) ja korrigeeritud mudelis nullilähedane (0,02). Erinevus tuleneb otsesest mõjust (0,12 ja 0,03), kaudne mõju valitsussektori osakaalu ja majanduskasvu kaudu on mõlemas mudelis nullilähedane (-0,02 ja -0,01). Positiivne kogumõju koefitsient ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis viitab sellele, et kõrgema demokratiseerituse korral võib ka sissetulekute ebavõrdsus olla suurem *ceteris paribus*, samas ostujõupariteediga korrigeeritud mudeli tulemuste alusel võib järeldada selle mõju ebaolulisust.

Etniline ja keeleline varieeruvus mõjutab sissetulekute ebavõrdsust peamiselt otse. Oodatult (lk. 34) on *ceteris paribus* suurema etnilise ja keelelise varieeruvuse korral ka sissetulekute ebavõrdsus suurem (otsene ja kogumõju vastavalt 0,21 ja 0,22). Etnilise ja keelelise varieeruvuse kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele hariduse ebavõrdsuse ja hariduskulutuste kaudu on nullilähedane.

Tabelis 3.1 on kokkuvõtvalt toodud kõigi lähtemudelisse kaasatud tegurite sissetulekute ebavõrdsusele avaldatavate kogu-, otsese ja kaudsete mõjude koefitsiendid. Et võimalike majanduspoliitiliste muutuste seisukohalt pakub enam huvi just kogumõju tugevus, siis võib senised tulemused kokku võtta järgmiselt. Ostujõupariteediga korrigeerimata näitajaid kasutavas lähtemudelis on *ceteris paribus* vaadeldud muutujatest tugevaim laste osakaalu mõju sissetulekute ebavõrdsusele (0,60). Mõõdukat mõju avaldavad riigi rikkus (-0,34)<sup>14</sup>, linnarahvastiku osakaal (-0,31), vanurite osakaal (-0,25), etniline ja keeleline varieeruvus (0,21) ja majanduskasv (0,20). Nõrka mõju avaldavad rahvastiku keskmine haridustase (-0,18), majanduse struktuuri areng (-0,15), valitsussektori osakaal (-0,10) ja demokratiseeritus (0,10). Ebaoluliseks võib

---

<sup>14</sup> Riigi rikkuse ja majanduse struktuuri arengu kaasamine sellisesse võrdluse kogumõjukoeffitsientide alusel on võimalik vaid teatud mõõndustega, sest ka tugeva mittelineaarse mõju korral võib selle lineaarne lähendus olla nõrk.

pidada hariduskulutuste (-0,05) ja hariduse ebavõrdsuse (-0,02) mõju *ceteris paribus*.

**Tabel 3.1.** Erinevate tegurite sissetulekute ebavõrdsusele avaldatavate kogu-, otseste ja kaudsete mõjude koefitsiendid ostujõupariteediga korrigeerimata ja korrigeeritud mudelites<sup>15</sup>

Tegur*	Ostujõupariteediga korrigeerimata lähtemudel:			Tegur*	Ostujõupariteediga korrigeeritud lähtemudel:		
	kogu-	otseste	kaudse		kogu-	otseste	kaudse
	mõju koefitsient				mõju koefitsient		
SKP	-0,344	-0,284	-0,059	SKPP	-0,075	0,257	-0,332
MSTR2	-0,152	0,580	-0,733	MSTR2	-0,180	0,416	-0,597
KASV	0,204	0,204	0,000	KASV	0,185	0,185	0,000
LINNR	-0,311	0,038	-0,349	LINNR	-0,388	-0,024	-0,364
LASTE	0,599	0,625	-0,026	LASTE	0,626	0,627	-0,001
VANUR	-0,250	-0,163	-0,087	VANUR	-0,257	-0,190	-0,068
HARKU	-0,054	0,000	-0,054	HARKUP	-0,398	-0,245	-0,154
KOOLIA	-0,176	-0,226	0,050	KOOLIA	-0,211	-0,046	-0,166
HAEBAV	-0,021	-0,021	0,000	HAEBAV	0,160	0,160	0,000
VALKU	-0,104	-0,038	-0,066	VALKU	-0,055	-0,001	-0,054
DEM	0,098	0,115	-0,017	DEM	0,019	0,031	-0,012
ETNKEEL	0,205	0,208	-0,003	ETNKEEL	0,217	0,216	0,000

\* Lühenditega tähistatud tegurite loetelu on toodud lisas 3, DEM tähistab demokraatiseerituse latentset muutujat.

Ostujõupariteediga korrigeeritud näitajaid kasutavas lähtemudel on samuti tugevaim laste osakaalu mõju sissetulekute ebavõrdsusele (0,63). Tugevat mõju avaldavad ka linnarahvastiku osakaal (-0,39) ja siin ka hariduskulutused (-0,40). Mõõdukat mõju avaldavad vanurite osakaal (-0,26), etniline ja keeleline varieeruvus (0,21) ja rahvastiku keskmine haridustase (-0,21). Nõrk on majanduskasvu (0,19), majanduse struktuuri arengu (-0,18) ja hariduse ebavõrdsuse (0,16) mõju. Ebaoluliseks saab pidada riigi rikkuse (-0,08), valitsussektori osakaalu (-0,06) ja demokraatiseerituse (0,02) mõju *ceteris paribus*.

Suurimad on ostujõupariteediga korrigeerimisest tulenevad erinevused riigi rikkuse ja hariduskulutuste mõju osas, mis on ka loogiline, kuna tegu on ostujõupariteediga korrigeeritavate rahaliselt mõõdetavate näitajatega. Lisaks

<sup>15</sup> Nagu eespool mainitud, saab koefitsiendi statistilist olulisust hinnata vaid otseste mõju (ehk regressiooni-) koefitsiendi puhul (vt. lk. 72), regressioonikoefitsientide *p*-väärtused on siin ja edaspidi toodud lisas esitatavate tulemuste hulgas (siin lisa 10).

hariduskulutuste mõjule osutus ka hariduse ebavõrdsuse mõju ostujõu-pariteediga korrigeerimisel olulisemaks kui korrigeerimata andmete korral.

### 3.2.2. Täiendatud mudel

Eespool toodud põhjustel (lk. 97) on järgnevalt mudelisse lisatud finantssektori areng, inflatsioon ning ekspordi ja impordi osakaalud. Saadud mudelit nimetatakse siin ja edaspidi tinglikult täiendatud mudeliks. Kuna sel viisil püstitatud mudel sisaldab ka ringmõjusid, siis on tegu mitterekursiivse mudeliga, kus kaudsed mõjud võtavad arvesse mõjude võimendumist ringmõjude kaudu (lk. 61). Mudeli võrrandid on toodud lisas 12. Ostujõupariteediga korrigeerimata ja korrigeeritud mudelite regressiooni- ja korrelatsioonikoefitsiendid, samuti determinatsioonikoefitsiendid ning mudelite sobivusstatistikud on toodud lisas 13. Kogumõjude, otseste ja kaudsete mõjude maatriksid on esitatud lisas 14. Mudeli hindamise tulemused on ülevaatlikult kujutatud ka joonistel 3.10 ja 3.11. Kõigi mudelisse haaratud sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite kogu-, otseste ja kaudsete mõjude koefitsiendid on võrdluses lähtemudeliga toodud ka tabelites 3.2 ja 3.3 (lk. 128-129).

Mudeli erinevad suhtelised sobivusstatistikud, mille väärtus kõigub vahemikus 0,80 kuni 0,88 ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis ja vahemikus 0,81 kuni 0,89 korrigeeritud mudelis, näitavad mõnevõrra väiksemat sobivust andmetega, kui lähtemudeli puhul. Samas ei saa öelda, et sellise väikese muutuse põhjal võiks järeldada mudeli headuse olulist halvenemist. Sissetulekute ebavõrdsuse dispersioonist on kirjeldatud seevastu suurem osa (vastavalt 56,2% ja 57,3%) kui lähtemudelites (47,6% ja 49,7%). Samuti on lähtemudeliga võrreldes suurem valitsussektori osakaalu ja majanduskasvu dispersiooni kirjeldatus.

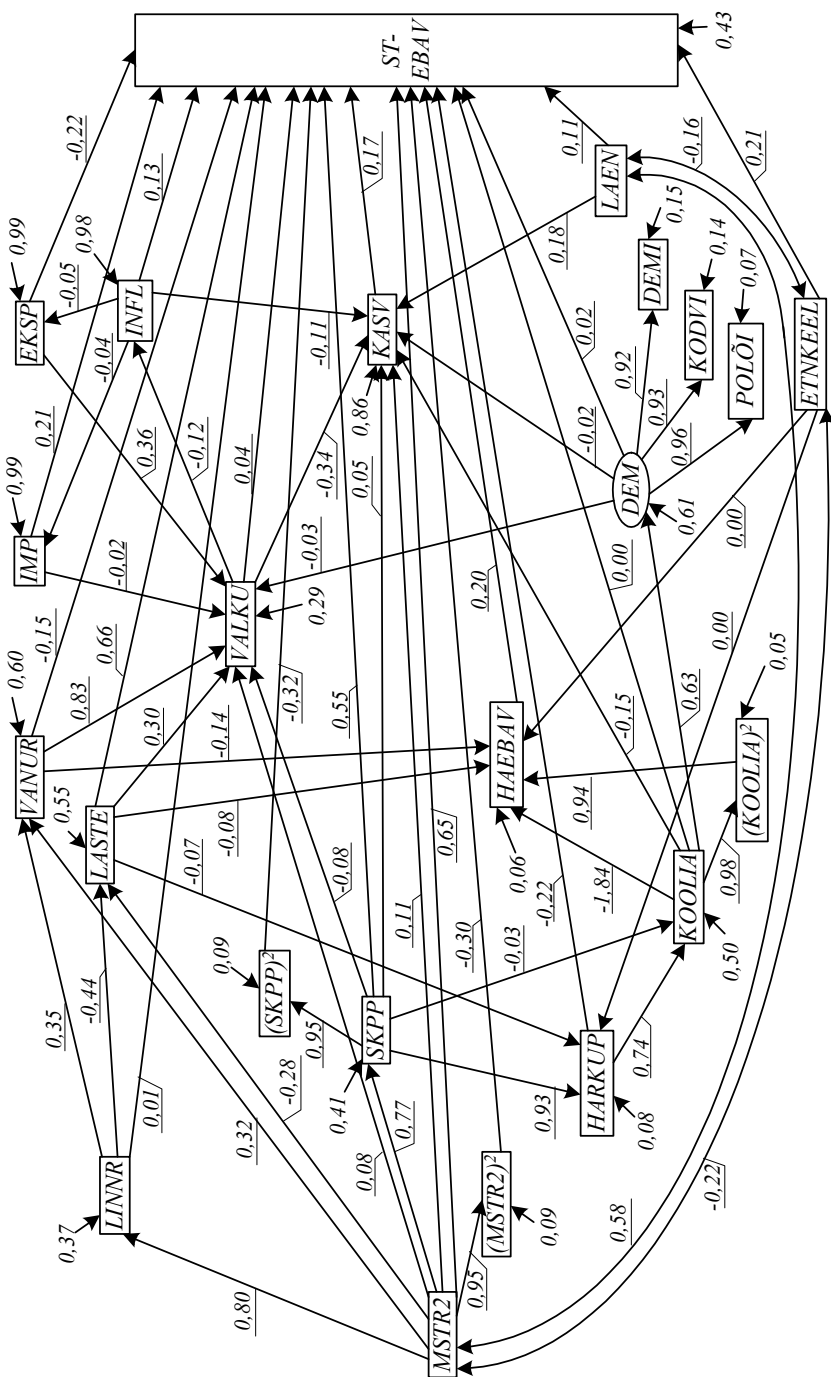
Järgnevalt analüüsitakse täiendatud mudeli hindamise tulemusi lähemalt võrdluses lähtemudelite tulemustega.

#### 3.2.2.1. Majanduse arengu mõju täiendatud mudelis

Riigi rikkuse otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele ei erine oluliselt lähtemudelites ilmnenust. Ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis kinnitavad tulemused riigi rikkuse otsest mõju, mis on vaesemates riikides sissetulekute ebavõrdsust vähendav, rikkamates riikides aga suurendav (*SKP* koefitsient  $-0,69$ , (*SKP*)<sup>2</sup> koefitsient  $0,40$ ). Kogu otseste mõju koefitsient  $0,40 \cdot 0,97 - 0,69 = -0,30$  ei erine oluliselt lähtemudeli omast ( $-0,28$ ).







**Joonis 3.11.** Ostujõupariteediga korrigeeritud täiendatud mudeli hindamise tulemused. Sirgetele nooltele on märgitud standardiseerimata regressioonikoefitsiendid, kumeratele kaheasuunalistele nooltele korrelatsioonikoefitsiendid, sisetekkeliste muutujate juurde selgitamata dispersiooni osakaal. Lühenditega tähistatud muutujate loetelu on toodud lisan 3, DEM tähistab demokraatsete latentset muutujat.

Nagu ka lähtemudelite puhul, erineb siingi ostujõupariteediga korrigeeritud mudelis ilmnenu riigi rikkuse mõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis ilmnenust ( $SKP$  koefitsient 0,55,  $(SKPP)^2$  koefitsient  $-0,32$ ). Ostujõupariteediga korrigeeritud lähtemudeli ja täiendatud mudeli tulemustes olulisi erinevusi ei ole (kogu otsese mõju koefitsient  $-0,32 \cdot 0,95 + 0,55 = 0,25$ , lähtemudelis 0,26). Niisiis on endiselt ostujõupariteeti mitteamvestavate andmete korral riigi rikkuse otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele kujutatav ülespoole avatud, ostujõupariteediga arvestavate andmete korral aga allapoole avaneva parabooliga.

Riigi rikkuse kaudne mõju avaldub ka täiendatud mudelis hariduskulutuste, haridustaseme, valitsuse kulutuste ja majanduskasvu kaudu. Riigi rikkuse mõju valitsussektori osakaalule on ka siin negatiivne, kinnitades eespool kirjeldatud ja ootustele vastupidist tulemust. Samuti on majanduskasv kiirem rikkamates riikides, kuid nimetatud mõju on täiendatud mudelites muutunud ebaoluliseks (0,05 ja 0,05, lähtemudelites 0,18 ja 0,15, ostujõupariteeti mitteamvestavas mudelis suurenes  $p$ -väärtus lähtemudeli 0,09-lt lausa 0,67-le).

Ostujõupariteediga korrigeerimata andmete korral on riigi rikkuse kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele täiendatud mudelis negatiivne ( $0,29 - 0,40 \cdot 0,97 = -0,10$ ) erinevalt lähtemudelilt (0,06). Ostujõupariteediga arvestavas mudelis on kaudne mõju ( $-0,63 - (-0,32 \cdot 0,95) = -0,33$ ) aga enam-vähem sama lähtemudelis ilmnenuga ( $-0,34$ ).

Majanduse struktuuri arengu otsest mõju sissetulekute ebavõrdsusele kirjeldavad  $MSTR2$  koefitsiendid (vastavalt ostujõupariteediga korrigeerimata ja korrigeeritud mudelites) 0,60 ja 0,65 ning  $(MSTR2)^2$  koefitsiendid  $-0,14$  ja  $-0,30$ . Hoolimata väikestest muutustest võrreldes lähtemudeliga, joonistub endiselt välja ainult otsest mõju kujutava parabooli tõusev osa. Ruutliikme statistiline olulisus on ostujõupariteeti mitteamvestavas mudelis isegi väiksem ( $p$ -väärtus 0,33) kui lähtemudelis ( $p$ -väärtus 0,20). Ostujõupariteediga arvestavas mudelis on majanduse struktuuri arengu indeksi ruudu koefitsient oluline nii lähte- kui täiendatud mudelis. Kogu otsese mõju koefitsient on ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis  $0,60 - 0,14 \cdot 0,95 = 0,47$  ja korrigeeritud mudelis  $0,65 - 0,30 \cdot 0,95 = 0,37$ , mis on mõlemal juhul väiksem lähtemudelites avaldunud mõjust (0,58 ja 0,42).

Majanduse struktuuri arengu negatiivne kaudne mõju (ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis  $-0,85 - (-0,14 \cdot 0,95) = -0,72$  ja korrigeeritud mudelis  $-0,85 - (-0,30 \cdot 0,95) = -0,57$ ) sissetulekute ebavõrdsusele on aga sarnane lähtemudeliga (vastavalt  $-0,73$  ja  $-0,60$ ). Ka kaudse mõju avaldumise teed on samad. Majanduse struktuuri mõju valitsussektori osakaalule ja majanduskasvule on täiendatud mudeli tulemuste kohaselt nõrgem, kui lähtemudel lubas arvata. Et aga nende tegurite kaudu avaldatavad mõjud on vastasmärgilised ja mõlemad pealegi väga nõrgad, siis need muutused majanduse struktuuri kaudset mõju sissetulekute ebavõrdsusele ei muuda.

Kokkuvõttes, kuna täiendatud mudelis on majanduse struktuuri arengu positiivne otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele nõrgem, on majanduse struktuuri arengu negatiivne kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele pisut tugevam kui lähtemudelites (lähtemudelites  $-0,15$  ja  $-0,18$ , täiendatud mudelis  $-0,25$  ja  $-0,21$ ).

Majanduskasvu otsese ja ka kogumõju koefitsiendid on täiendatud mudelis  $0,18$  ja  $0,17$ , mis on pisut väiksemad võrreldes lähtemudeliga, kuid kinnitavad sellegipoolest, et kiirema majanduskasvuga kaasneb suurem sissetulekute ebavõrdsus *ceteris paribus*.

### 3.2.2.2. Muude tegurite mõju täiendatud mudelis

Ka täiendatud mudelites ilmneb rahvastiku vananemise sissetulekute ebavõrdsust vähendav mõju. Siiski on täiendatud mudelites laste osakaalu positiivne otsene mõju (ostujõupariteediga korrigeerimata ja korrigeeritud mudelites vastavalt  $0,71$  ja  $0,66$ ) pisut tugevam kui lähtemudelites, vanurite osakaalu negatiivne mõju ( $-0,08$  ja  $0,15$ ) aga nõrgem ja muutunud statistiliselt ebaoluliseks, eriti ilmnevad need muutused ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis. Nagu ka lähtemudelites, on nii laste kui vanurite osakaalu kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele negatiivne. Kaudne mõju (laste osakaalul  $-0,02$  ja  $0,00$  ja vanurite osakaalul  $-0,04$  ja  $-0,06$ ) on siiski ebaoluline võrreldes otsese mõjuga. Kogumõjukoefitsiendid on vastavalt  $0,69$  ja  $0,66$  laste osakaalul ning  $-0,12$  ja  $-0,21$  vanurite osakaalul.

Linnarahvastiku osakaalu otsene positiivne mõju sissetulekute ebavõrdsusele on ka täiendatud mudelites ebaoluline, kuid pisut tugevam. Lähtemudeliga samas suurusjärgus negatiivse kaudse mõjuga ( $-0,34$  ja  $-0,36$ ) koos moodustab see lähtemudelites ilmnenust nõrgema negatiivse kogumõju ( $-0,26$  ja  $-0,35$ ). Sellele vaatamata võib kinnitada eespool tehtud järeldust, et suurema linnarahvastiku osakaaluga riikides on *ceteris paribus* sissetulekute ebavõrdsus väiksem.

Ebavõrdsus hariduses avaldab ka täiendatud mudelis sissetulekute ebavõrdsusele vaid otsest mõju. Ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis on see mõju ikka ebaoluline, küll aga on mõjukoefitsient täiendatud mudelis positiivne ( $0,04$ ). Ostujõupariteediga korrigeerimise korral on hariduse ebavõrdsuse positiivne mõju täiendatud mudelis pisut tugevam kui lähtemudelites, kuid siiski küllalt nõrk ( $0,20$ ). Niisiis võib tulemuste põhjal väita, et kui hariduse ebavõrdsus üldse mõjutab *ceteris paribus* sissetulekute ebavõrdsust, siis on see mõju pigem positiivne.

Ka täiendatud mudelis on ostujõupariteediga korrigeerimata hariduskulutuste otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele ebaoluline ( $-0,02$ ,  $p$ -väärtus  $0,84$ ), ka kogumõju on ebaoluline ( $-0,06$ ). Ostujõupariteediga korrigeeritud hariduskulutuste sissetulekute ebavõrdsust vähendav otsene mõju on aga ka täiendatud mudelis olemas ( $-0,22$ ), samuti kaudne mõju ( $-0,14$ ). Seetõttu on

hariduskulutuste kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ka täiendatud ostujõupariteediga korrigeeritud mudelis küllaltki tugev ( $-0,36$ ). Seega võimaldab hariduskulutuste mõju sissetulekute ebavõrdsusele tuvastada vaid andmete võrreldavaks muutmise ostujõupariteediga korrigeerimisega.

Riigi keskmise haridustaseme poolt sissetulekute ebavõrdsusele avaldatava mõju koosseis sõltub ka täiendatud mudelites sellest, kas andmeid on ostujõupariteediga korrigeeritud. Korrigeerimata mudeli tulemustes on haridustasemel ka siin sissetulekute ebavõrdsusele peamiselt otsene mõju, mis on täiendatud mudelis nõrgem ( $-0,15$ ) kui lähtemudelis ( $-0,23$ ). Kaudne mõju, mis avaldub demokrateerituse, majanduskasvu ja hariduse ebavõrdsuse kaudu, on endiselt ebaoluline (haridustaseme mittelineaarne mõju hariduse ebavõrdsusele on sama lähtemudelites avaldunuga). Haridustaseme sissetulekute ebavõrdsusele avaldatava kogumõju koefitsient on korrigeerimata täiendatud mudelis  $-0,13$ . Ostujõupariteediga korrigeeritud täiendatud mudelis on haridustaseme otsene mõju nullilähedane ja kaudne mõju ( $-0,20$ ) hoopis tugevam lähtemudelis ilmnenust, viimasest tuleneb ka kogumõju ( $-0,20$ ). Nii ostujõupariteediga korrigeerimata kui ka korrigeeritud täiendatud mudelis leiab kinnitust ka haridustaseme nõrk majanduskasvu aeglustav mõju ( $-0,12$  ja  $-0,15$ ), mis on, nagu juba mainitud, vastuolus teoreetiliste ootustega. Kokku võttes: vaatamata sellele, et mõjuahelate mõju tugevus on erinevates mudelites erinev, võib järeldada, et *ceteris paribus* on kõrgema haridustasemega riikides sissetulekute ebavõrdsus väiksem.

Valitsussektori osakaalu otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele on ka täiendatud mudelites ebaoluline, kuid on nüüd nii ostujõupariteediga korrigeerimata kui ka korrigeeritud mudelis positiivne ( $0,03$  ja  $0,04$ ). Kaudne mõju avaldub täiendatud mudelites lisaks majanduskasvule ka inflatsiooni kaudu: valitsussektori suurem osakaal pidurdab majanduskasvu ja toob kaasa väiksema inflatsiooni. Vastupidiselt oletusele (lk. 45), et valitsussektori suurem osakaal ja seega suurem maksukoormus võimendab inflatsiooni tänu elanike soovile suuremate brutopalkade järele, näitavad tulemused valitsussektori osakaalu nõrka inflatsiooni vähendavat mõju ( $-0,12$  ja  $-0,11$ ), mis võib olla seletatav näiteks valitsussektori majandust stabiliseeriva mõjuga. Vaatamata inflatsiooni lisandumisele mudelisse on valitsussektori osakaalu kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele ka täiendatud mudelites ebaoluline ( $-0,08$  ja  $-0,07$ ). Valitsussektori osakaalu kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele on ebaoluline ja veel nõrgem ( $-0,04$  ja  $-0,03$ ) kui lähtemudelites<sup>16</sup>.

Demokrateerituse kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele on ostujõupariteediga korrigeerimata andmete puhul täiendatud mudelis veidi tugevam ( $0,11$ ) kui lähtemudelis, korrigeeritud mudelis aga endiselt ebaoluline ( $0,02$ ). Etnilise ja keelelise varieeruvuse kogumõjust ( $0,19$  ja  $0,20$ ) sissetulekute ebavõrdsusele moodustab peamise osa otsene mõju ( $0,19$  ja  $0,21$ ). Niisiis saab

---

<sup>16</sup> Nagu eespool (vt. lk. 118) märgitud, ei saa käesolevas kogusissetulekute ebavõrdsust kasutavas analüüsis avalduda maksude netosissetulekute ebavõrdsust vähendav mõju.

kinnitust, et *ceteris paribus* kaasneb suurema etnilise ja keelelise varieeruvusega suurem sissetulekute ebavõrdsus.

Inflatsiooni otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele osutus nõrgaks (0,10 ja 0,13), kuid siiski statistiliselt oluliseks. Inflatsiooni kaudne ebaoluline negatiivne (-0,01 sõltumata andmete ostujõupariteediga korrigeerimisest) mõju avaldub majanduskasvu ning ekspordi ja impordi osakaalude kaudu. Inflatsioon on tulemuste kohaselt majanduskasvu aeglustav (-0,08 ja -0,09) tegur, mis kinnitab oletust inflatsiooni destabiliseeriva mõju kohta (lk. 46). Et majanduskasv suurendab sissetulekute ebavõrdsust, siis on inflatsiooni mõju sissetulekute ebavõrdsusele majanduskasvu kaudu negatiivne. Inflatsiooni mõju ekspordi ja impordi osakaaludele osutus aga ebaoluliseks (koefitsiendid ekspordi puhul vastavalt -0,05 ja -0,05 ning impordi puhul -0,05 ja -0,04). Vaatamata sellele, et inflatsiooni kaudne mõju ekspordi ja impordi osakaalude kaudu on nn. ringmõju (ekspordi ja impordi osakaalud mõjutavad omakorda valitsussektori suurust ning see omakorda inflatsiooni), mis peaks võimenduma, on inflatsiooni kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele ekspordi ja impordi osakaalude kaudu siiski nullilähedane. Inflatsiooni kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele on seega tulenevalt otsese mõju ülekaalust positiivne (0,07 ja 0,12). Seega hindade kiirema tõusu korral on sissetulekute ebavõrdsus suurem *ceteris paribus*. Seega kinnitab tulemus oletust (lk. 35), et kõrgema inflatsiooni korral peamiselt madalamate sissetulekuga elanikele makstavate siirete suhteline väärtus väheneb rohkem ja sissetulekute ebavõrdsus on sellest tulenevalt suurem. Samas on mõju siiski nõrk.

Finantssektori arengu otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele on ootustele vastupidiselt (lk. 37) positiivne ning nõrgem ostujõupariteediga korrigeeritud mudelis (0,19 ja 0,11). Finantssektori arengu kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele (0,22 ja 0,14) sisaldab lisaks otsesele mõjule ka ebaolulist kaudset mõju (0,03 mõlemal juhul) majanduskasvu kaudu, kusjuures suurema laenude mahu korral (suhtena SKP-sse) on majanduskasv oodatult (lk. 47) kiirem, millega omakorda kaasneb suurem sissetulekute ebavõrdsus. Finantssektori arengu positiivne kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele tundub olevat vastuolus teoreetiliste oletustega, et laenude parem kättesaadavus võimaldab ka madalamate sissetulekutega elanikel teha investeringuid haridusse jms. (lk. 37). Teisalt aga ei pruugi suurem laenude maht (suhtena SKP-sse) veel näidata laenude paremat kättesaadavust kõigile elanikele. Kui ka laenude kättesaadavuses esineb küllalt suur ebavõrdsus, siis võib laenude maht olla küll suur, kuid enamik laene on antud rikkamatele elanikkonnakihtidele ja see pigem suurendab sissetulekute ebavõrdsust, pakkudes rikkamatele võimalust oma sissetulekuid veelgi suurendada. Niisiis, erasektorile antud laenude suurema mahuga (suhtena SKP-sse) kaasneb *ceteris paribus* suurem sissetulekute ebavõrdsus. Seega ei pea paika arvamused, nagu oleks võimalik lihtsalt laenude mahu suurendamisega sissetulekute ebavõrdsust vähendada. Kas vaesematele elanikele laenusaaamisel soodustuste tegemine vähendab sissetulekute ebavõrdsust, ei ole siinkohal võimalik otsustada.

Ekspordi osakaalu sissetulekute ebavõrdsusele avaldatava otsese mõju koefitsiendid on  $-0,16$  ja  $-0,22$  ning impordi osakaalu otsese mõju koefitsiendid  $0,12$  ja  $0,21$ . Seega ilmneb tugevam väliskaubanduse mõju just ostujõupariteediga korrigeeritud mudelis. Kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele avaldub valitsuse kulutuste kaudu. Kui teoreetiliselt oletatakse, et väliskaubanduse mahtude suurenemisel suurendab vajadus täiendava välisriski maandamiseks valitsussektori osakaalu (lk. 47), siis kinnitust leiab see ainult ekspordi puhul (otsese mõju koefitsiendid  $0,38$  ja  $0,36$ ). Impordi osakaalu suurenemisel on hoopis ebaoluline valitsussektori osakaalu vähendav mõju ( $-0,06$  ja  $-0,02$ ). Et valitsussektori suurus sissetulekute ebavõrdsust oluliselt ei mõjuta, siis on väliskaubanduse näitajate kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele (tegu on samuti ringmõjuga) nullilähedane (ekspordi osakaalul  $-0,02$  ja  $-0,01$ , impordi osakaalul  $0,00$  sõltumata andmete korrigeerimisest ostujõupariteediga). Ekspordi osakaalu kogumõju koefitsiendid  $-0,18$  ja  $-0,23$  näitavad, et mahukama ekspordi korral on *ceteris paribus* sissetulekute ebavõrdsus väiksem. Impordi osakaalu kogumõju koefitsiendid  $0,12$  ja  $0,21$  aga näitavad, et mahukama impordi korral on sissetulekute ebavõrdsus *ceteris paribus* suurem. Seejuures tuleb arvestada, et kui muutuvad samaaegselt ja samas suunas nii ekspordi kui impordi mahud, siis võivad need mõjud üksteist tasakaalustada, eriti arvestades ostujõupariteediga korrigeeritud mudelis saadud erinevamärgilisi kuid samas suurusjärgus kogumõjusid.

Kokkuvõttes võib öelda, et teguritevaheliste mõjude ja sissetulekute ebavõrdsusele avaldatavate mõjude muster ei muutunud eriti pärast uute muutujate lisamist mudelisse. See annab teatavat kinnitust ilmnenu mõjude kehtivusele. Tabelites 3.2 ja 3.3 on toodud kõigi tegurite sissetulekute ebavõrdsusele avaldatavate kogu-, otseste ja kaudsete mõjude koefitsiendid täiendatud mudelites võrdluses lähtemudelitega.

Ostujõupariteediga korrigeerimata näitajaid kasutavas mudelis avaldab vaadeldud muutujatest kõige tugevamat kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele *ceteris paribus* laste osakaal rahvastikus ( $0,69$ ). Tugevat mõju avaldab ka riigi rikkus ( $-0,40$ )<sup>17</sup>. Mõõdukat mõju avaldavad linnarahvastiku osakaal ( $-0,26$ ), majanduse struktuuri areng ( $-0,25$ ) ja finantssektori areng erasektorile antud laenude näol ( $0,22$ ). Nõrka mõju avaldavad etniline ja keeleline varieeruvus ( $0,19$ ), majanduskasv ( $0,18$ ), ekspordi osakaal ( $-0,18$ ) ja impordi osakaal ( $0,12$ ), riigi keskmine haridustase ( $-0,13$ ), vanurite osakaal ( $-0,121$ ) ja demokraatiseeritus ( $0,11$ ). Ebaoluliseks võib pidada inflatsiooni ( $0,09$ ), valitsussektori osakaalu ( $-0,04$ ), hariduskulutuste ( $-0,06$ ) ja hariduse ebavõrdsuse ( $0,04$ ) mõju *ceteris paribus*.

---

<sup>17</sup> Nagu ka eespool (lk. 118) öeldud, on riigi rikkuse ja majanduse struktuuri arengu kaasamine sellisesse võrdlusesse kogumõjukoefitsientide alusel on võimalik vaid teatud mõõndustega.

**Tabel 3.2.** Erinevate tegurite sissetulekute ebavõrdsusele avaldatavate kogu-, otseste ja kaudsete mõjude koefitsiendid ostujõupariteediga korrigeerimata mudelites

Tegur*	Lähemudel:			Täiendatud mudel:		
	kogu-	otseste	kaudse	kogu-	otseste	kaudse
	mõju koefitsient			mõju koefitsient		
SKP	-0,344	-0,284	-0,059	-0,402	-0,306	0,096
MSTR2	-0,152	0,580	-0,733	-0,248	0,468	-0,716
KASV	0,204	0,204	0,000	0,180	0,180	0,000
LINNR	-0,311	0,038	-0,349	-0,256	0,089	-0,344
LASTE	0,599	0,625	-0,026	0,690	0,705	-0,015
VANUR	-0,250	-0,163	-0,087	-0,121	-0,080	-0,042
HARKU	-0,054	0,000	-0,054	-0,063	-0,022	-0,041
KOOLIA	-0,176	-0,226	0,050	-0,132	-0,147	0,015
HAEBAV	-0,021	-0,021	0,000	0,038	0,038	0,000
VALKU	-0,104	-0,038	-0,066	-0,044	0,031	-0,075
DEM	0,098	0,115	-0,017	0,113	0,116	-0,003
ETNKEEL	0,205	0,208	-0,003	0,187	0,190	-0,003
INFL				0,089	0,100	-0,011
LAEN				0,218	0,188	0,030
EKSP				-0,180	-0,163	-0,017
IMP				0,124	0,122	0,003

\* Lühenditega tähistatud tegurite loetelu on toodud lisas 3, DEM tähistab demokratsiseerituse latentset muutujat.

Ostujõupariteediga korrigeeritud näitajatega mudelis avaldab samuti kõige tugevamat kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele *ceteris paribus* laste osakaal rahvastikust (0,66). Mõõdukalt mõju avaldavad siin hariduskulutused (-0,36) ja linnarahvastiku osakaal (-0,35). Samuti mõõdukalt, kuid nõrgemat mõju avaldavad majanduse struktuuri areng (-0,21), vanurite osakaal (-0,21), etniline ja keeleline varieeruvus (0,21) ning ekspordi (-0,23) ja impordi (0,21) osakaalud, samuti hariduse ebavõrdsus (0,20) ja riigi keskmine haridustase (-0,20). Nõrka mõju avaldavad majanduskasv (0,18), finantssektori areng (0,14) ja inflatsioon (0,12). Ebaoluliseks võib pidada valitsussektori osakaalu (-0,03), riigi rikkuse (-0,08) ja demokratsiseerituse (0,02) mõju *ceteris paribus*.

**Tabel 3.3.** Erinevate tegurite sissetulekute ebavõrdsusele avaldatavate kogu-, otseste ja kaudsete mõjude koefitsiendid ostujõupariteediga korrigeeritud mudelites

Tegur*	Lähtemudel:			Täiendatud mudel:		
	kogu-	otseste	kaudse	kogu-	otseste	kaudse
	mõju koefitsient			mõju koefitsient		
<i>SKPP</i>	-0,075	0,257	-0,332	-0,075	0,246	-0,321
<i>MSTR2</i>	-0,180	0,416	-0,597	-0,208	0,365	-0,573
<i>KASV</i>	0,185	0,185	0,000	0,167	0,167	0,000
<i>LINNR</i>	-0,388	-0,024	-0,364	-0,353	0,009	-0,362
<i>LASTE</i>	0,626	0,627	-0,001	0,662	0,663	-0,001
<i>VANUR</i>	-0,257	-0,190	-0,068	-0,208	-0,153	-0,055
<i>HARKUP</i>	-0,398	-0,245	-0,154	-0,364	-0,220	-0,144
<i>KOOLIA</i>	-0,211	-0,046	-0,166	-0,195	0,001	-0,197
<i>HAEBAV</i>	0,160	0,160	0,000	0,197	0,197	0,000
<i>VALKU</i>	-0,055	-0,001	-0,054	-0,032	0,037	-0,069
<i>DEM</i>	0,019	0,031	-0,012	0,015	0,017	-0,002
<i>ETNKEEL</i>	0,217	0,216	0,000	0,206	0,205	0,000
<i>INFL</i>				0,118	0,127	-0,010
<i>LAEN</i>				0,141	0,112	0,029
<i>EKSP</i>				-0,230	-0,219	-0,012
<i>IMP</i>				0,205	0,205	0,001

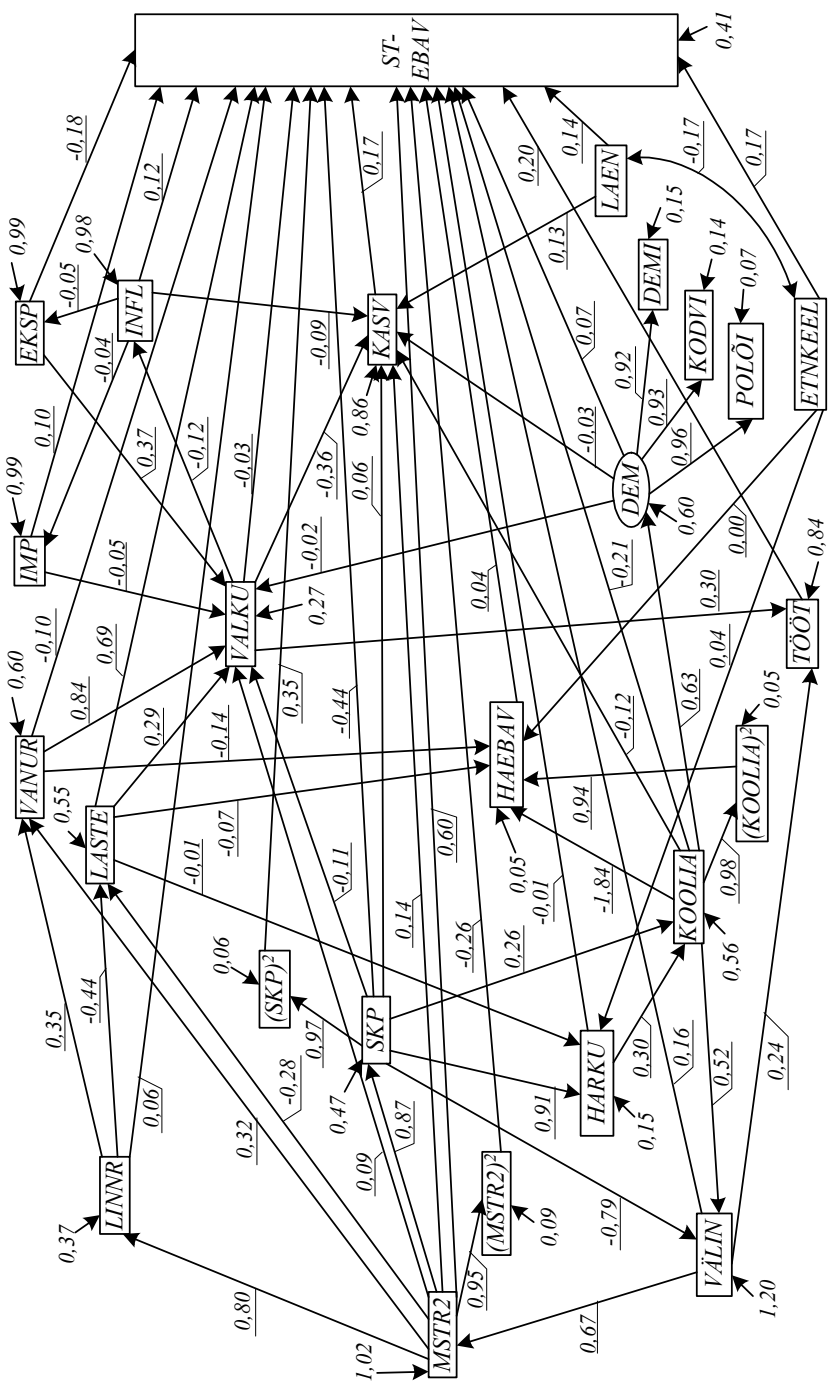
\* Lühenditega tähistatud tegurite loetelu on toodud lisas 3, *DEM* tähistab demokraatset latentset muutujat.

Erinevused sõltuvalt ostujõupariteediga korrigeerimisest on endiselt suurimad riigi rikkuse, hariduskulutuste ja ka hariduse ebavõrdsuse mõju puhul sissetulekute ebavõrdsusele.

### 3.2.3. Täielik mudel

Järgnevalt on uuritud muutusi, mis tekivad mudelisse välisinvesteeringute ja töötuse lisamisel. Saadud mudelit on edaspidi tinglikult nimetatud täielikuks mudeliks. Mudeli võrrandid on toodud lisas 15. Mudeli regressiooni- ja korrelatsioonikoefitsiendid, samuti determinatsioonikoefitsiendid ning mudelite sobivusstatistikud on toodud lisas 16. Kogumõjude, otseste ja kaudsete mõjude maatriksid on esitatud lisas 17. Mudeli hindamise tulemused on ülevaatlikult kujutatud ka joonistel 3.12 ja 3.13. Kõigi mudelisse haaratud sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite kogu-, otseste ja kaudsete mõjude koefitsiendid on võrdluses lähte- ja täiendatud mudeliga toodud ka tabelites 3.4 ja 3.5 (lk. 135-136).





**Joonis 3.12.** Ostujõupariteediga korrigeerimata täielik mudeli hindamise tulemused. Sirgetele nooltele on märgitud standardiseerimata regressioonikoefitsiendid, kumeratele kaheasuunalistele nooltele korrelatsioonikoefitsiendid, sisetekkeliste muutujate juurde selgitamata dispersiooni osakaal. Lühenditega tähistatud muutujate loetelu on toodud lisan 3, DEM tähistab demokratsiseerituse latentset muutujat.



Märkimist väärib, et välisinvesteeringute ja töötuse lülitamine mudelisse suurendas kirjeldatud osa sissetulekute ebavõrdsuse dispersioonist 56,2%-lt 59,1%-le ostujõupariteediga korrigeerimata ja 57,3%-lt 60,5%-le korrigeeritud mudelis. Mudeli sobivus andmetega vähenes väga vähe võrreldes täiendatud mudeliga: erinevad suhtelised sobivusstatistikud kõiguvad vahemikus 0,80 kuni 0,87 ostujõupariteediga korrigeerimata mudeli ja 0,81 kuni 0,88 ostujõupariteediga korrigeeritud mudeli puhul.

Järgnevalt analüüsitakse täieliku mudeli hindamise tulemusi lähemalt võrdluses lähtemudelite ja täiendatud mudelite tulemustega.

### 3.2.3.1. Majanduse arengu mõju täielikus mudelis

Ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis kirjeldavad riigi rikkuse otsest mõju sissetulekute ebavõrdsusele  $SKP$  koefitsient  $-0,44$  ja  $(SKP)^2$  koefitsient  $0,35$ . Et koefitsientide märgid ei ole muutunud, siis võib endiselt järeldada, et riigi rikkuse suurenedes otsese mõjuna vaesemates riikides sissetulekute ebavõrdsus väheneb, rikkamates suureneb. Küll aga on nn. pöördepunkt, kus mõju muutub vastupidiseks, nihkunud vaesemate riikide suunas. Nimelt on seos riigi rikkuse ja selle põhjal vastavalt standardiseerimata regressioonikoefitsientidele leitud sissetulekute ebavõrdsuse hinnangu vahel järgmine:

$$STEBAV_{SKP,otsene} = 0,012(SK P)^2 - 0,394SK P + STEBAV_{K,SKP,otsene} \quad (3.16)$$

Vastavalt võrrandile

$$STEBAV'_{SKP,otsene} = 0,024SK P - 0,394 = 0 \quad (3.17)$$

on siis pöördepunktiks  $SKP$  väärtus  $16\,417$  1995. aasta USA dollarit elaniku kohta, lähtemudelis oli selleks suuruseks  $21\,500$ . Pöördepunkti nihkumine enam riikide rikkusejärgse jaotuse keskpunkti poole kajastub ka kogu otsese mõju ja kogumõju koefitsiendis. Riigi rikkuse kogu otsese mõju koefitsient on absoluutväärtuselt oluliselt väiksem ( $0,35 \cdot 0,97 - 0,44 = -0,10$ ) kui täiendatud mudelis ( $-0,31$ ), sama kehtib kogumõju koefitsiendi kohta ( $-0,23$ , täiendatud mudelis  $-0,40$ ). Riigi rikkuse kaudne mõju on veidi tugevam ( $0,22 - 0,35 \cdot 0,97 = -0,12$ ) kui täiendatud mudelis ( $-0,10$ ), seda tänu välisinvesteeringute kaudu avaldatavale mõjule.

Ostujõupariteediga korrigeeritud mudelis on riigi rikkuse otsese mõju koefitsiendid ( $SKPP$  koefitsient  $0,34$  ja  $(SKPP)^2$  koefitsient  $-0,20$ ) samuti sama märgiga kui lähte- ja täiendatud mudelis ning siin ei ole toimunud ka olulist muutust mõju pöördepunktis. Ka siin on kogu otsese mõju koefitsient pisut väiksem ( $-0,20 \cdot 0,95 + 0,34 = 0,15$ ) kui täiendatud mudelis ( $0,25$ ). Nõrgem on aga ka kaudne mõju ( $-0,44 - (-0,20 \cdot 0,95) = -0,25$ , täiendatud

modelis  $-0,32$ ). Muutused kogumõjus on täpsemalt näha kogumõju graafilisel analüüsil (alapunkt 3.3.2.1).

Majanduse struktuuri arengu indeksi mõju kirjeldavad  $MSTR2$  koefitsiendid  $0,60$  ja  $0,61$  (vastavalt ostujõupariteediga korrigeerimata ja korrigeeritud mudelites) ning  $MSTR2^2$  koefitsiendid  $-0,21$  ja  $-0,33$ . Märkimist väärib, et nüüd on ka ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis majanduse struktuuri arengu indeksi ruudu koefitsient statistiliselt oluline ( $p$ -väärtus  $0,07$ ), seega leiab kinnitust otsese mõju mittelineaarsus ning *ceteris paribus* kaasneb kõrgema majanduse struktuuri arengutasemega suurem sissetulekute ebavõrdsus ja kõrgemale arengutasemele jõudes see mõju nõrgeneb oluliselt. Küll on aga ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis majanduse struktuuri arengu kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele nõrgem ( $-0,88 - (-0,26 \cdot 0,95) = -0,63$ ) kui täiendatud mudelis ( $0,72$ ). Korrigeeritud mudelis jäi kaudne mõju enam-vähem samaks. Majanduskasvu mõju sissetulekute ebavõrdsusele ei muutunud oluliselt.

### 3.2.3.2. Muude tegurite mõjud täielikus mudelis

Nagu selgus täiendatud mudeli võrdluses lähtemudeliga, ei ole ka täielikus mudelis ilmnenuid mõjudes suuri erinevusi võrreldes lähte- või täiendatud mudeliga. Märkimist väärib, et haridustaseme otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele on täielikes mudelites tugevam ( $-0,21$  ja  $-0,10$ ) kui täiendatud mudelites ( $-0,15$  ja  $0,00$ ). Töötuse lisamise tõttu mudelisse on valitsussektori osakaalu otsese mõju iseloom (koefitsiendi märk) sissetulekute ebavõrdsusele taas muutunud, kuid mõju on endiselt ebaoluline ( $-0,03$  mõlemas mudelis). Demokratiseerituse mõju sissetulekute ebavõrdsusele osutus ostujõupariteediga korrigeerimata täielikus mudelis ebaoluliseks ( $0,07$ , täiendatud mudelis  $0,12$ ); ostujõupariteediga korrigeeritud mudelis jäi demokratiseerituse mõju nullilähedaseks. Ostujõupariteediga korrigeerimata täielikus mudelis ilmnes nõrgem finantssektori osakaalu otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele ( $0,14$ ) kui täiendatud mudelis ( $0,19$ ). Ostujõupariteediga korrigeeritud mudelis ostusus aga täiendatud mudelis ilmnenust nõrgemaks hariduse ebavõrdsuse ( $0,13$ , täiendatud mudelis  $0,20$ ) ja hariduskulutuste ( $-0,10$ , täiendatud mudelis  $-0,22$ ) otsene mõju ning tugevamaks impordi osakaalu otsene mõju ( $0,21$ , täiendatud mudelis  $0,13$ ) sissetulekute ebavõrdsusele. Ülejäänud tegurite mõju tugevus sissetulekute ebavõrdsusele on jäänud enam-vähem samaks.

Seega, üldiselt on teiste tegurite mõjukoefitsiendid vähe tundlikud välisinvesteeringute ja töötuse lisamise suhtes mudelisse, mis annab kinnitust nimetatud tulemustele. Tulemustest võib teha järgmisi järeldusi lisatud muutujate mõju suhtes sissetulekute ebavõrdsusele.

Välisinvesteeringud (otsese välisinvesteeringute positsiooni suhe SKP-sse) mõjutavad sissetulekute ebavõrdsust nii otse kui ka kaudse. Välisinvesteeringute

otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele on kooskõlas varasemate tulemustega (lk. 37-38) positiivne (0,16 ja 0,14 vastavalt ostujõupariteediga korrigeerimata ja korrigeeritud mudelites). Kaudne mõju (-0,14 ja -0,08) avaldub majanduse struktuuri arengu ja töötuse kaudu. Välisinvesteeringute kaudse mõju puhul on taas tegu ringmõjuga: majanduse struktuur mõjutab omakorda riigi rikkust, kust mõju jõuab haridustaseme kaudu taas ka välisinvesteeringuteni. Seejuures leiab kinnitust oletus (lk. 47), et välisinvesteeringud on tehnoloogia ja majanduse struktuuri arengut soodustav tegur (koefitsiendid 0,61 ja 0,44). Majanduse struktuuri arengutaseme negatiivse kogumõju tõttu sissetulekute ebavõrdsusele on see osa välisinvesteeringute kaudsest mõjust sissetulekute ebavõrdsusele negatiivne (-0,18 ja -0,12). Suuremate välisinvesteeringutega (suhtena SKP-sse) kaasneb ka suurem töötus (0,24 ja 0,20) ning viimase positiivse mõju tõttu sissetulekute ebavõrdsusele on välisinvesteeringute kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele töötuse kaudu positiivne, kuigi ebaoluline (0,05 ja 0,04). Seega välisinvesteeringute kaudsed mõjud sissetulekute ebavõrdsusele majanduse struktuuri ja töötuse kaudu tasakaalustavad üksteist teataval määral.

Välisinvesteeringute kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele võib pidada ebaoluliseks (0,02 ja 0,06), kuna otsene ja kaudne mõju tasakaalustavad teineteist. Niisiis, kui teguritevahelisi mõjusid mitte arvestada (kui vaatluse all on vaid otsene mõju), võibki juhtuda, et kinnitatakse välisinvesteeringute sissetulekute ebavõrdsust suurendavat mõju. Käesolevast analüüsist aga ilmneb, et *ceteris paribus* ei ole otsese välisinvesteeringute positsiooni suhtel SKP-sse olulist mõju sissetulekute ebavõrdsusele.

Töötuse mõju sissetulekute ebavõrdsusele piirdub otsese mõjuga (0,20 ja 0,22). Seega *ceteris paribus* on suurema töötuse taseme korral oodata ka suuremat sissetulekute ebavõrdsust.

Ka täieliku mudeli puhul on mõjude muster põhijoontelt sama lähtemudeli ja täiendatud mudeli omaga ja tulemused erinevad pigem sõltuvalt andmete ostujõupariteediga korrigeerimisest. Tabelites 3.4 ja 3.5 on toodud kõigi tegurite sissetulekute ebavõrdsusele avaldatavate kogu-, otseste ja kaudsete mõjude koefitsiendid täielikes mudelites võrdluses lähtemudelite ja täiendatud mudelitega.

*Ceteris paribus* on ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis endiselt tugevaim laste osakaalu kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele (0,67). Mõõdukas mõju avaldab linnarahvastiku osakaal (-0,29) ja majanduse struktuuri areng (-0,28)<sup>18</sup>. Riigi rikkuse mõju on muutunud nõrgemaks (-0,23). Mõõdukas mõju avaldavad veel riigi keskmine haridustase (-0,22) ja töötus (0,20). Nõrk on majanduskasvu (0,17), etnilise ja keelelise varieeruvuse (0,16), finantssektori arengu erasektorile antud laenu näol (0,16), ekspordi (-0,19) ja impordi (0,11) osakaalude ning inflatsiooni (0,11) mõju. Veidi tugevam on ka vanurite osakaalu mõju (-0,15). Ebaoluliseks võib pidada hariduskulutuste

---

<sup>18</sup> Ka siin tuleb meeles pidada, et selline võrdlus on riigi rikkuse ja majanduse struktuuri arengu puhul võimalik vaid teatud mõõndustega (lk. 118).

(-0,08), hariduse ebavõrdsuse (0,04), valitsussektori osakaalu (-0,05), välisinvesteeringute (0,02) ja selles mudelis ka demokratiseerituse (0,06) mõju *ceteris paribus*.

Ostujõupariteediga korrigeeritud näitajatega mudelis avaldab samuti kõige tugevamat kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele *ceteris paribus* laste osakaal rahvastikus (0,69). Mõõdukat mõju avaldab siin linnarahvastiku osakaal (-0,34), samuti hariduskulutused (-0,26), majanduse struktuuri areng (-0,27), riigi keskmine haridustase (-0,23), töötus (0,22) ja ekspordi osakaal (-0,20). Nõrka mõju avaldavad vanurite osakaal (-0,15), etniline ja keeleline varieeruvus (0,17), majanduskasv (0,16), finantssektori areng (0,14), hariduse ebavõrdsus (0,13), impordi osakaal (0,13) ja inflatsioon (0,12). Ebaoluliseks võib pidada valitsussektori osakaalu (-0,03), riigi rikkuse (-0,10), välisinvesteeringute (0,06) ja demokratiseerituse (0,01) mõju *ceteris paribus*.

**Tabel 3.4.** Erinevate tegurite sissetulekute ebavõrdsusele avaldatavate kogu-, otseste ja kaudsete mõjude koefitsiendid ostujõupariteediga korrigeerimata mudelites.

Tegur*	Lähemudel:			Täiendatud mudel:			Täielik mudel:		
	kogu-	otseste	kaudse	kogu-	otseste	kaudse	kogu-	otseste	kaudse
	mõju koefitsient			mõju koefitsient			mõju koefitsient		
SKP	-0,344	-0,284	-0,059	-0,402	-0,306	0,096	-0,225	-0,100	0,125
MSTR2	-0,152	0,580	-0,733	-0,248	0,468	-0,716	-0,276	0,358	-0,634
KASV	0,204	0,204	0,000	0,180	0,180	0,000	0,172	0,172	0,000
LINNR	-0,311	0,038	-0,349	-0,256	0,089	-0,344	-0,285	0,060	-0,345
LASTE	0,599	0,625	-0,026	0,690	0,705	-0,015	0,669	0,685	-0,016
VANUR	-0,250	-0,163	-0,087	-0,121	-0,080	-0,042	-0,146	-0,103	-0,043
HARKU	-0,054	0,000	-0,054	-0,063	-0,022	-0,041	-0,075	-0,010	-0,064
KOOLIA	-0,176	-0,226	0,050	-0,132	-0,147	0,015	-0,216	-0,214	-0,002
HAEBAV	-0,021	-0,021	0,000	0,038	0,038	0,000	0,035	0,035	0,000
VALKU	-0,104	-0,038	-0,066	-0,044	0,031	-0,075	-0,046	-0,031	-0,015
DEM	0,098	0,115	-0,017	0,113	0,116	-0,003	0,063	0,066	-0,003
ETNKEEL	0,205	0,208	-0,003	0,187	0,190	-0,003	0,164	0,167	-0,003
INFL				0,089	0,100	-0,011	0,107	0,117	-0,010
LAEN				0,218	0,188	0,030	0,158	0,136	0,021
EKSP				-0,180	-0,163	-0,017	-0,194	-0,177	-0,017
IMP				0,124	0,122	0,003	0,105	0,102	0,002
VÄLIN							0,020	0,156	-0,136
TÖÖT							0,200	0,200	0,000

\* Lühenditega tähistatud tegurite loetelu on toodud lisas 3, DEM tähistab demokratiseerituse latentset muutujat.

**Tabel 3.5.** Erinevate tegurite sissetulekute ebavõrdsusele avaldatavate kogu-, otsese ja kaudsete mõjude koefitsiendid ostujõupariteediga korrigeeritud mudelites.

Tegur*	Lähtemudel:			Täiendatud mudel:			Täielik mudel:		
	kogu-	otsese	kaudse	kogu-	otsese	kaudse	kogu-	otsese	kaudse
	mõju koefitsient			mõju koefitsient			mõju koefitsient		
<i>SKPP</i>	-0,075	0,257	-0,332	-0,075	0,246	-0,321	-0,098	0,146	-0,244
<i>MSTR2</i>	-0,180	0,416	-0,597	-0,208	0,365	-0,573	-0,267	0,299	-0,566
<i>KASV</i>	0,185	0,185	0,000	0,167	0,167	0,000	0,163	0,163	0,000
<i>LINNR</i>	-0,388	-0,024	-0,364	-0,353	0,009	-0,362	-0,342	0,013	-0,355
<i>LASTE</i>	0,626	0,627	-0,001	0,662	0,663	-0,001	0,685	0,689	-0,004
<i>VANUR</i>	-0,257	-0,190	-0,068	-0,208	-0,153	-0,055	-0,152	-0,106	-0,046
<i>HARKUP</i>	-0,398	-0,245	-0,154	-0,364	-0,220	-0,144	-0,261	-0,096	-0,165
<i>KOOLIA</i>	-0,211	-0,046	-0,166	-0,195	0,001	-0,197	-0,230	-0,104	-0,126
<i>HAEBAV</i>	0,160	0,160	0,000	0,197	0,197	0,000	0,133	0,133	0,000
<i>VALKU</i>	-0,055	-0,001	-0,054	-0,032	0,037	-0,069	-0,033	-0,031	-0,003
<i>DEM</i>	0,019	0,031	-0,012	0,015	0,017	-0,002	0,005	0,005	-0,001
<i>ETNKEEL</i>	0,217	0,216	0,000	0,206	0,205	0,000	0,167	0,165	0,002
<i>INFL</i>				0,118	0,127	-0,010	0,117	0,128	-0,011
<i>LAEN</i>				0,141	0,112	0,029	0,140	0,116	0,023
<i>EKSP</i>				-0,230	-0,219	-0,012	-0,200	-0,188	-0,012
<i>IMP</i>				0,205	0,205	0,001	0,132	0,132	0,001
<i>VÄLIN</i>							0,061	0,137	-0,076
<i>TÖÖT</i>							0,216	0,216	0,000

\* Lühenditega tähistatud tegurite loetelu on toodud lisas 3, *DEM* tähistab demokratiseerituse latentset muutujat.

Ostujõupariteediga korrigeerimisest tulenevad erinevused on endiselt suurimad riigi rikkuse, hariduskulutuste ja hariduse ebavõrdsuse mõju osas sissetulekute ebavõrdsusele. Samas võib täheldada, et kui ostujõupariteediga korrigeerimisest sõltuvad erinevused olid täiendatud mudelites pigem suuremad kui lähtemudelites, siis täielikes mudelites on need erinevused reeglina taas väiksemad kui täiendatud mudelites.

### 3.2.4. Mudelite taandamine statistiliselt ebaoluliste mõjude kustutamise teel

Et paljud mõjud osutusid eelnevas analüüsis ebaoluliseks, tekib küsimus, kas nende kaasamine mudelisse on üldse mõttekas. Sellele küsimusele ühest vastust ei ole. Ühest küljest võib väita, et kuna kogemus näitab, et statistiliselt

ebaoluliste mõjude suurus on väike (näiteks  $p$ -väärtuste puhul üle 0,1 jääb standardiseeritud regressioonikoefitsient enamasti absoluutväärtuselt alla 0,1), siis võib ebaolulised muutujad mudelisse alles jätta, kuna nende mõju on niikuinii nullilähedane. Teisest küljest aga võib kõigi statistiliselt ebaoluliste mõjude kustutamine mudelist mõnikord siiski allesjäänud mõjukoefitsiente oluliselt muuta. Seepärast pakub kindlasti huvi ka sammuviisiline statistiliselt ebaoluliste mõjude kustutamine mudelist. Sealjuures tuleb saadud taandatud mudelite puhul arvestada võimalusega, et taandatud mudel võib küll paremini sobituda käesolevas analüüsis kasutatud andmekogumiga, kuid võib mõne järgmise valimiga sobituda halvemini kui taandamata mudel. Uusi mõjusid ei ole mudelisse lisatud, kuna teoreetiliselt mittepõhjendatud mõjude lülitamine mudelisse mudeli sobivuse parandamise eesmärgil vaatlusaluse valimi andmetega ei ole sisuliselt mõttekas (vt. ka lk. 76).

Järgnevalt on eespool esitatud lähte-, täiendatud ja täielikku mudelit aluseks võttes läbi viidud statistiliselt ebaoluliste mõjude kustutamise (mudelist välja jätmise) sammuviisiline protseduur. Kõigi mudelite puhul on alustatud kõige ebaolulisema (kõige suurem  $p$ -väärtus) otsese mõju kustutamisest mudelist. Nii saadud mudel on uuesti hinnatud ja kustutatud jälle kõige statistiliselt ebaolulisem otsene mõju. Sellist sammuviisilist protseduuri on jätkatud, kuni kõigi mudelisse jäänud mõjude  $p$ -väärtused on alla 0,1. Saadud taandatud lähte-, täiendatud- ja täielike mudelite regressiooni- ja korrelatsioonikoefitsiendid, samuti determinatsioonikoefitsiendid ning mudelite sobivusstatistikud on toodud vastavalt lisades 18, 19 ja 20. Mudeli sobivus andmetega oli lähtemudeli puhul pärast taandamist sisuliselt sama, täiendatud ja täieliku mudeli sobivus oli pisut suurenenud. Ostujõupariteediga korrigeerimata täieliku mudeli taandamisel vähenes sissetulekute ebavõrdsuse dispersiooni kirjeldatus 59,1%-lt 57,4%-le, ostujõupariteediga korrigeeritud täiendatud mudeli taandamisel 57,3%-lt 53,2%-le. Ülejäänud mudelites jäi see samale tasemele. Seega olulist võitu kirjeldatuse või sobivuse seisukohalt mudelite taandamine ei andnud.

Enamasti jäid otseste mõjude statistilised olulisused ja mõjukoefitsiendid korrigeerimise käigus samaks või samas suurusjärgus olevaks. Üldistades ühes või enamates mudelites ilmnenuid väheseid muutusi võib välja tuua järgmist. Haridustaseme otsene mõju majanduskasvule muutus statistiliselt oluliseks pärast teiste majanduskasvu mõjutavate tegurite otsese mõju kustutamist mudelist, samuti muutus majanduse struktuuri arengu otsene mõju majanduskasvule statistiliselt oluliseks, kui mudelist oli kustutatud riigi rikkuse otsene mõju majanduskasvule, see võib tulla sellest, et majanduskasvu mõjutavad tegurid on ka omavahel tihedalt seotud. Enamaid näitajaid analüüsi hõlmates on ühe teguri osa majanduskasvu kujunemise kirjeldamises väiksem, vähemate tegurite korral suurem. Seda seaduspära kinnitab ka see, et pärast majanduse struktuuri arengu otsese mõju kustutamist valitsussektori osakaalule muutus statistiliselt oluliseks impordi osakaalu otsene mõju valitsussektori osakaalule.

Huvitav on asjaolu, et haridustaseme otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele muutus statistiliselt oluliseks pärast hariduse ebavõrdsuse otsese



mõju sissetulekute ebavõrdsusele kustutamist mudelist ja vastupidi: ostujõupariteediga korrigeeritud mudelites muutis haridustaseme otsese mõju kustutamine statistiliselt oluliseks hariduse ebavõrdsuse otsese mõju. Ilmselt sisaldavad nimetatud näitajad teatud määral sarnast informatsiooni, mida näitab ka nende näitajate tugev korrelatsioon (0,95). Vanurite osakaalu otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele osutus statistiliselt oluliseks pärast seda, kui mudelist oli kustutatud valitsussektori osakaalu otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele. Ka siin on põhjuseks arvatavast nende näitajate tugev seotus (korrelatsioonikoefitsient 0,69): vanurite suurema osakaalu korral on pensionäride osakaal elanikkonnast suurem ja seega on paratamatult ka valitsussektori (siirete) osakaal majanduses suurem.

Pärast inflatsiooni otsese mõju ekspordi osakaalule kustutamist muutus statistiliselt oluliseks valitsussektori osakaalu otsene mõju inflatsioonile. See muutus võib tuleneda ringmõju kadumisest: kui enne avaldus valitsussektori ja inflatsiooni vaheline seos nii otsese mõjuna kui ka vastassuunaliselt ekspordi osakaalu kaudu, siis kaudse mõju kadumisel osutuski olulisemaks otsene mõju. Nimetatud muutus näitab seejuures väga ilmekalt, et tegelikult tuleb analüüsis toetuda teoreetiliselt põhjendatud mudelile, sest muutused mudelipüstituses muudavad mõnikord päris palju ka tulemusi. Seepärast tundub, et mõttekam on teoreetiliselt olulised, kuid käesoleva valimi põhjal statistiliselt ebaoluliseks osutunud mõjud pigem mudelisse sisse jätta.

Vastupidine olukord, kus esialgses mudelis statistiliselt oluline muutuja tuli taandamisel lõpuks mudelist kustutada, ilmnes ainult ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis ekspordi ja impordi osakaaludega seoses: esialgu statistiliselt olulised impordi ja ekspordi osakaalude otsesed mõjud sissetulekute ebavõrdsusele tuli kustutada pärast inflatsiooni poolt neile osakaaludele avaldatava otsese mõju kustutamist. Seega võib ekspordi ja impordi roll sissetulekute ebavõrdsuse kujunemisel suures osas ollagi pigem inflatsiooni mõju vahendav.

Taandamise tulemusena toimunud muutused allesjäänud mõjude regressioonikoefitsientides ei olnud eriti suured ja jäid absoluutväärtuselt enamasti 0,1 piiresse. Veidi suuremad olid mainitud muutused statistiliselt ebaolulisest oluliseks mõjuks. Samuti on kogumõju koefitsiendid muutunud kustutatud mõjude arvelt. Samas, kuna sageli on tegurite omavaheliste mõjude kaudu avalduvad kaudsed mõjud suhteliselt nõrgad, siis ei ole taandamine kaudseid mõjusid eriti muutnud. Kuna mõne teise andmekogumi korral võivad praegu statistiliselt ebaolulised mõjud osutada olulisemaks, siis tuginedes siiski suhteliselt väikestele muutustele mõjude tugevuses võib järeldada, et vaatlusaluse mudelipüstituse ja andmete korral ei anna sammuviisilise mõjude kustutamise näol sooritatud mudeli taandamine märkimisväärseid tulemusi. Seepärast on käesoleval juhul õigem jääda taandamata mudelite juurde, tõlgendades suhteliselt väikeste koefitsientidega (alla 0,1) kirjeldatud mõjusid analüüsitava valimis ebaolulistena, võimalusega, et need osutuvad siiski olulisemaks mõne järgmise valimi korral.

### 3.3. Tulemuste analüüs

#### 3.3.1. Sissetulekute ebavõrdsuse ja selle mõjurite vaheliste seoste dekomponeerimine

Kahe muutuja vaheline seos struktuurses mudelis koosneb põhjuslikust seosest ehk otsesest ja kaudsest mõjust ning mittepõhjuslikust seosest ühiste põhjuste või analüüsimate seoste tõttu. Kõigi nende seoste summa on kirjeldatud nende kahe muutuja vahelise korrelatsioonikoefitsiendiga. Seega saab mittepõhjusliku seose leida lahutades mudelipõhisest korrelatsioonikoefitsiendist<sup>19</sup> põhjusliku seose ehk kogumõju koefitsiendi. Tabelites 3.6 ja 3.7 on toodud sissetulekute ebavõrdsuse ja seda mõjutavate tegurite vahelise koguseose koefitsiendid ehk mudelipõhised korrelatsioonikoefitsiendid, põhjusliku seose (ehk kogumõju) ning mittepõhjusliku seose koefitsiendid lähte-, täiendatud ja täielikes mudelites.

Et üleidentifitseeritud mudelite puhul erinevad andmepõhised korrelatsioonikoefitsiendid alati mudelipõhistest (vt. ka lk. 75-76), siis on võrdluseks toodud ka andmepõhised korrelatsioonikoefitsiendid. Leitud mittepõhjusliku seose koefitsiendid näitavad mudeli poolt selgitatud mittepõhjuslikku seost. Andmepõhiste ja mudelipõhiste korrelatsioonikoefitsientide erinevus moodustab selle osa kahe muutuja vahelisest seosest, mis ei ole mudeliga selgitatud (ning võib olla nii mittepõhjuslik kui ka põhjuslik).

Juba eespool selgus, et otsene mõju ei pruugi ühtida kogumõjuga. Seda illustreerivad ka tabelid 3.4 ja 3.5 (lk. 135-136). Otsese ja kogumõju erinevus ilmneb näiteks linnarahvastiku osakaalu mõju juures sissetulekute ebavõrdsusele: otsene mõju sisuliselt puudub, kuid tänu kaudsele mõjule avaldub negatiivne<sup>20</sup> mõõduka tugevusega kogumõju. Ostujõupariteediga korrigeeritud andmeid kasutavas mudelis on suurem otsese ja kogumõju erinevus ka hariduskulutuste ja haridustaseme osas. Välisinvesteeringute puhul aga on küll olemas positiivne otsene mõju, kuid kogumõju on tänu kaudsele mõjule ebaoluline. Riigi rikkuse ja majanduse struktuuri arengu puhul võib samuti täheldada olulisi erinevusi otsese ja kogumõju koefitsientide vahel. Kuna aga nende otsene mõju on mittelineaarne, siis tuleb arvestada võimalusega, et vaatamata nõrgale otsese mõju koefitsiendile võib mittelineaarne otsene mõju olla küllaltki tugev (täpsemalt alapunktis 3.3.2.1).

---

<sup>19</sup> Mudelipõhiste korrelatsioonide all mõeldakse käesolevas kontekstis mudeli põhjal hinnatud korrelatsioone, andmepõhiste korrelatsioonide all andmekogumi põhjal leitud korrelatsioone.

<sup>20</sup> Käesolevas töös mõistetakse ühe muutuja negatiivse mõju all teisele seaduspära, kus ühe muutuja väärtuse suurenemine põhjustab teise muutuja väärtuse vähenemise. Positiivse mõju all mõistetakse seaduspära, kus ühe muutuja väärtuse suurenemine põhjustab teise muutuja väärtuse suurenemise.

Isegi kui otsene mõju ja kogumõju on sarnased, ei pruugi see mõju ühtida kahe muutuja vahelise koguseosega. See ilmneb hästi näiteks demokraatiseerituse ja sissetulekute ebavõrdsuse seoses. Kõigis ostujõupariteediga korrigeerimata mudelites on demokraatia otsene mõju sisuliselt ka kogumõju, kuid et analüüsimata mittepõhjuslik seos on hoopis vastasmärgiline ja tugevam otsesest mõjust, siis koguseos on hoopis teise märgiga kui otsene mõju.

**Tabel 3.6.** Erinevate tegurite koguseose, põhjusliku ja mittepõhjusliku seose sissetulekute ebavõrdsusega koefitsiendid ostujõupariteediga korrigeerimata mudelites.

Tegur*	Andme- põhine korr. koef.	Lähtemudel:			Täiendatud mudel:			Täielik mudel:		
		Kogu- seose koef.	Põhj. seose koef.	Mitte- põhj. seose koef.	Kogu- seose koef.	Põhj. seose koef.	Mitte- põhj. seose koef.	Kogu- seose koef.	Põhj. seose koef.	Mitte- põhj. seose koef.
SKP	-0,444	-0,301	-0,344	0,043	-0,300	-0,402	0,102	-0,286	-0,225	-0,061
MSTR2	-0,191	-0,197	-0,152	-0,045	-0,161	-0,248	0,087	-0,210	-0,276	0,066
KASV	0,223	0,191	0,204	-0,013	0,186	0,180	0,006	0,190	0,172	
LINNR	-0,299	-0,271	-0,311	0,040	-0,222	-0,256	0,034	-0,272	-0,285	0,013
LASTE	0,682	0,494	0,599	-0,105	0,512	0,690	-0,178	0,537	0,669	-0,132
VANUR	-0,677	-0,306	-0,250	-0,056	-0,201	-0,121	-0,080	-0,249	-0,146	-0,103
HARKU	-0,421	-0,279	-0,054	-0,225	-0,282	-0,063	-0,219	-0,269	-0,075	-0,194
KOOLIA	-0,577	-0,296	-0,176	-0,120	-0,273	-0,132	-0,141	-0,276	-0,216	-0,060
HAEBAV	0,558	0,279	-0,021	0,300	0,247	0,038	0,209	0,254	0,035	0,219
VALKU	-0,458	-0,144	-0,104	-0,040	-0,086	-0,044	-0,042	-0,127	-0,046	-0,081
DEM		-0,126	0,098	-0,224	-0,104	0,113	-0,217	-0,137	0,063	-0,200
ETNKEEL	0,474	0,238	0,205	0,033	0,206	0,187	0,019	0,138	0,164	-0,026
INFL	0,227				0,098	0,089	0,009	0,120	0,107	0,013
LAEN	-0,224				0,043	0,218	-0,175	0,130	0,158	-0,028
EKSP	-0,169				-0,183	-0,180	-0,003	-0,199	-0,194	-0,005
IMP	-0,140				0,120	0,124	-0,004	0,099	0,105	-0,006
VÄLIN	0,241							0,107	0,020	0,087
TÖÖT	0,111							0,155	0,200	-0,045

\* Lühenditega tähistatud tegurite loetelu on toodud lisas 3, DEM tähistab demokraatiseerituse latentset muutujat.

**Tabel 3.7.** Erinevate tegurite koguseose, põhjusliku ja mittepõhjusliku seose sissetulekute ebavõrdsusega koefitsiendid ostujõupariteediga korrigeeritud mudelites.

Tegur*	And-me-põhine korr. koef.	Lähtemudel:			Täiendatud mudel:			Täielik mudel:		
		Kogu-seose koef.	Põhj. seose koef.	Mitte-põhj. seose koef.	Kogu-seose koef.	Põhj. seose koef.	Mitte-põhj. seose koef.	Kogu-seose koef.	Põhj. seose koef.	Mitte-põhj. seose koef.
SKPP	-0,340	-0,206	-0,075	-0,131	-0,162	-0,075	-0,087	-0,219	-0,098	-0,121
MSTR2	-0,191	-0,228	-0,180	-0,048	-0,170	-0,208	0,038	-0,221	-0,267	0,046
KASV	0,223	0,200	0,185	0,015	0,196	0,167	0,029	0,192	0,163	0,029
LINNR	-0,299	-0,323	-0,388	0,065	-0,265	-0,353	0,088	-0,301	-0,342	0,041
LASTE	0,682	0,541	0,626	-0,085	0,518	0,662	-0,144	0,560	0,685	-0,125
VANUR	-0,677	-0,339	-0,257	-0,082	-0,271	-0,208	-0,063	-0,266	-0,152	-0,114
HARKUP	-0,377	-0,258	-0,398	0,140	-0,214	-0,364	0,150	-0,259	-0,261	0,002
KOOLIA	-0,577	-0,289	-0,211	-0,078	-0,250	-0,195	-0,055	-0,288	-0,230	-0,058
HAEBAV	0,558	0,290	0,160	0,130	0,249	0,197	0,052	0,275	0,133	0,142
VALKU	-0,458	-0,166	-0,055	-0,111	-0,163	-0,032	-0,131	-0,133	-0,033	-0,100
DEM		-0,169	0,019	-0,188	-0,147	0,015	-0,162	-0,178	0,005	-0,183
ETNKEEL	0,474	0,256	0,217	0,039	0,228	0,206	0,022	0,144	0,167	-0,023
INFL	0,227				0,134	0,118	0,016	0,131	0,117	0,014
LAEN	-0,224				-0,013	0,141	-0,154	0,112	0,140	-0,028
EKSP	-0,169				-0,236	-0,230	-0,006	-0,206	-0,200	-0,006
IMP	-0,140				0,200	0,205	-0,005	0,127	0,132	-0,005
VÄLIN	0,241							0,075	0,061	0,014
TÖÖT	0,111							0,160	0,216	-0,056

\* Lühenditega tähistatud tegurite loetelu on toodud lisas 3, DEM tähistab demokrateerituse latentset muutujat.

Ostujõupariteediga korrigeeritud mudelites põhjuslik seos demokrateerituse ja sissetulekute ebavõrdsuse vahel sisuliselt puudub ning kogu seose moodustabki mittepõhjuslik seos. Viimane tuleneb ühistest põhjustest, milleks on kõik tegurid, mis mõjutavad otse või kaude nii sissetulekute ebavõrdsust kui demokrateeritust (vt. ka joonised 3.3, 3.4, 3.10, 3.11, 3.12 ja 3.13): haridustase ja selle kaudu hariduskulutused, etniline ja keeleline varieeruvus, riigi rikkus, majanduse struktuuri areng, laste osakaal, linnarahvastiku osakaal, täielikus mudelis ka välisinvesteeringud. Mingi osa demokrateerituse ja sissetulekute ebavõrdsuse vahelisest mittepõhjuslikust seosest läheb lähte- ja täiendatud mudelis ka läbi etnilise ja keelise varieeruvuse ning majanduse struktuuri arengu vahelise otsese mittepõhjusliku seose moodustades nn. analüüsimata seosest tuleneva seose (lk. 58).

Ostujõupariteediga korrigeerimata mudelites on põhjuslik seos ka hariduskulutuste ja sissetulekute ebavõrdsuse vahel nullilähedane. Kogu seos aga on negatiivne ja tuleneb ühistest põhjustest, nagu etniline ja keeleline varieeruvus, haridustase, hariduskulutused, riigi rikkus, majanduse struktuuri areng, laste osakaal ja täielikus mudelis ka välisinvesteeringud, samuti etnilise ja keelelise varieeruvuse ning majanduse struktuuri arengu vahelisest otsesest mittepõhjuslikust seosest (analüüsimate seos). Ka hariduse ebavõrdsus on ostujõupariteediga korrigeerimata mudelites küll sissetulekute ebavõrdsusega seotud, kuid positiivne seos tuleneb suures osas analoogiliselt hariduskulutustega ühistest põhjustest sissetulekute ebavõrdsusega ning otsesest mittepõhjuslikust seosest etnilise ja keelelise varieeruvuse ning majanduse struktuuri arengu vahel.

Ostujõupariteediga korrigeeritud mudelites on ka valitsussektori osakaalu kogumõju ebaoluline ning seos sissetulekute ebavõrdsusega on suures osas mittepõhjuslik. Ka siin saab loetleda hulga valitsussektori osakaalu ja sissetulekute ebavõrdsuse ühiseid põhjusi, kaude mõjutavad mõlemad peaaegu kõik muutujad, välja arvatud majanduskasv, finantssektori areng ja töötus; lisaks veel otsene mittepõhjuslik seos majanduse struktuuri arengu ning etnilise ja keelelise varieeruvuse vahel. Ka moodustavad ostujõupariteediga korrigeeritud mudelites riigi negatiivsest koguseosest sissetulekute ebavõrdsusega suure osa ühised põhjused, milleks on majanduse struktuuri areng, täielikus mudelis ka välisinvesteeringud ja omakorda selle mõjurid.

Hoopis omamoodi olukord ilmneb täiendatud mudelites finantssektori arengu ja sissetulekute ebavõrdsuse vahelises seoses: positiivne kogumõju ehk põhjuslik seos ja negatiivne mittepõhjuslik seos on samas suurusjärgus ja mudeli poolt kirjeldatud seos nende kahe muutuja vahel on nullilähedane. Siin koosneb mittepõhjuslik seos mudeli raames analüüsimate seose ahelatest läbi finantssektori arengu, etnilise ja keelelise varieeruvuse ning majanduse struktuuri arengu omavaheliste otseste mittepõhjuslike seoste (vt. joonised 3.10 ja 3.11).

Kokkuvõttes tuleb nentida, et paljudel juhtudel ei pruugi tugev seos (korrelatsioon) kahe muutuja vahel sugugi veel viidata tugevale põhjuslikule seosele kahe nähtuse vahel. Samuti ei pruugi regressioonanalüüsi tulemusena saadud otsene mõju ühtida kogumõjuga. See kinnitab veelkord struktuurse modelleerimise kasutamise otstarbekust põhjusliku ja mittepõhjusliku seose välja selgitamiseks keerukate mõjusüsteemide korral, nagu näiteks sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite analüüs.

### **3.3.2. Tulemuste graafiline analüüs ja järeldused**

Et tuua graafiliselt välja analüüsi tulemusena ilmnenu üksikute tegurite kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele *ceteris paribus*, on siinkohal kasutatud autorile teadaolevalt uudset lähenemist: vastavate arvutuste abil on välja toodud

vastava teguri väärtustest sõltuv sissetulekute ebavõrdsuse hinnang teiste tegurite püsimisel nende keskmistel väärtustel (vt. ka alapunkt 2.1.3.3, lk. 78-80). Käesoleval juhul on iga teguri puhul eraldi leitud hinnang

$$STEBAV_{TEGUR_i} = \alpha_i TEGUR_i + STEBAV_{K,TEGUR_i}, \quad (3.18)$$

kus  $STEBAV_{TEGUR_i}$  on sissetulekute ebavõrdsuse mudelipõhine hinnang vastava teguri väärtusest (selle muutumisest) sõltuvalt,  $\alpha_i$  on vastava teguri standardiseerimata kogumõju koefitsient ja  $STEBAV_{K,TEGUR_i}$  on sissetulekute ebavõrdsuse hinnang muude tegurite keskmistel väärtustel arvestamata vaatlusaluse teguri mõju. Viimase näitaja leidmiseks on sissetulekute ebavõrdsuse keskmisest väärtusest (mudelipõhine ja andmepõhine keskmine ühtivad) lahutatud vastava teguri keskmise väärtuse ja tema poolt avaldatava kogumõju standardiseerimata koefitsiendi korrutis:

$$STEBAV_{K,TEGUR_i} = STEBAV_K - \alpha_i TEGUR_{iK}. \quad (3.19)$$

Riigi rikkuse ja majanduse struktuuri arengu puhul on tegu mittelineaarse otse ja sellest tulenevalt ka mittelineaarse kogumõjuga ning selle väljatoomiseks on teguri kogumõjust eraldatud vastava teguri ruutliikme kaudu avaldatav mõju. Lisaks teguri enda otsest mõju kirjeldava standardiseerimata regressioonikoefitsiendi ja kaudse mõju standardiseerimata koefitsiendi summa ( $\beta_i$ ) ja teguri väärtuse korrutisele sisaldab sissetulekute ebavõrdsuse hinnangu leidmise valem siis ka teguri ruudu ja selle standardiseerimata regressioonikoefitsiendi ( $\gamma_i$ ) korrutist:

$$STEBAV_{TEGUR_i} = \beta_i TEGUR_i + \gamma_i (TEGUR_i)^2 + STEBAV_{K,TEGUR_i}. \quad (3.20)$$

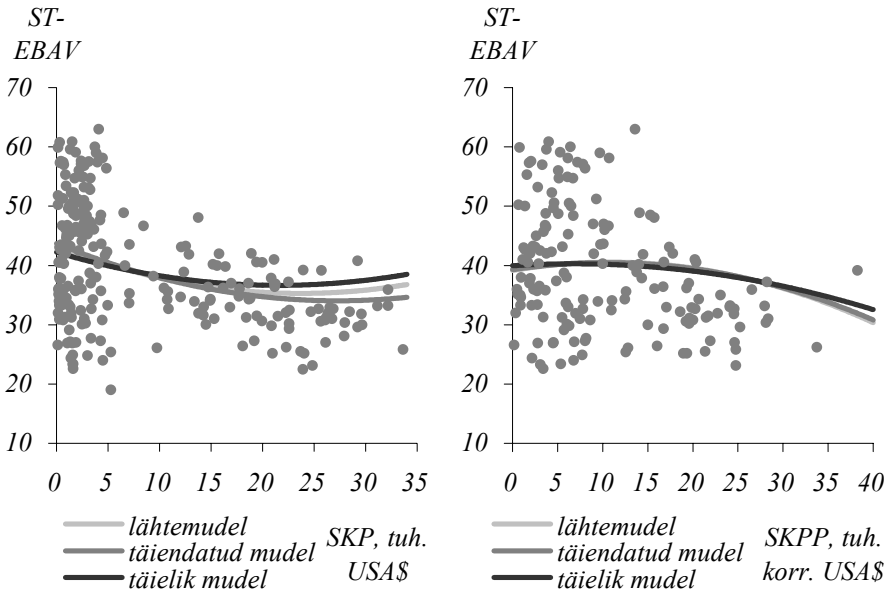
Samuti on siis konstandi  $STEBAV_{K,TEGUR_i}$  leidmisel sissetulekute ebavõrdsuse keskmisest väärtusest lahutatud nii vastava teguri enda keskmise väärtuse ja selle koefitsiendi  $\beta_i$  korrutis kui ka selle ruudu keskmise väärtuse ja koefitsiendi  $\gamma_i$  korrutis:

$$STEBAV_{K,TEGUR_i} = STEBAV_K - \beta_i TEGUR_{iK} - \gamma_i (TEGUR_i)_K^2. \quad (3.21)$$

Võrdluseks ning illustreerimaks põhjusliku ja mittepõhjusliku seose summana avalduvat koguseost on järgnevatel joonistel toodud ka vastava teguri ja sissetulekute ebavõrdsuse väärtuste komplekte kõigi vaatluste korral tähistavad punktid.

### 3.3.2.1. Majanduse arengu mõju

Kõige suuremad ostujõupariteediga korrigeerimisest tulenevad erinevused mudeli põhjal tehtavates järeldustes ilmnevad riigi rikkuse kogumõju osas. Joonisel 3.14 on toodud ostujõupariteediga korrigeerimata ja korrigeeritud SKP inimese kohta kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele kirjeldavad graafikud lähte, täiendatud ja täielikus mudelis. Joonisel on ka näha erinevate tulemuste põhjuseks olnud erinevused andmetes.



**Joonis 3.14.** Riigi rikkuse kogumõju sissetulekute ebavõrdsuse<sup>21</sup> ostujõupariteediga korrigeerimata (vasakul) ja korrigeeritud (paremal) mudelites. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Kui SKP inimese kohta andmeid ei ole ostujõupariteediga korrigeeritud, on suure hulga riikide rikkus ehk elanike poolt tegelikult kasutatav hüviste hulk alahinnatud. Need on enamuses vaesemad riigid, kus SKP inimese kohta dollarites on küll suhteliselt väike, kuid ühe dollari eest saab osta enam kui rikkamates riikides. Ka mõnedes rikkamates riikides on hüvised suhteliselt odavad ja ostujõupariteediga korrigeerimine suurendab nende riikide rikkuse näitajat. Enamuse rikkamate riikide puhul on siiski ostujõupariteediga korrigeerimata jätmisel riigi rikkus pigem üle hinnatud. Korrigeerimata andmete puhul (vt. joonis 3.14 vasakul) võib eristada lausa kahte riikide gruppi nende

<sup>21</sup> Siin ja järgmistel joonistel on sissetulekute ebavõrdsust mõõdetud protsentides. Lühendite loetelu on toodud lisas 3.

rikkuse elaniku kohta ja sissetulekute ebavõrdsuse seose järgi. Korrigeeritud SKP andmete puhul on aga vaatlused riigi rikkuse ja sissetulekute ebavõrdsuse teljestikus jaotunud ühtlaselt (vt. joonis 3.14 paremal). See annab alust pidada riigi rikkuse hindamisel sobivamaks näitajaks ikkagi ostujõupariteediga korrigeeritud SKP-d inimese kohta. Et vaatluste pilve kuju põhjused võivad seisneda nii põhjuslikus kui mittepõhjuslikus seoses, siis ei ole siin ja edaspidi õige vaatluste pilve järgi teha järeldusi teguri, milleks praegu on riigi rikkus, ja sissetulekute ebavõrdsuse omavahelise põhjusliku seose kohta.

Tulenevalt otsese mõju iseloomust on ka kogu põhjuslik seos riigi ostujõupariteediga korrigeerimata rikkuse ja sissetulekute ebavõrdsuse vahel ülespoole avatud parabooli kujuline, ostujõupariteediga korrigeeritud rikkuse puhul aga allapoole avatud parabooli kujuline. Küll aga on lineaarse kaudse mõju lisandumise tõttu pöördepunktide asukohad erinevad otsese mõju korral ilmnemistest. Kõigis ostujõupariteediga korrigeerimata mudelites on riigi rikkuse tase, kust alates muutub sissetulekute ebavõrdsuse ja riigi rikkuse seos positiivseks, kogumõju puhul kõrgem kui otsese mõju puhul: lähtemudelisis otsesel mõjul 21500 1995. aasta USA dollarit, kogumõjul 23714, täiendatud mudelisis vastavalt 24269 ja 27269, täielikus mudelisis 16417 ja 21583<sup>22</sup>.

Ostujõupariteediga korrigeeritud mudelites on otsese mõju pöördepunktide erinevus erineva muutujate arvuga mudelites väiksem (lähtemudelisis 23917 ostujõupariteediga korrigeeritud 1995. aasta USA dollarit, täiendatud mudelisis 26091 ja täielikus mudelisis 24857). Kogumõju puhul on tänu kaudsele lineaarsele negatiivsele mõjule pöördepunkt nihkunud oluliselt madalamate SKP tasemete poole. Lähtemudelisis ja täiendatud mudelisis on see vastavalt 10833 ja 10364 ostujõupariteediga korrigeeritud 1995. aasta USA dollarit. Sellisel juhul jääb veidi üle kolmandiku vaatlustest pöördepunktist paremale ja umbes kaks kolmandikku vasakule. Samas arvestades, et riigi ostujõupariteediga korrigeeritud rikkus kõigub 0 ja 40000 vahel, siis on pöördepunkt umbes esimese veerandi kohal. Täielikus ostujõupariteediga korrigeeritud mudelisis on pöördepunkt veel madalamal riigi rikkuse tasemel (6786 ostujõupariteediga korrigeeritud 1995. aasta USA dollarit). See näitab, et pöördepunkti täpne asukoht pole siiski üheselt määratav. Igal juhul aga võib siit järeldada, et vaesemates riikides riigi rikkuse suurenedes *ceteris paribus* sissetulekute ebavõrdsus kasvab aeglustuvalt (ehk järjest vähem kõrgema SKP-ga riikides). Rikkamates riikides hakkab sissetulekute ebavõrdsus riigi rikkuse suurenedes taas langema esmalt aeglaselt ning edasi järjest kiirenevalt. Riigi rikkuse koguseosest sissetulekute ebavõrdsusega moodustavad suure osa ka ühised põhjused (vt. ka joonised 3.3, 3.4, 3.10, 3.11, 3.12 ja 3.13).

Niisiis võib oletada, et lähte- ja täieliku mudeli kohaselt hakkab riigi rikkuse jõudes 10000 (täieliku mudeli kohaselt juba 7000) ostujõupariteediga korrigeeritud 1995. aasta USA dollarini riigi rikkuse edasise suurenemisega

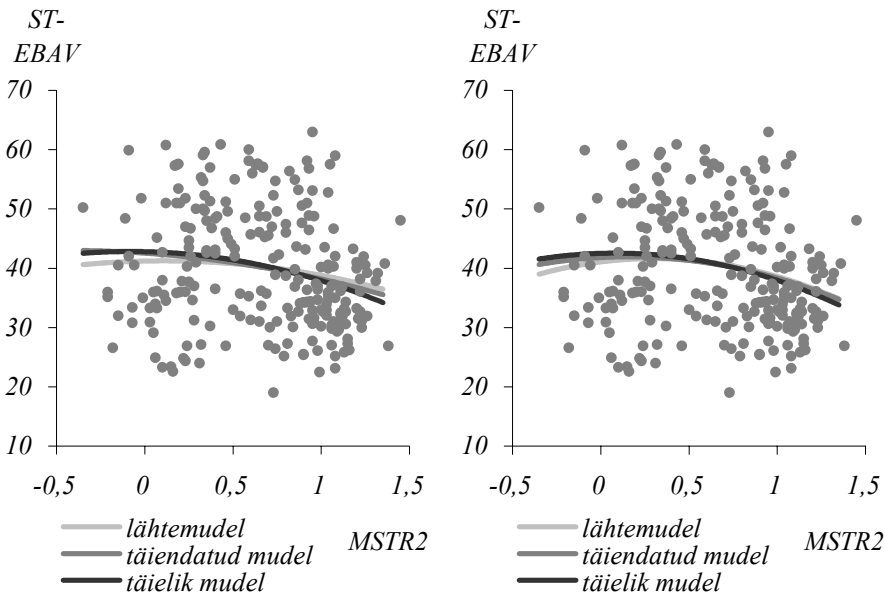
---

<sup>22</sup> Pöördepunktid on siin ja edaspidi leitud samal viisil kui alapunktis 3.2.1.1 (vt. ka lk. 80)



kaasnema väiksem sissetulekute ebavõrdsus, kuid kui samal ajal muutuvad ka teised tegurid, siis ei pruugi sissetulekute ebavõrdsus tegelikult väheneda. Et majanduse areng ja riigi rikkuse suurenemine on niikuinii üheks majanduspoliitika põhieesmärgiks, ei saa seoses riigi rikkuse mõjuga sissetulekute ebavõrdsusele mingeid majanduspoliitilisi soovitusi anda. Ei oleks ju mõeldav olukorras, kus arengu mõju on sissetulekute ebavõrdsust suurendav, soosida taandarengut.

Majanduse struktuuri arengu kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele on kujutatud joonisel 3.15.



**Joonis 3.15.** Majanduse struktuuri arengu kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata (vasakul) ja korrigeeritud (paremal) mudelites. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Nii ostujõupariteediga korrigeeritud kui korrigeerimata mudelites on tulenevalt otsese mõju iseloomust ka majanduse struktuuri arengu kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele kirjeldav graafik allapoole avatud. Küll aga on tänu tugevale lineaarsele negatiivsele kaudsele mõjule muutunud allapoole avatud parabooli pöördepunkti asukoht. Otsese mõju puhul oli pöördepunkt, kust alates majanduse struktuuri edasine areng ebavõrdsust hakkaks vähendama, ostujõupariteediga korrigeerimata mudelites majanduse struktuuri arengu indeksi väärtustel (vastavalt lähte-, täiendatud ja täielikus mudelis) 2,47, 2,73 ja 1,48. Ostujõupariteediga korrigeeritud mudelites olid need väärtused 1,29, 1,38 ja 1,18. Et majanduse struktuuri indeks kõigub väärtusvahemikus  $-0,35$  kuni  $1,45$ , siis jäid pöördepunkti väärtused kas valimist välja või selle piirile. Kogu-

mõju puhul on pöördepunkt negatiivse kaudse mõju tõttu nihkunud oluliselt madalamatele majanduse struktuuri arengutasemetele. Ostujõupariteediga korrigeerimata mudelites on pöördepunktiks indeksi väärtused vastavalt 0,11, 0,44 ja 0,08. Ostujõupariteediga korrigeeritud mudelites on pöördepunktis indeksi väärtused vastavalt 0,30, 0,16 ja 0,08. Seega jääb pöördepunkt indeksi väärtuste jaotumise skaala keskmisest isegi pisut vasakule.

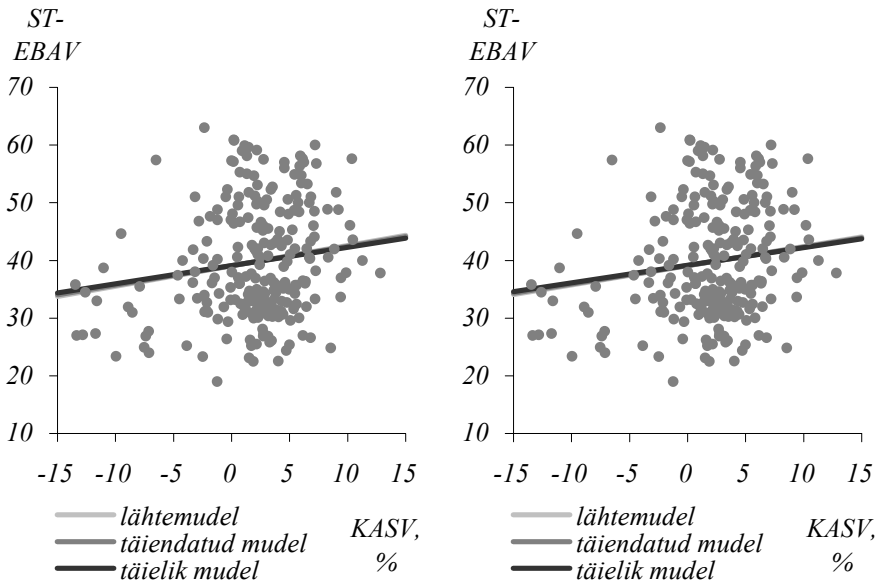
Niisiis võib järeldada, et majanduse struktuuri arengu kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele *ceteris paribus* on kuni teatud arengutasemeni positiivne ja kuni selle tasemeni see positiivne mõju järjest nõrgeneb. Sellest arengutasemest edasi hakkab majanduse struktuuri edasine areng sissetulekute ebavõrdsust järjest kiiremini vähendama. Et majanduse struktuuri areng on teatud mõttes paratamatu nähtus: areng toimub ühes suunas ja seda tagasi pöörata on mõttetu ja võimatu, siis ei näe autor ka majanduse struktuuri arengu näol tegurit, mille mõjutamisega oleks võimalik sissetulekute ebavõrdsust vähendada. Majanduse struktuuri arengut tasub ebavõrdsuse vähendamise eesmärgil soosida vaid siis, kui ollakse kindel, et riik asub parasjagu sellises staadiumis, kus edasine majanduse struktuuri areng viib ebavõrdsuse vähenemisele *ceteris paribus*.

Tulles tagasi riigi rikkuse kogumõju juurde, on näha, et ostujõupariteediga korrigeeritud mudelites (erinevalt korrigeerimata mudelitest) on majanduse struktuuri arengu ja riigi rikkuse kogumõjud sissetulekute ebavõrdsusele omavahel kooskõlas. Mõlemad graafikud viitavad sellele, et majanduse arenedes ebavõrdsus esmalt suureneb ja siis väheneb. Toetudes teoreetilistele oletustele (lk. 23-24), on tegu üleminekuga ühest sektorist teise (ilmselt tööstussektorist teenindussektorisse). Osade vaatluste puhul on see üleminek pigem algusjärgus, osade puhul jõudnud juba teise järku, kus tulujaotus hakkab taas ühtlustuma. Tuginedes kooskõlale majanduse struktuuri arengu ja riigi rikkuse mõjude osas võib järeldada, et ostujõupariteediga korrigeeritud SKP sobib paremini riigi rikkust kirjeldama. Usaldada tuleks seega pigem ostujõupariteediga korrigeeritud andmeid kasutatavate mudelite tulemusi ja seda vaatamata väiksemale kättesaadavate vaatluste arvule selle näitaja osas (et tegu oli täieliku informatsiooniga suurima tõepära meetodiga, siis puudutab usaldusväärsuse probleem ainult riigi rikkuse seoseid teiste muutujatega).

Tulemusi analüüsides tekib ka oletus, et riigi rikkuse ja sissetulekute ebavõrdsuse vahelise põhjusliku seose mittelineaarsus ei tulene mitte otseselt seose mehhanismist, vaid majanduse struktuuri arengu mittelineaarsest põhjuslikust seosest sissetulekute ebavõrdsusega. Nimelt on riigi rikkus ja majanduse struktuuri areng omavahel väga tihedalt seotud. Seda kinnitab ka ostujõupariteediga korrigeeritud SKP inimese kohta ja majanduse struktuuri arengu indeksi vaheline korrelatsioonikoefitsient 0,76 (ostujõupariteediga korrigeerimata SKP puhul 0,74). Ka majanduse struktuuri arengu kogumõju riigi rikkusele oli kõigis mudelites korrelatsioonikoefitsiendiga samas suurusjärgus. Seega, kui majanduse struktuuri arengu kogumõju ebavõrdsusele on mitteleaerne, siis riigi rikkuse kogumõju ebavõrdsusele peabki olema sama kujuga.

Majanduse struktuuri arengu üldiselt pigem negatiivne mõju sissetulekute ebavõrdsusele ei anna aga kinnitust oletusele, et tehnoloogia areng suurendab sissetulekute ebavõrdsust tänu palkade diferentseerituse suurenemisele. See võib olla ka tingitud sellest, et majanduse struktuuri arengu indeks ei pruugi siiski tehnoloogia arenguga väga hästi seotud olla. Struktuuri arengu indeksi kõrge väärtus võib näidata küll teenindussektori suurt osakaalu, kuid kui teenindussektorist hõlmab suurema osa töömahukas teenindus teeninduse klassikalises mõistes, siis ei pruugi see näidata kõrget tehnoloogia arengut, millega kaasneb tavaliselt teadusmahukam tootmine ja teenindus. Võib aga ka olla, et tehnoloogia arengu mõju ilmnebki just otsese mõjuna, kuna majanduse struktuuri arengu otsene mõju oligi pigem positiivne.

Majanduskasvu ja sissetulekute ebavõrdsuse põhjuslikku seost illustreerib joonis 3.16.



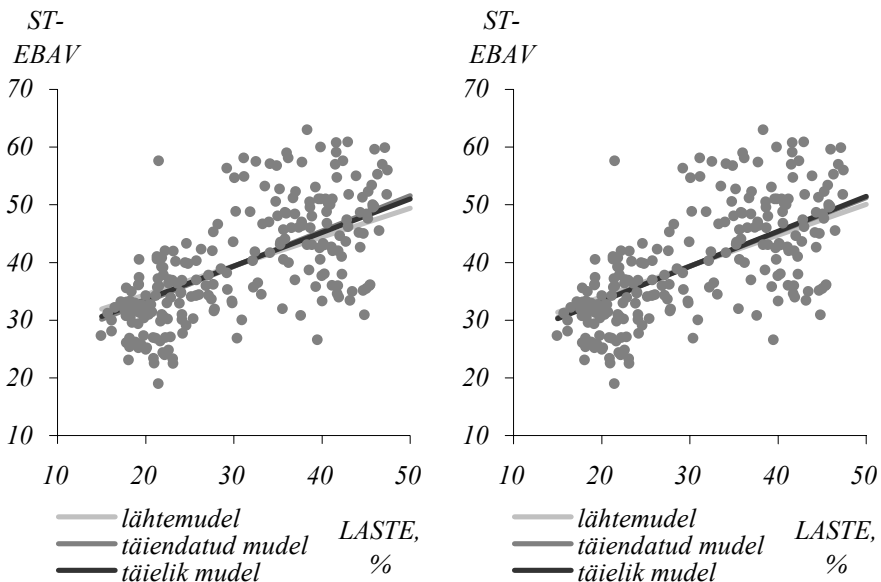
**Joonis 3.16.** Majanduskasvu kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata (vasakul) ja korrigeeritud (paremal) mudelites. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Nagu näha, pole majanduskasvu kogumõjus sissetulekute ebavõrdsusele olulisi erinevusi ostujõupariteediga korrigeeritud ja korrigeerimata mudelites. Samuti ei saa pidada oluliseks erinevusi lähte-, täiendatud ja täieliku mudeli tulemuste vahel. Jooniselt nähtav majanduskasvu mõõdukas positiivne mõju sissetulekute ebavõrdsusele *ceteris paribus* kinnitab oletust selle kohta, et kiirema majanduskasvuga kaasneb ettevõtlusaktiivsuse suurenemine toob kaasa rikkuse edasise kontsentreerumise (lk. 26). Seega tuleb majanduspoliitilisi otsuseid tehes arvestada sellega, et kiiremat majanduskasvu soosides võib sissetulekute ebavõrdsus

suureneda. Tähelepanu tasub pöörata asjaolule, et majanduskasvu ja sissetulekute ebavõrdsuse seose puhul ühtivad enam-vähem andmepõhine ja mudelipõhine korrelatsioonikoefitsient, põhjuslik seos ehk kogumõju ning otsene mõju (vt. tabelid 3.4 ja 3.5 lk. 135-136 ning 3.6 ja 3.7 lk. 140-141).

### 3.3.2.2. Demograafiliste tegurite mõju

Laste osakaalu kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele on toodud joonisel 3.17.

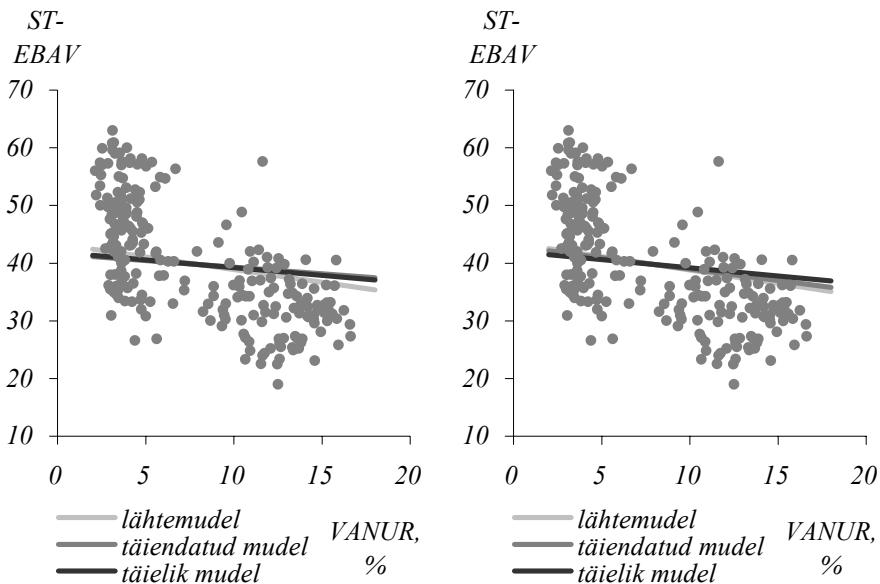


**Joonis 3.17.** Laste osakaalu rahvastikust kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata (vasakul) ja korrigeeritud (paremal) mudelites. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Et laste osakaalul on tugev positiivne mõju sissetulekute ebavõrdsusele, siis siinkohal paistavad paremini välja ka erinevused erinevat arvu muutujaid sisaldavate mudelite (lähte-, täiendatud ja täielike mudelite) tulemustes. Ostujõupariteediga korrigeerimine laste osakaalu kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ei muuda. Märkida tasub, et laste osakaalu ja sissetulekute ebavõrdsuse seosest moodustab enamuse põhjuslik seos. Mõeldes võimalikele teoreetilistele seose mehhanismidele, tekib siiski kahtlus, et suurema osa seosest moodustavad ühised põhjused, näiteks linnarahvastiku osakaalu suurenemine, millega koos väheneb nii laste osakaal kui ka sissetulekute ebavõrdsus. Seega jääb siinkohal alles küsimus, kas mudelipüstitust on võimalik muuta selliselt, et tuua enam välja ühiste põhjuste osa laste osakaalu ja sissetulekute ebavõrdsuse vahelises seoses.

Käesoleva analüüsi tulemus aga näitab niisiis, et *ceteris paribus* on väiksema laste osakaalu korral ka sissetulekute ebavõrdsus oluliselt väiksem. See tulemus kinnitab oletust, et rahvastiku vananedes muutub sissetulekute jaotus ühtlasemaks, kuna kogemustega töötajaid on rohkem ja nende palgalisa seetõttu väiksem (lk. 27). Tulemus ei kinnita teooriat, et vanemates põlvkondades on kihistumine sissetulekute osas jõudnud areneda kaugemale (lk. 27). Põhjuseks võib olla eri põlvkondadest pärit elanike tihe omavaheline seotus ühiste majapidamiste näol. Seega tuleb iivet tõsta püüdvate poliitikate korral alati arvestada ka sellega, et kui selline poliitika kannab vilja, võib selle tulemusel tõusta ka sissetulekute ebavõrdsus. Küsitav on, kas suudetakse kuskil sündimust sedavõrd suurendada, et ebavõrdsus märgatavalt suureneks, kuid selle võimalusega arvestada tuleb siiski ja juba ette planeerida ka vastavad ebavõrdsuse suurenemist kompenseerivad meetmed. Reeglina tuleneb nimetatud sissetulekute ebavõrdsuse suurenemine ju lasterohkemate perede paratamatult väiksemast sissetulekust pereliikme kohta, mida saab vastavate toetustega leevendada või vältida.

Järeldust rahvastiku vananemisega kaasnevast ühtlasemast tulujaotusest toetab ka vanurite osakaalu kogumõju kirjeldav joonis 3.18.



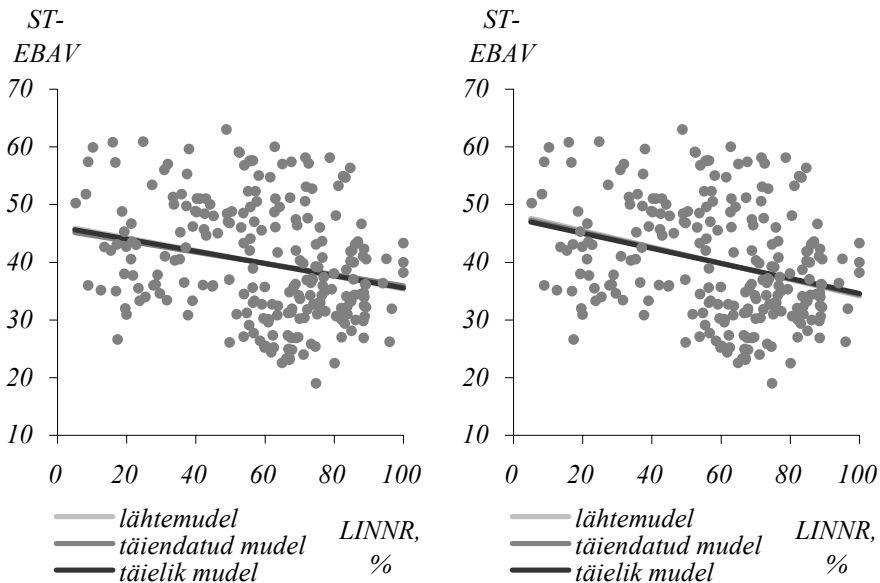
**Joonis 3.18.** Vanurite osakaalu rahvastikust kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata (vasakul) ja korrigeeritud (paremal) mudelites. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Vanurite osakaalu kogumõju on küll nõrk ja nõrgeneb muutujate mudelisse lisamisega, kuid on kindlasti negatiivne. Vaatluste pilve jälgides võib näha, et suurema vanurite osakaalu korral on sissetulekute ebavõrdsus riigis oluliselt

väiksem, kuid analüüs näitab, et suur osa sellest seosest on mittepõhjuslik. *Ceteris paribus* toob suurem vanurite osakaal kaasa vaid pisut väiksema sissetulekute ebavõrdsuse.

Niisiis toob rahvastiku vananemine paljude negatiivsete tagajärgede kõrval väikese leevendusena kaasa ka teatava ebavõrdsuse vähenemise. Iseküsimus on, kas see leevendus ikka kompenseerib rahvastiku vananemise negatiivsed tagajärjed, nagu näiteks järjest vähenev rikkust tootev elanikkond. Jaotus võib muutuda küll võrdsemaks, kuid jaotatav ise võib hakata ohtlikult kahanema.

Linnarahvastiku osakaalu kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele on kujutatud joonisel 3.19.

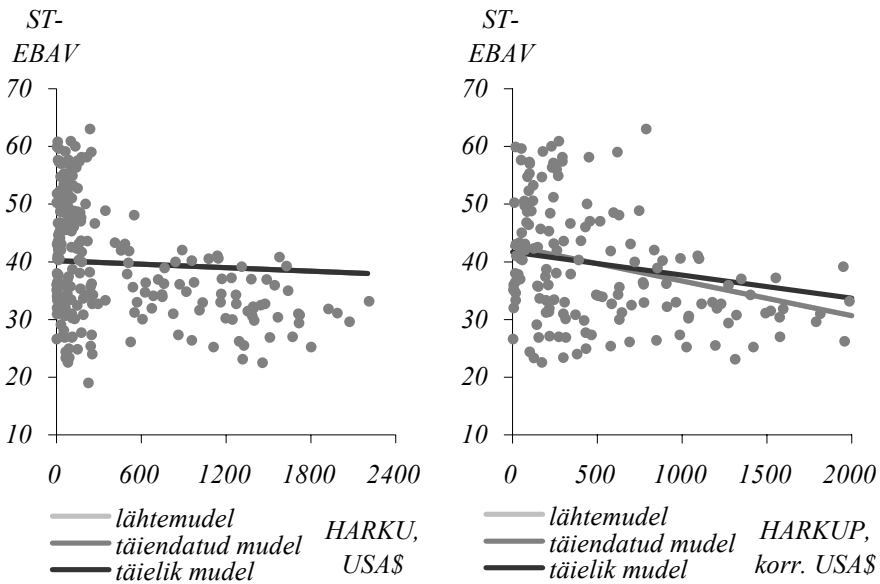


**Joonis 3.19.** Linnarahvastiku osakaalu rahvastikust kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata (vasakul) ja korrigeeritud (paremal) mudelites. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Mõõdukas negatiivne kogumõju on pisut tugevam ostujõupariteediga korrigeeritud mudelites. *Ceteris paribus* on suurema linnarahvastiku osakaaluga riikides sissetulekute ebavõrdsus väiksem. Seega kipub linnades ebavõrdsus enamasti väiksem olema. Et senised uurimused on andnud linnarahvastiku osakaalu mõju kohta segaseid tulemusi (lk. 28), võib tulla sellest, et otsest mõju sissetulekute ebavõrdsusele linnarahvastiku osakaalul ei ole ka käesoleva analüüsi tulemuste kohaselt. Enamuse kogu põhjuslikust seosest moodustabki kaudne mõju. Samas, kui arvestada ka kaudset mõju, siis katab põhjuslik seos ära enamuse nende kahe muutuja vahelisest koguseost, nagu on näha ka joonisel kujutatud vaatluste pilve kujust.

Niisiis, kuna vähemalt seni on üldine tendents tulenevalt paratamatust majanduse struktuuri arengust kogu maailmas olnud siiski linnastumise suunas, siis on see üks väheseid tegureid, mis sissetulekute ebavõrdsust muude tingimuste samaks jäädes vähendab ja muude tingimuste muutudes vähemalt nende ebavõrdsust suurendavat mõju tasakaalustab. Kas aga ebavõrdsuse vähendamise eesmärgil tasub hakata linnastumist soosima, on autori arvates kaheldav, kuna see võib tuua kaasa ootamatuid ja ebameeldivaid tagajärgi muudes eluvaldkondades.

Hariduskulutuste näitajaid on analoogiliselt riigi rikkusega võimalik korrigeerida ostujõupariteediga ja tulemused on korrigeerimisest sõltuvalt küllaltki erinevad. Hariduskulutuste kogumõju erinevates mudelites illustreerib joonis 3.20.

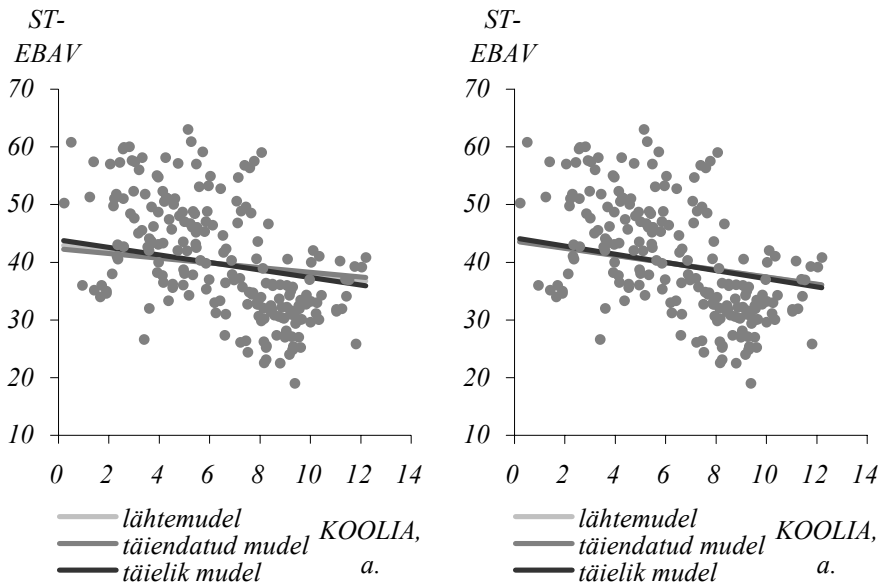


**Joonis 3.20.** Hariduskulutuste kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata (vasakul) ja korrigeeritud (paremal) mudelites. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis on hariduskulutustel sissetulekute ebavõrdsusele sisuliselt olematu mõju. Pärast ostujõupariteediga korrigeerimist võib analoogiliselt SKP-ga täheldada vaatluste pilve ühtlustumist ning ilmneb ka hariduskulutuste mõõdukas sissetulekute ebavõrdsust vähendav mõju. Mõju on pisut nõrgem täielikus mudelis, kuid põhjusliku seose iseloomu ja suurusjärku see ei muuda. Juba eespooltoodud põhjustel (lk. 145, 147) võib siinkohal usaldusväärsemaks pidada pigem ostujõupariteediga korrigeeritud mudeli tulemust.

Seega võib järeldada, et *ceteris paribus* toovad suuremad hariduskulutused kaasa väiksema sissetulekute ebavõrdsuse. Enamuse kogusest hariduskulutuste ja sissetulekute ebavõrdsuse vahel moodustabki toodud põhjuslik seos. Eelnenust tulenevalt on suuremad hariduskulutused üheks oluliseks sissetulekute ebavõrdsust vähendavaks teguriks. Seega on üks reaalne võimalus sissetulekute ebavõrdsuse vähendamiseks võtta majanduspoliitikas suund hariduse omandamisele tehtavate kulutuste suurendamiseks. Suuremad hariduskulutused tõstavad ka riigi keskmist haridustaset ning nagu järgnevas selgub, on see omakorda üks võtmetegur ebavõrdsuse vähendamisel.

Haridustaseme kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele kirjeldab joonis 3.21.



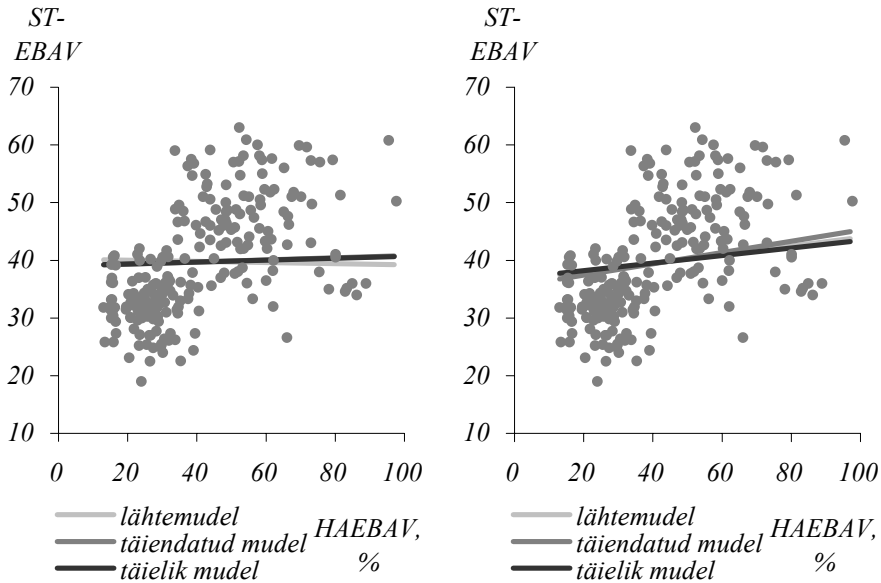
**Joonis 3.21.** Haridustaseme kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata (vasakul) ja korrigeeritud (paremal) mudelites. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Riigi keskmise haridustaseme kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele on mõnevõrra tundlikum muutujate mudelisse lisamise suhtes ostujõupariteediga korrigeerimata mudelites. Pisut tugevam on kogumõju ostujõupariteediga korrigeeritud mudelites. Üldiselt võib aga järeldada, et kõrgema keskmise haridustasemega riikides on *ceteris paribus* sissetulekute ebavõrdsus väiksem. Mõõdukas mõju kinnitab küll oletust, et üldine hariduse levik vähendab sissetulekute ebavõrdsust (lk. 28), kuid tasub märkida, et väga suur osa seosest haridustaseme ja sissetulekute ebavõrdsuse vahel on mittepõhjuslik, kuna vaatluste pilve alusel võiks oletada hoopis tugevamat mõju. Sellele vaatamata kinnitab kirjeldatu, et rahvastiku kõrgema keskmise haridustasemega kaasneb tavaliselt ka väiksem sissetulekute ebavõrdsus. Seega, kui majanduspoliitiliseks



eesmärgiks on sissetulekute ebavõrdsuse vähendamine, on igati mõistlik suurendada tähelepanu ja kulutusi elanike haridustaseme tõstmisele, mis nii otse kui kaude võimaldab muude tegurite samaks jäädes sissetulekute ebavõrdsust märgatavalt vähendada.

Haridustaseme jaotumise ehk hariduse ebavõrdsuse kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele kirjeldab joonis 3.22.

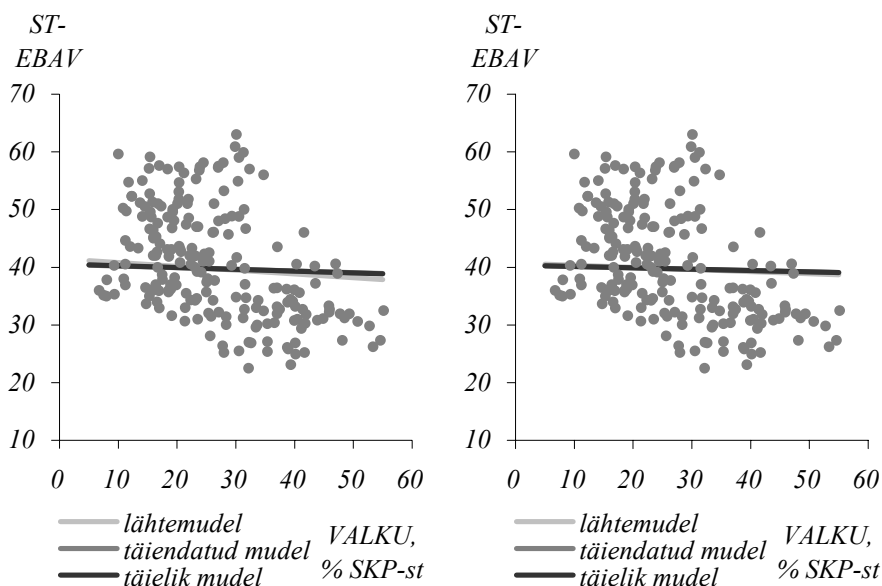


**Joonis 3.22.** Hariduse ebavõrdsuse kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata (vasakul) ja korrigeeritud (paremal) mudelites. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Hariduse ebavõrdsuse puhul erinevad tulemused samuti sõltuvalt andmete ostujõupariteediga korrigeerimisest. Nagu näha jooniselt 3.22, osutus mudelites, kus kasutati korrigeerimata andmeid, hariduse ebavõrdsuse kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ebaoluliseks. Enam vastab teoreetilistele ootustele ostujõupariteediga korrigeeritud mudelis ilmnenud positiivne nõrk kogumõju. Siiski on vaatluste pilvest aimatavast tugevast seosest hariduse ebavõrdsuse ja sissetulekute ebavõrdsuse vahel suurem osa mittepõhjuslik. Kõrgema ebavõrdsusega haridustasemes kaasneb *ceteris paribus* vaid mõõdukalt kõrgem ebavõrdsus sissetulekutes. Seega on ka hariduse ebavõrdsusel sissetulekute ebavõrdsuse kujunemisel siiski oma osa olemas, kuid pigem tuleb tähelepanu pöörata mitte niivõrd hariduse ebavõrdsuse vähendamisele kui võrd üldise haridustaseme tõstmisele.

### 3.3.2.3. Poliitiliste tegurite mõju

Valitsussektori osakaalu kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele kirjeldab joonis 3.23. Kui jälgida vaatluste pilve kuju, siis on näha et valitsussektori suurema osakaaluga riikides on sissetulekute ebavõrdsus reeglina väiksem. Analüüsi tulemused näitavad aga, et enamus selles seoses on mittepõhjuslik või käesoleva mudeliga mittekirjeldatud seos. Teatav negatiivne mõju ilmnes vaid ostujõupariteediga korrigeerimata lähtemudelil. Ülejäänud mudelites on valitsussektori suuruse kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele *ceteris paribus* sisuliselt olematu.

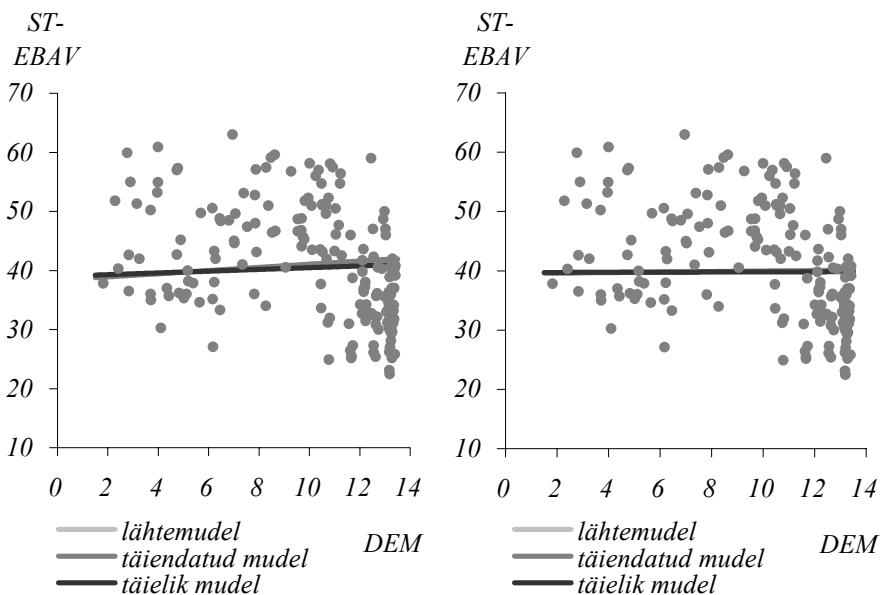


**Joonis 3.23.** Valitsussektori osakaalu kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata (vasakul) ja korrigeeritud (paremal) mudelites. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Nagu juba eespool mainitud (lk. 118), kuna käesolev analüüs kasutab just kogusissetulekute (enne makse) ebavõrdsuse näitajat, siis ei saagi valitsussektori ümberjaotav mõju käesolevas analüüsis täies mahus avalduda. Seega ei välista analüüsi tulemused, et netosissetulekute ebavõrdsust saab ümberjaotusega maksude abil vähendada, kuid kogusissetulekute ebavõrdsust ainuüksi suurem valitsussektor ei vähenda. Et aga siirded on kogusissetulekute ebavõrdsuses enamasti juba arvesse võetud (UNU/WIDER-UNDP, 2000), siis võib käesoleva analüüsi põhjal järeldada, et valitsusepoolsed toetused jms. ei pruugi ebavõrdsust vähendada. Kui siirete jaotamise põhimõtted ei eelista väiksema sissetulekuga elanikke (näiteks lastetoetused sõltumata vanemate

sissetulekute), siis ei pruugi suurem siiretele kulutatud summa veel sissetulekute ebavõrdsust vähendada.

Kuna demokratsiseerituse puhul on tegu latentse muutujaga, siis oli senitoodutega analoogilise joonise jaoks vajalik selle latentse muutuja väärtuste leidmine. Selleks on kasutatud faktorikaalude (*factor score weights*) hinnanguid, mis võimaldavad arvutada vastavat latentset muutujat kirjeldavate näitajate ning ülejäänud mudelisse haaratud muutujate väärtuste alusel latentse muutuja väärtuse iga vaatluse jaoks (Arbuckle ja Wothke, 1999). Joonisel 3.24 on kujutatud saadud demokratsiseerituse latentse muutuja väärtuste ja sissetulekute ebavõrdsuse komplektid ja selle latentse muutuja kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele erinevates mudelites.

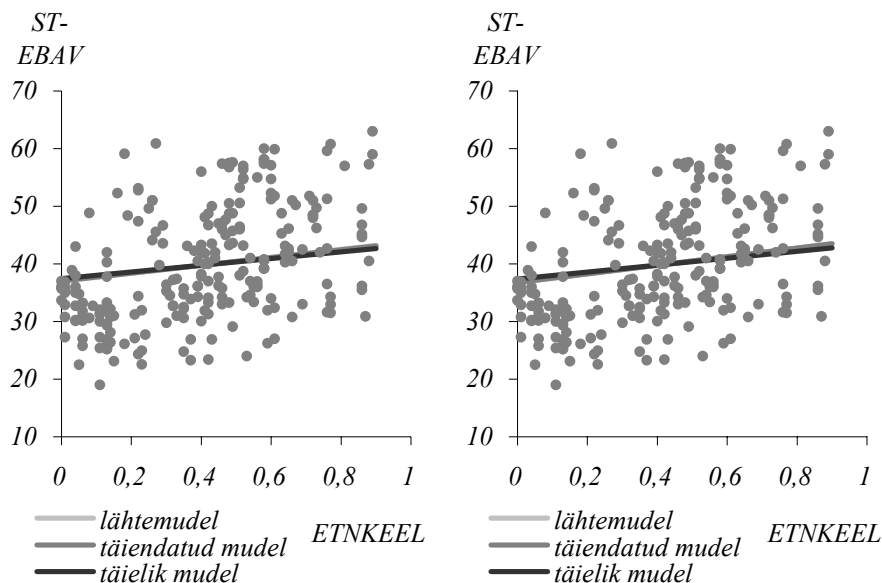


**Joonis 3.24.** Demokratsiseerituse kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata (vasakul) ja korrigeeritud (paremal) mudelites. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Kui ostujõupariteediga korrigeerimata mudelites on demokratsiseeritusel nõrk ebavõrdsust suurendav mõju, siis ostujõupariteediga korrigeeritud mudelites mõju sisuliselt puudub. Et eespooltoodud põhjustel (lk. 145, 147) võib pidada usaldusväärsemaks just ostujõupariteediga korrigeeritud andmetel saadud tulemusi, siis võib siinkohal pigem järeldada, et demokratsiseeritusel ei ole *ceteris paribus* sissetulekute ebavõrdsusele olulist mõju. Seega ei saa demokratsiseerituse tõstmist sissetulekute ebavõrdsuse vähendamise meetmeks pidada.

### 3.3.2.4. Kultuuriliste tegurite mõju

Etnilise ja keelelise varieeruvuse kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele on kujutatud joonisel 3.25.



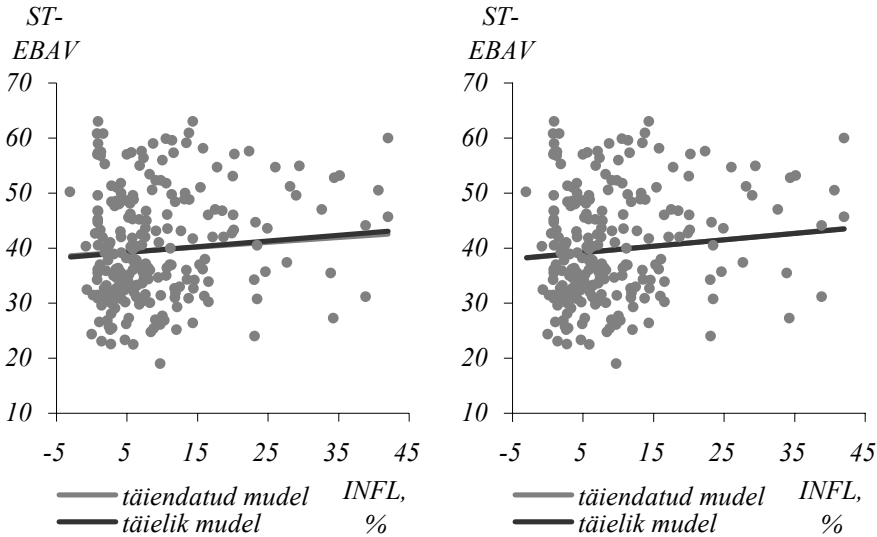
**Joonis 3.25.** Etnilise ja keelelise varieeruvuse kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata (vasakul) ja korrigeeritud (paremal) mudelites. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Etnilise ja keelelise varieeruvuse kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ei sõltu andmete ostujõupariteediga korrigeeritusest. *Ceteris paribus* kaasneb suurema etnilise ja keelelise varieeruvusega ka mõõdukalt suurem varieeruvus sissetulekutes. See tulemus kinnitab teoreetilisi oletusi (lk. 34). Kahjuks ei ole etniline ja keeleline varieeruvus tegur, mida saaks ja oleks õige majanduspoliitiliste meetmetega mõjutada. Seega siinkohal tuleb lihtsalt arvestada, et suurema kultuurilise varieeruvusega kaasneb paratamatult teataval määral suurem sissetulekute ebavõrdsus.

### 3.3.2.5. Makroökonomiliste tegurite mõju

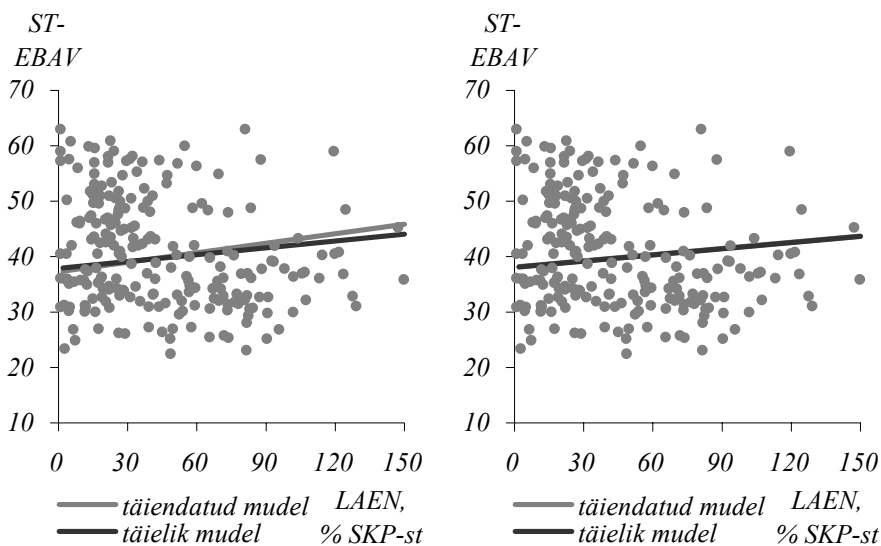
Inflatsiooni kogumõju osas sissetulekute ebavõrdsusele, mis on kujutatud joonisel 3.26, ei ole erinevates mudelites olulisi erinevusi. Nõrk positiivne kogumõju ühtib enamuses ka ühelt poolt otsese mõjuga ning teiselt poolt koguseosega inflatsiooni ja sissetulekute ebavõrdsuse vahel. *Ceteris paribus* on kiirema hindade tõusuga riikides veidi suurem sissetulekute ebavõrdsus, mis

kinnitab teoreetilisi oletusi, et inflatsioon vähendab vaesemate elanike fikseeritud nominaalväärtusega sissetulekute suhtelist väärtust seda kiiremini, mida kõrgem inflatsioon on (lk. 35). Seega, soovides sissetulekute ebavõrdsust vähendada, on üheks majanduspoliitiliseks võimaluseks ka inflatsiooni ohjeldamine, mis annab arvatavasti küll suhteliselt vähemärgatava tulemuse arvestades inflatsiooni suhteliselt nõrka mõju sissetulekute ebavõrdsusele.



**Joonis 3.26.** Inflatsiooni kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata (vasakul) ja korrigeeritud (paremal) mudelites. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

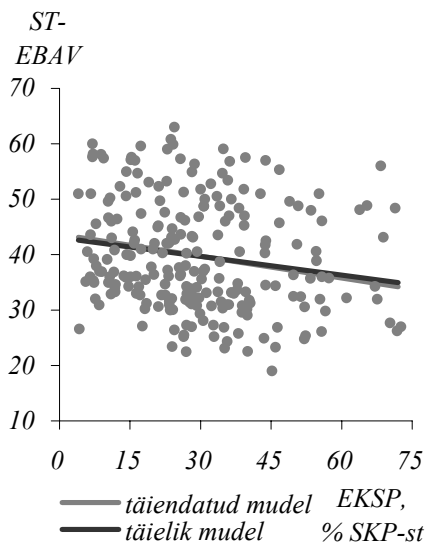
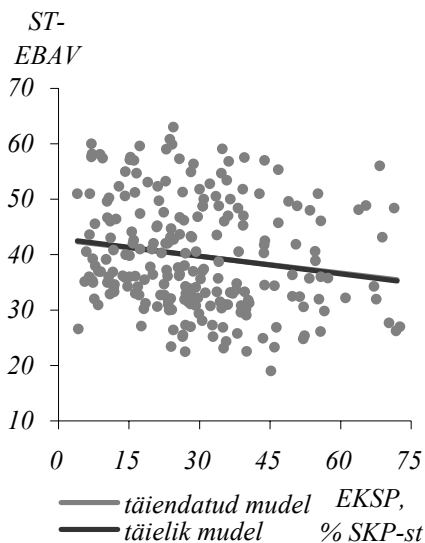
Finantssektori arengu kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele on kujutatud joonisel 3.27. Finantssektori arengu sissetulekute ebavõrdsusele avaldatava kogumõju erinevused sõltuvalt andmete korrigeerimisest ostujõupariteediga on väikesed: ostujõupariteediga korrigeeritud mudelites on finantssektori arengu mõju vaid veidi nõrgem. *Ceteris paribus* kaasneb suurema erasektorile antud laenude mahuga (suhtena SKP-sse) suurem sissetulekute ebavõrdsus. Seega ilmselt tulenevalt ebavõrdsusest laenude kättesaadavuses tähendab suurem laenude maht hoopis paremaid võimalusi oma sissetulekuid suurendada just rikkamatele elanikele. Niisiis ei võimalda ainuüksi väljaantavate laenude mahu suurendamine sissetulekute ebavõrdsust vähendada. Tulemuste põhjal ei saa aga loomulikult mingil juhul väita, et laenude parem kättesaadavus vaesemate elanike hulgas ei võimalda sissetulekute ebavõrdsust vähendada. Küll aga on selle oletuse empiiriliseks kontrollimiseks vajalik kasutada teistsuguseid finantssektori arengu näitajaid, mida käesoleva uurimuse autoril ei õnnestunud kahjuks leida.



**Joonis 3.27.** Finantssektori arengu kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata (vasakul) ja korrigeeritud (paremal) mudelites. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

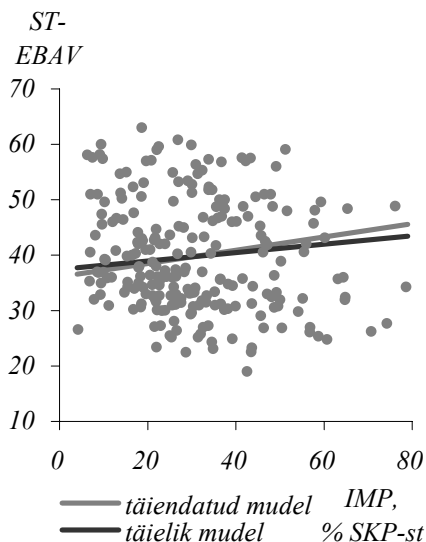
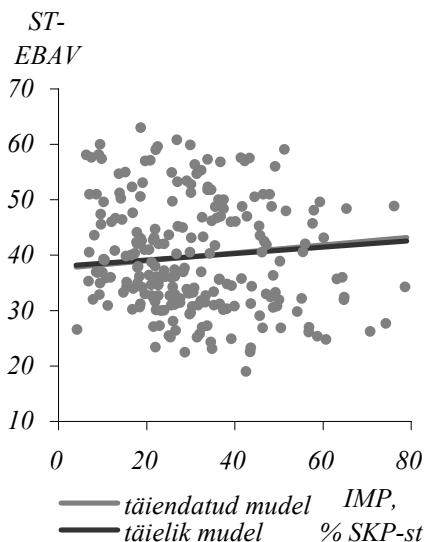
Märkida tasub ka, et vaatluste pilve kuju järgi võiks oletada pigem negatiivset seost finantssektori arengu ja sissetulekute ebavõrdsuse vahel. Põhjuslik seos osutus aga positiivseks. Et ka koguseost kirjeldavad andmepõhised korrelatsioonikoeffitsiendid (vt. tabelid 3.6 ja 3.7 lk. 140-141) on negatiivsed, siis tekib kahtlus, et mudel ei ole siiski hõlmanud kõiki võimalikke põhjusliku ja mittepõhjusliku seose ahelaid finantssektori arengu ja sissetulekute ebavõrdsuse vahel. Nende mudelisse toomine võib aga tähendada uute muutujate lülitamist mudelisse, mis tähendab juba valikut parema kirjeldavusega, aga mahukama ja keerulisema ning väiksema kirjeldavusega, kuid lihtsama ja kõiki olulisemaid seoseid hõlmava mudeli vahel.

Ekspordi osakaalu kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele on toodud joonisel 3.28. Olulisi erinevusi sõltuvalt andmete korrigeerimisest ei ole. Ostujõupariteediga korrigeeritud mudelites on mõju vaid pisut tugevam. Mõõdukas negatiivne mõju ühtib suures osas ka koguseosega. Võib järeldada, et *ceteris paribus* on riikides, kus ekspordi osakaal SKP-st on suurem, sissetulekute ebavõrdsus mõõdukalt väiksem. See järeldus kinnitab varasemate uurimuste tulemusi (lk. 37). Et enamuse sellest põhjuslikust seosest moodustab otsene mõju, siis ei saa öelda, et mõju avaldub läbi teiste tegurite. Otsese mõju mehhanismid on aga sõltuvalt riigist ja olukorrast väga erinevad ja senistes töodes vähest käsitlust leidnud (lk. 37). Majanduse arengu soodustamisel on ekspordi toetamisel tavaliselt oluline roll. Käesolevast analüüsist järeldub, et ekspordi toetamine majanduspoliitiliste meetmetega võib vähendada ka sissetulekute ebavõrdsust ja seega ka kaude soodustada majanduse arengut.



**Joonis 3.28.** Ekspordi osakaalu kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata (vasakul) ja korrigeeritud (paremal) mudelites. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Impordi osakaalu kogumõju illustreerib joonis 3.29.

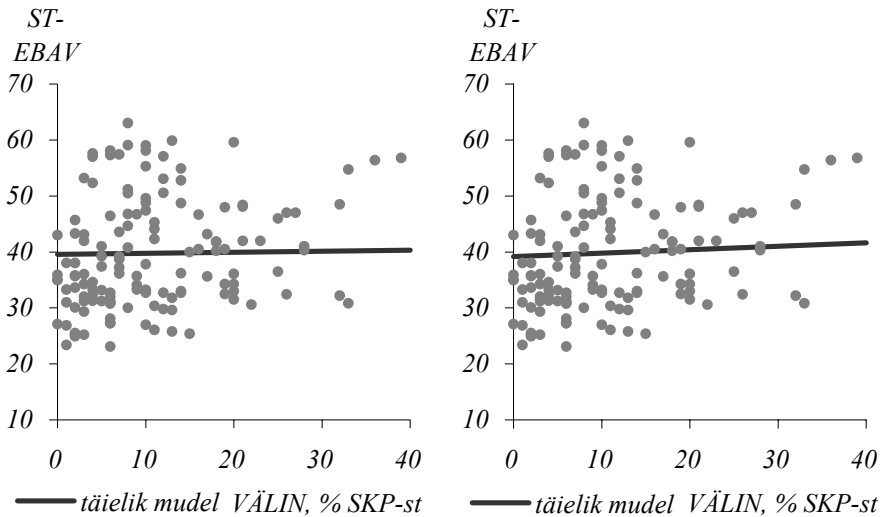


**Joonis 3.29.** Impordi osakaalu kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata (vasakul) ja korrigeeritud (paremal) mudelites. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Ostujõupariteediga korrigeeritud täiendatud mudelis on impordi osakaalu mõju sissetulekute ebavõrdsusele mõnevõrra tugevam kui teistes mudelites. Igal juhul on aga tegu nõrga positiivse mõjuga, millest võib järeldada, et riikides, kus impordi osakaal SKP-st on suurem, on sissetulekute ebavõrdsus *ceteris paribus* veidi suurem. See järeldus kinnitab samuti varasemaid tulemusi (lk. 37), kuid ka siin ei ole peamiselt otsest mõjust koosneva põhjusliku seose mehhanismide kohta võimalik mingeid täpsemaid oletusi teha. Vaatamata sellele, et analüüs näitab impordi sissetulekute ebavõrdsust suurendavat mõju, ei julge autor siinkohal soovitada impordi piiramist ebavõrdsuse vähendamise eesmärgil, kuna võimalik ebavõrdsuse vähenemine ei pruugi sugugi kompenseerida impordi piiramisest tulenevaid võimalikke negatiivseid tagajärgi.

Tähelepanu väärib aga asjaolu, et nagu ka finantssektori arengu puhul, viitab vaatluste pilve kuju pigem negatiivsele seosele impordi osakaalu ja sissetulekute ebavõrdsuse vahel; mudel kirjeldab aga ainult nõrka positiivset koguseost. Seega võib ka siin olla veel võimalusi mudelipüstituse parandamiseks, mis küll on jälle seotud kirjeldavuse ja lihtsuse kompromissiga.

Välisinvesteeringute kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele on kujutatud joonisel 3.30.



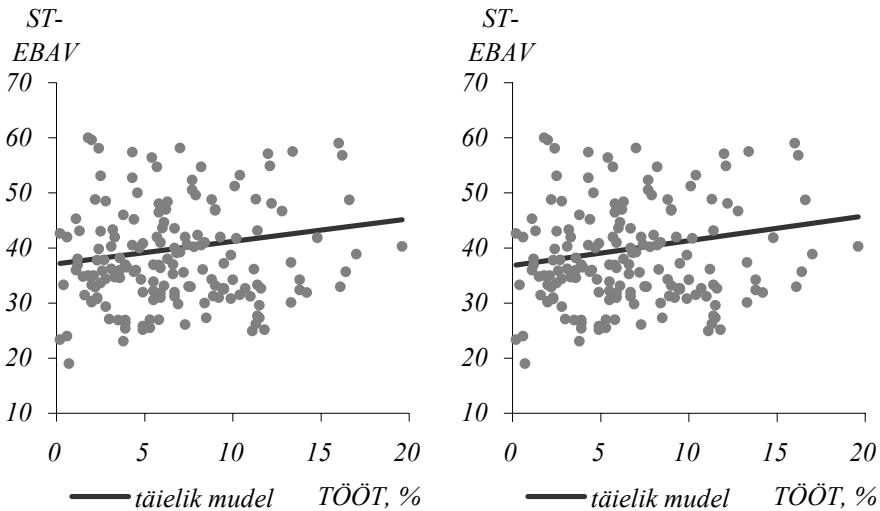
**Joonis 3.30.** Välisinvesteeringute kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata (vasakul) ja korrigeeritud (paremal) mudelites. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis oli põhjuslik seos välisinvesteeringute (suhtena SKP-sse) ja sissetulekute ebavõrdsuse vahel nullilähedane. Ostujõupariteediga korrigeeritud andmeid kasutades ilmnes väga nõrk positiivne seos, mida tuleb siiski samuti ebaoluliseks pidada. Ka ei ole vaatluste pilve alusel võimalik koguseose kohta mingeid oletusi teha. Seega



võib, hoides meeles, et andmed välisinvesteeringute kohta olid (teistest näitajatest enam) lünklikud, oletada, et *ceteris paribus* ei avalda otseste välisinvesteeringute positsiooni suhe SKP-sse sissetulekute ebavõrdsusele olulist mõju. Seetõttu ei saa välisinvesteeringud olla ka sissetulekute ebavõrdsuse mõjutamise majanduspoliitiliseks vahendiks. Et mõnes varasemas uurimuses on positiivne mõju siiski leitud, võib tuleneda sellest, et otsene mõju on tõepoolest nõrk positiivne mõju. Samas suurusjärgus negatiivne kaudne mõju aga muudab kogu põhjusliku seose ebaoluliseks.

Töötuse kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele on kirjeldatud joonisel 3.31.



**Joonis 3.31.** Töötuse kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ostujõupariteediga korrigeerimata (vasakul) ja korrigeeritud (paremal) mudelites. Võrdluseks on toodud andmepõhist koguseost kirjeldav vaatluste pilv.

Töötuse kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ei sõltunud ostujõupariteediga korrigeerimisest. Mõlemas mudelis avaldus mõõdukas sissetulekute ebavõrdsust suurendav kogumõju, nagu on leidnud ka suurem osa varasematest uurimustest (lk. 36). Sellesse tulemusse tuleb küll suhtuda teatava ettevaatusega, kuna andmed töötuse kohta olid (teistest näitajatest enam) lünklikud ja töötuse näitaja leidmise viisid varieerusid riigiti. Saadud tulemuste põhjal võib seega oletada, et kõrgema töötuse tasemega riikides on *ceteris paribus* ka sissetulekute ebavõrdsus suurem. Sellisel juhul võimaldaks töötuse vähendamine samal ajal vähendada ka sissetulekute ebavõrdsust, mis muudab töötust vähendavad majanduspoliitilised meetmed kahekordselt olulisteks.

### 3.3.3. Kokkuvõtavad järeldused ja sissetulekute ebavõrdsuse mõjutamise võimalused

Kokkuvõttes võib öelda, et võrreldes ostujõupariteediga korrigeerimata ja korrigeeritud mudeleid, annab usaldusväärsemaid ja loogilisemaid tulemusi riigi rikkuse ja hariduskulutuste andmete korrigeerimine ostujõupariteediga, mis on ka teoreetiliselt enam põhjendatud. Ostujõupariteediga korrigeerimine võimaldab erinevate riikide rahaliselt mõõdetavad näitajad muuta enam võrreldavateks.

Tulemuste võrreldavuse osas varasemate tulemustega võib välja tuua järgmist. Nagu selgus kirjanduse ülevaates (vt. alapunkt 1.2.6), on küll mõjureid, mille mõju osas sissetulekute ebavõrdsusele ollakse kirjanduses ühtsel seisukohal, kuid enamuse mõjurite puhul on varasemad uurimused andnud vastukäivaid tulemusi. Seejuures ei ole varasemates töodes enamasti ka täpsustatud, kas uuritud on otsest või kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele. Kuna enamasti on neis töodes kasutanud regressioonanalüüsi, siis näitab nende analüüsitulemus tõenäoliselt vastava teguri otsest mõju sissetulekute ebavõrdsusele. Kuna käesolevas töös analüüsiti iga teguri puhul nii selle otsest kui ka kaudset mõju sissetulekute ebavõrdsusele ning järeldused on tehtud otsese ja kaudse mõju summa ehk kogumõju põhjal, siis ei ole varasemate uurimuste tulemused käesoleva töö järeldustega otseselt võrreldavad. Et aga nii varasemate uurimuste kui ka käesoleva töö põhieesmärk on siiski leida vastus küsimusele, milline on vastava teguri mõju sissetulekute ebavõrdsusele, siis selles suhtes tuleks varasemaid ja käesolevas töös saadud tulemusi kindlasti võrrelda.

Tabelis 3.8 on kokkuvõtvalt toodud käesolevas töös tehtud järeldused erinevate tegurite mõju osas sissetulekute ebavõrdsusele. Võrdluseks on toodud ka tabelis 1.1 (lk. 39) esitatud kokkuvõtte varasemate uurimuste tulemustest. Tulemuste erine misel sõltuvalt rahaliselt mõõdetavate näitajate ostujõupariteediga korrigeerimisest, on eespoolkirjeldatud põhjustel eelistatult esitatud ostujõupariteediga korrigeeritud andmetel põhinevad järeldused. Ostujõupariteediga korrigeerimata andmetel tehtud analüüsist tulenevad järeldused on erinevuste korral ära toodud märkuste lahtris.<sup>23</sup> (Info)tehnoloogilise arengu, majapidamiste koosseisu, korruptsiooni, varimajanduse, maa kontsentratsiooni ja loodusressurssidega varustatuse mõju käesolevas töös ei analüüsitud, kuna nende nähtuste kirjeldamiseks ei olnud võimalik piisavalt andmeid leida (vt. alapunkt 2.2.2). Seetõttu ei ole nende nähtuste mõju osas sissetulekute ebavõrdsusele võimalik järeldusi teha.

---

<sup>23</sup> Märk “+” viitab positiivsele, “-“ negatiivsele mõjule; “∩” mittelinearsele mõjule, kus mõju on esmalt positiivne ja seejärel muutub negatiivseks; “∪” mittelinearsele mõjule, kus mõju on esmalt negatiivne ja seejärel muutub positiivseks; “?” viitab mõjule, mille iseloomu osas pole ühest oletust.

**Tabel 3.8.** Sissetulekute ebavõrdsuse erinevate mõjurite mõju iseloomu osas käesoleva analüüsi põhjal tehtavad järeldused võrdluses varasematel uurimustel tuginevate oletustega

rühm	mõjur	Varasemad uurimused (oletused mõju osas)		Käesolev uurimus (ilmnenud kogumõjud)	
		mõju	märkused	mõju	märkused
majanduse areng	riigi rikkus	?	mittelineaarne, $\cap, \cup$ , ebaoluline	$\cap$	korregeerimata andmetel $\cup$
	majanduse struktuuri areng	?	mittelineaarne, $\cap, \cup$ , ebaoluline	$\cap$	
	majanduskasv	?	+ , - , ebaoluline	+	
	tehnoloogiline areng	+			ei analüüsitud (andmed)
demograafilised tegurid	linnarahvastiku osakaal	?	+ , - , ebaoluline	-	
	laste osakaal	?	+ , -	+	
	vanurite osakaal	?	+ , -	-	
	majapidamiste koosseis	?	erinevad näitajad, üldistamine raske		ei analüüsitud (andmed)
	hariduskulutused	?	+ , - , ebaoluline	-	korregeerimata andmetel ebaoluline
	haridustase	?	+ , -	-	
poliitilised tegurid	valitsussektori osakaal	?	+ , - (siirded +)	ebaoluline	(sh. siirded), maksude mõju ei analüüsitud
	demokratiseeritus	?	+ , -	ebaoluline	korregeerimata andmetel +
kultuurilised ja looduslikud tegurid	kultuuriline varieeruvus	+	vähe uurimusi	+	etniline ja keeleline varieeruvus
	maa kontsentratsioon	+	uuemates uurimustes ebaoluline		ei analüüsitud (andmed)
	varimajandus	+	vähe uurimusi		ei analüüsitud (andmed)
	korruptsioon	+	vähe uurimusi		ei analüüsitud (andmed)
	loodusressurssidega varustus	+	uuemates uurimustes ebaoluline		ei analüüsitud (andmed)
makroökonoomilised tegurid	inflatsioon	?	+ , - , ebaoluline	+	
	töötus	?	+ , - , ebaoluline	+	vähem usaldusväärsed andmed
	finantssektori areng	-		+	ebasobiv näitaja
	eksporti osakaal	-	vähe uurimusi	-	
	impordi osakaal	+	vähe uurimusi	+	
	välisinvesteeringud	+		ebaoluline	vähem usaldusväärsed andmed

Sissetulekute ebavõrdsuse mõjurid võib jaotada rühmadesse nii nagu tabelis 3.8, kuid eristada võib ka mõjureid, mille puhul on varasemate uurimuste põhjal võimalik välja tuua ühene oletus mõju iseloomu osas, ning mõjureid, mille puhul see ei ole võimalik. Mõjurite hulgast, mille mõju iseloomu osas on olemas ühtne oletus, ilmnes käesolevas analüüsis varasemate uurimustega haakuvalt etnilise ja keelelise varieeruvuse sissetulekute ebavõrdsust suurendav mõju *ceteris paribus*, samuti ekspordi osakaalu majanduses ebavõrdsust vähendav ja impordi osakaalu ebavõrdsust suurendav mõju *ceteris paribus*. Kõik need mõjud on küllalt nõrgad. Kuigi võiks arvata, et suure osa sissetulekute ebavõrdsusest selgitab ebavõrdsus haridustasemes, osutus ka see mõju nõrgaks *ceteris paribus*.

Finantsarengu ja välisinvesteeringute puhul oli küll olemas ühene oletus mõju iseloomu osas, kuid käesoleva analüüsi tulemused seda ei kinnitanud. Vastupidiselt üldlevinud arusaamadele finantsarengu ebavõrdsust vähendavast mõjust näitas käesolev töö pigem laenude mahu ebavõrdsust suurendavat mõju. Siit aga tuleb pigem järeldada, et laenude kogumaht ei ole sissetulekute ebavõrdsust vähendava finantsarengu aspekti kirjeldamiseks sobiv näitaja. Kuigi enamus varasemaid uurimusi kinnitab otsese välisinvesteeringute sissetulekute ebavõrdsust suurendavat mõju, selgus käesolevas analüüsis, et sellised tulemused on tingitud ainult otsese mõju arvestamisest. Välisinvesteeringute kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele *ceteris paribus* osutus aga ebaoluliseks.

Ülejäänud mõjurite osas ei ole võimalik varasemate uurimuste põhjal välja tuua ühtset seisukohta selles osas, kas mõju on positiivne või negatiivne. Majanduse struktuuri arengu ja sellega seoses oleva riigi rikkuse suurenemise osas haakuvad tulemused Kuznetsi hüpoteesi (lk. 23) edasiarendusega (lk. 24): liikumine ühest majandussektorist teise (see ei pea olema ainult algselt Kuznetsi poolt käsitletud liikumine põllumajandussektorist tööstussektorisse) toob kaasa esmalt sissetulekute ebavõrdsuse suurenemise ja seejärel jälle sissetulekute ebavõrdsuse vähenemise. Käesoleva andmekogumi puhul on, arvestades usaldusväärsemaid ostujõupariteediga korrigeeritud mudelite tulemusi, tegu pigem tööjõu liikumisega tööstussektorist teenindussektorisse. Seejuures võivad konkreetse vaatluse korral mõjud erineda: näiteks on paljude vaatluste puhul majanduse struktuuri edasine areng juba ebavõrdsust vähendav, kuid riigi rikkuse edasine suurenemine veel esialgu ebavõrdsust suurendav *ceteris paribus*. Majanduskasvu osas kinnitas käesolev analüüs nõrka ebavõrdsust suurendavat mõju *ceteris paribus*.

Ka enamuse demograafiliste tegurite mõju suhtes ei ole varasemast kirjandusest üksmeelt võimalik leida. Käesoleva analüüsi tulemused kinnitasid rahvastiku vananemise sissetulekute ebavõrdsust vähendavat mõju. Seejuures on laste osakaalu sissetulekute ebavõrdsust suurendav mõju ootamatult tugev. Vastakad seisukohad linnastumise mõju osas sissetulekute ebavõrdsusele varasemates uurimustes võivad olla tingitud sellest, et linnastumise otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele on tegelikult nullilähedane, mis võib olla tingitud

erinevate mõjumehhanismide omavahelisest tasakaalustumisest. Linnastumise kogumõju *ceteris paribus* on aga käesoleva analüüsi kohaselt mõõdukalt sissetulekute ebavõrdsust vähendav.

Ka haridustaseme ja hariduskulutuste mõju kohta sissetulekute ebavõrdsusele ei ole varasemad uurimused andnud üheseid tulemusi. Haridustaseme osas näitas käesolev analüüs, et *ceteris paribus* on kõrgema keskmise haridustaseme korral ka sissetulekute ebavõrdsus mõõdukalt väiksem. Arvestades usaldusväärsemaid ostujõupariteediga korrigeeritud mudelite tulemusi, on ka hariduskulutustel mõõdukas, et mitte öelda tugev sissetulekute ebavõrdsust vähendav kogumõju, millest osa avaldubki saavutatava kõrgema keskmise haridustaseme kaudu.

Kuigi võiks arvata, et valitsuse osakaal majanduses on pigem ebavõrdsust vähendav tegur, on varasemad uurimused andnud vastakaid tulemusi. Käesolevas uurimuses selgus, et kui analüüsida kogusissetulekute ebavõrdsuse kujunemist, siis osutub valitsuse kulutuste osakaal SKP-st kogusissetulekute ebavõrdsuse seisukohalt *ceteris paribus* täiesti ebaoluliseks. Oletus, et siirded ei pruugi sissetulekute ebavõrdsust vähendada, leidis kinnitust ka käesolevas uurimuses. Küll aga võib valitsussektori osakaal mõjutada netosissetulekute ebavõrdsust, millist oletust pole aga käesoleva uurimuse alusel võimalik kinnitada ega ümber lükata. Ka demokratiseerituse osas on nii argumente, mis pooldavad demokratiseerituse sissetulekute ebavõrdsust vähendavat mõju, kui ka vastupidiseid argumente. Käesolevas analüüsis osutus demokratiseerituse mõju sissetulekute ebavõrdsusele ebaoluliseks, mis võibki tuleneda erinevate varasemates uurimustes väljapakutud mõjumehhanismide omavahelisest tasakaalustumisest. Nii inflatsioonil kui ka töötusel kinnitas käesoleva analüüs olevat ebavõrdsust suurendava mõju *ceteris paribus*, viimase juures tasub siiski olla ettevaatlik, kuna andmete usaldusväärsus on mõnevõrra kaheldav (lk. 86).

Mõeldes võimalikele majanduspoliitilistele meetmetele, võib seega öelda, et kõige enam on sissetulekute ebavõrdsuse vähendamisel võimalik ära teha hariduspoliitiliste meetmetega. Suurendades haridusele tehtavaid kulutusi ja hariduse omandamist igati soodustades on võimalik tõsta rahvastiku keskmist haridustaset ning selle kaudu vähendada sissetulekute ebavõrdsust. Samuti tasub tähelepanu pöörata ebavõrdsuse vähendamisele hariduses, parandades vaesema elanikkonna võimalusi hariduse omandamiseks. Viimane seondub ka võimalusega, et parem laenude kättesaadavus vaesemate elanike hulgas võimaldab sissetulekute ebavõrdsust vähendada, mida küll käesoleva analüüsi tulemuste põhjal kindlalt väita ei saa. Parema laenude kättesaadavusega (näiteks õpingute finantseerimiseks) tekib ka vaesematel elanikel suurem võimalus omandada parem haridus ja seega saada kõrgemat sissetulekut.

Samuti on inflatsiooni ja töötuse ohjeldamine üheks võimaluseks sissetulekute ebavõrdsust vähendada. Nende tegurite nõrk mõju sissetulekute ebavõrdsusele ei pruugi küll ära tasuda vaeva, mis kulub inflatsiooni ja töötuse vähendamiseks, samas aga on ka majanduse stabiilsuse saavutamiseks ja säilitamiseks vajalik inflatsiooni ja töötuse teatud raamides hoidmine.

Majanduskasv ja majanduse struktuuri areng, samuti linnastumine ja rahvastiku vananemine on protsessid, mida võib pidada paratamatuteks ja mille mõjuga sissetulekute ebavõrdsusele tuleb lihtsalt arvestada. Kiirema majanduskasvuga kaasneb paratamatult suurem sissetulekute ebavõrdsus, demograafiliste protsesside kulgemisega tavapärasel suunas aga sissetulekute ebavõrdsus väheneb. Samuti on vähe mõjutatav etniline ja keeleline varieeruvus ühiskonnas, seega tuleb suurema varieeruvusega ühiskonnas leppida suurema sissetulekute ebavõrdsusega või näha rohkem vaeva selle ebavõrdsuse vähendamiseks.

Valitsuse kulutuste suurust on küll võimalik muuta, kuid kogusissetulekute ebavõrdsust sellega mõjutada ei saa. Küll aga ei saa välistada maksude ümberjaotavat ja netosissetulekute ebavõrdsust vähendavat mõju. Ka demokrati-seeritus on teatud määral mõjutatav tegur, kuid see ei saa olla sissetulekute ebavõrdsuse mõjutamise vahendiks, kuna demokrati-seerituse mõju sissetulekute ebavõrdsusele sisuliselt puudub. Välisinvesteeringute puuduv mõju sissetulekute ebavõrdsusele ning ekspordi ja impordi mõjutamisega seotud võimalikud riskid välistavad ilmselt ka ebavõrdsuse vähendamise välissektoriga seonduva abil. Küll aga võib loota, et ekspordi soodustamine võimaldab samal ajal teatud määral vähendada ka sissetulekute ebavõrdsust.

Seega on sissetulekute ebavõrdsuse mõjutamise seisukohalt tähelepanu vääri vad mõjurid hariduskulutused, riigi keskmine haridustase ja hariduse ebavõrdsus, vähemal määral ka inflatsioon ja töötus. Ülejäänud mõjurite puhul on kas nende mõju sissetulekute ebavõrdsusele ebaoluline või ei ole nende tegurite mõjutamine majanduspoliitiliste meetmetega võimalik või mõttekas.

Sellele vaatamata tuleb rõhutada, et sissetulekute ebavõrdsuse mõjutamise seisukohalt oluliste tegurite mõju kindlakstegemiseks ei piisa vaid nende tegurite analüüsi kaasamisest, kuna tegu on keeruka kõigi sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite omavahelisi mõjusid sisaldava seoste süsteemiga. Sellega seoses võib sissetulekute ebavõrdsuse mõjutamise seisukohalt oluliste tegurite mõju sissetulekute ebavõrdsusele avalduda mõjutamise seisukohalt vähemoluliste tegurite kaudu. Seetõttu võib sissetulekute ebavõrdsuse mõjutamise seisukohalt vähemoluliste tegurite analüüsist välja jätmisel hinnang majanduspoliitiliste meetmetega mõjutatavate tegurite mõju osas osutada ekslikuks. Niisiis: kuigi sissetulekute ebavõrdsuse mõjutamise seisukohalt pakuvad huvi vaid mõned sissetulekute ebavõrdsuse mõjurid, oli ja on nende mõju iseloomu korrektseks hindamiseks vajalik kõigi oletatavate mõjurite kaasamine analüüsi.

# KOKKUVÕTE

## Kirjanduse ülevaade

Sissetulekute ebavõrdsuse juures saab eristada loomulikku ebavõrdsust, mis tuleneb sellest, et eri inimeste soovid ja eelistused on erinevad, ning on paratamatu. Tegelikult on sissetulekute ebavõrdsus inimeste erinevate võimete ja võimaluste tõttu suurem loomulikust ja enamasti ka ühiskonna poolt aktsepteeritavast ebavõrdsuse tasemest. Kõrget ebavõrdsust peetakse üldiselt ebasoovitavaks ja peamiseks põhjenduseks on selle negatiivne mõju majanduse arengule ja majanduskasvule.

Suurema sissetulekute ebavõrdsusega võib kaasneda suurem sotsiaalne ja poliitiline ebastabiilsus ning suurem rahulolematuse. See omakorda halvendab rahvastiku tervislikku seisundit ja suurendab kuritegevust, mille tagajärjel tekivad lisakulutused ühiskonnale ja väheneb inimkapitali tootlikkus. Suurema sissetulekute ebavõrdsusega kaasneb suurem poliitiline ebastabiilsus suurendab ka investeerimiskasvu riski. Samuti on suurema sissetulekute ebavõrdsuse korral on ühiskonnas suurem nõudlus ümberjaotuse järele, mis omakorda vähendab motivatsiooni ja võimalusi majanduskasvu soodustavate investeeringute tegemiseks. Ebatäiuslike kapitaliturgude korral kaasneb suurema sissetulekute ebavõrdsusega vähem investeeringuid inimkapitali ja ettevõtlusse, seda vaesemate elanike väiksemate võimaluste tõttu investeeringuteks laenu saada. Toodud põhjustest tulenebki huvi sissetulekute ebavõrdsuse mõjutamise võimaluste ja sissetulekute ebavõrdsust mõjutavate tegurite vastu.

Kirjanduses välja pakutud sissetulekute ebavõrdsuse mõjurid võib jaotada viide rühma: majanduse areng, demograafilised tegurid, poliitilised tegurid, kultuurilised ja looduslikud tegurid ning makroökonomilised tegurid. Esimeses rühmas on enim käsitletud riigi rikkuse mõju sissetulekute ebavõrdsusele. Sealjuures tuginevad paljud uurimused Kuznetsi hüpoteesile, mille kohaselt riigi rikkuse suurenemise korral sissetulekute ebavõrdsus esmalt suureneb ning seejärel uuesti väheneb. Hüpotees on seotud majanduse struktuuri arengu mõjuga sissetulekute ebavõrdsusele: kuna ebavõrdsus sektorite vahel on suurem kui sektorite sees, siis tööjõu liikumisega põllumajandussektorist tööstussektorisse kaasneb alguses sissetulekute ebavõrdsuse suurenemine ning hiljem taas vähenemine. Eri uurimused on andnud nii hüpoteesi toetavaid kui ka ümberlukkavaid tulemusi. Selline vastuolulisus võib tuleneda sellest, et tänapäeval on toimumas juba suure osa tööjõu liikumine tööstussektorist teenindussektorisse. Seepärast võib oletada, et pikaajaline seos sissetulekute ebavõrdsuse ja riigi rikkuse vahel võiks lihtsustatult kujutada endast lainelist graafikut, kus iga kumer laine vastab ühele sektoritevahelisele üleminekule. Igal juhul on riigi rikkuse mõju sissetulekute ebavõrdsusele seotud majanduse struktuuri arengu mõjuga sissetulekute ebavõrdsusele.

Vähem on uuritud majanduskasvu mõju sissetulekute ebavõrdsusele ja siinkohal on eri uurimused andnud vastukäivaid tulemusi: majanduskasv on osutunud nii ebavõrdsust suurendavaks kui ka vähendavaks teguriks, samuti on mõju osutunud ebaoluliseks. Sissetulekute ebavõrdsuse mõjurina on välja toodud ka tehnoloogiline areng ja infotehnoloogia levik. Andmete vähesuse tõttu on nende tegurite mõju sissetulekute ebavõrdsusele aga veel vähe uuritud.

Demograafiliste tegurite hulgas on analüüsitud rahvastiku vanuselise struktuuri mõju. Seejuures nii teoreetiliselt kui ka empiiriliste tulemuste põhjal on vanurite osakaalu suurenemist ja noorte osakaalu vähenemist ehk rahvastiku vananemist seostatud nii sissetulekute ebavõrdsuse suurenemise kui vähenemisega. Ka linnastumise mõju iseloomus osas ollakse vastakatel seisukohtadel. Üheks oluliseks teguriks sissetulekute ebavõrdsuse kujunemisel on ka majapidamiste koosseis, kuid selle teguri mõju selgitamist raskendab sageli andmete puudumine. Demograafiliste tegurite hulka võib liigitada ka haridusega seotu. Rahvastiku haridustaseme tõusu peetakse enamasti sissetulekute ebavõrdsust vähendavaks, aga on ka vastupidiseid tulemusi andnud uurimusi. Ebavõrdsus haridustasemes peaks aga sissetulekute ebavõrdsust suurendama. Kas hariduskulutuste suurenemisega sissetulekute ebavõrdsus peaks vähenema või suurenema, selles osas ei ole samuti väljakujunenud seisukohta.

Poliitiliste tegurite hulgas on olulisim valitsussektori osakaal majanduses. Kuigi enamasti arvatakse, et suurem valitsussektor toob kaasa väiksema sissetulekute ebavõrdsuse, on saadud ka vastupidiseid tulemusi. Demokratiiseerituse mõju osas sissetulekute ebavõrdsusele ei ole samuti ühtset seisukohta: põhjendusi leidub nii demokrateerituse ebavõrdsust suurendavale kui ka vähendavale mõjule. Poliitiliste tegurite hulka kuulub ka näiteks liberaliseeritus, kuid viimase osas on andmete puudusest tingituna olemas vaid teoreetilised oletused liberaliseerituse ebavõrdsust suurendava mõju kohta.

Kultuuriliste ja looduslike tegurite hulka võib liigitada kultuurilistest omapäradest tuleneva maa kontsentratsiooni, varimajanduse ja korrupsiooni taseme, samuti loodusressurssidega varustatuse. Nende tegurite puhul on probleemiks andmete kättesaadavus ning neid tegurid käsitlevaid töid on samuti liiga vähe, et mingeid järeldusi teha. Põhjalikumalt on uuritud kultuurilise varieeruvuse mõju ja on leitud, et see on sissetulekute ebavõrdsust suurendav.

Makroökonomilistest teguritest ei ole inflatsiooni mõju osas sissetulekute ebavõrdsusele eri autorite hulgas ühtset seisukohta. Empiirilisel on saadud nii positiivset, negatiivset kui ebaolulist mõju kinnitavaid tulemusi. Töötuse puhul on samuti saadud erinevaid tulemusi. Vähem on uuritud finantssektori arengu mõju sissetulekute ebavõrdsusele, üldine seisukoht on seejuures, et finantssektori areng ja parem laenude kättesaadavus vähendab sissetulekute ebavõrdsust. Makroökonomiliste tegurite alla kuulub ka välissektoriga seotu. Ekspordi ja impordi mahu poolt sissetulekute ebavõrdsusele avaldatava mõju mehhanismid on küll ebaselged, kuid empiirilised tulemused on näidanud ekspordi ebavõrdsust vähendavat ja impordi ebavõrdsust suurendavat mõju.



Välisinvesteeringute mõju osas on enamasti leitud, et ulatuslikumad välisinvesteeringud suurendavad sissetulekute ebavõrdsust.

Seega enamuse sissetulekute ebavõrdsuse mõjurite puhul ei ole eri autorid ühisel seisukohal mõju iseloomu osas. See võib olla tingitud erinevast mudelisse kaasatud mõjurite hulgast, aga ka ebasobivast meetodikast.

Enamus nimetatud tegureid avaldab sissetulekute ebavõrdsusele ka kaudset mõju, mis koosneb nende tegurite omavahelistest mõjudest. Kirjanduse põhjal võib oletada, et riigi rikkus mõjutab sissetulekute ebavõrdsust majanduskasvu, valitsussektori osakaalu, hariduskulutuste, haridustaseme ja korrupsiooni kaudu. Majanduse struktuuri areng ja tehnoloogiline areng mõjutab omakorda riigi rikkust ja majanduskasvu, lisaks sellele veel linnarahvastiku, laste ja vanurite osakaalu rahvastikus ning valitsussektori osakaalu majanduses. Rahvastiku vanuseline struktuur avaldab mõju valitsussektori suurusele ja arvatavasti ka hariduse ebavõrdsusele. Laste osakaal peaks mõjutama ka hariduskulutusi. Linnarahvastiku osakaal omakorda mõjutab rahvastiku vanuselist struktuuri. Rahvastiku haridustasemel on mõju hariduse ebavõrdsusele, samuti demokratiseeritusele, majanduskasvule, välisinvesteeringutele ja korrupsioonile. Hariduskulutused omakorda mõjutavad haridustaset.

Valitsussektori osakaal mõjutab sissetulekute ebavõrdsust oletatavasti inflatsiooni, töötuse ja majanduskasvu kaudu. Demokratiseeritus omakorda mõjutab valitsussektori osakaalu ja majanduskasvu. Loodusressurssidega varustatusel on mõju majanduse struktuurile ja välisinvesteeringutele. Kultuuriline varieeruvus mõjutab arvatavasti hariduse ebavõrdsust ja mõnede autorite arvates ka hariduskulutusi. Inflatsiooni mõju võib avalduda ekspordi ja impordi mahtude, samuti majanduskasvu kaudu. Majanduskasvu mõjutab ka finantssektori areng. Väliskaubanduse mahud mõjutavad valitsussektori osakaalu, välisinvesteeringute maht aga võib mõjutada majanduse struktuuri ja töötust. Ülejäänud teguritel on sissetulekute ebavõrdsusele vaid otsene mõju. Toodud teguritevaheliste mõjude puhul pole aga teada, kas oletused on tehtud otsese või kogumõju osas, seepärast ei pruugi oletused mõjude iseloomu kohta käesolevas töös kinnitust saada.

## Metoodika

Selliste keerukate mõjuritevahelisi mõjusid sisaldavate süsteemide, nagu eespool kirjeldatud, analüüsimiseks sobiv matemaatiline mudel sisaldab niipalju võrrandeid, kui palju on teiste mõjurite poolt mõjutatavaid mõjureid. Mõjurite otseseid ja teiste mõjurite kaudu avalduvaid kaudseid mõjusid saab hinnata kasutades osatuletiste ja täis(osa)tuletiste kontseptsiooni kui *ceteris paribus* printsiibi matemaatilist rakendust. Täis(osa)tuletis sõltuvast muutujast mingi teguri järgi hõlmab nii otsest kui kaudset mõju. Teguri kaudne mõju sõltuvale muutujale mingit teed pidi on leitav mõjuahelasse kuuluvaid mõjusid kirjeldavate osatuletiste korrutistena ja kogu kaudne mõju on kõigile

mõjuahelatele vastavate korrutiste summa. Kirjeldatud matemaatilised võtted moodustavadki struktuurse modelleerimise matemaatilised alused, mida käesolevas töös esitatud kujul ei ole varem käsitletud.

Struktuursel modelleerimisel lisatakse mudelisse niipalju tegurite omavahelisi mõjusid kirjeldavaid võrrandeid, kui palju on teiste tegurite poolt mõjutatavaid tegureid. Seega koosneb struktuurne mudel simultaansetest võrranditest. Sageli aga eelistatakse esitada mudel ja selle hindamise tulemused ülevaatlikkuse huvides kindlate reeglite kohaselt koostatud joonisena. Struktuurse modelleerimise eeliseks on kompleksne lähenemine kahe muutuja vahelisele põhjuslikule seosele. Tavaline regressioonanalüüs oletab vaid tegurite otsesest mõju ja ei pruugi seetõttu keerukama mõjude süsteemi puhul anda õigeid tulemusi.

Struktuurse modelleerimise põhiidee seisneb selles, et kahe muutuja vaheline koguseos on võimalik dekomponeerida põhjuslikuks ja mittepõhjuslikuks seoseks. Põhjuslik seos ehk ühe muutuja kogumõju teisele jaotub omakorda otseseks ja kaudseks mõjuks. Mittepõhjuslik seos tuleneb kas ühistest põhjustest või siis käesoleva mudeli raames analüüsimata seosest. Otsese mõju koefitsiendid ühtivad vastavate regressioonikoefitsientidega. Nii kaudse mõju kui ka mittepõhjusliku seose koefitsiendid on võimalik leida summeerides ahelate kaupa üksikute mõju- või seoseahelasse kuuluvate koefitsientide korrutised. Keerulisemate mudelite puhul kasutatakse koefitsientide leidmisel maatriksarvutusi, mida on võimalik teostada vastavate arvutiprogrammide abil. Et standardiseeritud koefitsiendid võimaldavad võrrelda erinevate tegurite mõju tugevust, siis on käesolevas töös tulemuste tõlgendamisel rõhuasetus standardiseeritud koefitsientidel.

Struktuurne modelleerimine võimaldab analüüsi kaasata latentsete muutujatena nähtusi, mida ei ole võimalik mõõta ühe konkreetse näitajaga, nende mõju erinevalt regressioonanalüüsist üle- või alahindamata. Latentsed muutujad on mudelisse võimalik kaasata kasutades mõõtmismudelit, mis kujutab endast kinnitavat faktoranalüüsi ja on üks osa simultaanselt hinnatavast struktuursest mudelist.

Mittelineaarsete mõjude korral lisatakse tavaliselt vastavasse võrrandisse lisaks mittelineaarset mõju omavale tegurile ka selle ruut. Lahendust, kuidas sellisel juhul korrektselt hinnata mittelineaarset otsesest mõju sisaldavaid kaudseid mõjusid, ei ole senisest kirjandusest võimalik leida. Käesolevas töös pakutakse autoripoolse ettepanekuna välja võtte, kus otsese ja kaudsete mõjude korrektseks väljatoomiseks tuleb mudelisse lisada ka võrrand, mis kirjeldab vastava mittelineaarset otsesest mõju omava teguri ruudu sõltuvust tegurist endast lineaarse lähenduse abil. Siis on võimalik eristada tavapäraste arvutuste puhul kaudsesse mõjusse kaasa arvatud teguri mõju tema ruudu kaudu ja liita see otsesele mõjule. Selline võtte võimaldab korrektselt hinnata vastavat mittelineaarset otsesest mõju sisaldavaid kaudseid mõjusid. Ajalise nihke kaasamine on keerukate mudelite puhul problemaatiline, kuid samas ei peeta seda ka tingimata vajalikuks.

Mudeli parameetrite hindamiseks kasutatakse mitmeid meetodeid. Kui muutujate normaaljaotuse eeldus ei pruugi olla täidetud, on hinnatuimaks suurima tõepära meetod. Kuna meetod eeldab siiski muutujate normaaljaotust, siis soovitatakse andmekogumist kustutada äärmuslikud vaatlused. Et käesolevas töös on tegu lünkliku andmestikuga, siis on mõttekas kasutada täieliku informatsiooniga suurima tõepära meetodit, mis võtab iga vaatluse korral arvesse vaid need muutujad, mille väärtused on selle vaatluse jaoks teada, ja võimaldab seega olemasoleva informatsiooni maksimaalselt ära kasutada. Mudeli parameetrite tõlgendamisel tuleb lähtuda vastava uurimisala omapärasest ja üheseid soovitusi ei ole seni antud.

Mudeli hindamise tulemuste põhjal leitud põhjusliku ja mittepõhjusliku seose summa annab mudelipõhise korrelatsioonikoefitsiendi. Mudelipõhise korrelatsioonimaatriksi võrdlemine andmepõhiselega võimaldab hinnata mudeli sobivust andmetega. Selleks on välja töötatud hulk sobivusstatistikuid. Absoluutsete sobivusstatistikute probleemiks on nende sõltuvus mudelisse haaratud mõjude hulgast ja valimi suuruselt, samuti on nende arvutamiseks sageli vaja lünkadeta andmestikku. Seetõttu on käesolevas töös eelistatud suhtelised sobivusstatistikud, mis hindavad mudeli suhtelist sobivust andmetega võrreldes ühegi mõjuta nullmudeliga. Siiski, ka suhtelised sobivusstatistikud kipuvad väiksemate valimite korral mudeli headust alahindama, mida on käesolevas töös ka arvestatud. Samuti sõltub sobivusstatistikute tõlgendus suuresti uuritava valdkonna omapärasest. Käesolevas töös on kasutatud struktuurse modelleerimise rangelt kinnitavat lähenemist, mida täiendab sammuviisiline statistiliselt ebaoluliste mõjude kustutamine mudelist analüüsimaaks võimalikke muutusi tulemustes. Kuigi mudeli sobivust on võimalik parandada uute mõjude lisamisega mudelisse, ei saa õigeks pidada mudeli korrigeerimist pelgalt selle sobivuse parandamiseks analüüsitava valimiga ja mitte teoreetilistel kaalutlustel.

Struktuurse modelleerimise tulemuste esitamine sõltub ka modelleeritava probleemi olemusest. Kui huvi pakub eelkõige kõigi mudelisse kaasatud mõjurite mõju mingile sõltuvale muutujale, siis tasub graafiliselt välja tuua üksikute tegurite kogumõju sõltuvale muutujale *ceteris paribus*. Sellist uudset võtet ongi autoripoolse ettepanekuna käesolevas töös tutvustatud. Seda saab teostada arvutades sõltuva muutuja hinnangu vastava teguri mõjust sõltuvalt teiste tegurite püsimisel nende keskmistel väärtustel. Arvestamiseks mittelineaarse mõjuga tuleb teguri mõjust eraldada vastava teguri ruutliikme kaudu avaldatav mõju. Mittelineaarse mõju korral on mõju pöördepunkt võimalik leida tavapärase ekstreemumi leidmise meetodil.

## Andmed

Käesolevas töös analüüsitav andmestik hõlmab 87 riiki ja perioodi 1970-1998. Kasutatavate vaatluste osas seadis olulisi piiranguid andmete kättesaadavus.

Kasutada sai vaid neid vaatlusi, mille puhul oli teada enamuse muutujate väärtus. Et ühes riigis on sissetulekute ebavõrdsuse näitajad sageli küllaltki stabiilsed, siis on valimisse samast riigist vaatlusi kaasatud nii, et need on üksteisest vähemalt viie aasta kaugusel. Valimisse kaasatud riikide hulgas on nii arengu-, siirde- kui ka arenenud riike. Sealjuures erineb vaatluste ja analüüsi hõlmatud riikide jaotus erinevate arengutasemete vahel kogu maailma riikide jaotusest peamiselt seetõttu, et statistika areng toimub paratamatult koos riigi üldise arenguga: arenguriikide puhul on andmete kättesaadavus kehvem kui arenenud riikide puhul. Andmekogumist on erandlike väärtustega vaatluste puhul kustutatud vaid erandliku väärtusega muutuja väärtus. Et kasutatakse täieliku informatsiooniga suurima tõepära meetodit, siis kaasneb sellise kustutamiseviisiga oluliselt väiksem informatsioonikadu kui vaatluste kustutamisega tervikuna.

Andmed sissetulekute ebavõrdsuse kohta pärinevad hetkel suurimast ebavõrdsusealasest andmebaasist *WIID*, kasutatud on kogusissetulekute Gini koefitsienti. Andmed ebavõrdsuse mõjurite kohta pärinevad mitmest erinevast andmebaasist, millest üks olulisem on andmebaas *WDI*. Selliste nähtuste, nagu korruptsioon, varimajandus, maa kontsentratsioon, majapidamiste koosseis, loodusressurssidega varustus ja (info)tehnoloogiline areng, ei olnud võimalik andmeid leida või olid andmed olemas vaid viimase kümnendi kohta. Kuigi nii kultuurilist varieeruvust, haridustaset kui ka finantssektori arengut võiks kirjeldada mitme erineva näitajaga, oli igäihe kohta kättesaadav vaid üks näitaja.

Majanduse struktuuri arengu kirjeldamiseks ei olnud võimalik kasutada varasemates töodes kasutatud sektoraalse duaalsuse indeksit, kuna arvesse tuli võtta nüüd juba kolme majandussektori (põllumajandus-, tööstus- ja teenindussektori) osakaalusid. Seetõttu on käesolevas töös on leitud kaks majandussektorite vahelist tööjõu liikumist ligikaudu kirjeldavat indeksit, millest sobivam on valitud edaspidise analüüsi käigus. Hariduse ebavõrdsuse kirjeldamiseks on leitud haridustaseme Gini koefitsient, kasutades selleks ligikaudset Gini koefitsiendi leidmise meetodit. Selleks vajalikud erinevate haridustasemete keskmised kooliaastate arvud on leitud regressioonanalüüsi abil kasutades teadaolevat rahvastiku keskmist kooliaastate arvu ja erinevat haridustaset omavate elanike osakaalusid kogu rahvastikus.

## **Analüüs ja tulemused**

Empiirilisel kontrollitavast mudelist on välja jäänud need muutujad, mille kirjeldamiseks ei olnud võimalik andmeid leida. Enne põhjalikumat analüüsi on teostatud ka lõplik näitajate valik mõnede nähtuste jaoks. Majanduse struktuuri kirjeldamiseks oli valida erinevate sektorite osakaalude abil kirjeldatud latentse muutuja ja kahe tuletatud indeksi vahel. Kolmest võimalusest sobivaimaks osutus indeks, mis võttis ühtlasemalt arvesse muutusi sektorite osakaaludes

kogu majandusest. Demokratiseerituse puhul osutus valituks latentne muutuja, mida kirjeldavad kolm erinevat demokratiseerituse indeksit. Valitsussektori suuruse kirjeldamiseks valiti valitsuse kogukulutuste osakaal SKP-st jättes sisulistel põhjustel kõrvale valitsuse lõpptarbimiskulutuste osakaalu. Rahaliselt mõõdetavate näitajate puhul oli valida ostujõupariteediga korrigeerimata ja ostujõupariteediga korrigeeritud, kuid lünklikumate andmete vahel. Et ühte ei olnud võimalik eelistada teisele, siis ongi edasine analüüs võrdlevalt läbi viidud mõlemaid variante kasutades.

Mudelite hindamisel on kasutatud kolmeetapilist lähenemist. Esmalt on mudelisse lülitatud kõik senistes uurimustes mõjuritena enam käsitlemist leidnud tegurid. Vähem uuritud makroökonomilised tegurid on lisatud teises etapis, jättes siiski veel välja töötuse ja välisinvesteeringud, mille kohta olid andmed ebausaldusväärsemad. Kolmanda etapina on hinnatud kõiki muutujaid sisaldav mudel. Mudeleid nimetatakse edaspidi vastavalt lähte-, täiendatud ja täielikuks mudeliks.

Lähtemudeli tulemuste kohaselt erineb riigi rikkuse mõju iseloom sissetulekute ebavõrdsusele sõltuvalt sellest, kas andmed on ostujõupariteediga korrigeeritud või mitte. Korrigeerimata andmete puhul näitasid tulemused, et riigi rikkuse otsene mõju sissetulekute ebavõrdsusele on madalamatel rikkuse tasemetel ebavõrdsust vähendav, suurematel tasemetel aga suurendav. Ostujõupariteediga korrigeeritud andmete puhul oli aga riigi rikkuse otsene mõju hoopis esmalt ebavõrdsust suurendav ja seejärel vähendav. Kogu otsese mõju koefitsient oli esimesel juhul negatiivne ja teisel juhul positiivne, seega toimub mõju märgi muutumine alles küllalt suurtel rikkuse tasemetel. Riigi rikkuse kaudne mõju osutus ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis nullilähedaseks, korrigeeritud mudeli tulemuste kohaselt aga avaldab riigi rikkus sissetulekute ebavõrdsusele ka mõõdukat kaudset mõju. Majanduse struktuuri puhul jäi alguses mulje, et majanduse struktuuri arenedes otsese mõjuna sissetulekute ebavõrdsus esmalt suureneb ja seejärel väheneb, kuid graafilise analüüsi tulemusena selgus, et tegelikult käesoleva valimi puhul ilmneb ainult esimene pool kirjeldatud mõjust. Majanduse struktuuri arengu kaudne mõju sissetulekute ebavõrdsusele osutus tugevaks ebavõrdsust vähendavaks mõjuks. Majanduskasv avaldab ainult otsest nõrka ebavõrdsust suurendavat mõju.

Laste osakaalul rahvastikust ilmnes tugev ebavõrdsust suurendav otsene mõju, vanurite osakaalu otsene mõju osutus negatiivseks ja vaid mõõdukaks; kaudne mõju osutus mõlema puhul ebaoluliseks. Linnarahvastiku osakaalu puhul osutus aga hoopis otsene mõju ebaoluliseks ja mõõdukas ebavõrdsust vähendav mõju avaldub tulemuste kohaselt kaudselt. Hariduskulutuste puhul sõltusid tulemused suuresti ostujõupariteediga korrigeerimisest. Korrigeerimata mudelis osutus hariduskulutuste mõju sissetulekute ebavõrdsusele ebaoluliseks. Ostujõupariteediga korrigeerimise järel aga ilmnes hariduskulutuste mõõdukas otsene ja ka nõrk kaudne ebavõrdsust vähendav mõju. Erinevused olid ka haridustaseme ja hariduse ebavõrdsuse mõjus. Ostujõupariteediga korri-

geerimata mudelis ilmnes vaid mõõdukas haridustaseme otsene negatiivne mõju sissetulekute ebavõrdsusele, korrigeeritud mudelis moodustas aga suurema osa negatiivsest mõjust hoopis kaudne mõju. Hariduse ebavõrdsus osutus ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis ebaoluliseks, ostujõupariteediga korrigeeritud mudelis aga ilmnes nõrk otsene sissetulekute ebavõrdsust suurendav mõju.

Valitsussektori osakaal majanduses osutus sissetulekute ebavõrdsuse kujunemisel ebaoluliseks teguriks, seda nii otsese kui kaudse mõju osas. Sama võib ostujõupariteediga korrigeeritud mudeli põhjal öelda ka demokratiseerituse kohta. Ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis ilmnes demokratiseerituse nõrk otsene ebavõrdsust suurendav mõju. Etnilise ja keelilise varieeruvuse puhul ilmnes vaid nõrk ebavõrdsust suurendav otsene mõju.

Täiendatud mudeli tulemused olid suures osas sarnased lähtemudeli tulemustega. Erinevusena tasub välja tuua vanurite osakaalu mõnevõrra nõrgem mõju. Lisatud muutujate mõju sissetulekute ebavõrdsusele osutus nõrgaks. Inflatsioonil ja finantssektori arengul on tulemuste kohaselt nõrk otsene ebavõrdsust suurendav mõju. Ekspordi osakaalul osutus olevat ebavõrdsust vähendav otsene mõju ja impordil ebavõrdsust suurendav otsene mõju. Viimased mõjud osutusid ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis nõrgaks ja korrigeeritud mudelis mõõdukaks.

Ka täieliku mudeli hindamine ei muutnud varem saadud tulemusi palju. Demokratiseerituse mõju osutus ka ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis ebaoluliseks. Ka oli ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis pöördepunkt, kust alates riigi rikkuse otsese mõju iseloom muutub, nihkunud vaesemate riikide poole. Ostujõupariteediga korrigeeritud mudelis osutus nõrgemaks hariduskulutuste ja tugevamaks haridustaseme otsene ebavõrdsust vähendav mõju, samuti ilmnes nõrgem impordi osakaalu otsene mõju. Välisinvesteeringute puhul ilmnes positiivne nõrk otsene ja negatiivne veel nõrgem kaudne mõju. Töötuse otsene mõju on täieliku mudeli tulemuste kohaselt mõõdukas ebavõrdsust suurendav mõju.

Mudelite sobivusstatistikud ei erinenud erinevate mudelite puhul oluliselt, märgata võis vaid sissetulekute ebavõrdsuse dispersiooni kirjeldatuse mõningast suurenemist muutujate lisamisel mudelisse. Et kontrollida, kas statistiliselt ebaoluliseks osutunud mõjude kustutamine mudelitest muudaks tulemusi oluliseks osutunud mõjurite mõju osas, on läbi viidud mudelite taandamine vaid statistiliselt olulisi mõjusid sisaldavateks kustutades sammuviisiliselt statistiliselt ebaolulised mõjud. Ilmnes aga, et taandamine ei toonud kaasa olulisi muutusi võrreldes seniste tulemustega. Küll aga vähenesid taandamise tagajärjel nii mudelite sobivus andmetega kui ka sissetulekute ebavõrdsuse dispersiooni kirjeldatus. Seepärast on edasises analüüsis jäädud taandamata mudelite juurde.

Otseste, kaudsete ja kogumõjude võrdlemisel oli võimalik näha, et otsene mõju ei pruugi ühtida kogumõjuga. Eriti hästi ilmnes see linnarahvastiku osakaalu, välisinvesteeringute ja hariduskulutuste puhul. Lisaks sellele aga,

isegi kui otsene mõju ja kogumõju on sarnased, ei pruugi see mõju ühtida kahe muutuja vahelise koguseosega. See ilmnes hästi näiteks demokratiseerituse ja valitsussektori suuruse, samuti riigi rikkuse puhul, kus põhjuslik seos oli ebaoluline ja koguseos oli suures osas mittepõhjuslik.

Et tuua graafiliselt välja üksikute tegurite kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele *ceteris paribus*, on vastavate arvutuste abil välja toodud vastava teguri väärtustest sõltuv sissetulekute ebavõrdsuse hinnang teiste tegurite püsimisel nende keskmistel väärtustel. Võrdluseks on vaadeldud ka vastava teguri ja sissetulekute ebavõrdsuse vahelist koguseost kirjeldavat vaatluste pilve.

Jälgides vaatluste pilve rahaliselt mõõdetavate riigi rikkuse ja hariduskulutuste puhul ilmnes, et ostujõupariteediga korrigeerimata andmete puhul on nende näitajate väärtus vaesemate riikide puhul tugevasti alahinnatud, rikkamate riikide puhul aga ilmselt üle hinnatud. Seda arvestades tundub olevat mõttekam kasutada ostujõupariteediga korrigeeritud andmeid, vaatamata oluliselt suuremale lünklikkusele nendes andmetes. Ilmnes ka, et kaudse mõju lisamise järel mittelineaarsele otsesele mõjule haakusid ostujõupariteediga korrigeeritud mudelis omavahel riigi rikkuse ja majanduse struktuuri kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele: mõlemad mõjuvad esmalt ebavõrdsust suurendavalt ja alates teatud arengutasemest ebavõrdsust vähendavalt. Ostujõupariteediga korrigeerimata mudelis aga osutus ka riigi rikkuse kogumõju esmalt ebavõrdsust vähendavaks ja siis suurendavaks, majanduse struktuuri arengu kogumõju aga esmalt ebavõrdsust suurendavaks ja siis vähendavaks. Seega võib, nagu juba mainitud, tõesti pidada sobivamaks variandiks rahaliselt mõõdetavate näitajate korrigeerimist ostujõupariteediga. Pigem negatiivsest riigi rikkuse koguseosest sissetulekute ebavõrdsusega moodustavad suure osa ka ühised põhjused. Majanduskasvu ja sissetulekute ebavõrdsuse seose puhul ühtivad enam-vähem nii andmepõhine ja mudelipõhine korrelatsioonikoefitsient, põhjuslik seos ehk kogumõju kui ka otsene mõju. *Ceteris paribus* avaldab majanduskasv sissetulekute ebavõrdsusele mõõdukat positiivset mõju.

Demograafiliste tegurite mõju kohta saab teha järgmised järeldused. Laste osakaalu ja sissetulekute ebavõrdsuse seosest moodustab enamuse põhjuslik seos: *ceteris paribus* on väiksema laste osakaalu korral ka sissetulekute ebavõrdsus oluliselt väiksem. Suurem vanurite osakaal toob *ceteris paribus* kaasa vaid pisut väiksema sissetulekute ebavõrdsuse, suur osa seosest ebavõrdsusega on mittepõhjuslik. Linnarahvastiku osakaalul on sissetulekute ebavõrdsusele *ceteris paribus* mõõdukas negatiivne kogumõju. Seniste uurimuste vastukäivaid tulemusi linnarahvastiku osakaalu mõju osas selgitab otsese mõju puudumine sissetulekute ebavõrdsusele, kaudne mõju aga katab ära enamuse koguseosest.

Et enam usaldusväärseks võib pidada ostujõupariteediga korrigeerimisel saadud tulemusi, siis võib järeldada, et *ceteris paribus* toovad suuremad hariduskulutused kaasa mõõdukalta väiksema sissetulekute ebavõrdsuse,

kusjuures põhjuslik seos moodustab enamuse koguseosest. Kõrgema keskmise haridustasemega riikides on omakorda sissetulekute ebavõrdsus väiksem *ceteris paribus*, suur osa seosest haridustaseme ja sissetulekute ebavõrdsuse vahel on aga mittepõhjuslik. Hariduse ebavõrdsuse ja sissetulekute ebavõrdsuse vahelisest tugevast seosest on samuti suurem osa mittepõhjuslik. Kõrgema ebavõrdsusega haridustasemes kaasneb *ceteris paribus* vaid mõõdukalt kõrgem ebavõrdsus sissetulekutes.

Poliitiliste tegurite osas tuleb nentida, et analüüsi tulemuste kohaselt on valitsussektori suuruse mõju kogusissetulekute ebavõrdsusele *ceteris paribus* sisuliselt olematu ja enamuse koguseosest on mittepõhjuslik või vaatlusaluse mudeliga mittekirjeldatud seos. Samas ei välista tulemused, et netosissetulekute ebavõrdsust on võimalik maksude abil vähendada. Samuti nähtus, et demokratiiseeritusel ei ole *ceteris paribus* sissetulekute ebavõrdsusele olulist mõju, kuigi negatiivsest koguseosest võiks seda järeldata: enamuse koguseosest moodustab siin ühistest põhjustest ja analüüsimate seosest koosnev mittepõhjuslik seos. Kultuuriliste tegurite osas võib öelda, et suurema etnilise ja keelelise varieeruvusega kaasneb *ceteris paribus* ka suurem varieeruvus sissetulekutes.

Makroökonomiliste tegurite kogumõju kohta saab välja tuua järgmist. Suurema erasektorile antud laenude mahuga (suhtena SKP-sse) *ceteris paribus* kaasneb veidi suurem sissetulekute ebavõrdsus. Oodatust erineva tulemuse seletuseks on ebasobiv näitaja valik finantssektori arengu vajaliku aspekti kirjeldamiseks. Inflatsiooni nõrk positiivne kogumõju ühtib suures osas nõrga otsese mõjuga ja katab ka enamuse koguseosest inflatsiooni ja sissetulekute ebavõrdsuse vahel: *ceteris paribus* kaasneb kiirema hindade tõusuga veidi suurem sissetulekute ebavõrdsus. Kõrgema töötuse tasemega riikides on *ceteris paribus* ka sissetulekute ebavõrdsus suurem, seejuures aga tuleb arvestada andmete kaheldavat usaldusväärsust.

Ekspordi osakaalu mõõdukas negatiivne mõju ühtib suures osas ka koguseosega: riikides, kus ekspordi osakaal SKP-st on suurem, on sissetulekute ebavõrdsus väiksem *ceteris paribus*. Riikides, kus impordi osakaal SKP-st on suurem, on sissetulekute ebavõrdsus *ceteris paribus* veidi suurem. Välisinvesteeringute (suhtena SKP-sse) kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele osutus ebaoluliseks: *ceteris paribus* ei avalda otseste välisinvesteeringute positsiooni suhe SKP-sse sissetulekute ebavõrdsusele olulist mõju. Et mõnes varasemas uurimuses on mõju siiski leitud, võib tuleneda sellest, et otsene mõju on tõepoolest nõrk positiivne mõju, samas suurusjärgus negatiivne kaudne mõju aga tasakaalustab selle.

## Järeldused ja võimalused edasiseks uurimistööks

Struktuurne modelleerimine võimaldab selgitada erinevate mõjurite poolt sissetulekute ebavõrdsusele avaldatavat mõju *ceteris paribus* hõlmates nii otsest kui teiste mõjurite kaudu avaldatavat kaudset mõju. Käesolevas töös saadi



erinevate mõjurite osas nii varasemaid tulemusi kinnitavaid, selgitavaid kui ümberlukkavaid tulemusi. Seejuures tuleb arvestada asjaoluga, et varasemates töödes ei ole enamasti täpsustatud, kas uuritud on otsest või kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele, seepärast ei ole varasemate uurimuste tulemused käesoleva töö järeldustega otseselt võrreldavad. Varasemate uurimustega haakusid tulemused etnilise ja keelelise varieeruvuse, töötuse ning ekspordi ja impordi osakaalude mõju osas. Hariduse ebavõrdsuse mõju osutus oodatust nõrgemaks. Varasematest tulemustest erinevalt osutus välisinvesteeringute kogumõju sissetulekute ebavõrdsusele ebaoluliseks ja finantsarengu mõju oli ootustest erineva määrgiga. Ülejäänud mõjurite puhul ei olnud varasemates uurimustes ühtset seisukohta ja käesolev töö kinnitas ühte mitmest erinevast arvamusel.

Kõige rohkem on tulemuste kohaselt võimalik sissetulekute ebavõrdsust mõjutada hariduspoliitiliste meetmetega. Haridusele tehtavate kulutuste suurendamine ja hariduse omandamise soodustamine avaldab sissetulekute ebavõrdsust vähendavat mõju nii otse kui ka haridustaseme kaudu. Kuigi mõningal määral võimaldab sissetulekute ebavõrdsust vähendada ka hariduse ebavõrdsuse vähendamine, peab põhitähelepanu siiski olema pigem hariduskulutustel ja üldise haridustaseme tõstmisel. Mõningal määral võimaldab sissetulekute ebavõrdsust vähendada ka inflatsiooni ja töötuse vähendamine.

Valitsussektori suurus kogusissetulekute ebavõrdsust ei mõjuta. Siiski: et käesolevas töös analüüsiti kogusissetulekute ebavõrdsuse kujunemist, siis ei saa välistada maksude netosissetulekute ebavõrdsust vähendavat mõju. Samuti ei oma demokratiseerituse areng sissetulekute ebavõrdsusele olulist mõju. Kas laenude parem kättesaadavus vaesemate elanike hulgas võimaldab sissetulekute ebavõrdsust vähendada, ei ole käesoleva analüüsi põhjal võimalik öelda. Ka ei julge autor soovitada impordi piiramist sissetulekute ebavõrdsuse vähendamise eesmärgil. Küll aga võib loota ekspordi soodustavate meetmete mõningasele ebavõrdsust vähendavale mõjule.

Ülejäänud tegurid ei ole kuigivõrd mõjutatavad. Näiteks majanduse ja selle struktuuri areng on nähtus, mida tagasi pöörata on võimatu ja mõttetu. Saab vaid arvestada, et kiirema majanduskasvu soosimisel võib sissetulekute ebavõrdsus suurene da. Ka etniline ja keeleline varieeruvus ei ole tegur, mida saaks ja oleks õige majanduspoliitiliste meetmetega mõjutada. Demograafilised protsessid, mis samuti kulgevad suures osas mõjutamatult, aga tasakaalustavad ebavõrdsust suurendavate tegurite mõju.

Edasises uurimistöös võib olla võimalusi mudelipüstituse parandamiseks finantssektori arengu ja impordi osakaalu osas, kuna mudelipõhine ja andmepõhine seos olid nende tegurite puhul suurel määral erinevad. Laste osakaalu puhul jääb alles küsimus, kas tegelikult ei moodusta siiski positiivsest seosest sissetulekute ebavõrdsusega suure osa mittepõhjuslik seos ja kas mudelipüstitust on võimalik selles suhtes parandada.

Kindlasti oleks andmete kättesaadavuse paranemisel mõttekas mudelit täiendada või praeguseid näitajaid asendada. Käesoleva analüüsiga jäid katmata

korruptsioon, varimajandus, maa kontsentratsioon, majapidamiste koosseis, loodusressurssidega varustus ja (info)tehnoloogiline areng. Samuti saaks näiteks parema näitaja leidmisel uuesti analüüsida laenude parema kättesaadavuse mõju sissetulekute ebavõrdsusele. Seejuures pakub huvi, kas see võib mingil määral muuta tulemusi ka teiste tegurite poolt avaldatava mõju osas. Vajalik oleks ka võimalusel analüüsi korrata vähem lünklikke ostujõupariteediga korrigeeritud andmeid kasutades. Samuti tasuks suuremate valimite kättesaadavuse korral viia analüüs võrdlevalt läbi eristades arengu-, siirde- ja arenenud riike. Metoodika osas tuleks mõelda ka sellele, kas oleks võimalik ühendada paneelandmete analüüsimise meetodid ja struktuurne modelleerimine, et selgitada, kas analüüsitud tegurite mõju sissetulekute ebavõrdsusele erineb sõltuvalt sellest, kas uuritakse muutusi ajas või erinevusi riigiti.

## VIIDATUD ALLIKAD

- Abdel-Ghany, M.** (1996) Demographic and Economic Determinants of Household Income Polarization Among the States in America. – *Family Economics and Nutrition Review* Vol. 9, No. 1, pp. 14-23.
- Ahluwalia, M. S.** (1974) Income Inequality: Some Dimensions of the Problem. – *Finance and Development* Vol. 11, No. 3, pp. 1-9.
- Ahrend, R.** (2002) Press Freedom, Human Capital, and Corruption. – *DELTA Working Paper* 2002-11.
- Alderson, A. S., Nielsen, F.** (1999) Income Inequality, Development and Dependence: A Reconsideration. – *American Sociological Review* Vol. 64, pp. 606-631.
- Alesina, A., Perotti, R.** (1996) Income Distribution, Political Instability, and Investment. – *European Economic Review* Vol. 40, No. 6, pp. 1203-1228.
- Alesina, A., Rodrik, D.** (1994) Distributive Politics and Economic Growth. – *The Quarterly Journal of Economics* Vol. 109, No. 2, pp. 465-490.
- Al-Marhubi, F. A.** (2000) Income Inequality and Inflation: the Cross-Country Evidence. – *Contemporary Economic Policy* Vol. 18, No. 4, pp. 428-439.
- Annett, A.**, (2001) Social Fractionalization, Political Instability, and the Size of Government. – *IMF Staff Papers* Vol. 48, No.3.
- Arbuckle, J. L., Wothke, W.** (1999) *Amos 4.0 User's Guide*. Chicago: SPSS, 452 p.
- Atkinson, A. B., Bourguignon, F.** (2000) Income Distribution and Economics. In Atkinson, A. B., Bourguignon, F. (Ed.) *Handbook of Income Distribution*. Amsterdam: Elsevier, pp. 5-58.
- Barrell, R., Pain, N.** (1997) Foreign Direct Investment, Technological Change, and Economic Growth Within Europe. – *The Economic Journal* Vol. 107, No. 445, pp. 1770-1786.
- Barro, R. J.** (1991) Economic Growth in a Cross Section of Countries. – *The Quarterly Journal of Economics* Vol. 106, No. 2, pp. 407-443.
- Barro, R. J.** (1999) Inequality, Growth, and Investment. – *NBER Working Paper* 7038.
- Barro, R., Lee, J. W.** (1996) *International Measures of Schooling Years and Schooling Quality, Data Set*. [<http://www.worldbank.org/research/growth/ddbarle2.htm>], 31/01/2004.
- Berry, W. D., Lowery, D.** (1984) The Measurement of Government Size: Implications for the Study of Government Growth. – *The Journal of Politics* Vol. 46, No. 4, pp. 1193-1206.
- Bishop, J. A., Formby, J. P., Smith, W.J.** (1997) Demographic Change and Income Inequality in the United States, 1976-1989. – *Southern Economic Journal* Vol. 64, No. 1, pp. 34-44.

- Blank, R. M., Card, D.** (1993) Poverty, Income Distribution and Growth: Are They Still Connected? – *Brookings Papers on Economic Activity* No. 2, pp. 285-325.
- Blau, J. R., Blau, P. M.** (1982) The Cost of Inequality: Metropolitan Structure and Violent Crime. – *American Sociological Review* Vol. 47, No. 1, pp. 114-129.
- Blejer, M. I., Guerrero, I.** (1990) The Impact of Macroeconomic Policies on Income Distribution: An Empirical Study of the Philippines. – *The Review of Economics and Statistics* Vol. 72, No. 3, pp. 414-423.
- Blomström, M., Kokko, A.** (2003) Human Capital and inward FDI. – *EIJS Working Paper* No. 167.
- Boix, C.** (2001) Democracy, Development, and the Public Sector. – *American Journal of Political Science* Vol. 45, No. 1, pp. 1-17.
- Bollen, K. A.** (1987) Total, Direct, and Indirect Effects in Structural Equation Models. In R. C. Clogg (Ed.) *Sociological Methodology*. Washington DC: American Sociological Association, pp. 37-69.
- Boomsma, A. K.** (2000) Reporting Analyses of Covariance Structures. – *Structural Equation Modeling*, Vol. 7, No. 3, pp. 461-483.
- Bornschieer, V., Chase-Dunn, C., Rubinson, R.** (1978) Cross-National Evidence of the Effects of Foreign Investments and Aid on Economic Growth and Inequality: A Survey of Findings and Reanalysis. – *American Journal of Sociology* Vol. 84, No. 3, pp. 651-683.
- Bresnahan, T. F.** (1997) Computerization and Wage Dispersion: An Analytical Reinterpretation. – *Stanford Economics Department Working Paper* 97031.
- Bruno, M., Easterly, W.** (1995) *Inflation Crises and Long-Run Growth, Data Set*. [<http://www.worldbank.org/research/growth/ddeasbr2.htm>], 31/01/2004.
- Bruno, M., Easterly, W.** (1996) Inflation and Growth: In Search of a Stable Relationship. – *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* Vol. 78, No. 3, pp. 139-146.
- Cameron, D. R.** (1978) The Expansion of the Public Economy: A Comparative Analysis. – *The American Political Science Review* Vol. 72, No. 4, pp. 1243-1261.
- Champernowne, D. G., Cowell, F. A.** (1998) *Economic Inequality and Income Distribution*. New York, NY: Cambridge University Press, 405 p.
- Champernowne, D. G., Cowell, F. A.** (1998) Economic Inequality and Income Distribution. In Atkinson, A. B., Bourguignon, F. (Ed.) *Handbook of Income Distribution*. New York, NY: Cambridge University Press, 405 p.
- Chang, J. Y., Ram, R.** (2000) Level of Development, Rate of Economic Growth and Income Inequality. – *Economic Development and Cultural Change* Vol. 48, No. 4, pp. 787-799.
- Chevan, A., Stokes, R.** (2000) Growth in Family Income Inequality 1970-1990: Industrial Restructuring and Demographic Change. – *Demography* Vol. 37, No. 3, pp. 365-380.

- Chiswick, B.R.** (1971) Earnings Inequality and Economic Development. – *The Quarterly Journal of Economics* Vol. 85, No. 1, pp. 21-39.
- Chou, C.-P., Bentler, P. M.** (1995) Estimates and Tests in Structural Equation Modeling. In R. H. Hoyle (Ed.) *Structural Equation Modeling: Concepts, Issues and Application*. Thousand Oaks, CA: Sage, pp. 37-55.
- Chu, H.-J.** (2000) The Impacts of Educational Expansion and Schooling Inequality on Income Distribution. – *Quarterly Journal of Business & Economics* Vol. 39, No. 2, pp. 39-49.
- Clarke, G., Xu, L. C., Zou, H.** (2003) Finance and Income Inequality: Test of Alternative Theories. – *World Bank Policy Research Working Paper* 2984.
- Cornia, G. A., Kiiski, S.** (2001) Trends in Income Distribution in the Post-World War II Period. – *UNU/WIDER Discussion Paper* No. 2001/89.
- Cowell, F.A.** (1995) *Measuring Inequality*, London: Prentice Hall/Harvester Wheatsheaf, 194 p.
- Creedy, J., van de Ven, J.** (1997) The Distributional Effects of Inflation in Australia 1980-1995. – *The Australian Economic Review* Vol. 30, No. 2, pp. 125-143.
- Crenshaw, E. M.** (1993) Polity, Economy and Technoecology: Alternative Explanations for Income Inequality. – *Social Forces* Vol. 71, No. 3, pp. 807-816.
- Deaton, A. S., Paxson, C.H.** (1997) The Effects of Economic and Population Growth on National Saving and Inequality. – *Demography* Vol. 34, No. 1, pp. 97-114.
- Dimelis, S., Livada, A.** (1999) Inequality and Business Cycles in the U.S. and European Union Countries. – *International Advances in Economic Research* Vol. 5, No. 2, pp. 321-338.
- Doessel, D. B., Valadkhani, A.** (1998) Economic Development and Institutional Factors Affecting Income Distribution: The Case of Iran 1967-1993. – *International Journal of Social Economics* Vol. 25, No. 2/3/4, pp. 410-423.
- Drescher, J.** (1999) Income Inequality Decomposition by Income Source and by Population Subgroups: A Theoretical Overview and the Empirical Case on Denmark. – *LIS Working Paper* No. 209
- Durham, J. B.** (1999) Econometrics of Income Distribution: Toward More Comprehensive Specification of Institutional Correlates. – *Comparative Economic Studies* Vol. XXXXI, No. 1, pp. 43-74.
- EBRD. (1995-2000) *Transition Report 1995-2002*.
- EconStats. (2003) *Global Economic Data*. [<http://www.econstats.com/grplist2.htm>], 31/01/2004.
- Edwards, S.** (1997) Trade Policy, Growth, and Income Distribution. – *American Economic Review* Vol. 87, pp. 205-210.
- Enders, C. K., Bandalos, D. L.** (2001) The Relative Performance of Full Information Maximum Likelihood Estimation for Missing Data in Structural

- Equation Models. – *Structural Equation Modeling*, Vol. 8, No. 3, pp. 430-457.
- Eriksson, C.** (1997) Is There a Trade-Off between Employment and Growth? – *Oxford Economic Papers* Vol. 49, No. 1, pp. 77-88.
- Ferreira, F. H. G.** (1999a) Economic Transition and the Distribution of Income and Wealth. – *The Economics of Transition* Vol. 7, No. 2, pp. 377-410.
- Ferreira, F. H. G.** (1999b) Inequality and Economic Performance: A Brief Overview to Theories of Growth and Distribution. – *World Bank*, [<http://www.worldbank.org/poverty/inequal/econ/>], 25/01/2002.
- Fox, J.** (1980) Effect Analysis in Structural Equation Models: Extensions and Simplified Methods of Computation. – *Sociological Methods & Research*, Vol. 9, No. 1, pp. 3-28.
- Freedom House. (2003) *Freedom in the World country ratings*. [<http://www.freedomhouse.org/ratings/index.htm>], 31/01/2004.
- Gibbs, J. P., Martin, W. T.** (1962) Urbanization, Technology, and the Division of Labor: International Patterns. – *American Sociological Review* Vol. 27, No. 5, pp. 667-677.
- Gillman, M., Harris, M., Mátyás, L.** (2001) Inflation and Growth: Some Theory and Evidence. – *CEU-Economics Working Papers* 1/2001.
- Gleditsch, K. S.** (2003) *Modified Polity P4 and P4D Data*, Version 1.0. [<http://weber.ucsd.edu/~kgledits/Polity.html>], 31/01/2004.
- Glomm, G.** (1997) Whatever Happened to the Kuznets Curve? Is It Really Upside Down? – *Journal of Income Distribution* Vol. 7, No. 1, pp. 63-87.
- Gradstein, M., Milanovic, B.** (2002) Does Liberté=Egalité? A Survey of Empirical Evidence on the Links between Political Democracy and Income Inequality. – *World Bank Policy Research Working Paper* 2875.
- Gradstein, M., Milanovic, B., Ying, Y.** (2001) Democracy and Income Inequality: An Empirical Analysis. – *World Bank Research Working Paper* 2411.
- Granato, J., Inglehart, R., Leblang, D.** (1996) Cultural Values, Stable Democracy, and Economic Development: A Reply. – *American Journal of Political Science* Vol. 40, No. 3, pp. 680-696.
- Green, S. B., Thompson, M. S., Poirer, J.** (2001) An Adjusted Bonferroni Method for Elimination of Parameters in Specification Addition Searches. – *Structural Equation Modeling*, Vol. 8, No. 1, pp. 18-39.
- Grinols, E. L.** (1991) Unemployment and Foreign Capital: The Relative Opportunity Costs of Domestic Labour and Welfare. – *Economica* Vol. 58, No. 229, pp. 107-121.
- Gupta, S., Davoodi, H., Alonso-Terme, R.** (2002) Does Corruption Affect Income Inequality and Poverty? – *Economics of Governance* Vol. 3, No. 1, pp. 23-45.
- Gustafsson, B., Johansson, M.** (1997) In Search for a Smoking Gun: What Makes Income Inequality Vary Over Time in Different Countries? – *LIS Working Paper* No. 172.

- Gylfason, T.** (2001) Natural Resources, Education, and Economic Development. – *European Economic Review* Vol. 45, No. 4-6, pp. 847-859.
- Haskel, J., Szymanski, S.** (1993) Privatization, Liberalization, Wages and Employment: Theory and Evidence for the UK. – *Economica* Vol. 60, No. 238, pp. 161-181.
- Heliwell, J. F.** (1994) Empirical Linkages between Democracy and Economic Growth. – *British Journal of Political Science* Vol. 24, No. 2, pp. 225-248.
- Higgins, M., Williamson, J. G.** (1999) Explaining Inequality the World Round: Cohort Size, Kuznets Curves, and Openness. – *NBER Working Paper* 7224.
- Hoyle, R. H.** (1995) The Structural Equation Modeling Approach: Basic Concepts and Fundamental Issues. In R. H. Hoyle (Ed.) *Structural equation modeling: Concepts, issues and application*. Thousand Oaks, CA: Sage, pp. 1-15.
- Hoyle, R. H.** (Ed.) *Structural equation modeling: Concepts, issues and application*. Thousand Oaks, CA: Sage, 289 p.
- Hoyle, R. H., Panter, A. T.** (1995) Writing About Structural Equation Models. In R. H. Hoyle (Ed.) *Structural equation modeling: Concepts, issues and application*. Thousand Oaks, CA: Sage, pp. 158-176.
- Hu, L.-T., Bentler, P. M.** (1999) Cutoff Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives. – *Structural Equation Modeling*, Vol. 6, No. 1, pp. 1-55.
- Husted, B. W.** (1999) Wealth, Culture, and Corruption. – *Journal of International Business Studies* Vol. 30, No. 2, pp. 339-359.
- ILO. (2003) *LABORSTA, International Labour Office database on labour statistics*. [<http://laborsta.ilo.org/>], 31/01/2004.
- Jäntti, M. A.** (1994) More Efficient Estimate of the Effects of Macroeconomic Activity on the Distribution of Income. – *The Review of Economics and Statistics* Vol. 76, No. 2, pp. 372-378.
- Johnson, D. S., Shipp, S.** (1999) Inequality and the Business Cycle: A Consumption Viewpoint. Note. – *Empirical Economics* Vol. 24, No. 1, pp. 173-180.
- Johnson, W. R.** (1987) Income Redistribution as Human Capital Insurance. – *The Journal of Human Resources* Vol. 22, No. 2, pp. 269-280.
- Kaasa, A.** (1999) Regional aspect of social equity in health care. – Regional economics and development. International Conference on Regional Economics and Development, Kaunas. Conference proceedings, pp. 43-46.
- Kaasa, A.** (2002a) Factors Influencing Income Inequality in Transition. – An Enterprise Odyssey: Economics and Business in the New Millennium, Zagreb. Conference Proceedings, Electronic Proceedings, pp. 148-158.
- Kaasa, A.** (2002b) Tulujaotus ja selle mõjutegurid Eestis kui siirderiigis. – Euroopa Liiduga liitumise mõju Eesti majanduspoliitikale. Berlin – Tallinn: Mattimar, lk. 108-116.

- Kaasa, A.** (2003) Factors Influencing Income Inequality in Transition Economies. – University of Tartu, Faculty of Economics and Business Administration, Working Paper Series, No. 18.
- Kaasa, A.** (2004) Majandusliku ebavõrdsuse mõjurid Eestis regionaalsel tasandil. – Eesti majanduspoliitilised perspektiivid Euroopa Liidus. Berlin – Tallinn: Mattimar, lk. 322-330.
- Kanbur, R.** (2000) Income Distribution and Development. In Atkinson, A. B., Bourguignon, F. (Ed.) *Handbook of Income Distribution*. Amsterdam: Elsevier, pp. 791-842.
- Kao, G., Thompson, J. S.** (2003) Racial and Ethnic Stratification in Educational Achievement and Attainment. – *Annual Review of Sociology* Vol. 29, pp. 417-442.
- Kentor, J.** (1998) The Long-Term Effects of Foreign Investment Dependence on Economic Growth, 1940-1990. – *American Journal of Sociology* Vol. 103, No. 4, pp. 1024-1046.
- Kline, R. B.** (1998) *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York, NY: Guilford Press, 354 p.
- Knowles, S.** (2001) Inequality and Economic Growth: The Empirical Relationship Reconsidered in the Light of Comparable Data. – *UNU/WIDER Discussion Paper* No. 2001/1228.
- Kuznets, S.** (1955) Economic Growth and Income Inequality. – *American Economic Review* Vol. 45, No. 1, pp. 1-28.
- Land, K. C.** (1983) Social Indicators. – *Annual Review of Sociology*, No. 9, pp. 1-26.
- Leblang, D. A.** (1996) Property Rights, Democracy and Economic Growth. – *Political Research Quarterly* Vol. 49, No. 1, pp. 5-26.
- Li, H., Squire, L., Zou, H.** (1998) Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality. – *The Economic Journal* Vol. 108, No. 446, pp. 26-43.
- Li, Z., Vaupel, J. W.** (1989) The Impact of Urbanization and Delayed Childbearing on Population Growth and Aging in China. – *Population and Development Review* Vol. 15, No. 3, pp. 425-445.
- Lindbeck, A.** (1983) Budget Expansion and Cost Inflation. – *The American Economic Review* Vol. 73, No. 2, pp. 285-290.
- Lindenberg, M., Devarajan, S.** (1993) Prescribing Strong Economic Medicine: revisiting the Myths about Structural Adjustment, Democracy, and Economic Performance in Developing Countries. – *Comparative Politics* Vol. 25, No. 2, pp. 169-182.
- List, J. A., Gallet, C. A.** (1999) The Kuznets Curve: What Happens After the Inverted-U? – *Review of Development Economics* Vol. 3, No. 2, pp. 200-206.
- Litwin, C.** (1998) Trade and Income Distribution in Developing Countries. – *Göteborg University Working Papers In Economics* No. 9.
- Lundberg, M., Squire, L.** (2003) The Simultaneous Evolution of Growth and Inequality. – *The Economic Journal* Vol. 113, No. 487, pp. 326-344.



- Maruyama, G. M.** (1998) *Basics of Structural Equation Modeling*. Thousand Oaks, CA: Sage, 311 p.
- Maxwell, N. L.** (1990) Changing Female Labor Force Participation: Influences on Income Inequality and Distribution. – *Social Forces* Vol. 68, No. 4, pp. 1251-1266.
- Muller, E. N.** (1988) Democracy, Economic Development, and Income Inequality. – *The American Sociological Review* Vol. 53, No. 1, pp. 50-68.
- Mushinski, D. W., Pickering, K.** (2000) Inequality in Income Distributions: Does Culture Matter? – *Journal of Economic Issues* Vol. XXXIV, No. 2, pp. 403-412.
- Nielsen, F.** (1994) Income Inequality and Industrial Development: Dualism Revisited. – *American Sociological Review* Vol. 59, pp. 654-677.
- Nielsen, F., Alderson, A. S.** (1995) Income Inequality, Development and Dualism: Results from an Unbalanced Cross-National Panel. – *American Sociological Review* Vol. 60, pp. 674-701.
- Nielsen, F., Alderson, A. S.** (1997) The Kuznets Curve and the Great U-Turn: Income Inequality in U.S. Counties, 1970 to 1990. – *American Sociological Review* Vol. 62, pp. 12-33.
- Osberg, L.** (2000) Long Run Trends in Economic Inequality in Five Countries: A Birth Cohort Review. – *LIS Working Paper* No. 222.
- Oshima, H. T.** (1962) The International Comparison of Size Distribution of Family Incomes with Special Reference to Asia. – *The Review of Economics and Statistics* Vol. 44, No. 4, pp. 439-445.
- Parker, S. C.** (1999) Income Inequality and the Business Cycle: a Survey of the Evidence and Some New Results. – *Journal of Post Keynesian Economics* Vol. 21, No. 2, pp. 201-225.
- Parman, A.** (1999) *Sotsiaalne õiglus ja efektiivsus Eesti tervishoiu majanduses*. TÜ majandusteooria õppetool, 148 lk. (magistritöö)
- Partridge, J. S., Partridge, M. D., Rickman, D. S.** (1998) State Patterns in Family Income Inequality. – *Contemporary Economic Policy* Vol. 16, No. 3, pp. 277-294.
- Persson, T., Tabellini, G.** (1994) Is Inequality Harmful for Growth? – *The American Economic Review* Vol. 84, No. 3, pp. 600-621.
- Polity IV.** (2003) *Political Regime Characteristics and Transitions, 1800-2002, Database*. [<http://www.cidcm.umd.edu/inscr/polity/#data>], 31/01/2004.
- Ram, R.** (1986) Government Size and Economic Growth: A New Framework and Some Evidence from Cross-Section and Time-Series Data. – *The American Economic Review* Vol. 76, No. 1, pp. 191-203.
- Ram, R.** (1990) Educational Expansion and Schooling Inequality: International Evidence and Some Implications. – *Review of Economics and Statistics* Vol. 72, No. 2, pp. 266-274.
- Ram, R.** (1991) Kuznets's Inverted-U Hypothesis: Evidence from a Highly Developed Country. – *Southern Economic Journal* Vol. 57, No. 4, pp. 1112-1123.

- Ram, R.** (1997) Level of Economic Development and Income Inequality: Evidence from the Postwar Developed World. – *Southern Economic Journal* Vol. 64, No. 2, pp. 576-583.
- Richardson, J.D.** (1995) Income Inequality and Trade: How to Think, What to Conclude. – *Journal of Economic Perspectives* Vol. 9, No. 3, pp. 33-55.
- Rodrik, D.** (1998) Why Do More Open Economies Have Bigger Governments? – *The Journal of Political Economy* Vol. 106, No. 5, pp. 997-1032.
- Roeder, P. G.** (2001) *Ethnolinguistic Fractionalization (ELF) Indices for 1961 and 1985*. [<http://weber.ucsd.edu/%7Eproeder/data.htm>], 31/01/2004.
- Rosser, J. B., Rosser, M. V.** (2001) Another Failure of the Washington Consensus on Transition Countries: Inequality and Underground Economics. – *Challenge* Vol. 44, No. 2, pp. 39-50.
- Sachs, J. D., Warner, A. M.** (1995) Natural Resource Abundance and Economic Growth. – *NBER Working Paper* 5398.
- Schultz, T. P.** (1994) Human Capital, Family Planning, and Their Effects on Population Growth. – *The American Economic Review* Vol. 84, No. 2, pp. 255-260.
- Sharpe, A., Zyblock, M.** (1997) Macroeconomic Performance and Income Distribution in Canada. – *North American Journal of Economics & Finance* Vol. 8, No. 2, pp. 167-199.
- Singh, B., Sahni, B.** (1984) Causality between Public Expenditure and National Income. – *The Review of economics and Statistics* Vol. 66, No. 4, pp. 630-644.
- Sirowy, L., Inkeles, A.** (1990) The Effects of Democracy on Economic Growth and Inequality: A Review. – *Studies in Comparative International Development* Vol. 25, No. 1, pp. 126-157.
- Snower, D. J.** (1998) Causes of Changing Earnings Inequality. – *IZA Discussion Paper* No. 29.
- Stack, S.** (1978) The Effect of Direct Government Involvement in the Economy on the Degree of Income Inequality: A Cross-National Study. – *American Sociological Review* Vol. 43, pp. 880-888.
- StatSoft. (2004) *Electronic Textbook*. [<http://www.statsoft.com/textbook/stathome.html>], 25/01/2004.
- Stewart, F., Berry, A.** (2000) Globalization, Liberalization, and Inequality: Real Causes. – *Challenges* Vol. 43, No. 1, pp. 44-92.
- Stijns, J. P.** (2001a) Natural Resource Abundance and Economic Growth Revisited. – *Economics Working Paper Archive at WUSTL, Development and Comp Systems*, No. 0103001.
- Stijns, J. P.** (2001b) Natural Resource Abundance and Human Capital Accumulation. – *Economics Working Paper Archive at WUSTL, Development and Comp Systems*, No. 0112001.

- Swank, D.** (1996) Culture, Institutions, and Economic Growth: Theory, Recent Evidence, and the Role of Communitarian Politics. – *American Journal of Political Science* Vol. 40, No. 3, pp. 660-679.
- Sylwester, K.** (2002) Can Education Expenditures Reduce Income Inequality? – *Economics of Education Review* Vol. 21, No. 1, pp. 43-52.
- Temple, J.** (2000) Growth Effects of Education and Social Capital in the OECD Countries. – *OECD Economics Department Working Paper* No. 263.
- Tolley, G. S., Olson, E.** (1971) The Interdependence between Income and Education. – *The Journal of Political Economy* Vol. 79, No. 3, pp. 460-480.
- Transparency International. (2003) *Corruption Perceptions Index*. [[http://wwwuser.gwdg.de/~uww/corruption.cpi\\_2003.html](http://wwwuser.gwdg.de/~uww/corruption.cpi_2003.html)], 31/01/2004.
- UNCTAD. (2003) *FDI Statistics*, Division on Investment, Technology and Enterprise Development. [[http://r0.unctad.org/en/subsites/dite/fdistats\\_files/fdistats.htm](http://r0.unctad.org/en/subsites/dite/fdistats_files/fdistats.htm)], 31/01/2004.
- UNU/WIDER-UNDP. (2000) *World Income Inequality Database 1.0*. [<http://www.wider.unu.edu/wiid/wiid.htm>], 25/01/2002.
- Weede, E., Tiefenbach, H.** (1981) Some Recent Explanations of Income Inequality: An Evaluation and Critique. – *International Studies Quarterly* Vol. 25, No. 2, pp. 255-282.
- Weede, E., Tiefenbach, H.** (1981) Some Recent Explanations of Income Inequality: An Evaluation and Critique. – *International Studies Quarterly* Vol. 25, No. 2, pp. 255-282.
- Wilkie, P. J.** (1996) Through-Time Changes in Family Income Inequality – the Effect of Non-synchronous Regional Growth. – *Applied Economics* Vol. 28, No. 12, pp. 1515-1527.
- Wilkinson, R. G., Kawachi, I., Kennedy, B. P.** (1998) Mortality, the Social Environment, Crime and Violence. – *Sociology of Health & Illness* Vol. 20, No. 5, pp. 578-597.
- Williamson, J.G.** (1997) Growth, Distribution and Demography: Some Lessons from History. – *NBER Working Paper* 6244.
- Winegarden, C. R.** (1979) Schooling and Income Distribution: Evidence from International Data. – *Economica* Vol. 46, No. 181, pp. 83-87.
- Wolff, E. N.** (2002) The Impact of IT Investment on Income and Wealth Inequality in the Postwar US Economy. – *Information Economics and Policy* No. 14, pp. 233-251.
- World Bank. (2001a) *Financial Structure and Economic Development, Database*. [<http://www.worldbank.org/research/projects/finstructure/database.htm>], 31/01/2004.
- World Bank. (2001b) *Global Development Network Growth Database*. [[www.worldbank.org/research/growth/GDNdata.htm](http://www.worldbank.org/research/growth/GDNdata.htm)], 25/01/2002.
- World Bank. (2003) *World Development Indicators*. CD-ROM.
- World Bank. (2004) *Beyond Economic Growth*, Student Book in English. [<http://www.worldbank.org/depweb/english/beyond/global/classification.htm>], 26/02/2004.

- Wright, S.** (1934) The Method of Path Coefficients. – *The Annals of Mathematical Statistics* Vol. 5, No. 3, pp. 161-215.
- ÕS (1999), Eesti keele sõnaraamat. Tallinn, 1040 lk.
- Xu, L. C., Zou, H.** (2000) Explaining the Changes of Income Distribution in China. – *China Economic Review* Vol. 11, No. 2, pp. 149-170.

# LISAD

## Lisa 1. Hariduse ebavõrdsuse indeksi arvutamisel kasutatud näitajad

Ebavõrdsust mõjutav tegur	Kirjeldav näitaja (osakaalud on antud elanike hulgast vanuses 25 ja enam aastat)
hariduse ebavõrdsus	koolituseta isikute osakaal
hariduse ebavõrdsus	alghariduse omandamiseni jõudnute, kuid mitte omandanute osakaal
hariduse ebavõrdsus	alghariduse omandanute osakaal
hariduse ebavõrdsus	keskhariduse omandamiseni jõudnute, kuid mitte omandanute osakaal
hariduse ebavõrdsus	keskhariduse omandanute osakaal
hariduse ebavõrdsus	kõrghariduse omandamiseni jõudnute, kuid mitte omandanute osakaal
hariduse ebavõrdsus	kõrghariduse omandanute osakaal
haridustase	keskmise kooliaastate arv elanike hulgas vanuses 25 ja enam aastat

Allikas: Barro ja Lee, 1996

## Lisa 2. Valimisse kuuluvate vaatluste loetelu

Riigid	Vaatlusaastad
Ameerika Ühendriigid	1974, 1979, 1986, 1991, 1997
Argentiina	1972, 1992, 1998
Armeenia	1990, 1996
Aserbaidžaan	1990
Austraalia	1976, 1982, 1989, 1996
Austria	1987
Bahama	1979, 1986, 1992
Bangladesh	1973, 1978, 1984, 1989, 1996
Barbados	1979
Belgia	1969, 1977, 1985, 1992
Boliivia	1968, 1990
Botswana	1971, 1986
Brasiilia	1970, 1976, 1981, 1986, 1996
Bulgaaria	1981, 1986, 1991, 1996

Riigid	Vaatlusaastad
Columbia	1971, 1978, 1988, 1996
Costa Rica	1972, 1977, 1983, 1989, 1996
Cote d' Ivoire	1970, 1978, 1985
Dominikaani	1976, 1984, 1989, 1996
Eesti	1990, 1996
El Salvador	1977, 1996
Fidži	1977
Filipiinid	1975, 1985, 1991, 1997
Georgia	1990, 1997
Guatemala	1979, 1989
Hiina	1975, 1980, 1986, 1992, 1998
Hispaania	1974, 1981, 1991
Holland	1973, 1981, 1987, 1992, 1997
Horvaatia	1998
Iirimaa	1987
India	1975
Indoneesia	1976, 1996
Itaalia	1991, 1995
Jaapan	1971, 1978, 1985, 1990
Kanada	1973, 1981, 1987, 1994
Kasahstan	1994
Keenia	1981
Kirgiisia	1990, 1997
Korea Vabariik	1971, 1976, 1982, 1988
Kreeka	1993
Leedu	1990, 1996
Luksemburg	1994
Lõuna-Aafrika Vabariik	1990, 1995
Läti	1993, 1998
Lääne-Saksamaa	1973, 1978, 1984, 1989
Malaisia	1973, 1979, 1984, 1989, 1995
Malawi	1977, 1985
Mauritius	1980
Mehhiko	1970, 1977, 1984, 1989, 1996
Moldova	1994
Nepal	1976
Nigeeria	1970, 1975, 1982
Norra	1973, 1979, 1986, 1991, 1995
Pakistan	1972, 1979, 1986, 1992
Panama	1980, 1991, 1997

Riigid	Vaatlusaastad
Paraguay	1995
Peruu	1971, 1981, 1991, 1997
Poola	1986, 1992, 1998
Portugal	1995
Prantsusmaa	1970, 1979, 1984, 1989, 1995
Rootsi	1975, 1981, 1987, 1992
Rumeenia	1991, 1996
Saksamaa	1994
Senegal	1970
Sierra Leone	1968
Singapur	1972, 1978, 1983, 1988, 1993
Slovakkia	1992
Sloveenia	1996
Soome	1971, 1976, 1981, 1986, 1992, 1998
Sri Lanka	1970, 1979, 1987
Suurbritannia	1971, 1976, 1986, 1991, 1996
Svaasimaa	1994
Sambia	1972
Taani	1971, 1976, 1981, 1987, 1992
Tadžikistan	1990
Tai	1971, 1976, 1981, 1990, 1996
Trinidad ja Tobago	1971, 1976, 1981, 1992
Tšehhi	1990, 1996
Tšiili	1971, 1980, 1985, 1990, 1996
Türgi	1973, 1978, 1987
Turkmeenia	1993
Ukraina	1992, 1997
Ungari	1991, 1996
Uruguay	1989
Usbekistan	1993
Uus-Meremaa	1973, 1978, 1983, 1990, 1997
Valgevene	1990, 1996
Venemaa	1993, 1998
Venetsueela	1971, 1976, 1981, 1989, 1997

### Lisa 3. Analüüsis kasutatud näitajad

Ebavõrdsust mõjutav tegur	Kirjeldav näitaja	Lühend
sissetulekute ebavõrdsus	kogusissetulekute Gini koefitsient (%)	<i>STEBAV</i>
riigi rikkus	SKP inimese kohta tuh. 1995. aasta USA dollarites	<i>SKP</i>
riigi rikkus	SKP inimese kohta tuh. 1995. aasta USA dollarites, korrigeeritud ostujõupariteediga	<i>SKPP</i>
majanduskasv	SKP inimese kohta kasv aastas (%)	<i>KASV</i>
majanduse struktuuri areng	põllumajandussektoris loodud lisandväärtuse osakaal SKP-st (%)	<i>PÕLLUM</i>
majanduse struktuuri areng	tööstussektoris loodud lisandväärtuse osakaal SKP-st (%)	<i>TÖÖS</i>
majanduse struktuuri areng	teenindussektoris loodud lisandväärtuse osakaal SKP-st (%)	<i>TEEN</i>
majanduse struktuuri areng	majanduse struktuuri arengu indeks ( $MS_1$ )	<i>MSTR1</i>
majanduse struktuuri areng	majanduse struktuuri arengu indeks ( $MS_2$ )	<i>MSTR2</i>
linnarahvastiku osakaal	linnarahvastiku osakaal kogu rahvastikust (%)	<i>LINNR</i>
laste osakaal	laste (elanike vanuses 0-14 a.) osakaal kogu rahvastikust (%)	<i>LASTE</i>
vanurite osakaal	vanurite (elanike vanuses üle 65 a.) osakaal kogu rahvastikust (%)	<i>VANUR</i>
hariduskulutused	hariduskulutused inimese kohta 1995. aasta USA dollarites	<i>HARKU</i>
hariduskulutused	hariduskulutused inimese kohta 1995. aasta USA dollarites, korrigeeritud ostujõupariteediga	<i>HARKUP</i>
haridustase	elanike vanuses 25 ja enam aastat keskmine kooliaastate arv	<i>KOOLIA</i>
hariduse ebavõrdsus	elanike vanuses 25 ja enam aastat hariduse Gini koefitsient (%)	<i>HAEBAV</i>
valitsussektori osakaal	valitsuse kogukulutuste osakaal SKP-st (%)	<i>VALKU</i>
valitsussektori osakaal	valitsuse lõpptarbimiskulutuste osakaal SKP-st (%)	<i>VALLÕKU</i>
demokratiseeritus	demokraatia indeks	<i>DEMI</i>
demokratiseeritus	kodanikuvabaduse indeks (pööratud)	<i>KODVI</i>
demokratiseeritus	poliitiliste õiguste indeks (pööratud)	<i>POLÕI</i>
demokratiseeritus	kodanikuvabaduse ja poliitiliste õiguste indeksite keskmine (pööratud)	<i>KODPOLI</i>



Ebavõrdsust mõjutav tegur	Kirjeldav näitaja	Lühend
kultuuriline varieeruvus	etnilise ja keelise varieeruvuse indeks	<i>ETNKEEL</i>
inflatsioon	inflatsioon aastas tarbijahindades (%)	<i>INFL</i>
töötus	töötus osakaaluna kogu tööjõust (%)	<i>TÖÖT</i>
eksporti osakaal	kaupade ja teenuste eksporti osakaal SKP-st (%)	<i>EKSP</i>
impordi osakaal	kaupade ja teenuste impordi osakaal SKP-st (%)	<i>IMP</i>
välis-investeeringud	välismaiste otseinvesteeringute positsiooni suhe SKP-sse (%)	<i>VÄLIN</i>
finantssektori areng	erasektorile antud kodumaiste laenude suhe SKP-sse (%)	<i>LAEN</i>

#### Lisa 4. Kasutatud andmete iseloomustus

	Vaat- luste arv	Mini- maalne väärtus	Maksi- maalne väärtus	Min. väärtus standard- hälvetes	Maks. väärtus standard- hälvetes	Asüm- meetria indeks	Järsa- kuse indeks
STEBAV	241	19,00	63,00	-2,086	2,335	0,364	-0,776
SKP	235	0,13	33,62	-3,355	2,340	-1,062	1,854
SKPP	160	0,18	38,25	-1,217	3,358	0,882	-0,047
KASV	239	-13,46	12,81	-0,878	2,674	1,026	-0,381
PÖLLUM	235	0,21	44,61	-1,222	2,827	0,903	-0,196
TÖÖS	235	13,29	67,44	-2,329	3,702	0,538	1,398
TEEN	235	20,12	83,91	-2,716	2,688	-0,414	-0,133
MSTR1	227	1,82	19,79	-1,122	3,324	1,136	0,642
MSTR2	238	-0,35	1,45	-2,472	1,900	-0,338	-1,001
LINNR	241	5,27	100,00	-2,406	1,736	-0,522	-0,597
LASTE	241	14,95	50,80	-1,606	2,050	0,163	-1,420
VANUR	241	2,14	17,90	-1,260	2,139	0,381	-1,429
HARKU	239	1,35	2212,15	-0,757	3,294	1,387	0,677
HARKUP	157	2,84	1986,65	-1,010	2,951	1,172	0,504
KOOLIA	215	0,23	12,21	-2,258	2,056	-0,107	-0,929
HAEBAV	215	13,00	97,69	-1,623	3,037	0,737	-0,125
VALKU	207	6,76	55,14	-1,796	2,609	0,524	-0,474
VALLÕKU	239	2,98	30,20	-2,181	2,608	0,263	-0,657
DEMI	237	0,00	10,00	-1,593	0,931	-0,650	-1,234
KODVI	240	1,00	7,00	-2,362	1,159	-0,490	-0,775
POLÕI	240	1,00	7,00	-2,203	0,919	-0,774	-0,726
KODPOLI	240	1,00	7,00	-2,339	1,060	-0,638	-0,784
ETNKEEL	238	0,00	0,89	-1,644	2,036	0,064	-0,931
INFL	218	-3,11	42,00	-1,472	3,656	1,676	2,806
TÖÖT	166	0,20	19,60	-1,586	3,137	0,654	-0,052
EKSP	231	4,02	72,65	-1,621	2,772	0,687	0,082
IMP	231	4,19	78,65	-1,731	3,146	0,682	0,152
VÄLIN	138	0,00	39,00	-1,273	3,282	1,076	0,757
LAEN	224	2,46	149,72	-1,303	3,183	0,895	0,094

**Lisa 5. Analüüsi hõlmatud näitajate  
paariskorrelatsioonikoefitsiendid**

		1	2	3	4	5	6	7	8
<i>STEBAV</i>	1	1,000	-0,444	-0,340	0,223	0,242	-0,278	-0,013	-0,255
<i>SKP</i>	2	-0,444	1,000	0,903	0,030	-0,653	-0,024	0,626	0,711
<i>SKPP</i>	3	-0,340	0,903	1,000	-0,014	-0,680	-0,113	0,658	0,746
<i>KASV</i>	4	0,223	0,030	-0,014	1,000	0,008	-0,118	0,082	0,024
<i>PÕLLUM</i>	5	0,242	-0,653	-0,680	0,008	1,000	-0,312	-0,691	-0,776
<i>TÖÖS</i>	6	-0,278	-0,024	-0,113	-0,118	-0,312	1,000	-0,470	0,156
<i>TEEN</i>	7	-0,013	0,626	0,658	0,082	-0,691	-0,470	1,000	0,599
<i>MSTR1</i>	8	-0,255	0,711	0,746	0,024	-0,776	0,156	0,599	1,000
<i>MSTR2</i>	9	-0,191	0,737	0,757	0,033	-0,937	-0,013	0,880	0,805
<i>LINNR</i>	10	-0,299	0,622	0,595	-0,052	-0,803	0,231	0,570	0,645
<i>LASTE</i>	11	0,682	-0,686	-0,641	0,070	0,635	-0,230	-0,415	-0,535
<i>VANUR</i>	12	-0,677	0,727	0,685	-0,121	-0,584	0,141	0,435	0,561
<i>HARKU</i>	13	-0,421	0,915	0,869	-0,018	-0,572	-0,069	0,585	0,607
<i>HARKUP</i>	14	-0,377	0,889	0,956	-0,064	-0,623	-0,115	0,613	0,705
<i>KOOLIA</i>	15	-0,577	0,652	0,645	-0,180	-0,626	0,166	0,457	0,537
<i>HAEBAV</i>	16	0,558	-0,655	-0,666	0,134	0,664	-0,246	-0,431	-0,545
<i>VALKU</i>	17	-0,458	0,493	0,528	-0,211	-0,427	0,098	0,350	0,374
<i>VALLÕKU</i>	18	-0,457	0,563	0,545	-0,154	-0,382	0,076	0,299	0,411
<i>DEMI</i>	19	-0,286	0,581	0,648	-0,096	-0,531	-0,007	0,508	0,527
<i>KODVI</i>	20	-0,252	0,671	0,720	-0,067	-0,612	-0,056	0,609	0,610
<i>POLÕI</i>	21	-0,222	0,580	0,640	-0,047	-0,558	-0,051	0,555	0,541
<i>KODPOLI</i>	22	-0,242	0,639	0,691	-0,058	-0,600	-0,055	0,596	0,590
<i>ETNKEEL</i>	23	0,474	-0,372	-0,251	-0,052	0,263	-0,124	-0,149	-0,168
<i>INFL</i>	24	0,227	-0,347	-0,313	-0,123	0,131	0,028	-0,148	-0,255
<i>TÖÖT</i>	25	0,111	-0,015	0,173	-0,149	-0,283	-0,154	0,333	0,183
<i>EKSP</i>	26	-0,169	0,062	0,148	-0,102	-0,175	0,141	0,055	0,150
<i>IMP</i>	27	-0,140	-0,055	0,034	-0,027	-0,011	-0,002	0,012	-0,006
<i>VÄLIN</i>	28	0,241	0,036	0,150	0,249	-0,191	-0,131	0,253	0,054
<i>LAEN</i>	29	-0,224	0,635	0,544	0,144	-0,510	0,085	0,433	0,486

		9	10	11	12	13	14	15	16
<i>STEBAV</i>	1	-0,191	-0,299	0,682	-0,677	-0,421	-0,377	-0,577	0,558
<i>SKP</i>	2	0,737	0,622	-0,686	0,727	0,915	0,889	0,652	-0,655
<i>SKPP</i>	3	0,757	0,595	-0,641	0,685	0,869	0,956	0,645	-0,666
<i>KASV</i>	4	0,033	-0,052	0,070	-0,121	-0,018	-0,064	-0,180	0,134
<i>PÖLLUM</i>	5	-0,937	-0,803	0,635	-0,584	-0,572	-0,623	-0,626	0,664
<i>TÖÖS</i>	6	-0,013	0,231	-0,230	0,141	-0,069	-0,115	0,166	-0,246
<i>TEEN</i>	7	0,880	0,570	-0,415	0,435	0,585	0,613	0,457	-0,431
<i>MSTR1</i>	8	0,805	0,645	-0,535	0,561	0,607	0,705	0,537	-0,545
<i>MSTR2</i>	9	1,000	0,797	-0,628	0,601	0,662	0,699	0,643	-0,660
<i>LINNR</i>	10	0,797	1,000	-0,660	0,602	0,532	0,529	0,644	-0,657
<i>LASTE</i>	11	-0,628	-0,660	1,000	-0,928	-0,625	-0,624	-0,806	0,807
<i>VANUR</i>	12	0,601	0,602	-0,928	1,000	0,678	0,695	0,765	-0,765
<i>HARKU</i>	13	0,662	0,532	-0,625	0,678	1,000	0,926	0,642	-0,608
<i>HARKUP</i>	14	0,699	0,529	-0,624	0,695	0,926	1,000	0,665	-0,663
<i>KOOLIA</i>	15	0,643	0,644	-0,806	0,765	0,642	0,665	1,000	-0,951
<i>HAEBAV</i>	16	-0,660	-0,657	0,807	-0,765	-0,608	-0,663	-0,951	1,000
<i>VALKU</i>	17	0,475	0,378	-0,604	0,691	0,511	0,581	0,511	-0,531
<i>VALLÖKU</i>	18	0,428	0,378	-0,591	0,673	0,597	0,650	0,599	-0,593
<i>DEMI</i>	19	0,578	0,517	-0,548	0,571	0,553	0,618	0,573	-0,575
<i>KODVI</i>	20	0,672	0,568	-0,518	0,581	0,650	0,697	0,627	-0,653
<i>POLÕI</i>	21	0,620	0,525	-0,487	0,535	0,546	0,606	0,540	-0,563
<i>KODPOLI</i>	22	0,662	0,560	-0,515	0,572	0,611	0,662	0,599	-0,624
<i>ETNKEEL</i>	23	-0,210	-0,234	0,466	-0,471	-0,289	-0,225	-0,277	0,308
<i>INFL</i>	24	-0,147	-0,032	0,183	-0,200	-0,311	-0,310	-0,134	0,082
<i>TÖÖT</i>	25	0,299	0,223	-0,152	0,161	-0,018	0,163	0,221	-0,214
<i>EKSP</i>	26	0,157	0,168	-0,225	0,207	0,075	0,189	0,302	-0,318
<i>IMP</i>	27	0,030	0,048	-0,185	0,161	-0,018	0,086	0,227	-0,235
<i>VÄLIN</i>	28	0,220	0,175	-0,015	-0,035	0,021	0,117	0,123	-0,101
<i>LAEN</i>	29	0,566	0,376	-0,492	0,395	0,572	0,506	0,433	-0,443

		17	18	19	20	21	22	23
<i>STEBAV</i>	1	-0,458	-0,457	-0,286	-0,252	-0,222	-0,242	0,474
<i>SKP</i>	2	0,493	0,563	0,581	0,671	0,580	0,639	-0,372
<i>SKPP</i>	3	0,528	0,545	0,648	0,720	0,640	0,691	-0,251
<i>KASV</i>	4	-0,211	-0,154	-0,096	-0,067	-0,047	-0,058	-0,052
<i>PÖLLUM</i>	5	-0,427	-0,382	-0,531	-0,612	-0,558	-0,600	0,263
<i>TÖÖS</i>	6	0,098	0,076	-0,007	-0,056	-0,051	-0,055	-0,124
<i>TEEN</i>	7	0,350	0,299	0,508	0,609	0,555	0,596	-0,149
<i>MSTR1</i>	8	0,374	0,411	0,527	0,610	0,541	0,590	-0,168
<i>MSTR2</i>	9	0,475	0,428	0,578	0,672	0,620	0,662	-0,210
<i>LINNR</i>	10	0,378	0,378	0,517	0,568	0,525	0,560	-0,234
<i>LASTE</i>	11	-0,604	-0,591	-0,548	-0,518	-0,487	-0,515	0,466
<i>VANUR</i>	12	0,691	0,673	0,571	0,581	0,535	0,572	-0,471
<i>HARKU</i>	13	0,511	0,597	0,553	0,650	0,546	0,611	-0,289
<i>HARKUP</i>	14	0,581	0,650	0,618	0,697	0,606	0,662	-0,225
<i>KOOLIA</i>	15	0,511	0,599	0,573	0,627	0,540	0,599	-0,277
<i>HAEBAV</i>	16	-0,531	-0,593	-0,575	-0,653	-0,563	-0,624	0,308
<i>VALKU</i>	17	1,000	0,735	0,417	0,452	0,432	0,455	-0,261
<i>VALLÖKU</i>	18	0,735	1,000	0,427	0,440	0,386	0,423	-0,187
<i>DEMI</i>	19	0,417	0,427	1,000	0,841	0,893	0,892	-0,229
<i>KODVI</i>	20	0,452	0,440	0,841	1,000	0,896	0,970	-0,197
<i>POLÕI</i>	21	0,432	0,386	0,893	0,896	1,000	0,977	-0,174
<i>KODPOLI</i>	22	0,455	0,423	0,892	0,970	0,977	1,000	-0,190
<i>ETNKEEL</i>	23	-0,261	-0,187	-0,229	-0,197	-0,174	-0,190	1,000
<i>INFL</i>	24	-0,128	-0,253	-0,101	-0,103	-0,050	-0,077	0,075
<i>TÖÖT</i>	25	0,297	0,143	0,288	0,261	0,300	0,289	0,117
<i>EKSP</i>	26	0,477	0,405	0,190	0,166	0,171	0,174	0,028
<i>IMP</i>	27	0,411	0,337	0,115	0,097	0,109	0,106	0,046
<i>VÄLIN</i>	28	0,027	-0,006	0,173	0,240	0,144	0,195	0,276
<i>LAEN</i>	29	0,239	0,321	0,306	0,314	0,275	0,302	-0,171

		24	25	26	27	28	29
<i>STEBAV</i>	1	0,227	0,111	-0,169	-0,140	0,241	-0,224
<i>SKP</i>	2	-0,347	-0,015	0,062	-0,055	0,036	0,635
<i>SKPP</i>	3	-0,313	0,173	0,148	0,034	0,150	0,544
<i>KASV</i>	4	-0,123	-0,149	-0,102	-0,027	0,249	0,144
<i>PÖLLUM</i>	5	0,131	-0,283	-0,175	-0,011	-0,191	-0,510
<i>TÖÖS</i>	6	0,028	-0,154	0,141	-0,002	-0,131	0,085
<i>TEEN</i>	7	-0,148	0,333	0,055	0,012	0,253	0,433
<i>MSTR1</i>	8	-0,255	0,183	0,150	-0,006	0,054	0,486
<i>MSTR2</i>	9	-0,147	0,299	0,157	0,030	0,220	0,566
<i>LINNR</i>	10	-0,032	0,223	0,168	0,048	0,175	0,376
<i>LASTE</i>	11	0,183	-0,152	-0,225	-0,185	-0,015	-0,492
<i>VANUR</i>	12	-0,200	0,161	0,207	0,161	-0,035	0,395
<i>HARKU</i>	13	-0,311	-0,018	0,075	-0,018	0,021	0,572
<i>HARKUP</i>	14	-0,310	0,163	0,189	0,086	0,117	0,506
<i>KOOLIA</i>	15	-0,134	0,221	0,302	0,227	0,123	0,433
<i>HAEBAV</i>	16	0,082	-0,214	-0,318	-0,235	-0,101	-0,443
<i>VALKU</i>	17	-0,128	0,297	0,477	0,411	0,027	0,239
<i>VALLÖKU</i>	18	-0,253	0,143	0,405	0,337	-0,006	0,321
<i>DEMI</i>	19	-0,101	0,288	0,190	0,115	0,173	0,306
<i>KODVI</i>	20	-0,103	0,261	0,166	0,097	0,240	0,314
<i>POLÕI</i>	21	-0,050	0,300	0,171	0,109	0,144	0,275
<i>KODPOLI</i>	22	-0,077	0,289	0,174	0,106	0,195	0,302
<i>ETNKEEL</i>	23	0,075	0,117	0,028	0,046	0,276	-0,171
<i>INFL</i>	24	1,000	0,064	-0,084	-0,023	-0,088	-0,397
<i>TÖÖT</i>	25	0,064	1,000	0,275	0,248	0,191	-0,127
<i>EKSP</i>	26	-0,084	0,275	1,000	0,918	0,281	0,006
<i>IMP</i>	27	-0,023	0,248	0,918	1,000	0,226	-0,081
<i>VÄLIN</i>	28	-0,088	0,191	0,281	0,226	1,000	0,165
<i>LAEN</i>	29	-0,397	-0,127	0,006	-0,081	0,165	1,000

## Lisa 6. Majanduse struktuuri arengu latentse muutujaga mudeli tulemused

Ostujõupariteediga korrigeerimata mudel:

Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.
DEM	KOOLIA	0,629	SKP	MAJSTR	0,745
DEMI	DEM	0,920	(SKP) <sup>2</sup>	SKP	0,967
HAEBAV	ETNKEEL	0,003	STEBAV	DEM	0,117
HAEBAV	KOOLIA	-1,835	STEBAV	ETNKEEL	0,270
HAEBAV	(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,938	STEBAV	HAEBAV	-0,076
HAEBAV	LASTE	-0,072	STEBAV	HARKU	0,003
HAEBAV	VANUR	-0,140	STEBAV	KASV	0,188
HARKU	ETNKEEL	0,047	STEBAV	KOOLIA	-0,244
HARKU	LASTE	-0,008	STEBAV	LASTE	3,692
HARKU	SKP	0,930	STEBAV	LINNR	-17,544
KASV	DEM	-0,037	STEBAV	MAJSTR	28,095
KASV	KOOLIA	-0,090	STEBAV	SKP	-0,896
KASV	MAJSTR	-0,036	STEBAV	(SKP) <sup>2</sup>	0,389
KASV	SKP	0,263	STEBAV	VALKU	-0,040
KASV	VALKU	-0,268	STEBAV	VANUR	-9,896
KODVI	DEM	0,928	TEEN	MAJSTR	0,607
KOOLIA	HARKU	0,306	VALKU	DEM	0,069
KOOLIA	SKP	0,380	VALKU	LASTE	0,228
(KOOLIA) <sup>2</sup>	KOOLIA	0,976	VALKU	MAJSTR	0,039
LASTE	LINNR	1,056	VALKU	SKP	-0,166
LASTE	MAJSTR	-1,847	VALKU	VANUR	0,944
LINNR	MAJSTR	0,929	VANUR	LINNR	-1,349
POLÕI	DEM	0,964	VANUR	MAJSTR	2,099
PÕLLUM	MAJSTR	-0,793			

Sõltuv muutuja	Det. koef.	Sõltuv muutuja	Det. koef.
DEM	0,396	LINNR	0,863
DEMI	0,847	POLÕI	0,930
HAEBAV	0,945	PÕLLUM	0,629
HARKU	0,851	SKP	0,555
KASV	0,085	(SKP) <sup>2</sup>	0,935
KODVI	0,862	STEBAV	5,268
KOOLIA	0,453	TEEN	0,368
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,953	VALKU	0,484
LASTE	0,901	VANUR	0,964

Suhtelised sobivusindeksid:	
NFI	0,935
RFI	0,894
IFI	0,943
TLI (NNFI)	0,907
CFI	0,943

Ostujõupariteediga korrigeeritud mudel:

Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.
DEM	KOOLIA	0,626	SKPP	MAJSTR	0,744
DEMI	DEM	0,920	(SKPP) <sup>2</sup>	SKPP	0,956
HAEBAV	ETNKEEL	0,003	STEBAV	DEM	0,058
HAEBAV	KOOLIA	-1,832	STEBAV	ETNKEEL	0,262
HAEBAV	(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,936	STEBAV	HAEBAV	0,015
HAEBAV	LASTE	-0,073	STEBAV	HARKUP	-0,235
HAEBAV	VANUR	-0,141	STEBAV	KASV	0,170
HARKUP	ETNKEEL	0,001	STEBAV	KOOLIA	-0,136
HARKUP	LASTE	-0,052	STEBAV	LASTE	3,730
HARKUP	SKPP	0,928	STEBAV	LINNR	-14,371
KASV	DEM	-0,037	STEBAV	MAJSTR	21,933
KASV	KOOLIA	-0,152	STEBAV	SKPP	0,201
KASV	MAJSTR	-0,012	STEBAV	(SKPP) <sup>2</sup>	-0,280
KASV	SKPP	0,292	STEBAV	VALKU	-0,003
KASV	VALKU	-0,256	STEBAV	VANUR	-6,327
KODVI	DEM	0,928	TEEN	MAJSTR	0,602
KOOLIA	HARKUP	0,668	VALKU	DEM	0,056
KOOLIA	SKPP	0,061	VALKU	LASTE	0,227
(KOOLIA) <sup>2</sup>	KOOLIA	0,976	VALKU	MAJSTR	0,009
LASTE	LINNR	1,248	VALKU	SKPP	-0,065
LASTE	MAJSTR	-2,029	VALKU	VANUR	0,901
LINNR	MAJSTR	0,940	VANUR	LINNR	-1,517
POLÕI	DEM	0,965	VANUR	MAJSTR	2,254
PÕLLUM	MAJSTR	-0,803			

Sõltuv muutuja	Det. koef.	Sõltuv muutuja	Det. koef.
DEM	0,392	LINNR	0,884
DEMI	0,846	POLÕI	0,930
HAEBAV	0,945	PÕLLUM	0,645
HARKU	0,925	SKPP	0,554
KASV	0,081	(SKPP) <sup>2</sup>	0,915
KODVI	0,861	STEBAV	3,552
KOOLIA	0,528	TEEN	0,363
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,953	VALKU	0,465
LASTE	0,912	VANUR	0,950

Suhtelised sobivusindeksid:	
NFI	0,937
RFI	0,898
IFI	0,946
TLI (NNFI)	0,911
CFI	0,946



## Lisa 7. Valitsuse kogukulutuste osakaalu sisaldava mudeli tulemused

Ostujõupariteediga korrigeerimata mudel:

Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.
DEM	KOOLIA	0,627	SKP	MSTR2	0,742
DEMI	DEM	0,920	(SKP) <sup>2</sup>	SKP	0,967
HAEBAV	ETNKEEL	0,003	STEBAV	DEM	0,115
HAEBAV	KOOLIA	-1,841	STEBAV	ETNKEEL	0,208
HAEBAV	(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,941	STEBAV	HAEBAV	-0,021
HAEBAV	LASTE	-0,073	STEBAV	HARKU	0,000
HAEBAV	VANUR	-0,141	STEBAV	KASV	0,204
HARKU	ETNKEEL	0,047	STEBAV	KOOLIA	-0,226
HARKU	LASTE	-0,007	STEBAV	LASTE	0,625
HARKU	SKP	0,926	STEBAV	LINNR	0,038
KASV	DEM	-0,069	STEBAV	MSTR2	0,766
KASV	KOOLIA	-0,151	STEBAV	(MSTR2) <sup>2</sup>	-0,195
KASV	MSTR2	0,164	STEBAV	SKP	-0,703
KASV	SKP	0,182	STEBAV	(SKP) <sup>2</sup>	0,433
KASV	VALKU	-0,324	STEBAV	VALKU	-0,038
KODVI	DEM	0,929	STEBAV	VANUR	-0,163
KOOLIA	HARKU	0,308	VALKU	DEM	0,027
KOOLIA	SKP	0,378	VALKU	LASTE	0,266
(KOOLIA) <sup>2</sup>	KOOLIA	0,976	VALKU	MSTR2	0,160
LASTE	LINNR	-0,439	VALKU	SKP	-0,201
LASTE	MSTR2	-0,278	VALKU	VANUR	0,859
LINNR	MSTR2	0,796	VANUR	LINNR	0,345
(MSTR2) <sup>2</sup>	MSTR2	0,952	VANUR	MSTR2	0,323
POLÕI	DEM	0,964			

Sõltuv muutuja	Det. koef.	Sõltuv muutuja	Det. koef.
DEM	0,393	LINNR	0,634
DEMI	0,847	(MSTR2) <sup>2</sup>	0,906
HAEBAV	0,945	POLÕI	0,929
HARKU	0,853	SKP	0,550
KASV	0,128	(SKP) <sup>2</sup>	0,935
KODVI	0,862	STEBAV	0,476
KOOLIA	0,453	VALKU	0,642
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,953	VANUR	0,401
LASTE	0,464		

Suhtelised sobivusindeksid:	
NFI	0,906
RFI	0,846
IFI	0,913
TLI (NNFI)	0,858
CFI	0,913

Ostujõupariteediga korrigeeritud mudel:

Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.
DEM	KOOLIA	0,625	SKPP	MSTR2	0,771
DEMI	DEM	0,920	(SKPP) <sup>2</sup>	SKPP	0,954
HAEBAV	ETNKEEL	0,002	STEBAV	DEM	0,031
HAEBAV	KOOLIA	-1,842	STEBAV	ETNKEEL	0,216
HAEBAV	(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,942	STEBAV	HAEBAV	0,160
HAEBAV	LASTE	-0,076	STEBAV	HARKUP	-0,245
HAEBAV	VANUR	-0,142	STEBAV	KASV	0,185
HARKUP	ETNKEEL	0,000	STEBAV	KOOLIA	-0,046
HARKUP	LASTE	-0,065	STEBAV	LASTE	0,627
HARKUP	SKPP	0,926	STEBAV	LINNR	-0,024
KASV	DEM	-0,058	STEBAV	MSTR2	0,780
KASV	KOOLIA	-0,163	STEBAV	(MSTR2) <sup>2</sup>	-0,382
KASV	MSTR2	0,181	STEBAV	SKPP	0,582
KASV	SKPP	0,148	STEBAV	(SKPP) <sup>2</sup>	-0,341
KASV	VALKU	-0,292	STEBAV	VALKU	-0,001
KODVI	DEM	0,928	STEBAV	VANUR	-0,190
KOOLIA	HARKUP	0,729	VALKU	DEM	0,021
KOOLIA	SKPP	-0,019	VALKU	LASTE	0,273
(KOOLIA) <sup>2</sup>	KOOLIA	0,976	VALKU	MSTR2	0,140
LASTE	LINNR	-0,440	VALKU	SKPP	-0,109
LASTE	MSTR2	-0,276	VALKU	VANUR	0,822
LINNR	MSTR2	0,796	VANUR	LINNR	0,346
(MSTR2) <sup>2</sup>	MSTR2	0,952	VANUR	MSTR2	0,322
POLÕI	DEM	0,964			

Sõltuv muutuja	Det. koef.	Sõltuv muutuja	Det. koef.
DEM	0,391	LINNR	0,634
DEMI	0,846	(MSTR2) <sup>2</sup>	0,906
HAEBAV	0,944	POLÕI	0,930
HARKUP	0,920	SKPP	0,594
KASV	0,103	(SKPP) <sup>2</sup>	0,911
KODVI	0,861	STEBAV	0,497
KOOLIA	0,505	VALKU	0,606
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,953	VANUR	0,400
LASTE	0,464		

Suhtelised sobivusindeksid:	
NFI	0,910
RFI	0,854
IFI	0,919
TLI (NNFI)	0,867
CFI	0,918

## Lisa 8. Valitsuse lõpptarbijakulutuste osakaalu sisaldava mudeli tulemused

Ostujõupariteediga korrigeerimata mudel:

Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.
DEM	KOOLIA	0,627	SKP	MSTR2	0,742
DEMI	DEM	0,920	(SKP) <sup>2</sup>	SKP	0,967
HAEBAV	ETNKEEL	0,003	STEBAV	DEM	0,111
HAEBAV	KOOLIA	-1,841	STEBAV	ETNKEEL	0,214
HAEBAV	(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,941	STEBAV	HAEBAV	-0,027
HAEBAV	LASTE	-0,073	STEBAV	HARKU	0,019
HAEBAV	VANUR	-0,141	STEBAV	KASV	0,200
HARKU	ETNKEEL	0,046	STEBAV	KOOLIA	-0,225
HARKU	LASTE	-0,007	STEBAV	LASTE	0,628
HARKU	SKP	0,926	STEBAV	LINNR	0,035
KASV	DEM	-0,094	STEBAV	MSTR2	0,763
KASV	KOOLIA	-0,174	STEBAV	(MSTR2) <sup>2</sup>	-0,199
KASV	MSTR2	0,120	STEBAV	SKP	-0,698
KASV	SKP	0,229	STEBAV	(SKP) <sup>2</sup>	0,427
KASV	VALLÕKU	-0,206	STEBAV	VALLÕKU	-0,066
KODVI	DEM	0,929	STEBAV	VANUR	-0,147
KOOLIA	HARKU	0,308	VALLÕKU	DEM	0,009
KOOLIA	SKP	0,379	VALLÕKU	LASTE	0,239
(KOOLIA) <sup>2</sup>	KOOLIA	0,976	VALLÕKU	MSTR2	0,000
LASTE	LINNR	-0,439	VALLÕKU	SKP	0,127
LASTE	MSTR2	-0,277	VALLÕKU	VANUR	0,749
LINNR	MSTR2	0,796	VANUR	LINNR	0,345
(MSTR2) <sup>2</sup>	MSTR2	0,952	VANUR	MSTR2	0,323
POLÕI	DEM	0,964			

Sõltuv muutuja	Det. koef.	Sõltuv muutuja	Det. koef.
DEM	0,393	LINNR	0,634
DEMI	0,847	(MSTR2) <sup>2</sup>	0,906
HAEBAV	0,945	POLÕI	0,929
HARKU	0,852	SKP	0,550
KASV	0,082	(SKP) <sup>2</sup>	0,935
KODVI	0,862	STEBAV	0,478
KOOLIA	0,453	VALLÕKU	0,539
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,953	VANUR	0,401
LASTE	0,464		

Suhtelised sobivusindeksid:	
NFI	0,906
RFI	0,846
IFI	0,913
TLI (NNFI)	0,858
CFI	0,913

Ostujõupariteediga korrigeeritud mudel:

Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.
DEM	KOOLIA	0,624	SKPP	MSTR2	0,768
DEMI	DEM	0,920	(SKPP) <sup>2</sup>	SKPP	0,954
HAEBAV	ETNKEEL	0,002	STEBAV	DEM	0,029
HAEBAV	KOOLIA	-1,841	STEBAV	ETNKEEL	0,226
HAEBAV	(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,941	STEBAV	HAEBAV	0,142
HAEBAV	LASTE	-0,076	STEBAV	HARKUP	-0,156
HAEBAV	VANUR	-0,142	STEBAV	KASV	0,180
HARKUP	ETNKEEL	-0,002	STEBAV	KOOLIA	-0,065
HARKUP	LASTE	-0,066	STEBAV	LASTE	0,635
HARKUP	SKPP	0,925	STEBAV	LINNR	-0,028
KASV	DEM	-0,081	STEBAV	MSTR2	0,785
KASV	KOOLIA	-0,190	STEBAV	(MSTR2) <sup>2</sup>	-0,381
KASV	MSTR2	0,138	STEBAV	SKPP	0,526
KASV	SKPP	0,186	STEBAV	(SKPP) <sup>2</sup>	-0,360
KASV	VALLÕKU	-0,178	STEBAV	VALLÕKU	-0,072
KODVI	DEM	0,928	STEBAV	VANUR	-0,148
KOOLIA	HARKUP	0,727	VALLÕKU	DEM	0,009
KOOLIA	SKPP	-0,017	VALLÕKU	LASTE	0,245
(KOOLIA) <sup>2</sup>	KOOLIA	0,976	VALLÕKU	MSTR2	0,003
LASTE	LINNR	-0,440	VALLÕKU	SKPP	0,099
LASTE	MSTR2	-0,276	VALLÕKU	VANUR	0,770
LINNR	MSTR2	0,797	VANUR	LINNR	0,346
(MSTR2) <sup>2</sup>	MSTR2	0,952	VANUR	MSTR2	0,321
POLÕI	DEM	0,964			

Sõltuv muutuja	Det. koef.	Sõltuv muutuja	Det. koef.
DEM	0,390	LINNR	0,634
DEMI	0,846	(MSTR2) <sup>2</sup>	0,906
HAEBAV	0,944	POLÕI	0,930
HARKUP	0,919	SKPP	0,589
KASV	0,069	(SKPP) <sup>2</sup>	0,910
KODVI	0,861	STEBAV	0,495
KOOLIA	0,505	VALLÕKU	0,552
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,953	VANUR	0,400
LASTE	0,464		

Suhtelised sobivusindeksid:	
NFI	0,909
RFI	0,851
IFI	0,917
TLI (NNFI)	0,863
CFI	0,916

## Lisa 9. Lähtemudel võrranditena<sup>1</sup>

$$\begin{aligned} STEBAV = & b_{1,1}SKP + b_{1,2}(SKP)^2 + b_{1,3}KASV + b_{1,4}VALKU + b_{1,5}DEM + \\ & + b_{1,6}LINNR + b_{1,7}LASTE + b_{1,8}VANUR + b_{1,9}HARKU + \\ & + b_{1,11}KOOLIA + b_{1,12}HAEBAV + b_{1,13}ETNKEEL + b_{1,14}MSTR2 + \\ & + b_{1,15}(MSTR2)^2 + e_{STEBAV}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} HAEBAV = & b_{2,1}LINNR + b_{2,2}LASTE + b_{2,3}VANUR + b_{2,4}HARKU + \\ & + b_{2,5}KOOLIA + b_{2,6}(KOOLIA)^2 + b_{2,7}ETNKEEL + e_{HAEBAV}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} KASV = & b_{3,1}SKP + b_{3,2}VALKU + b_{3,3}DEM + b_{3,4}KOOLIA + \\ & + b_{3,5}MSTR2 + e_{KASV}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} VALKU = & b_{4,1}SKP + b_{4,2}DEM + b_{4,3}LASTE + b_{4,4}VANUR + \\ & + b_{4,5}MSTR2 + e_{VALKU}, \end{aligned}$$

$$HARKU = b_{5,1}SKP + b_{5,2}LASTE + b_{5,3}ETNKEEL + e_{HARKU},$$

$$KOOLIA = b_{6,1}SKP + b_{6,2}HARKU + e_{KOOLIA},$$

$$LASTE = b_{7,1}LINNR + b_{7,2}MSTR2 + e_{LASTE},$$

$$VANUR = b_{8,1}LINNR + b_{8,2}MSTR2 + e_{VANUR},$$

$$LINNR = b_{9,1}MSTR2 + e_{LINNR},$$

$$SKP = b_{10,1}MSTR2 + e_{SKP},$$

$$DEM = b_{11,1}KOOLIA + e_{DEM},$$

$$DEMI = b_{12,1}DEM + e_{DEMI},$$

$$KODVI = b_{13,1}DEM + e_{KODVI},$$

$$POLÕI = b_{14,1}DEM + e_{POLÕI},$$

$$(KOOLIA)^2 = b_{15,1}KOOLIA + e_{(KOOLIA)^2},$$

$$(SKP)^2 = b_{16,1}SKP + e_{(SKP)^2},$$

$$(MSTR2)^2 = b_{17,1}MSTR2 + e_{(MSTR2)^2}.$$

---

<sup>1</sup> Ostujõupariteediga korrigeerimisel *SKP* asemel *SKPP*,  $(SKP)^2$  asemel  $(SKPP)^2$  ja *HARKU* asemel *HARKUP*.

## Lisa 10. Lähtemudeli tulemused

Ostujõupariteediga korrigeerimata mudel:

Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus	Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus
DEM	KOOLIA	0,627	0,000	SKP	MSTR2	0,742	0,000
DEMI	DEM	0,920		(SKP) <sup>2</sup>	SKP	0,967	0,000
HAEBAV	ETNKEEL	0,003	0,856	STEBAV	DEM	0,115	0,070
HAEBAV	KOOLIA	-1,841	0,000	STEBAV	ETNKEEL	0,208	0,000
HAEBAV	(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,941	0,000	STEBAV	HAEBAV	-0,021	0,893
HAEBAV	LASTE	-0,073	0,000	STEBAV	HARKU	0,000	0,999
HAEBAV	VANUR	-0,141	0,000	STEBAV	KASV	0,204	0,000
HARKU	ETNKEEL	0,047	0,067	STEBAV	KOOLIA	-0,226	0,174
HARKU	LASTE	-0,007	0,792	STEBAV	LASTE	0,625	0,000
HARKU	SKP	0,926	0,000	STEBAV	LINNR	0,038	0,655
KASV	DEM	-0,069	0,399	STEBAV	MSTR2	0,766	0,000
KASV	KOOLIA	-0,151	0,135	STEBAV	(MSTR2) <sup>2</sup>	-0,195	0,203
KASV	MSTR2	0,164	0,094	STEBAV	SKP	-0,703	0,002
KASV	SKP	0,182	0,093	STEBAV	(SKP) <sup>2</sup>	0,433	0,019
KASV	VALKU	-0,324	0,000	STEBAV	VALKU	-0,038	0,658
KODVI	DEM	0,929	0,000	STEBAV	VANUR	-0,163	0,093
KOOLIA	HARKU	0,308	0,017	VALKU	DEM	0,027	0,566
KOOLIA	SKP	0,378	0,003	VALKU	LASTE	0,266	0,000
(KOOLIA) <sup>2</sup>	KOOLIA	0,976	0,000	VALKU	MSTR2	0,160	0,036
LASTE	LINNR	-0,439	0,000	VALKU	SKP	-0,201	0,002
LASTE	MSTR2	-0,278	0,000	VALKU	VANUR	0,859	0,000
LINNR	MSTR2	0,796	0,000	VANUR	LINNR	0,345	0,000
(MSTR2) <sup>2</sup>	MSTR2	0,952	0,000	VANUR	MSTR2	0,323	0,000
POLÕI	DEM	0,964	0,000				

Sõltuv muutuja	Det. koef.	Sõltuv muutuja	Det. koef.
DEM	0,393	LINNR	0,634
DEMI	0,847	(MSTR2) <sup>2</sup>	0,906
HAEBAV	0,945	POLÕI	0,929
HARKU	0,853	SKP	0,550
KASV	0,128	(SKP) <sup>2</sup>	0,935
KODVI	0,862	STEBAV	0,476
KOOLIA	0,453	VALKU	0,642
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,953	VANUR	0,401
LASTE	0,464		

Korrelatsioonikoefitsiendid:			p-väärtus
ETNKEEL	MSTR2	-0,217	0,001

Sobivusindeksid:	
NFI	0,906
RFI	0,846
IFI	0,913
TLI (NNFI)	0,858
CFI	0,913

Ostujõupariteediga korrigeeritud mudel:

Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus	Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus
DEM	KOOLIA	0,625	0,000	SKPP	MSTR2	0,771	0,000
DEMI	DEM	0,920		(SKPP) <sup>2</sup>	SKPP	0,954	0,000
HAEBAV	ETNKEEL	0,002	0,891	STEBAV	DEM	0,031	0,617
HAEBAV	KOOLIA	-1,842	0,000	STEBAV	ETNKEEL	0,216	0,000
HAEBAV	(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,942	0,000	STEBAV	HAEBAV	0,160	0,306
HAEBAV	LASTE	-0,076	0,000	STEBAV	HARKUP	-0,245	0,242
HAEBAV	VANUR	-0,142	0,000	STEBAV	KASV	0,185	0,000
HARKUP	ETNKEEL	0,000	0,994	STEBAV	KOOLIA	-0,046	0,785
HARKUP	LASTE	-0,065	0,010	STEBAV	LASTE	0,627	0,000
HARKUP	SKPP	0,926	0,000	STEBAV	LINNR	-0,024	0,776
KASV	DEM	-0,058	0,487	STEBAV	MSTR2	0,780	0,000
KASV	KOOLIA	-0,163	0,131	STEBAV	(MSTR2) <sup>2</sup>	-0,382	0,011
KASV	MSTR2	0,181	0,109	STEBAV	SKPP	0,582	0,032
KASV	SKPP	0,148	0,286	STEBAV	(SKPP) <sup>2</sup>	-0,341	0,069
KASV	VALKU	-0,292	0,000	STEBAV	VALKU	-0,001	0,995
KODVI	DEM	0,928	0,000	STEBAV	VANUR	-0,190	0,037
KOOLIA	HARKUP	0,729	0,000	VALKU	DEM	0,021	0,676
KOOLIA	SKPP	-0,019	0,926	VALKU	LASTE	0,273	0,000
(KOOLIA) <sup>2</sup>	KOOLIA	0,976	0,000	VALKU	MSTR2	0,140	0,114
LASTE	LINNR	-0,440	0,000	VALKU	SKPP	-0,109	0,198
LASTE	MSTR2	-0,276	0,000	VALKU	VANUR	0,822	0,000
LINNR	MSTR2	0,796	0,000	VANUR	LINNR	0,346	0,000
(MSTR2) <sup>2</sup>	MSTR2	0,952	0,000	VANUR	MSTR2	0,322	0,000
POLÕI	DEM	0,964	0,000				

Sõltuv muutuja	Det. koef.	Sõltuv muutuja	Det. koef.
DEM	0,391	LINNR	0,634
DEMI	0,846	(MSTR2) <sup>2</sup>	0,906
HAEBAV	0,944	POLÕI	0,930
HARKUP	0,920	SKPP	0,594
KASV	0,103	(SKPP) <sup>2</sup>	0,911
KODVI	0,861	STEBAV	0,497
KOOLIA	0,505	VALKU	0,606
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,953	VANUR	0,400
LASTE	0,464		

Korrelatsioonikoefitsiendid:			p-väärtus
ETNKEEL	MSTR2	-0,217	0,001

Sobivusindeksid:	
NFI	0,910
RFI	0,854
IFI	0,919
TLI (NNFI)	0,867
CFI	0,918

## Lisa 11. Lähtemudeli kogu-, otsese ja kaudse mõju koefitsientide maatriksid

Ostujõupariteediga korrigeerimata lähtemudeli kogumõjukoefitsientide maatriks:

Mõjur Sõltuv m.	MS- TR2	LIN- NR	ETN- KEEL	LAS- TE	SKP	HAR- KU	KOO- LIA	VA- NUR	DEM
LINNR	0,796	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	-0,627	-0,439	0	0	0	0	0	0	0
SKP	0,742	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKU	0,692	0,003	0,047	-0,007	0,926	0	0	0	0
KOOLIA	0,494	0,001	0,014	-0,002	0,664	0,308	0	0	0
VANUR	0,598	0,345	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0,310	0,001	0,009	-0,001	0,416	0,193	0,627	0	0
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,482	0,001	0,014	-0,002	0,648	0,301	0,976	0	0
VALKU	0,366	0,180	0	0,266	-0,190	0,005	0,017	0,859	0,027
(MSTR2) <sup>2</sup>	0,952	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKP) <sup>2</sup>	0,717	0	0	0	0,967	0	0	0	0
HAEBAV	-0,494	-0,017	-0,010	-0,071	-0,612	-0,284	-0,923	-0,141	0
KASV	0,084	-0,058	-0,003	-0,086	0,114	-0,062	-0,200	-0,278	-0,078
STEBAV	-0,152	-0,311	0,205	0,599	-0,344	-0,054	-0,176	-0,250	0,098

Mõjur Sõltuv m.	(KOO- LIA) <sup>2</sup>	VAL- KU	(MS- TR2) <sup>2</sup>	(SK- P) <sup>2</sup>	HA- EBAV	KASV
LINNR	0	0	0	0	0	0
LASTE	0	0	0	0	0	0
SKP	0	0	0	0	0	0
HARKU	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	0	0
VANUR	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0
VALKU	0	0	0	0	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0
(SKP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	0,941	0	0	0	0	0
KASV	0	-0,324	0	0	0	0
STEBAV	-0,020	-0,104	-0,195	0,433	-0,021	0,204



Ostujõupariteediga korrigeerimata lähtemudeli otsese mõju koefitsientide maatriks:

Mõjur Sõltuv m.	MS- TR2	LIN- NR	ETN- KEEL	LAS- TE	SKP	HAR- KU	KOO- LIA	VA- NUR	DEM
LINNR	0,796	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	-0,278	-0,439	0	0	0	0	0	0	0
SKP	0,742	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKU	0	0	0,047	-0,007	0,926	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	0,378	0,308	0	0	0
VANUR	0,323	0,345	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0	0,627	0	0
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0,976	0	0
VALKU	0,160	0	0	0,266	-0,201	0	0	0,859	0,027
(MSTR2) <sup>2</sup>	0,952	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0,967	0	0	0	0
HAEBAV	0	0	0,003	-0,073	0	0	-1,841	-0,141	0
KASV	0,164	0	0	0	0,182	0	-0,151	0	-0,069
STEBAV	0,766	0,038	0,208	0,625	-0,703	0	-0,226	-0,163	0,115

Mõjur Sõltuv m.	(KOO- LIA) <sup>2</sup>	VAL- KU	(MS- TR2) <sup>2</sup>	(SK- P) <sup>2</sup>	HA- EBAV	KASV
LINNR	0	0	0	0	0	0
LASTE	0	0	0	0	0	0
SKP	0	0	0	0	0	0
HARKU	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	0	0
VANUR	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0
VALKU	0	0	0	0	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0
(SKP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	0,941	0	0	0	0	0
KASV	0	-0,324	0	0	0	0
STEBAV	0	-0,038	-0,195	0,433	-0,021	0,204

Ostujõupariteediga korrigeerimata lähtemudeli kaudse mõju koefitsientide maatriks:

Mõjur Sõltuv m.	MS- TR2	LIN-NR	ETN- KEEL	LAS- TE	SKP	HAR- KU	KOO- LIA	VA- NUR	DEM
LINNR	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	-0,350	0	0	0	0	0	0	0	0
SKP	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKU	0,692	0,003	0	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0,494	0,001	0,014	-0,002	0,285	0	0	0	0
VANUR	0,275	0	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0,310	0,001	0,009	-0,001	0,416	0,193	0	0	0
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,482	0,001	0,014	-0,002	0,648	0,301	0	0	0
VALKU	0,206	0,18	0	0	0,011	0,005	0,017	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKP) <sup>2</sup>	0,717	0	0	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	-0,494	-0,017	-0,013	0,002	-0,612	-0,284	0,919	0	0
KASV	-0,080	-0,058	-0,003	-0,086	-0,067	-0,062	-0,049	-0,278	-0,009
STEBAV	-0,919	-0,349	-0,003	-0,026	0,360	-0,054	0,050	-0,087	-0,017

Mõjur Sõltuv m.	(KOO- LIA) <sup>2</sup>	VAL- KU	(MS- TR2) <sup>2</sup>	(SK- P) <sup>2</sup>	HA- EBAV	KASV
LINNR	0	0	0	0	0	0
LASTE	0	0	0	0	0	0
SKP	0	0	0	0	0	0
HARKU	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	0	0
VANUR	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0
VALKU	0	0	0	0	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0
(SKP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	0	0	0	0	0	0
KASV	0	0	0	0	0	0
STEBAV	-0,020	-0,066	0	0	0	0

Ostujõupariteediga korrigeeritud lähtemudeli kogumõjukoefitsientide maatriks:

Mõjur Sõltuv m.	MS- TR2	LIN- NR	ETN- KEEL	LAS- TE	SKPP	HAR- KUP	KOO- LIA	VA- NUR	DEM
LINNR	0,796	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	-0,627	-0,440	0	0	0	0	0	0	0
SKPP	0,771	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKUP	0,755	0,029	0	-0,065	0,926	0	0	0	0
KOOLIA	0,536	0,021	0	-0,048	0,656	0,729	0	0	0
VANUR	0,597	0,346	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0,335	0,013	0	-0,030	0,410	0,456	0,625	0	0
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,523	0,02	0	-0,047	0,640	0,711	0,976	0	0
VALKU	0,383	0,164	0	0,272	-0,100	0,010	0,013	0,822	0,021
(MSTR2) <sup>2</sup>	0,952	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKPP) <sup>2</sup>	0,736	0	0	0	0,954	0	0	0	0
HAEBAV	-0,532	-0,035	0,002	-0,032	-0,605	-0,672	-0,923	-0,142	0
KASV	0,076	-0,052	0	-0,070	0,046	-0,148	-0,203	-0,240	-0,064
STEBAV	-0,180	-0,388	0,217	0,626	-0,075	-0,398	-0,211	-0,257	0,019

Mõjur Sõltuv m.	(KOO- LIA) <sup>2</sup>	VAL- KU	(MS- TR2) <sup>2</sup>	(SK- PP) <sup>2</sup>	HA- EBAV	KASV
LINNR	0	0	0	0	0	0
LASTE	0	0	0	0	0	0
SKPP	0	0	0	0	0	0
HARKUP	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	0	0
VANUR	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0
VALKU	0	0	0	0	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0
(SKPP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	0,942	0	0	0	0	0
KASV	0	-0,292	0	0	0	0
STEBAV	0,150	-0,055	-0,382	-0,341	0,160	0,185

Ostujõupariteediga korrigeeritud lähtemudeli otsese mõjukoefitsientide maatriks:

Mõjur Sõltuv m.	MS- TR2	LIN- NR	ETN- KEEL	LAS- TE	SKPP	HAR- KUP	KOO- LIA	VA- NUR	DEM
LINNR	0,796	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	-0,276	-0,440	0	0	0	0	0	0	0
SKPP	0,771	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKUP	0	0	0	-0,065	0,926	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	-0,019	0,729	0	0	0
VANUR	0,322	0,346	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0	0,625	0	0
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0,976	0	0
VALKU	0,140	0	0	0,273	-0,109	0	0	0,822	0,021
(MSTR2) <sup>2</sup>	0,952	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKPP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0,954	0	0	0	0
HAEBAV	0	0	0,002	-0,076	0	0	-1,842	-0,142	0
KASV	0,181	0	0	0	0,148	0	-0,163	0	-0,058
STEBAV	0,780	-0,024	0,216	0,627	0,582	-0,245	-0,046	-0,190	0,031

Mõjur Sõltuv m.	(KOO- LIA) <sup>2</sup>	VAL- KU	(MS- TR2) <sup>2</sup>	(SK- PP) <sup>2</sup>	HA- EBAV	KASV
LINNR	0	0	0	0	0	0
LASTE	0	0	0	0	0	0
SKPP	0	0	0	0	0	0
HARKUP	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	0	0
VANUR	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0
VALKU	0	0	0	0	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0
(SKPP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	0,942	0	0	0	0	0
KASV	0	-0,292	0	0	0	0
STEBAV	0	-0,001	-0,382	-0,341	0,160	0,185

Ostujõupariteediga korrigeeritud lähtemudeli kaudse mõju koefitsientide maatriks:

Mõjur Sõltuv m.	MS- TR2	LIN- NR	ETN- KEEL	LAS- TE	SKPP	HAR- KUP	KOO- LIA	VA- NUR	DEM
LINNR	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	-0,350	0	0	0	0	0	0	0	0
SKPP	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKUP	0,755	0,029	0	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0,536	0,021	0	-0,048	0,674	0	0	0	0
VANUR	0,275	0	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0,335	0,013	0	-0,030	0,410	0,456	0	0	0
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,523	0,020	0	-0,047	0,640	0,711	0	0	0
VALKU	0,243	0,164	0	-0,001	0,009	0,010	0,013	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKPP) <sup>2</sup>	0,736	0	0	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	-0,532	-0,035	0	0,044	-0,605	-0,672	0,919	0	0
KASV	-0,105	-0,052	0	-0,07	-0,102	-0,148	-0,040	-0,240	-0,006
STEBAV	-0,961	-0,364	0	-0,001	-0,657	-0,154	-0,166	-0,068	-0,012

Mõjur Sõltuv m.	(KOO- LIA) <sup>2</sup>	VAL- KU	(MS- TR2) <sup>2</sup>	(SK- PP) <sup>2</sup>	HA- EBAV	KASV
LINNR	0	0	0	0	0	0
LASTE	0	0	0	0	0	0
SKPP	0	0	0	0	0	0
HARKUP	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	0	0
VANUR	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0
VALKU	0	0	0	0	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0
(SKPP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	0	0	0	0	0	0
KASV	0	0	0	0	0	0
STEBAV	0,150	-0,054	0	0	0	0

## Lisa 12. Täiendatud mudel võrranditena<sup>2</sup>

$$\begin{aligned} STEBAV = & b_{1,1}SKP + b_{1,2}(SKP)^2 + b_{1,3}KASV + b_{1,4}VALKU + b_{1,5}DEM + \\ & + b_{1,6}LINNR + b_{1,7}LASTE + b_{1,8}VANUR + b_{1,9}HARKU + \\ & + b_{1,11}KOOLIA + b_{1,12}HAEBAV + b_{1,13}ETNKEEL + b_{1,14}MSTR2 + \\ & + b_{1,15}(MSTR2)^2 + b_{1,16}INFL + b_{1,17}LAEN + b_{1,18}EKSP + \\ & + b_{1,19}IMP + e_{STEBAV} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} HAEBAV = & b_{2,1}LINNR + b_{2,2}LASTE + b_{2,3}VANUR + b_{2,4}HARKU + \\ & + b_{2,5}KOOLIA + b_{2,6}(KOOLIA)^2 + b_{2,7}ETNKEEL + e_{HAEBAV}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} KASV = & b_{3,1}SKP + b_{3,2}VALKU + b_{3,3}DEM + b_{3,4}KOOLIA + \\ & + b_{3,5}MSTR2 + b_{3,6}INFL + b_{3,7}LAEN + e_{KASV}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} VALKU = & b_{4,1}SKP + b_{4,2}DEM + b_{4,3}LASTE + b_{4,4}VANUR + b_{4,5}MSTR2 + \\ & + b_{4,6}EKSP + b_{4,7}IMP + e_{VALKU} \end{aligned}$$

$$HARKU = b_{5,1}SKP + b_{5,2}LASTE + b_{5,3}ETNKEEL + e_{HARKU},$$

$$KOOLIA = b_{6,1}SKP + b_{6,2}HARKU + e_{KOOLIA},$$

$$LASTE = b_{7,1}LINNR + b_{7,2}MSTR2 + e_{LASTE},$$

$$VANUR = b_{8,1}LINNR + b_{8,2}MSTR2 + e_{VANUR},$$

$$LINNR = b_{9,1}MSTR2 + e_{LINNR},$$

$$SKP = b_{10,1}MSTR2 + e_{SKP},$$

$$DEM = b_{11,1}KOOLIA + e_{DEM},$$

$$INFL = b_{12,1}VALKU + e_{INFL},$$

$$EKSP = b_{13,1}INFL + e_{EKSP},$$

$$IMP = b_{14,1}INFL + e_{IMP},$$

$$DEMI = b_{15,1}DEM + e_{DEMI},$$

$$KODVI = b_{16,1}DEM + e_{KODVI},$$

$$POLÕI = b_{17,1}DEM + e_{POLÕI},$$

$$(KOOLIA)^2 = b_{18,1}KOOLIA + e_{(KOOLIA)^2},$$

$$(SKP)^2 = b_{19,1}SKP + e_{(SKP)^2},$$

$$(MSTR2)^2 = b_{20,1}MSTR2 + e_{(MSTR2)^2}.$$

---

<sup>2</sup> Ostujõupariteediga korrigeerimisel *SKP* asemel *SKPP*,  $(SKP)^2$  asemel  $(SKPP)^2$  ja *HARKU* asemel *HARKUP*.

### Lisa 13. Täiendatud mudeli tulemused

Ostujõupariteediga korrigeerimata mudel:

Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus	Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus
DEM	KOOLIA	0,630	0,000	SKP	MSTR2	0,742	0,000
DEMI	DEM	0,920		(SKP) <sup>2</sup>	SKP	0,967	0,000
EKSP	INFL	-0,050	0,506	STEBAV	DEM	0,116	0,046
HAEBAV	ETNKEEL	0,003	0,870	STEBAV	EKSP	-0,163	0,004
HAEBAV	KOOLIA	-1,842	0,000	STEBAV	ETNKEEL	0,190	0,000
HAEBAV	(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,941	0,000	STEBAV	HAEBAV	0,038	0,794
HAEBAV	LASTE	-0,074	0,000	STEBAV	HARKU	-0,022	0,844
HAEBAV	VANUR	-0,141	0,000	STEBAV	IMP	0,122	0,006
HARKU	ETNKEEL	0,046	0,069	STEBAV	INFL	0,100	0,029
HARKU	LASTE	-0,007	0,793	STEBAV	KASV	0,180	0,000
HARKU	SKP	0,926	0,000	STEBAV	KOOLIA	-0,147	0,337
IMP	INFL	-0,046	0,508	STEBAV	LAEN	0,188	0,001
INFL	VALKU	-0,121	0,102	STEBAV	LASTE	0,705	0,000
KASV	DEM	-0,025	0,762	STEBAV	LINNR	0,089	0,258
KASV	INFL	-0,080	0,214	STEBAV	MSTR2	0,600	0,000
KASV	KOOLIA	-0,116	0,246	STEBAV	(MSTR2) <sup>2</sup>	-0,139	0,326
KASV	LAEN	0,164	0,033	STEBAV	SKP	-0,693	0,001
KASV	MSTR2	0,113	0,278	STEBAV	(SKP) <sup>2</sup>	0,400	0,018
KASV	SKP	0,046	0,667	STEBAV	VALKU	0,031	0,733
KASV	VALKU	-0,356	0,000	STEBAV	VANUR	-0,080	0,405
KODVI	DEM	0,929	0,000	VALKU	DEM	-0,023	0,572
KOOLIA	HARKU	0,307	0,018	VALKU	EKSP	0,383	0,000
KOOLIA	SKP	0,380	0,003	VALKU	IMP	-0,062	0,092
(KOOLIA) <sup>2</sup>	KOOLIA	0,976	0,000	VALKU	LASTE	0,291	0,000
LASTE	LINNR	-0,438	0,000	VALKU	MSTR2	0,078	0,242
LASTE	MSTR2	-0,279	0,000	VALKU	SKP	-0,109	0,056
LINNR	MSTR2	0,796	0,000	VALKU	VANUR	0,836	0,000
(MSTR2) <sup>2</sup>	MSTR2	0,952	0,000	VANUR	LINNR	0,344	0,000
POLÕI	DEM	0,964	0,000	VANUR	MSTR2	0,324	0,000

Sõltuv muutuja	Det. koef.	Sõltuv muutuja	Det. koef.
<i>DEM</i>	0,396	<i>(KOOLIA)<sup>2</sup></i>	0,953
<i>DEMI</i>	0,847	<i>LASTE</i>	0,464
<i>EKSP</i>	0,007	<i>LINNR</i>	0,634
<i>HAEBAV</i>	0,945	<i>(MSTR2)<sup>2</sup></i>	0,906
<i>HARKU</i>	0,853	<i>POLÕI</i>	0,929
<i>IMP</i>	0,001	<i>SKP</i>	0,550
<i>INFL</i>	0,019	<i>(SKP)<sup>2</sup></i>	0,935
<i>KASV</i>	0,145	<i>STEBAV</i>	0,562
<i>KODVI</i>	0,863	<i>VALKU</i>	0,729
<i>KOOLIA</i>	0,454	<i>VANUR</i>	0,401

Korrelatsioonikoefitsiendid:			<i>p</i> -väärtus
<i>ETNKEEL</i>	<i>MSTR2</i>	-0,217	0,001
<i>LAEN</i>	<i>ETNKEEL</i>	-0,158	0,018
<i>LAEN</i>	<i>MSTR2</i>	0,587	0,000

Sobivusindeksid:	
<i>NFI</i>	0,867
<i>RFI</i>	0,802
<i>IFI</i>	0,877
<i>TLI (NNFI)</i>	0,816
<i>CFI</i>	0,876



Ostujõupariteediga korrigeeritud mudel:

Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus	Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus
DEM	KOOLIA	0,626	0,000	SKPP	MSTR2	0,770	0,000
DEMI	DEM	0,920		(SKPP) <sup>2</sup>	SKPP	0,954	0,000
EKSP	INFL	-0,054	0,461	STEBAV	DEM	0,017	0,765
HAEBAV	ETNKEEL	0,002	0,903	STEBAV	EKSP	-0,219	0,000
HAEBAV	KOOLIA	-1,843	0,000	STEBAV	ETNKEEL	0,205	0,000
HAEBAV	(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,942	0,000	STEBAV	HAEBAV	0,197	0,172
HAEBAV	LASTE	-0,076	0,000	STEBAV	HARKUP	-0,220	0,255
HAEBAV	VANUR	-0,143	0,000	STEBAV	IMP	0,205	0,000
HARKUP	ETNKEEL	0,000	0,992	STEBAV	INFL	0,127	0,005
HARKUP	LASTE	-0,067	0,009	STEBAV	KASV	0,167	0,000
HARKUP	SKPP	0,925	0,000	STEBAV	KOOLIA	0,001	0,994
IMP	INFL	-0,037	0,589	STEBAV	LAEN	0,112	0,043
INFL	VALKU	-0,113	0,123	STEBAV	LASTE	0,663	0,000
KASV	DEM	-0,016	0,847	STEBAV	LINNR	0,009	0,905
KASV	INFL	-0,087	0,178	STEBAV	MSTR2	0,646	0,000
KASV	KOOLIA	-0,145	0,170	STEBAV	(MSTR2) <sup>2</sup>	-0,295	0,036
KASV	LAEN	0,176	0,023	STEBAV	SKPP	0,552	0,028
KASV	MSTR2	0,114	0,334	STEBAV	(SKPP) <sup>2</sup>	-0,321	0,064
KASV	SKPP	0,049	0,718	STEBAV	VALKU	0,037	0,677
KASV	VALKU	-0,335	0,000	STEBAV	VANUR	-0,153	0,100
KODVI	DEM	0,928	0,000	VALKU	DEM	-0,025	0,560
KOOLIA	HARKUP	0,735	0,000	VALKU	EKSP	0,360	0,000
KOOLIA	SKPP	-0,026	0,895	VALKU	IMP	-0,018	0,646
(KOOLIA) <sup>2</sup>	KOOLIA	0,976	0,000	VALKU	LASTE	0,303	0,000
LASTE	LINNR	-0,439	0,000	VALKU	MSTR2	0,083	0,277
LASTE	MSTR2	-0,278	0,000	VALKU	SKPP	-0,082	0,260
LINNR	MSTR2	0,796	0,000	VALKU	VANUR	0,832	0,000
(MSTR2) <sup>2</sup>	MSTR2	0,952	0,000	VANUR	LINNR	0,345	0,000
POLÕI	DEM	0,964	0,000	VANUR	MSTR2	0,323	0,000

Sõltuv muutuja	Det. koef.	Sõltuv muutuja	Det. koef.
<i>DEM</i>	0,392	<i>(KOOLIA)<sup>2</sup></i>	0,953
<i>DEMI</i>	0,846	<i>LASTE</i>	0,464
<i>EKSP</i>	0,007	<i>LINNR</i>	0,634
<i>HAEBAV</i>	0,944	<i>(MSTR2)<sup>2</sup></i>	0,906
<i>HARKUP</i>	0,919	<i>POLÕI</i>	0,930
<i>IMP</i>	0,001	<i>SKPP</i>	0,594
<i>INFL</i>	0,017	<i>(SKPP)<sup>2</sup></i>	0,910
<i>KASV</i>	0,138	<i>STEBAV</i>	0,573
<i>KODVI</i>	0,861	<i>VALKU</i>	0,712
<i>KOOLIA</i>	0,504	<i>VANUR</i>	0,401

Korrelatsioonikoefitsiendid:			<i>p</i> -väärtus
<i>ETNKEEL</i>	<i>MSTR2</i>	-0,218	0,001
<i>LAEN</i>	<i>ETNKEEL</i>	-0,159	0,018
<i>LAEN</i>	<i>MSTR2</i>	0,584	0,000

Sobivusindeksid:	
<i>NFI</i>	0,874
<i>RFI</i>	0,812
<i>IFI</i>	0,885
<i>TLI (NNFI)</i>	0,828
<i>CFI</i>	0,884

## Lisa 14. Täiendatud mudeli kogu-, otsese ja kaudse mõju koefitsientide maatriksid

Ostujõupariteediga korrigeerimata täiendatud mudeli kogumõjukoefitsientide maatriks:

Mõjur Sõltuv m.	MS- TR2	LIN-NR	ETN- KEEL	LAS- TE	SKP	HAR- KU	KOO- LIA	VA- NUR	DEM	EKSP
LINNR	0,796	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	-0,628	-0,438	0	0	0	0	0	0	0	0
SKP	0,742	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKU	0,692	0,003	0,046	-0,007	0,926	0	0	0	0	0
KOOLIA	0,494	0,001	0,014	-0,002	0,664	0,307	0	0	0	0
VANUR	0,598	0,344	0	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0,311	0,001	0,009	-0,001	0,418	0,193	0,630	0	0	0
EKSP	0,002	0,001	0	0,002	-0,001	0	0	0,005	0	0,002
IMP	0,002	0,001	0	0,002	-0,001	0	0	0,005	0	0,002
INFL	-0,037	-0,019	0	-0,035	0,014	0,001	0,002	-0,102	0,003	-0,047
VALKU	0,308	0,160	0	0,292	-0,119	-0,004	-0,015	0,838	-0,023	0,384
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,482	0,001	0,014	-0,002	0,648	0,300	0,976	0	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0,952	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKP) <sup>2</sup>	0,717	0	0	0	0,967	0	0	0	0	0
HAEBAV	-0,494	-0,017	-0,010	-0,072	-0,613	-0,284	-0,923	-0,141	0	0
KASV	-0,024	-0,056	-0,002	-0,101	-0,001	-0,039	-0,127	-0,290	-0,017	-0,133
STEBAV	-0,248	-0,256	0,187	0,690	-0,402	-0,063	-0,132	-0,121	0,113	-0,180

Mõjur Sõltuv m.	IMP	INFL	VAL- KU	LAEN	(KOO- LIA) <sup>2</sup>	(MS- TR2) <sup>2</sup>	(SK- P) <sup>2</sup>	HA- EBAV	KASV
LINNR	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SKP	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKU	0	0	0	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VANUR	0	0	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EKSP	0	-0,05	0,006	0	0	0	0	0	0
IMP	0	-0,046	0,006	0	0	0	0	0	0
INFL	0,008	0,002	-0,122	0	0	0	0	0	0
VALKU	-0,063	-0,016	0,002	0	0	0	0	0	0
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	0	0	0	0	0,941	0	0	0	0
KASV	0,022	-0,074	-0,347	0,164	0	0	0	0	0
STEBAV	0,124	0,089	-0,044	0,218	0,036	-0,139	0,400	0,038	0,180

Ostujõupariteediga korrigeerimata täiendatud mudeli otsese mõju koefitsientide maatriks:

Mõjur Sõltuv m.	MS- TR2	LIN- NR	ETN- KEEL	LAS- TE	SKP	HAR- KU	KOO- LIA	VA- NUR	DEM	EKSP
LINNR	0,796	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	-0,279	-0,438	0	0	0	0	0	0	0	0
SKP	0,742	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKU	0	0	0,046	-0,007	0,926	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	0,380	0,307	0	0	0	0
VANUR	0,324	0,344	0	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0	0,630	0	0	0
EKSP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
IMP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
INFL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VALKU	0,078	0	0	0,291	-0,109	0	0	0,836	-0,023	0,383
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0,976	0	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0,952	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0,967	0	0	0	0	0
HAEBAV	0	0	0,003	-0,074	0	0	-1,842	-0,141	0	0
KASV	0,113	0	0	0	0,046	0	-0,116	0	-0,025	0
STEBAV	0,600	0,089	0,190	0,705	-0,693	-0,022	-0,147	-0,080	0,116	-0,163

Mõjur Sõltuv m.	IMP	INFL	VAL- KU	LAEN	(KOO- LIA) <sup>2</sup>	(MS- TR2) <sup>2</sup>	(SK- P) <sup>2</sup>	HA- EBAV	KASV
LINNR	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SKP	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKU	0	0	0	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VANUR	0	0	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EKSP	0	-0,050	0	0	0	0	0	0	0
IMP	0	-0,046	0	0	0	0	0	0	0
INFL	0	0	-0,121	0	0	0	0	0	0
VALKU	-0,062	0	0	0	0	0	0	0	0
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	0	0	0	0	0,941	0	0	0	0
KASV	0	-0,080	-0,356	0,164	0	0	0	0	0
STEBAV	0,122	0,100	0,031	0,188	0	-0,139	0,400	0,038	0,180

Ostujõupariteediga korrigeerimata täiendatud mudeli kaudse mõju koefitsientide maatriks:

Mõjur Sõltuv m.	MS- TR2	LIN- NR	ETN- KEEL	LAS- TE	SKP	HAR- KU	KOO- LIA	VA- NUR	DEM	EKSP
LINNR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	-0,349	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SKP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKU	0,692	0,003	0	0	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0,494	0,001	0,014	-0,002	0,285	0	0	0	0	0
VANUR	0,274	0	0	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0,311	0,001	0,009	-0,001	0,418	0,193	0	0	0	0
EKSP	0,002	0,001	0	0,002	-0,001	0	0	0,005	0	0,002
IMP	0,002	0,001	0	0,002	-0,001	0	0	0,005	0	0,002
INFL	-0,037	-0,019	0	-0,035	0,014	0,001	0,002	-0,102	0,003	-0,047
VALKU	0,230	0,160	0	0,001	-0,01	-0,004	-0,015	0,002	0	0,001
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,482	0,001	0,014	-0,002	0,648	0,3	0	0	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKP) <sup>2</sup>	0,717	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	-0,494	-0,017	-0,013	0,002	-0,613	-0,284	0,919	0	0	0
KASV	-0,138	-0,056	-0,002	-0,101	-0,046	-0,039	-0,010	-0,290	0,008	-0,133
STEBAV	-0,848	-0,344	-0,003	-0,015	0,291	-0,041	0,015	-0,042	-0,003	-0,017

Mõjur Sõltuv m.	IMP	INFL	VAL- KU	LAEN	(KOO- LIA) <sup>2</sup>	(MS- TR2) <sup>2</sup>	(SK- P) <sup>2</sup>	HA- EBAV	KASV
LINNR	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SKP	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKU	0	0	0	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VANUR	0	0	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EKSP	0	0	0,006	0	0	0	0	0	0
IMP	0	0	0,006	0	0	0	0	0	0
INFL	0,008	0,002	0	0	0	0	0	0	0
VALKU	0	-0,016	0,002	0	0	0	0	0	0
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	0	0	0	0	0	0	0	0	0
KASV	0,022	0,006	0,009	0	0	0	0	0	0
STEBAV	0,003	-0,011	-0,075	0,030	0,036	0	0	0	0

Ostujõupariteediga korrigeeritud täiendatud mudeli kogumõjukoefitsientide maatriks:

Mõjur Sõltuv m.	MS- TR2	LIN- NR	ETN- KEEL	LAS- TE	SKPP	HAR- KUP	KOO- LIA	VA- NUR	DEM	EKSP
LINNR	0,796	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	-0,627	-0,439	0	0	0	0	0	0	0	0
SKPP	0,770	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKUP	0,754	0,029	0	-0,067	0,925	0	0	0	0	0
KOOLIA	0,534	0,021	0	-0,049	0,654	0,735	0	0	0	0
VANUR	0,598	0,345	0	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0,334	0,013	0	-0,031	0,409	0,460	0,626	0	0	0
EKSP	0,002	0,001	0	0,002	-0,001	0	0	0,005	0	0,002
IMP	0,001	0,001	0	0,001	0	0	0	0,004	0	0,002
INFL	-0,036	-0,017	0	-0,035	0,010	0,001	0,002	-0,095	0,003	-0,041
VALKU	0,319	0,154	0	0,305	-0,092	-0,012	-0,016	0,834	-0,025	0,361
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,521	0,021	0	-0,048	0,638	0,718	0,976	0	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0,952	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKPP) <sup>2</sup>	0,735	0	0	0	0,954	0	0	0	0	0
HAEBAV	-0,530	-0,035	0,002	-0,031	-0,603	-0,679	-0,923	-0,143	0	0
KASV	-0,035	-0,053	0	-0,092	-0,022	-0,110	-0,150	-0,271	-0,008	-0,117
STEBAV	-0,208	-0,353	0,206	0,662	-0,075	-0,364	-0,195	-0,208	0,015	-0,230

Mõjur Sõltuv m.	IMP	INFL	VAL- KU	LAEN	(KOO- LIA) <sup>2</sup>	(MS- TR2) <sup>2</sup>	(SK- PP) <sup>2</sup>	HA- EBAV	KASV
LINNR	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SKPP	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKUP	0	0	0	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VANUR	0	0	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EKSP	0	-0,055	0,006	0	0	0	0	0	0
IMP	0	-0,037	0,004	0	0	0	0	0	0
INFL	0,002	0,002	-0,114	0	0	0	0	0	0
VALKU	-0,018	-0,019	0,002	0	0	0	0	0	0
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKPP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	0	0	0	0	0,942	0	0	0	0
KASV	0,006	-0,081	-0,326	0,176	0	0	0	0	0
STEBAV	0,205	0,118	-0,032	0,141	0,186	-0,295	-0,321	0,197	0,167

Ostujõupariteediga korrigeeritud täiendatud mudeli otsese mõju koefitsientide maatriks:

Mõjur Sõltuv m.	MS- TR2	LIN- NR	ETN- KEEL	LAS- TE	SKPP	HAR- KUP	KOO- LIA	VA- NUR	DEM	EKSP
LINNR	0,796	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	-0,278	-0,439	0	0	0	0	0	0	0	0
SKPP	0,770	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKUP	0	0	0	-0,067	0,925	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	-0,026	0,735	0	0	0	0
VANUR	0,323	0,345	0	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0	0,626	0	0	0
EKSP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
IMP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
INFL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VALKU	0,083	0	0	0,303	-0,082	0	0	0,832	-0,025	0,360
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0,976	0	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0,952	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKPP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0,954	0	0	0	0	0
HAEBAV	0	0	0,002	-0,076	0	0	-1,843	-0,143	0	0
KASV	0,114	0	0	0	0,049	0	-0,145	0	-0,016	0
STEBAV	0,646	0,009	0,205	0,663	0,552	-0,220	0,001	-0,153	0,017	-0,219

Mõjur Sõltuv m.	IMP	INFL	VAL- KU	LAEN	(KOO- LIA) <sup>2</sup>	(MS- TR2) <sup>2</sup>	(SK- PP) <sup>2</sup>	HA- EBAV	KASV
LINNR	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SKPP	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKUP	0	0	0	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VANUR	0	0	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EKSP	0	-0,054	0	0	0	0	0	0	0
IMP	0	-0,037	0	0	0	0	0	0	0
INFL	0	0	-0,113	0	0	0	0	0	0
VALKU	-0,018	0	0	0	0	0	0	0	0
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKPP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	0	0	0	0	0,942	0	0	0	0
KASV	0	-0,087	-0,335	0,176	0	0	0	0	0
STEBAV	0,205	0,127	0,037	0,112	0	-0,295	-0,321	0,197	0,167

Ostujõupariteediga korrigeeritud täiendatud mudeli kaudse mõju koefitsientide maatriks:

Mõjur Sõltuv m.	MS- TR2	LIN- NR	ETN- KEEL	LAS- TE	SKPP	HAR- KUP	KOO- LIA	VA- NUR	DEM	EKSP
LINNR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	-0,350	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SKPP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKUP	0,754	0,029	0	0	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0,534	0,021	0	-0,049	0,680	0	0	0	0	0
VANUR	0,275	0	0	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0,334	0,013	0	-0,031	0,409	0,460	0	0	0	0
EKSP	0,002	0,001	0	0,002	-0,001	0	0	0,005	0	0,002
IMP	0,001	0,001	0	0,001	0	0	0	0,004	0	0,002
INFL	-0,036	-0,017	0	-0,035	0,010	0,001	0,002	-0,095	0,003	-0,041
VALKU	0,236	0,154	0	0,001	-0,010	-0,012	-0,016	0,002	0	0,001
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,521	0,021	0	-0,048	0,638	0,718	0	0	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKPP) <sup>2</sup>	0,735	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	-0,530	-0,035	0	0,045	-0,603	-0,679	0,920	0	0	0
KASV	-0,149	-0,053	0	-0,092	-0,071	-0,110	-0,005	-0,271	0,008	-0,117
STEBAV	-0,854	-0,362	0	-0,001	-0,627	-0,144	-0,197	-0,055	-0,002	-0,012

Mõjur Sõltuv m.	IMP	INFL	VAL- KU	LAEN	(KOO- LIA) <sup>2</sup>	(MS- TR2) <sup>2</sup>	(SK- PP) <sup>2</sup>	HA- EBAV	KASV
LINNR	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SKPP	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKUP	0	0	0	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VANUR	0	0	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EKSP	0	0	0,006	0	0	0	0	0	0
IMP	0	0	0,004	0	0	0	0	0	0
INFL	0,002	0,002	0	0	0	0	0	0	0
VALKU	0	-0,019	0,002	0	0	0	0	0	0
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(MSTR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKPP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	0	0	0	0	0	0	0	0	0
KASV	0,006	0,006	0,009	0	0	0	0	0	0
STEBAV	0,001	-0,010	-0,069	0,029	0,186	0	0	0	0



### Lisa 15. Täielik mudel võrranditena<sup>3</sup>

$$\begin{aligned} STEBAV &= b_{1,1}SKP + b_{1,2}(SKP)^2 + b_{1,3}KASV + b_{1,4}VALKU + b_{1,5}DEM + \\ &+ b_{1,6}LINNR + b_{1,7}LASTE + b_{1,8}VANUR + b_{1,9}HARKU + b_{1,11}KOOLIA + \\ &+ b_{1,12}HAEBAV + b_{1,13}ETNKEEL + b_{1,14}MSTR2 + b_{1,15}(MSTR2)^2 + \\ &+ b_{1,16}INFL + b_{1,17}LAEN + b_{1,18}EKSP + b_{1,19}IMP + b_{1,20}VÄLIN + \\ &+ b_{1,21}TÖÖT + e_{STEBAV} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} HAEBAV &= b_{2,1}LINNR + b_{2,2}LASTE + b_{2,3}VANUR + b_{2,4}HARKU + \\ &+ b_{2,5}KOOLIA + b_{2,6}(KOOLIA)^2 + b_{2,7}ETNKEEL + e_{HAEBAV}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} KASV &= b_{3,1}SKP + b_{3,2}VALKU + b_{3,3}DEM + b_{3,4}KOOLIA + \\ &+ b_{3,5}MSTR2 + b_{3,6}INFL + b_{3,7}LAEN + e_{KASV}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} VALKU &= b_{4,1}SKP + b_{4,2}DEM + b_{4,3}LASTE + b_{4,4}VANUR + b_{4,5}MSTR2 + \\ &+ b_{4,6}EKSP + b_{4,7}IMP + e_{VALKU} \end{aligned}$$

$$HARKU = b_{5,1}SKP + b_{5,2}LASTE + b_{5,3}ETNKEEL + e_{HARKU},$$

$$KOOLIA = b_{6,1}SKP + b_{6,2}HARKU + e_{KOOLIA},$$

$$LASTE = b_{7,1}LINNR + b_{7,2}MSTR2 + e_{LASTE},$$

$$VANUR = b_{8,1}LINNR + b_{8,2}MSTR2 + e_{VANUR},$$

$$LINNR = b_{9,1}MSTR2 + e_{LINNR},$$

$$SKP = b_{10,1}MSTR2 + e_{SKP},$$

$$DEM = b_{11,1}KOOLIA + e_{DEM},$$

$$INFL = b_{12,1}VALKU + e_{INFL},$$

$$EKSP = b_{13,1}INFL + e_{EKSP},$$

$$IMP = b_{14,1}INFL + e_{IMP},$$

$$MSTR2 = b_{15,1}VÄLIN + e_{MSTR2},$$

$$VÄLIN = b_{16,1}SKP + b_{16,2}KOOLIA + e_{VÄLIN},$$

$$TÖÖT = b_{17,1}VALKU + b_{17,2}VÄLIN + e_{TÖÖT},$$

$$DEMI = b_{18,1}DEM + e_{DEMI},$$

$$KODVI = b_{19,1}DEM + e_{KODVI},$$

$$POLÕI = b_{20,1}DEM + e_{POLÕI},$$

---

<sup>3</sup> Ostujõupariteediga korrigeerimisel *SKP* asemel *SKPP*,  $(SKP)^2$  asemel  $(SKPP)^2$  ja *HARKU* asemel *HARKUP*.

$$(KOOLIA)^2 = b_{21,1}KOOLIA + e_{(KOOLIA)^2},$$

$$(SKP)^2 = b_{22,1}SKP + e_{(SKP)^2},$$

$$(MSTR2)^2 = b_{23,1}MSTR2 + e_{MSTR2^2}.$$

## Lisa 16. Täieliku mudeli tulemused

Ostujõupariteediga korrigeerimata mudel:

Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus	Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus
DEM	KOOLIA	0,634	0,000	STEBAV	EKSP	-0,177	0,001
DEMI	DEM	0,920		STEBAV	ETNKEEL	0,167	0,000
EKSP	INFL	-0,050	0,504	STEBAV	HAEBAV	0,035	0,810
HAEBAV	ETNKEEL	0,003	0,867	STEBAV	HARKU	-0,010	0,927
HAEBAV	KOOLIA	-1,840	0,000	STEBAV	IMP	0,102	0,019
HAEBAV	(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,940	0,000	STEBAV	INFL	0,117	0,010
HAEBAV	LASTE	-0,073	0,000	STEBAV	KASV	0,172	0,000
HAEBAV	VANUR	-0,140	0,000	STEBAV	KOOLIA	-0,214	0,165
HARKU	ETNKEEL	0,041	0,096	STEBAV	LAEN	0,136	0,002
HARKU	LASTE	-0,005	0,869	STEBAV	LASTE	0,685	0,000
HARKU	SKP	0,911	0,000	STEBAV	LINNR	0,060	0,441
IMP	INFL	-0,044	0,527	STEBAV	MSTR2	0,601	0,000
INFL	VALKU	-0,120	0,105	STEBAV	(MSTR2) <sup>2</sup>	-0,255	0,067
KASV	DEM	-0,025	0,759	STEBAV	SKP	-0,441	0,033
KASV	INFL	-0,089	0,165	STEBAV	(SKP) <sup>2</sup>	0,353	0,035
KASV	KOOLIA	-0,115	0,256	STEBAV	TÖÖT	0,200	0,000
KASV	LAEN	0,125	0,046	STEBAV	VALKU	-0,031	0,733
KASV	MSTR2	0,136	0,151	STEBAV	VANUR	-0,103	0,273
KASV	SKP	0,055	0,592	STEBAV	VÄLIN	0,156	0,014
KASV	VALKU	-0,359	0,000	TÖÖT	VALKU	0,299	0,000
KODVI	DEM	0,929	0,000	TÖÖT	VÄLIN	0,238	0,003
KOOLIA	HARKU	0,297	0,027	VALKU	DEM	-0,024	0,556
KOOLIA	SKP	0,263	0,093	VALKU	EKSP	0,373	0,000
(KOOLIA) <sup>2</sup>	KOOLIA	0,977	0,000	VALKU	IMP	-0,051	0,167
LASTE	LINNR	-0,440	0,000	VALKU	LASTE	0,294	0,000
LASTE	MSTR2	-0,277	0,000	VALKU	MSTR2	0,088	0,190
LINNR	MSTR2	0,796	0,000	VALKU	SKP	-0,108	0,056
MSTR2	VÄLIN	0,666	0,006	VALKU	VANUR	0,837	0,000
(MSTR2) <sup>2</sup>	MSTR2	0,952	0,000	VANUR	LINNR	0,345	0,000
POLÕI	DEM	0,964	0,000	VANUR	MSTR2	0,322	0,000
SKP	MSTR2	0,864	0,000	VÄLIN	KOOLIA	0,519	0,005
(SKP) <sup>2</sup>	SKP	0,967	0,000	VÄLIN	SKP	-0,790	0,032
STEBAV	DEM	0,066	0,253				

Sõltuv muutuja	Det. koef.	Sõltuv muutuja	Det. koef.
<i>DEM</i>	0,402	<i>LINNR</i>	0,634
<i>DEMI</i>	0,846	<i>MSTR2</i>	-0,022
<i>EKSP</i>	0,007	<i>(MSTR2)<sup>2</sup></i>	0,905
<i>HAEBAV</i>	0,945	<i>POLÕI</i>	0,930
<i>HARKU</i>	0,854	<i>SKP</i>	0,534
<i>IMP</i>	0,001	<i>(SKP)<sup>2</sup></i>	0,935
<i>INFL</i>	0,018	<i>STEBAV</i>	0,591
<i>KASV</i>	0,140	<i>TÖÖT</i>	0,163
<i>KODVI</i>	0,862	<i>VALKU</i>	0,726
<i>KOOLIA</i>	0,440	<i>VANUR</i>	0,400
<i>(KOOLIA)<sup>2</sup></i>	0,954	<i>VÄLIN</i>	-0,200
<i>LASTE</i>	0,464		

Korrelatsioonikoefitsiendid:			<i>p</i> -väärtus
<i>LAEN</i>	<i>ETNKEEL</i>	-0,166	0,015

Sobivusindeksid:	
<i>NFI</i>	0,857
<i>RFI</i>	0,796
<i>IFI</i>	0,870
<i>TLI (NNFI)</i>	0,812
<i>CFI</i>	0,869

Ostujõupariteediga korrigeeritud mudel:

Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus	Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus
DEM	KOOLIA	0,629	0,000	STEBAV	EKSP	-0,188	0,000
DEMI	DEM	0,920		STEBAV	ETNKEEL	0,165	0,000
EKSP	INFL	-0,052	0,484	STEBAV	HAEBAV	0,133	0,349
HAEBAV	ETNKEEL	0,002	0,884	STEBAV	HARKUP	-0,096	0,612
HAEBAV	KOOLIA	-1,841	0,000	STEBAV	IMP	0,132	0,002
HAEBAV	(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,941	0,000	STEBAV	INFL	0,128	0,004
HAEBAV	LASTE	-0,075	0,000	STEBAV	KASV	0,163	0,000
HAEBAV	VANUR	-0,141	0,000	STEBAV	KOOLIA	-0,104	0,497
HARKUP	ETNKEEL	-0,005	0,824	STEBAV	LAEN	0,116	0,009
HARKUP	LASTE	-0,063	0,014	STEBAV	LASTE	0,689	0,000
HARKUP	SKPP	0,921	0,000	STEBAV	LINNR	0,013	0,865
IMP	INFL	-0,038	0,586	STEBAV	MSTR2	0,608	0,000
INFL	VALKU	-0,115	0,117	STEBAV	(MSTR2) <sup>2</sup>	-0,325	0,018
KASV	DEM	-0,009	0,912	STEBAV	SKPP	0,341	0,167
KASV	INFL	-0,100	0,121	STEBAV	(SKPP) <sup>2</sup>	-0,204	0,231
KASV	KOOLIA	-0,144	0,173	STEBAV	TÖÖT	0,216	0,000
KASV	LAEN	0,143	0,023	STEBAV	VALKU	-0,031	0,729
KASV	MSTR2	0,149	0,170	STEBAV	VANUR	-0,106	0,244
KASV	SKPP	0,028	0,831	STEBAV	VÄLIN	0,137	0,020
KASV	VALKU	-0,337	0,000	TÖÖT	VALKU	0,304	0,000
KODVI	DEM	0,928	0,000	TÖÖT	VÄLIN	0,196	0,017
KOOLIA	HARKUP	0,718	0,000	VALKU	DEM	-0,025	0,558
KOOLIA	SKPP	-0,059	0,773	VALKU	EKSP	0,356	0,000
(KOOLIA) <sup>2</sup>	KOOLIA	0,976	0,000	VALKU	IMP	-0,016	0,678
LASTE	LINNR	-0,441	0,000	VALKU	LASTE	0,305	0,000
LASTE	MSTR2	-0,273	0,001	VALKU	MSTR2	0,097	0,201
LINNR	MSTR2	0,796	0,000	VALKU	SKPP	-0,088	0,220
MSTR2	VÄLIN	0,443	0,006	VALKU	VANUR	0,830	0,000
(MSTR2) <sup>2</sup>	MSTR2	0,952	0,000	VANUR	LINNR	0,347	0,000
POLÕI	DEM	0,964	0,000	VANUR	MSTR2	0,321	0,000
SKPP	MSTR2	0,811	0,000	VÄLIN	KOOLIA	0,283	0,035
(SKPP) <sup>2</sup>	SKPP	0,954	0,000	VÄLIN	SKPP	-0,416	0,064
STEBAV	DEM	0,005	0,926				

Sõltuv muutuja	Det. koef.	Sõltuv muutuja	Det. koef.
<i>DEM</i>	0,395	<i>LINNR</i>	0,634
<i>DEMI</i>	0,846	<i>MSTR2</i>	0,048
<i>EKSP</i>	0,007	<i>(MSTR2)<sup>2</sup></i>	0,906
<i>HAEBAV</i>	0,945	<i>POLÕI</i>	0,930
<i>HARKUP</i>	0,919	<i>SKPP</i>	0,591
<i>IMP</i>	0,001	<i>(SKPP)<sup>2</sup></i>	0,911
<i>INFL</i>	0,017	<i>STEBAV</i>	0,605
<i>KASV</i>	0,135	<i>TÕÖT</i>	0,142
<i>KODVI</i>	0,861	<i>VALKU</i>	0,712
<i>KOOLIA</i>	0,498	<i>VANUR</i>	0,400
<i>(KOOLIA)<sup>2</sup></i>	0,953	<i>VÄLIN</i>	-0,073
<i>LASTE</i>	0,464		

Korrelatsioonikoefitsiendid:			<i>p</i> -väärtus
<i>LAEN</i>	<i>ETNKEEL</i>	-0,166	0,015

Sobivusindeksid:	
<i>NFI</i>	0,864
<i>RFI</i>	0,805
<i>IFI</i>	0,877
<i>TLI (NNFI)</i>	0,823
<i>CFI</i>	0,876

## Lisa 17. Täieliku mudeli kogu-, otsese ja kaudse mõju koefitsientide maatriksid

Ostujõupariteediga korrigeerimata täieliku mudeli kogumõjukoefitsientide maatriks:

Mõjur Sõltuv m.	<i>ETN- KEEL</i>	<i>VÄL- IN</i>	<i>MS- TR2</i>	<i>LAS- TE</i>	<i>SKP</i>	<i>LIN- NR</i>	<i>HAR- KU</i>	<i>KOO- LIA</i>	<i>VA- NUR</i>	<i>DEM</i>	<i>EKSP</i>
<i>VÄLIN</i>	0,005	-0,228	-0,342	-0,001	-0,396	0	0,119	0,400	0	0	0
<i>MSTR2</i>	0,003	0,514	-0,228	0	-0,264	0	0,079	0,267	0	0	0
<i>LASTE</i>	-0,002	-0,322	-0,484	0	0,165	-0,440	-0,050	-0,167	0	0	0
<i>SKP</i>	0,003	0,445	0,667	0	-0,228	0	0,069	0,231	0	0	0
<i>LINNR</i>	0,003	0,410	0,615	0	-0,210	0	0,063	0,212	0	0	0
<i>HARKU</i>	0,044	0,407	0,610	-0,005	0,702	0,002	0,063	0,211	0	0	0
<i>KOOLIA</i>	0,014	0,238	0,357	-0,002	0,412	0,001	0,334	0,123	0	0	0
<i>VANUR</i>	0,002	0,307	0,461	0	-0,158	0,345	0,047	0,159	0	0	0
<i>DEM</i>	0,009	0,151	0,226	-0,001	0,261	0	0,212	0,712	0	0	0
<i>EKSP</i>	0	0,001	0,001	0,002	-0,001	0,001	0	0	0,005	0	0,002
<i>IMP</i>	0	0,001	0,001	0,002	-0,001	0,001	0	0	0,004	0	0,002
<i>INFL</i>	0	-0,019	-0,028	-0,035	0,024	-0,019	-0,002	-0,008	-0,101	0,003	-0,045
<i>VALKU</i>	0,001	0,156	0,234	0,295	-0,197	0,160	0,019	0,065	0,838	-0,024	0,374
<i>(KOO- LIA)<sup>2</sup></i>	0,014	0,232	0,348	-0,002	0,402	0,001	0,326	1,097	0	0	0
<i>TÖÖT</i>	0,001	0,231	-0,012	0,088	-0,153	0,048	0,034	0,115	0,251	-0,007	0,112
<i>(MS- TR2)<sup>2</sup></i>	0,003	0,490	0,735	0	-0,251	0	0,076	0,254	0	0	0
<i>(SKP)<sup>2</sup></i>	0,003	0,430	0,645	0	0,746	0	0,066	0,223	0	0	0
<i>HAEBAV</i>	-0,010	-0,239	-0,358	-0,072	-0,370	-0,017	-0,311	-1,046	-0,140	0	0
<i>KASV</i>	-0,001	0,009	0,014	-0,103	0,021	-0,056	-0,036	-0,121	-0,292	-0,017	-0,130
<i>STEBAV</i>	0,164	0,020	-0,276	0,669	-0,225	-0,285	-0,075	-0,216	-0,146	0,063	-0,194

Mõjur Sõltuv m.	IMP	INFL	VAL- KU	LAEN	(KOO- LIA) <sup>2</sup>	TÖÖT	(MS- TR2) <sup>2</sup>	(SK- P) <sup>2</sup>	HA- EBAV	KASV
VÄLIN	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
MSTR2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SKP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LINNR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKU	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VANUR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EKSP	0	-0,050	0,006	0	0	0	0	0	0	0
IMP	0	-0,044	0,005	0	0	0	0	0	0	0
INFL	0,006	0,002	-0,120	0	0	0	0	0	0	0
VALKU	-0,052	-0,016	0,002	0	0	0	0	0	0	0
(KOO- LIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TÖÖT	-0,015	-0,005	0,300	0	0	0	0	0	0	0
(MS- TR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	0	0	0	0	0,940	0	0	0	0	0
KASV	0,018	-0,084	-0,349	0,125	0	0	0	0	0	0
STEBAV	0,105	0,107	-0,046	0,158	0,033	0,200	-0,255	0,353	0,035	0,172



Ostujõupariteediga korrigeerimata täieliku mudeli otsese mõju koefitsientide maatriks:

Mõjur Sõltuv m.	ETN- KEEL	VÄL- IN	MS- TR2	LAS- TE	SKP	LIN- NR	HAR- KU	KOO- LIA	VA- NUR	DEM	EKSP
VÄLIN	0	0	0	0	-0,790	0	0	0,519	0	0	0
MSTR2	0	0,666	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	0	0	-0,277	0	0	-0,440	0	0	0	0	0
SKP	0	0	0,864	0	0	0	0	0	0	0	0
LINNR	0	0	0,796	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKU	0,041	0	0	-0,005	0,911	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	0,263	0	0,297	0	0	0	0
VANUR	0	0	0,322	0	0	0,345	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0	0	0,634	0	0	0
EKSP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
IMP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
INFL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VALKU	0	0	0,088	0,294	-0,108	0	0	0	0,837	-0,024	0,373
(KOO- LIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0,977	0	0	0
TÖÖT	0	0,238	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(MS- TR2) <sup>2</sup>	0	0	0,952	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0,967	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	0,003	0	0	-0,073	0	0	0	-1,840	-0,140	0	0
KASV	0	0	0,136	0	0,055	0	0	-0,115	0	-0,025	0
STEBAV	0,167	0,156	0,601	0,685	-0,441	0,060	-0,010	-0,214	-0,103	0,066	-0,177

Mõjur Sõltuv m.	IMP	INFL	VAL- KU	LAEN	(KOO- LLA) <sup>2</sup>	TÖÖT	(MS- TR2) <sup>2</sup>	(SK- P) <sup>2</sup>	HA- EBAV	KASV
VÄLIN	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
MSTR2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SKP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LINNR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKU	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VANUR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EKSP	0	-0,050	0	0	0	0	0	0	0	0
IMP	0	-0,044	0	0	0	0	0	0	0	0
INFL	0	0	-0,120	0	0	0	0	0	0	0
VALKU	-0,051	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(KOO- LLA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TÖÖT	0	0	0,299	0	0	0	0	0	0	0
(MS- TR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	0	0	0	0	0,940	0	0	0	0	0
KASV	0	-0,089	-0,359	0,125	0	0	0	0	0	0
STEBAV	0,102	0,117	-0,031	0,136	0	0,200	-0,255	0,353	0,035	0,172

Ostujõupariteediga korrigeerimata täieliku mudeli kaudse mõju koefitsientide maatriks:

Mõjur Sõltuv m.	<i>ETN- KEEL</i>	<i>VÄL- IN</i>	<i>MS- TR2</i>	<i>LAS- TE</i>	<i>SKP</i>	<i>LIN- NR</i>	<i>HAR- KU</i>	<i>KOO- LIA</i>	<i>VA- NUR</i>	<i>DEM</i>	<i>EKSP</i>
<i>VÄLIN</i>	0,005	-0,228	-0,342	-0,001	0,394	0	0,119	-0,118	0	0	0
<i>MSTR2</i>	0,003	-0,152	-0,228	0	-0,264	0	0,079	0,267	0	0	0
<i>LASTE</i>	-0,002	-0,322	-0,207	0	0,165	0	-0,050	-0,167	0	0	0
<i>SKP</i>	0,003	0,445	-0,197	0	-0,228	0	0,069	0,231	0	0	0
<i>LINNR</i>	0,003	0,410	-0,182	0	-0,21	0	0,063	0,212	0	0	0
<i>HARKU</i>	0,003	0,407	0,610	0	-0,209	0,002	0,063	0,211	0	0	0
<i>KOOLIA</i>	0,014	0,238	0,357	-0,002	0,149	0,001	0,037	0,123	0	0	0
<i>VANUR</i>	0,002	0,307	0,139	0	-0,158	0	0,047	0,159	0	0	0
<i>DEM</i>	0,009	0,151	0,226	-0,001	0,261	0	0,212	0,078	0	0	0
<i>EKSP</i>	0	0,001	0,001	0,002	-0,001	0,001	0	0	0,005	0	0,002
<i>IMP</i>	0	0,001	0,001	0,002	-0,001	0,001	0	0	0,004	0	0,002
<i>INFL</i>	0	-0,019	-0,028	-0,035	0,024	-0,019	-0,002	-0,008	-0,101	0,003	-0,045
<i>VALKU</i>	0,001	0,156	0,146	0	-0,088	0,160	0,019	0,065	0,002	0	0,001
<i>(KOO- LIA)<sup>2</sup></i>	0,014	0,232	0,348	-0,002	0,402	0,001	0,326	0,120	0	0	0
<i>TÖÖT</i>	0,001	-0,008	-0,012	0,088	-0,153	0,048	0,034	0,115	0,251	-0,007	0,112
<i>(MS- TR2)<sup>2</sup></i>	0,003	0,490	-0,217	0	-0,251	0	0,076	0,254	0	0	0
<i>(SKP)<sup>2</sup></i>	0,003	0,430	0,645	0	-0,221	0	0,066	0,223	0	0	0
<i>HAEBAV</i>	-0,013	-0,239	-0,358	0,001	-0,370	-0,017	-0,311	0,794	0	0	0
<i>KASV</i>	-0,001	0,009	-0,122	-0,103	-0,034	-0,056	-0,036	-0,006	-0,292	0,009	-0,130
<i>STEBAV</i>	-0,003	-0,136	-0,877	-0,016	0,216	-0,345	-0,064	-0,002	-0,043	-0,003	-0,017

Mõjur Sõltuv m.	IMP	INFL	VAL- KU	LAEN	(KOO- LIA) <sup>2</sup>	TÖÖT	(MS- TR2) <sup>2</sup>	(SK- P) <sup>2</sup>	HA- EBAV	KASV
VÄLIN	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
MSTR2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SKP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LINNR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HARKU	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VANUR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EKSP	0	0	0,006	0	0	0	0	0	0	0
IMP	0	0	0,005	0	0	0	0	0	0	0
INFL	0,006	0,002	0	0	0	0	0	0	0	0
VALKU	0	-0,016	0,002	0	0	0	0	0	0	0
(KOO- LIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TÖÖT	-0,015	-0,005	0,001	0	0	0	0	0	0	0
(MS- TR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
KASV	0,018	0,006	0,010	0	0	0	0	0	0	0
STEBAV	0,002	-0,01	-0,015	0,021	0,033	0	0	0	0	0

Ostujõupariteediga korrigeeritud täieliku mudeli kogumõjukoefitsientide maatriks:

Mõjur Sõltuv m.	<i>ETN- KEEL</i>	<i>VÄL- IN</i>	<i>MS- TR2</i>	<i>LAS- TE</i>	<i>SKP</i>	<i>LIN- NR</i>	<i>HAR- KU</i>	<i>KOO- LIA</i>	<i>VA- NUR</i>	<i>DEM</i>	<i>EKSP</i>
<i>VÄLIN</i>	0	-0,080	-0,180	-0,010	-0,230	0,005	0,188	0,261	0	0	0
<i>MSTR2</i>	0	0,409	-0,080	-0,010	-0,100	0,002	0,083	0,116	0	0	0
<i>LASTE</i>	0	-0,260	-0,580	0,003	0,062	-0,440	-0,050	-0,070	0	0	0
<i>SKPP</i>	0	0,331	0,747	0	-0,080	0,002	0,067	0,094	0	0	0
<i>LINNR</i>	0	0,325	0,734	0	-0,080	0,002	0,066	0,092	0	0	0
<i>HAR- KUP</i>	-0,010	0,321	0,725	-0,070	0,843	0,030	0,065	0,091	0	0	0
<i>KOOLIA</i>	0	0,211	0,477	-0,050	0,551	0,021	0,761	0,060	0	0	0
<i>VANUR</i>	0	0,244	0,550	0	-0,060	0,348	0,050	0,069	0	0	0
<i>DEM</i>	0	0,133	0,300	-0,030	0,346	0,013	0,479	0,666	0	0	0
<i>EKSP</i>	0	0,001	0,002	0,002	0	0,001	0	0	0,005	0	0,002
<i>IMP</i>	0	0,001	0,001	0,001	0	0,001	0	0	0,004	0	0,002
<i>INFL</i>	0	-0,020	-0,030	-0,040	0,015	-0,020	0	0	-0,100	0,003	-0,040
<i>VALKU</i>	0	0,132	0,298	0,304	-0,130	0,154	0,015	0,022	0,832	-0,030	0,356
<i>(KOO- LIA)<sup>2</sup></i>	0	0,206	0,465	-0,050	0,538	0,021	0,743	1,035	0	0	0
<i>TÖÖT</i>	0	0,221	0,056	0,090	-0,080	0,048	0,042	0,058	0,253	-0,010	0,108
<i>(MS- TR2)<sup>2</sup></i>	0	0,389	0,878	-0,010	-0,100	0,002	0,079	0,110	0	0	0
<i>(SKPP)<sup>2</sup></i>	0	0,316	0,713	0	0,877	0,002	0,064	0,089	0	0	0
<i>HAEBAV</i>	0,006	-0,210	-0,470	-0,030	-0,510	-0,040	-0,710	-0,980	-0,140	0	0
<i>KASV</i>	0,001	0	-0,010	-0,090	-0,030	-0,050	-0,100	-0,150	-0,270	0	-0,120
<i>STEBAV</i>	0,167	0,061	-0,270	0,685	-0,100	-0,340	-0,260	-0,230	-0,150	0,005	-0,200

Mõjur Sõltuv m.	<i>IMP</i>	<i>INFL</i>	<i>VAL- KU</i>	<i>LAEN</i>	<i>(KOO- LIA)<sup>2</sup></i>	<i>TÖÖT</i>	<i>(MS- TR2)<sup>2</sup></i>	<i>(SK- P)<sup>2</sup></i>	<i>HA- EBAV</i>	<i>KASV</i>
<i>VÄLIN</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>MSTR2</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>LASTE</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>SKPP</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>LINNR</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>HAR- KUP</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>KOOLIA</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>VANUR</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>DEM</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>EKSP</i>	0	-0,050	0,006	0	0	0	0	0	0	0
<i>IMP</i>	0	-0,040	0,004	0	0	0	0	0	0	0
<i>INFL</i>	0,002	0,002	-0,120	0	0	0	0	0	0	0
<i>VALKU</i>	-0,020	-0,020	0,002	0	0	0	0	0	0	0
<i>(KOO- LIA)<sup>2</sup></i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>TÖÖT</i>	-0,010	-0,010	0,304	0	0	0	0	0	0	0
<i>(MS- TR2)<sup>2</sup></i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>(SKPP)<sup>2</sup></i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>HAEBAV</i>	0	0	0	0	0,941	0	0	0	0	0
<i>KASV</i>	0,005	-0,090	-0,330	0,143	0	0	0	0	0	0
<i>STEBAV</i>	0,132	0,117	-0,030	0,140	0,125	0,216	-0,330	-0,200	0,133	0,163

Ostujõupariteediga korrigeeritud täieliku mudeli otsese mõju koefitsientide maatriks:

Mõjur Sõltuv m.	ETN- KEEL	VÄL- IN	MS- TR2	LAS- TE	SKP	LIN- NR	HAR- KU	KOO- LIA	VA- NUR	DEM	EKSP
VÄLIN	0	0	0	0	-0,420	0	0	0,283	0	0	0
MSTR2	0	0,443	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	0	0	-0,270	0	0	-0,440	0	0	0	0	0
SKPP	0	0	0,811	0	0	0	0	0	0	0	0
LINNR	0	0	0,796	0	0	0	0	0	0	0	0
HAR- KUP	-0,010	0	0	-0,060	0,921	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	-0,060	0	0,718	0	0	0	0
VANUR	0	0	0,321	0	0	0,347	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0	0	0,629	0	0	0
EKSP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
IMP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
INFL	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VALKU	0	0	0,097	0,305	-0,090	0	0	0	0,830	-0,030	0,356
(KOO- LIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0,976	0	0	0
TÖÖT	0	0,196	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(MS- TR2) <sup>2</sup>	0	0	0,952	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKPP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0,954	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	0,002	0	0	-0,080	0	0	0	-1,840	-0,140	0	0
KASV	0	0	0,149	0	0,028	0	0	-0,140	0	-0,010	0
STEBAV	0,165	0,137	0,608	0,689	0,341	0,013	-0,100	-0,100	-0,110	0,005	-0,190

Mõjur Sõltuv m.	<i>IMP</i>	<i>INFL</i>	<i>VAL- KU</i>	<i>LAEN</i>	<i>(KOO- LIA)<sup>2</sup></i>	<i>TÖÖT</i>	<i>(MS- TR2)<sup>2</sup></i>	<i>(SK- P)<sup>2</sup></i>	<i>HA- EBAV</i>	<i>KASV</i>
<i>VÄLIN</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>MSTR2</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>LASTE</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>SKPP</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>LINNR</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>HAR- KUP</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>KOOLIA</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>VANUR</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>DEM</i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>EKSP</i>	0	-0,050	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>IMP</i>	0	-0,040	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>INFL</i>	0	0	-0,120	0	0	0	0	0	0	0
<i>VALKU</i>	-0,002	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>(KOO- LIA)<sup>2</sup></i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>TÖÖT</i>	0	0	0,304	0	0	0	0	0	0	0
<i>(MS- TR2)<sup>2</sup></i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>(SKPP)<sup>2</sup></i>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
<i>HAEBAV</i>	0	0	0	0	0,941	0	0	0	0	0
<i>KASV</i>	0	-0,100	-0,340	0,143	0	0	0	0	0	0
<i>STEBAV</i>	0,132	0,128	-0,030	0,116	0	0,216	-0,330	-0,200	0,133	0,163



Ostujõupariteediga korrigeeritud täieliku mudeli kaudse mõju koefitsientide maatriks:

Mõjur Sõltuv m.	ETN- KEEL	VÄL- IN	MS- TR2	LAS- TE	SKP	LIN- NR	HAR- KU	KOO- LIA	VA- NUR	DEM	EKSP
VÄLIN	0	-0,080	-0,180	-0,010	0,190	0,005	0,188	-0,020	0	0	0
MSTR2	0	-0,030	-0,080	-0,010	-0,100	0,002	0,083	0,116	0	0	0
LASTE	0	-0,260	-0,300	0,003	0,062	0	-0,050	-0,070	0	0	0
SKPP	0	0,331	-0,060	0	-0,080	0,002	0,067	0,094	0	0	0
LINNR	0	0,325	-0,060	0	-0,080	0,002	0,066	0,092	0	0	0
HAR- KUP	0	0,321	0,725	0	-0,080	0,030	0,065	0,091	0	0	0
KOOLIA	0	0,211	0,477	-0,050	0,610	0,021	0,043	0,060	0	0	0
VANUR	0	0,244	0,229	0	-0,060	0,001	0,050	0,069	0	0	0
DEM	0	0,133	0,300	-0,030	0,346	0,013	0,479	0,038	0	0	0
EKSP	0	0,001	0,002	0,002	0	0,001	0	0	0,005	0	0,002
IMP	0	0,001	0,001	0,001	0	0,001	0	0	0,004	0	0,002
INFL	0	-0,020	-0,030	-0,040	0,015	-0,020	0	0	-0,100	0,003	-0,040
VALKU	0	0,132	0,201	0	-0,040	0,154	0,015	0,022	0,002	0	0,001
(KOO- LIA) <sup>2</sup>	0	0,206	0,465	-0,050	0,538	0,021	0,743	0,058	0	0	0
TÖÖT	0	0,025	0,056	0,090	-0,080	0,048	0,042	0,058	0,253	-0,010	0,108
(MS- TR2) <sup>2</sup>	0	0,389	-0,070	-0,010	-0,100	0,002	0,079	0,110	0	0	0
(SKPP) <sup>2</sup>	0	0,316	0,713	0	-0,080	0,002	0,064	0,089	0	0	0
HAEBAV	0,004	-0,210	-0,470	0,044	-0,510	-0,040	-0,710	0,859	0	0	0
KASV	0,001	0	-0,160	-0,090	-0,060	-0,050	-0,100	0	-0,270	0,008	-0,120
STEBAV	0,002	-0,080	-0,880	0	-0,440	-0,360	-0,170	-0,130	-0,050	0	-0,010

Mõjur Sõltuv m.	IMP	INFL	VAL- KU	LAEN	(KOO- LIA) <sup>2</sup>	TÖÖT	(MS- TR2) <sup>2</sup>	(SK- P) <sup>2</sup>	HA- EBAV	KASV
VÄLIN	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
MSTR2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LASTE	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
SKPP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
LINNR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HAR- KUP	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
KOOLIA	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
VANUR	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
DEM	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
EKSP	0	0	0,006	0	0	0	0	0	0	0
IMP	0	0	0,004	0	0	0	0	0	0	0
INFL	0,002	0,002	0	0	0	0	0	0	0	0
VALKU	0	-0,020	0,002	0	0	0	0	0	0	0
(KOO- LIA) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
TÖÖT	-0,010	-0,010	0,001	0	0	0	0	0	0	0
(MS- TR2) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
(SKPP) <sup>2</sup>	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HAEBAV	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
KASV	0,005	0,006	0,011	0	0	0	0	0	0	0
STEBAV	0,001	-0,010	0	0,023	0,125	0	0	0	0	0

## Lisa 18. Taandatud lähtemudeli tulemused

Ostujõupariteediga korrigeerimata mudel:

Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus	Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus
DEM	KOOLIA	0,632	0,000	STEBAV	DEM	0,125	0,049
DEMI	DEM	0,920		STEBAV	ETNKEEL	0,195	0,000
HARKU	ETNKEEL	0,045	0,078	STEBAV	KASV	0,211	0,000
HARKU	SKP	0,930	0,000	STEBAV	KOOLIA	-0,187	0,016
KASV	SKP	0,170	0,006	STEBAV	LASTE	0,614	0,000
KASV	VALKU	-0,358	0,000	STEBAV	MSTR2	0,614	0,000
KODVI	DEM	0,929	0,000	STEBAV	SKP	-0,698	0,000
KOOLIA	HARKU	0,305	0,018	STEBAV	(SKP) <sup>2</sup>	0,390	0,034
KOOLIA	SKP	0,383	0,003	STEBAV	VANUR	-0,195	0,001
LASTE	LINNR	-0,439	0,000	VALKU	LASTE	0,264	0,000

Sõltuv muutuja	Det. koef.	Sõltuv muutuja	Det. koef.
DEM	0,400	POLÕI	0,930
DEMI	0,847	SKP	0,550
HARKU	0,853	(SKP) <sup>2</sup>	0,935
KASV	0,135	STEBAV	0,479
KODVI	0,862	VALKU	0,647
KOOLIA	0,455	VANUR	0,401
LASTE	0,464		
LINNR	0,634		

Korrelatsioonikoefitsiendid:			p-väärtus
ETNKEEL	MSTR2	-0,217	0,001

Sobivusindeksid:	
NFI	0,901
RFI	0,840
IFI	0,908
TLI (NNFI)	0,851
CFI	0,908

Ostujõupariteediga korrigeeritud mudel:

Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus	Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus
HAEBAV	KOOLIA	-1,840	0,000	SKPP	MSTR2	0,766	0,000
HAEBAV	(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,941	0,000	(SKPP) <sup>2</sup>	SKPP	0,954	0,000
HAEBAV	LASTE	-0,078	0,000	STEBAV	ETNKEEL	0,220	0,000
HAEBAV	VANUR	-0,145	0,000	STEBAV	HAEBAV	0,258	0,000
HARKUP	LASTE	-0,066	0,010	STEBAV	KASV	0,179	0,000
HARKUP	SKPP	0,925	0,000	STEBAV	LASTE	0,606	0,000
KASV	KOOLIA	-0,228	0,003	STEBAV	MSTR2	0,821	0,000
KASV	MSTR2	0,273	0,000	STEBAV	(MSTR2) <sup>2</sup>	-0,434	0,004
KASV	VALKU	-0,242	0,000	STEBAV	SKPP	0,453	0,026
KOOLIA	HARKUP	0,691	0,000	STEBAV	(SKPP) <sup>2</sup>	-0,409	0,028
(KOOLIA) <sup>2</sup>	KOOLIA	0,975	0,000	STEBAV	VANUR	-0,211	0,000
LASTE	LINNR	-0,440	0,000	VALKU	LASTE	0,222	0,000
LASTE	MSTR2	-0,276	0,000	VALKU	VANUR	0,820	0,000
LINNR	MSTR2	0,796	0,000	VANUR	LINNR	0,346	0,000
(MSTR2) <sup>2</sup>	MSTR2	0,952	0,000	VANUR	MSTR2	0,322	0,000

Sõltuv muutuja	Det. koef.	Sõltuv muutuja	Det. koef.
HAEBAV	0,943	SKPP	0,586
HARKUP	0,918	(SKPP) <sup>2</sup>	0,909
KASV	0,094	STEBAV	0,493
KOOLIA	0,477	VALKU	0,566
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,951		
LASTE	0,464		
LINNR	0,634		
(MSTR2) <sup>2</sup>	0,906		

Korrelatsioonikoefitsiendid:			p-väärtus
ETNKEEL	MSTR2	-0,217	0,001

Sobivusindeksid:	
NFI	0,907
RFI	0,850
IFI	0,914
TLI (NNFI)	0,861
CFI	0,914

## Lisa 19. Taandatud täiendatud mudeli tulemused

Ostujõupariteediga korrigeerimata mudel:

Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus	Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus
DEM	KOOLIA	0,633	0,000	STEBAV	ETNKEEL	0,184	0,000
DEMI	DEM	0,920		STEBAV	INFL	0,123	0,006
HARKU	ETNKEEL	0,044	0,080	STEBAV	KASV	0,184	0,000
HARKU	SKP	0,930	0,000	STEBAV	KOOLIA	-0,178	0,013
INFL	VALKU	-0,142	0,037	STEBAV	LAEN	0,191	0,001
KASV	LAEN	0,234	0,000	STEBAV	LASTE	0,728	0,000
KASV	VALKU	-0,349	0,000	STEBAV	MSTR2	0,512	0,000
KODVI	DEM	0,929	0,000	STEBAV	SKP	-0,686	0,000
KOOLIA	HARKU	0,305	0,018	STEBAV	(SKP) <sup>2</sup>	0,337	0,046
KOOLIA	SKP	0,383	0,003	VALKU	EKSP	0,514	0,000
LASTE	LINNR	-0,441	0,000	VALKU	IMP	-0,185	0,060
LASTE	MSTR2	-0,275	0,000	VALKU	LASTE	0,252	0,000
LINNR	MSTR2	0,797	0,000	VALKU	SKP	-0,108	0,016
POLÕI	DEM	0,964	0,000	VALKU	VANUR	0,843	0,000
SKP	MSTR2	0,742	0,000	VANUR	LINNR	0,347	0,000
(SKP) <sup>2</sup>	SKP	0,967	0,000	VANUR	MSTR2	0,320	0,000
STEBAV	DEM	0,113	0,052				

Sõltuv muutuja	Det. koef.	Sõltuv muutuja	Det. koef.
DEM	0,400	LINNR	0,635
DEMI	0,847	POLÕI	0,929
HARKU	0,853	SKP	0,551
INFL	0,020	(SKP) <sup>2</sup>	0,935
KASV	0,149	STEBAV	0,564
KODVI	0,863	VALKU	0,714
KOOLIA	0,456	VANUR	0,400
LASTE	0,463		

Korrelatsioonikoeffitsiendid:			p-väärtus
EKSP	ETNKEEL	0,031	0,640
EKSP	MSTR2	0,164	0,014
ETNKEEL	MSTR2	-0,218	0,001
IMP	EKSP	0,917	0,000
IMP	ETNKEEL	0,043	0,513
IMP	MSTR2	0,033	0,614
LAEN	EKSP	-0,012	0,857
LAEN	ETNKEEL	-0,158	0,019
LAEN	IMP	-0,108	0,108
LAEN	MSTR2	0,588	0,000

Sobivusindeksid:	
NFI	0,896
RFI	0,846
IFI	0,907
TLI (NNFI)	0,861
CFI	0,906

Ostujõupariteediga korrigeeritud mudel:

Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus	Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus
HAEBAV	KOOLIA	-1,840	0,000	STEBAV	EKSP	-0,217	0,075
HAEBAV	(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,942	0,000	STEBAV	ETNKEEL	0,219	0,000
HAEBAV	LASTE	-0,078	0,000	STEBAV	HAEBAV	0,253	0,000
HAEBAV	VANUR	-0,145	0,000	STEBAV	IMP	0,214	0,076
HARKUP	LASTE	-0,066	0,010	STEBAV	INFL	0,137	0,004
HARKUP	SKPP	0,925	0,000	STEBAV	KASV	0,157	0,001
INFL	VALKU	-0,135	0,049	STEBAV	LAEN	0,121	0,043
KASV	KOOLIA	-0,157	0,019	STEBAV	LASTE	0,672	0,000
KASV	LAEN	0,293	0,000	STEBAV	MSTR2	0,727	0,000
KASV	VALKU	-0,249	0,000	STEBAV	(MSTR2) <sup>2</sup>	-0,349	0,017
KOOLIA	HARKUP	0,692	0,000	STEBAV	SKPP	0,424	0,030
(KOOLIA) <sup>2</sup>	KOOLIA	0,975	0,000	STEBAV	(SKPP) <sup>2</sup>	-0,385	0,032
LASTE	LINNR	-0,442	0,000	STEBAV	VANUR	-0,146	0,011
LASTE	MSTR2	-0,274	0,000	VALKU	EKSP	0,355	0,000
LINNR	MSTR2	0,797	0,000	VALKU	LASTE	0,279	0,000
(MSTR2) <sup>2</sup>	MSTR2	0,952	0,000	VALKU	VANUR	0,804	0,000
SKPP	MSTR2	0,766	0,000	VANUR	LINNR	0,348	0,000
(SKPP) <sup>2</sup>	SKPP	0,954	0,000	VANUR	MSTR2	0,318	0,000

Sõltuv muutuja	Det. koef.	Sõltuv muutuja	Det. koef.
HAEBAV	0,943	LINNR	0,635
HARKUP	0,918	(MSTR2) <sup>2</sup>	0,906
INFL	0,018	SKPP	0,587
KASV	0,133	(SKPP) <sup>2</sup>	0,909
KOOLIA	0,479	STEBAV	0,532
(KOOLIA) <sup>2</sup>	0,951	VALKU	0,694
LASTE	0,463	VANUR	0,399

Korrelatsioonikoefitsiendid:			p-väärtus
EKSP	MSTR2	0,165	0,013
ETNKEEL	EKSP	0,032	0,629
ETNKEEL	IMP	0,043	0,514
ETNKEEL	LAEN	-0,159	0,018
ETNKEEL	MSTR2	-0,219	0,001
IMP	EKSP	0,917	0,000
IMP	LAEN	-0,107	0,112
IMP	MSTR2	0,032	0,627
LAEN	EKSP	-0,011	0,875
LAEN	MSTR2	0,586	0,000

Sobivusindeksid:	
NFI	0,906
RFI	0,857
IFI	0,916
TLI (NNFI)	0,872
CFI	0,915

## Lisa 20. Taandatud täieliku mudeli tulemused

Ostujõupariteediga korrigeerimata mudel:

Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus	Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus
HARKU	SKP	0,896	0,000	STEBAV	LAEN	0,121	0,009
INFL	VALKU	-0,136	0,047	STEBAV	LASTE	0,655	0,000
KASV	KOOLIA	-0,188	0,011	STEBAV	MSTR2	0,647	0,000
KASV	LAEN	0,205	0,001	STEBAV	(MSTR2) <sup>2</sup>	-0,261	0,068
KASV	MSTR2	0,156	0,037	STEBAV	SKP	-0,385	0,037
KASV	VALKU	-0,298	0,000	STEBAV	(SKP) <sup>2</sup>	0,313	0,068
KOOLIA	HARKU	0,361	0,001	STEBAV	TÖÖT	0,198	0,000
LASTE	LINNR	-0,441	0,000	STEBAV	VANUR	-0,119	0,038
LASTE	MSTR2	-0,276	0,000	STEBAV	VÄLIN	0,164	0,010
LINNR	MSTR2	0,797	0,000	TÖÖT	VALKU	0,280	0,000
MSTR2	VÄLIN	1,337	0,000	TÖÖT	VÄLIN	0,241	0,003
(MSTR2) <sup>2</sup>	MSTR2	0,952	0,000	VALKU	EKSP	0,510	0,000
SKP	MSTR2	1,113	0,000	VALKU	IMP	-0,173	0,076
(SKP) <sup>2</sup>	SKP	0,967	0,000	VALKU	LASTE	0,258	0,000
STEBAV	EKSP	-0,087	0,052	VALKU	SKP	-0,097	0,033
STEBAV	ETNKEEL	0,179	0,000	VALKU	VANUR	0,857	0,000
STEBAV	INFL	0,130	0,004	VANUR	LINNR	0,346	0,000
STEBAV	KASV	0,165	0,000	VANUR	MSTR2	0,322	0,000
STEBAV	KOOLIA	-0,259	0,000	VÄLIN	KOOLIA	1,076	0,013
HARKU	SKP	0,896	0,000	VÄLIN	SKP	-1,940	0,007

Sõltuv muutuja	Det. koef.	Sõltuv muutuja	Det. koef.
HARKU	0,849	SKP	0,415
INFL	0,018	(SKP) <sup>2</sup>	0,935
KASV	0,145	STEBAV	0,574
KOOLIA	0,335	TÖÖT	0,151
LASTE	0,465	VALKU	0,697
LINNR	0,636	VANUR	0,401
MSTR2	-0,940	VÄLIN	-1,985
(MSTR2) <sup>2</sup>	0,906		

Korrelatsioonikoeffitsiendid:			p-väärtus
ETNKEEL	EKSP	0,031	0,639
ETNKEEL	IMP	0,044	0,506
ETNKEEL	LAEN	-0,168	0,014
IMP	EKSP	0,917	0,000
LAEN	EKSP	0,002	0,980
LAEN	IMP	-0,091	0,180

Sobivusindeksid:	
NFI	0,877
RFI	0,815
IFI	0,888
TLI (NNFI)	0,830
CFI	0,887

Ostujõupariteediga korrigeeritud mudel:

Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus	Sõltuv muutuja	Mõjur	Stand. reg. koef.	p-väärtus
HARKUP	LASTE	-0,066	0,010	STEBAV	INFL	0,128	0,004
HARKUP	SKPP	0,925	0,000	STEBAV	KASV	0,119	0,010
INFL	VALKU	-0,134	0,050	STEBAV	KOOLIA	-0,234	0,000
KASV	KOOLIA	-0,235	0,001	STEBAV	LAEN	0,124	0,013
KASV	LAEN	0,221	0,000	STEBAV	LASTE	0,692	0,000
KASV	MSTR2	0,162	0,032	STEBAV	MSTR2	0,615	0,000
KASV	VALKU	-0,264	0,000	STEBAV	(MSTR2) <sup>2</sup>	-0,310	0,025
KOOLIA	HARKUP	0,691	0,000	STEBAV	TÖÖT	0,210	0,000
LASTE	LINNR	-0,442	0,000	STEBAV	VANUR	-0,124	0,025
LASTE	MSTR2	-0,273	0,001	STEBAV	VÄLIN	0,218	0,001
LINNR	MSTR2	0,797	0,000	TÖÖT	VALKU	0,276	0,000
MSTR2	VÄLIN	0,338	0,000	TÖÖT	VÄLIN	0,220	0,007
(MSTR2) <sup>2</sup>	MSTR2	0,952	0,000	VALKU	EKSP	0,356	0,000
SKPP	MSTR2	0,765	0,000	VALKU	LASTE	0,281	0,000
STEBAV	EKSP	-0,296	0,011	VALKU	VANUR	0,809	0,000
STEBAV	ETNKEEL	0,143	0,002	VANUR	LINNR	0,348	0,000
STEBAV	IMP	0,185	0,100	VANUR	MSTR2	0,319	0,000

Sõltuv muutuja	Det. koef.	Sõltuv muutuja	Det. koef.
HARKUP	0,918	(MSTR2) <sup>2</sup>	0,906
INFL	0,018	SKPP	0,585
KASV	0,151	STEBAV	0,604
KOOLIA	0,477	TÖÖT	0,154
LASTE	0,463	VALKU	0,693
LINNR	0,635	VANUR	0,400
MSTR2	0,114		

Korrelatsioonikoefitsiendid:			p-väärtus
EKSP	VÄLIN	0,377	0,000
ETNKEEL	EKSP	0,032	0,626
ETNKEEL	IMP	0,045	0,494
ETNKEEL	LAEN	-0,165	0,015
ETNKEEL	VÄLIN	0,177	0,024
IMP	EKSP	0,917	0,000
IMP	LAEN	-0,090	0,181
IMP	VÄLIN	0,304	0,000
LAEN	EKSP	0,006	0,933
LAEN	VÄLIN	0,237	0,003

Sobivusindeksid:	
NFI	0,891
RFI	0,829
IFI	0,902
TLI (NNFI)	0,845
CFI	0,901



## **SUMMARY**

### **ANALYSIS OF THE FACTORS OF INCOME INEQUALITY: THE STRUCTURAL EQUATION MODELLING APPROACH**

#### **The motivation and novelty of the research**

Concerns about income inequality have continuously increased in the last few decades. Among other signs, this can also be seen from the rapidly grown number of research articles dedicated to problems around income inequality. However, many of these articles are for the most part descriptive. There has also been a lot of discussion about measuring income inequality and a number of different indicators have been developed. The next step is logically the study of the relations between income inequality and other economic and social phenomena. The research in this field is carried out in two directions: the study of the factors of income inequality and the study of the effect of income inequality on other phenomena. The present research focusses on the analysis of the factors of income inequality.

Most of the articles in the large body of literature about the possible factors of income inequality concentrate on either a single factor or at best a few factors. True enough, there are also some studies examining more factors, but they are far from covering all factors discussed in the pertaining literature. Indeed, such an approach enables deeper discussion of the possible mechanisms of influences, however, it is questionable whether the results of such an empirical analysis reflect the reality in the best possible way. The relationship between two variables, in addition to a causal relationship, inevitably also involves a non-causal relationship induced, for example, by the third variables influencing both variables under discussion. So, if there are some omitted factors affecting both income inequality and its other factors, the results about the causal relationship can be misleading. Hence, there is a need to include into the analysis as many factors as many factors as allowed by the data.

Most studies published so far have used regression analysis to investigate the effects of different factors on income inequality. Regression analysis, however, excludes the opportunity to take account of the fact that there are causal interrelationships between different income inequality factors themselves. In order to analyse such a complex system of relations, it is reasonable to use structural equation modelling. This novel approach enables distinguishing the causal relationship consisting of direct and indirect effect from the total relationship between income equality and each factor of income inequality.

The present research has two main aspects of novelty. The first is the new approach to the empirical analysis of factors of income inequality. The present

research covers as many factors of income inequality as possible and uses structural equation modelling in order to involve all possible inter-factor causal relationships between the factors of income inequality.

The second aspect arises from the novelty of structural equation modelling. While the principles of the method have already been established, many problems with no standard solutions arise in the course of the analysis. The present research proposes a technique for the calculation of direct and indirect effects in complex models involving non-linear relationships, so that the non-linear component is included into the direct effect and excluded from the indirect effect. There are also some unused possibilities concerning the analysis of the results of structural equation model estimation. As a novelty, the results are presented graphically. Using special calculations, the total effect of each factor on income inequality *ceteris paribus* (or causal relationship) is shown and compared to the cloud of observations reflecting the total relationship. Until now, the mathematical background of structural equation modelling has got little attention. In the current research the mathematical model underlying structural modelling and methods using the concept of partial derivatives are presented, too.

In addition to these main aspects, the current research also uses some novel derived indicators for the development of economic structure and education inequality. For the latter, the approximate method is used to calculate the Gini coefficient. The missing indicators are found by means of regression analysis, using only average schoolyears of the total population and shares of the groups with different education.

### **The aim and research tasks**

The aim of the thesis is to show that it is reasonable to use structural equation modelling for analysing the factors of income inequality and finding the total effect *ceteris paribus* of each hypothetical factor of income inequality discussed in the literature. To achieve this aim, the research tasks are:

- To give an overview of the nature of income inequality and the factors of income inequality discussed in different studies, the main hypotheses about their influence on income inequality, and the previous results.
- To give an overview of the literature about the influences between different factors of income inequality forming the indirect effect of these factors on income inequality.
- To propose a mathematical model and mathematical methods which enable analysing the described system of relations in the best possible way.

- To give an overview of structural equation modelling suitable for estimation of this model, its principles, strengths and possible problems, and to propose solutions for these problems.
- To choose the most appropriate indicators and a set of observations, considering the available data at the present circumstances and, in case of need, to develop derived indicators in order to describe factors of income inequality.
- To estimate the model, describing the hypothesised relations between income inequality and its factors, using structural equation modelling methods and stepwise addition of variables according to their hypothesised significance and reliability of data.
- To find the total, direct and indirect effects of each factor on income inequality and to analyse the proportions of causal and non-causal relationships between a particular factor and income inequality.
- To bring out the similarities and differences in comparison with the previous results and to analyse the possibilities of economic policy to influence income inequality via various factors.

### **The relations between income inequality and its factors**

The first part of the thesis gives a systematised overview of literature. The actual income inequality is usually higher than natural income inequality, or the income inequality accepted by the society. Higher income inequality increases social and political instability. At a higher inequality level, there is also a higher demand for redistribution, which in turn decreases motivation for investment. With imperfect capital markets, higher income inequality also means smaller investments into human capital. As income inequality is frequently viewed as slowing down economic growth, the factors of income inequality are often a subject of interest.

Most of the first part of the thesis is dedicated to an overview of the hypothetical relationships between income inequality and its factors. First, possible direct influences of different factors, mechanisms of influences and previous results are discussed. All the factors suggested in the literature can be divided into five categories: economic growth and technological development, macroeconomic factors, political factors, demographic factors, and lastly, cultural and environmental factors. Most studies about a country's wealth and income inequality rely on Kuznets' hypothesis. The explication of this hypothesis might be that as inequality between the sectors is greater than within them, the movement of labour from one sector to another will always first increase and later decrease income inequality. Such a wavy relationship can explain the controversial results of previous surveys. So, the relationship between a country's wealth and income inequality is connected to the influence

of the development of economic structure on income inequality. Research into the relationship between inequality and economic growth has yielded varying results. Empirical findings indicate that economic growth can either increase inequality or decrease it.

As regards macroeconomic factors, there is no unanimity among authors about how inflation can affect inequality. Opinions differ, too, in the question of how unemployment influences inequality. However, unemployment is mostly considered to enhance inequality. The influence of financial development has been comparatively less investigated. It is assumed that financial development reduces inequality. Explorations related to the foreign sector have failed to clearly ascertain any mechanisms of influence. Most researchers have come to the conclusion that a larger share of export in the economy will increase and a larger share of import will decrease inequality. Foreign direct investments are usually seen as inequality-increasing.

Among the political factors, it is generally thought that a larger government sector leads to lower income inequality. Differing views are held in the question about the nature of the relationship between democracy and inequality. Verification of the influence of liberalisation and openness has been hampered by scarcity of data. As regards demographical factors, ageing of the population may either increase or decrease inequality. No consensus has been reached among authors about the effect of urbanisation, either. The composition of a household plays a significant role in inequality formation, but research into it is constrained by the lack of data. Research has mostly shown that a rise in the general educational level will reduce inequality. Greater inequality in education should accordingly mean greater income-inequality. However, it is not clear whether expenditures on education are positively or negatively related to income inequality. Most of the cultural factors and the existence of natural resources are poorly covered with data and studies. There are a few studies about the influence of ethno-linguistic fractionalisation and they have found that inequality is greater in the case of greater ethnic heterogeneity.

Many of the factors described above also have an indirect effect on inequality, which consists of the influences between these factors. The overview of literature discusses these influences, too, regarding the previous results and possible mechanisms of the influences.

## **Methods and data**

The second part of the thesis discusses the methods and data used in the present analysis. The system of hypothetical relations between income inequality and its factors can be analysed by means of a mathematical model in which the effect of one variable on another is described by a partial derivative. To find the total indirect effect, all the partial derivatives in one causal chain can be multiplied and then summarised by chains. The corresponding empirical method is called

structural equation modelling. A structural model consists of simultaneous equations where every equation describes the formation of one endogenous variable. The model is often presented as a graph drawn by following certain rules.

The main idea of structural equation modelling consists in the fact that the relationship between two measured variables can be decomposed into causal and non-causal. The causal relationship in turn consists of direct and indirect effects. The non-causal relationship may be an unanalysed prior association or a relationship ensuing from common causes. In order to calculate the coefficient of the indirect effect, all the path coefficients are multiplied. In the case of several paths, the products of the coefficients of different paths have to be added. In an analogical way, the coefficient describing a non-causal relationship can be found. In the case of a more complex model, matrix calculations are used.

The latent variables can be involved into the model using a measurement model. The latter represents confirmatory factor analysis and will be estimated simultaneously as part of the structural model. In case of a non-linear relationship, the squared value of the respective variable is added into the model. In order to compute correctly the direct and indirect effects of that variable, one possibility proposed by the author is including into the model an equation per each squared member which would represent the dependence of the corresponding variable's squared value on the variable itself. Then it is possible to separate the indirect effect via the square value from the total indirect effect and to add it to the direct effect of this variable.

The most recommended method of estimation is the method of maximum likelihood. The present analysis applies the method of full information maximum likelihood, which enables the use of data with gaps. By comparing an implied correlation matrix with an observed correlation matrix, one can estimate how good the model is. For comparison, a host of various statistics are used. As absolute statistics are often dependent on the sample size or number of relations in the model, relative statistics are used in the present analysis. The criteria for the fit statistics and the strength of the effect depend on the problems that are analysed.

Constrained by the poor availability of data, the resulting sample comprises 241 observations of 87 countries. As the inequality indicators of one country are often rather stable, the sample includes observations of one and the same country, which are at least five years apart. There are developing, transition and developed countries represented in the sample. To retain as much information as possible, only the outlier values and not the whole observations are deleted. The data about income inequality were drawn from the WIID, the data about the different factors of income inequality from a host of various other databases.

In order to describe the development of economic structure, special indices were found on the basis of the shares in the GDP of the agricultural, industrial and services sectors. Educational inequality is described by means of the Gini

coefficient calculated by the approximate method. The average schoolyears of different educational groups are found using regression analysis of the average schoolyears of the total population and shares of the groups with different education.

## **The analysis and results**

The third part of the thesis presents the analysis and its results. Before the main analysis, the final selection of indicators was made. Concerning the indicators measurable in money terms, PPP-adjusted indicators were more appropriate but with more gaps in the data. Therefore indicators both with and without PPP-correction were used comparatively. At first the starting model was estimated, depicting the direct and indirect effects of the so-called classical inequality factors. Next, most of the macroeconomic factors, except foreign direct investment and unemployment because of their more incomplete data, were included into the enhanced model. At last the complete model involving all the factors was estimated.

The estimation results of the models with and without PPP-correction differ mostly in the direct effect of the country's wealth on income inequality. In case of uncorrected data the results have shown that as a country's wealth increases, its income inequality initially decreases and then increases again. In the PPP-corrected model, the effect is inequality-increasing at the beginning and then inequality-decreasing. The results are also significantly different with regard to education-related variables. The effect of educational expenditures on income inequality is insignificant in the uncorrected model. In the PPP-corrected model, there is a medium direct and weak indirect negative effect. The income inequality decreasing effect of the educational level consists of the direct effect in the uncorrected model and the indirect effect in the PPP-corrected model. The effect of educational inequality turned out to be insignificant in the uncorrected model, but positive in the PPP-corrected model.

Addition of variables into the model had no significant effect on the results. The fit statistics of different models did not differ significantly from one another. The described part of the income inequality dispersion increased to some extent with the addition of variables into the model. Apart from that, the influence of the stepwise deletion of the effects from the model on the results was studied. It appeared, that the results did not change significantly. However, both the model fit and the described part of the income inequality dispersion decreased. So, the remaining analysis relayed on the unreduced models.

In addition, the proportions of causal and non-causal relations in the total relation between income inequality and its factors as well as the proportions of direct and indirect effect in the total effect and the differences between implied and observed relations were discussed. The direct effect does not need to coincide with the total effect, as appeared in the case of urbanisation, foreign

direct investments and educational expenditures. Even if the direct and total effects are similar, they do not need to coincide with the total relationship. In case of democratisation, the size of the government sector and a country's wealth, the total relation was mostly non-causal.

Finally, the total effect of each factor on income inequality *ceteris paribus* (or causal relationship) was shown vis-à-vis the cloud of observations reflecting the total relationship. For this purpose, the causal relationship between the particular factor and income inequality was calculated at the mean values of other factors. In case of non-linear effects, the effect of the squared value of the respective variable was separated from the total effect of this variable. On the basis of the shape of the observation clouds, it could be concluded that it is more reasonable to use the PPP-adjusted data for money equivalent indicators.

After the addition of the indirect effect, in the PPP-adjusted models the influence of a country's wealth and the influence of the development of economic structure on income inequality were in accordance with each other. At lower levels of development, the income inequality *ceteris paribus* increases, if the country's wealth and the economic structure's level of development rises, and then, with further development, income inequality will start decreasing again. A large part of the total relationship between income inequality and a country's wealth is made up by joint causes. In case of the relationship of economic growth and income inequality, the observed and implied correlations, causal relation, as well as the direct effect are more or less the same. Economic growth has a medium positive effect on income inequality *ceteris paribus*.

The results show that the effect of the share of the public sector *ceteris paribus* on gross income inequality is insignificant; most of the total relationship being either non-causal or not depicted by the current model. It can be also concluded that democratisation *ceteris paribus* has no significant effect on income inequality, even though the negative total relationship might lead one to such a deduction. However, most of the total relationship is here made up of the non-causal relationship involving joint and unanalysed causes. A larger part of the relationship between the share of children and income inequality is causal. A larger share of children is *ceteris paribus* accompanied by higher income inequality. The negative effect of the share of the elderly on income inequality is weaker and most of the relation is non-causal. The share of the urban population *ceteris paribus* has a moderate negative total effect on income inequality. The hitherto controversial results of surveys may be due to the fact that the share of urban population has no direct effect on income inequality.

As the PPP-adjusted results are more reliable, it can be concluded that larger expenditure on education will bring along moderately smaller income inequality and a causal relationship with income inequality forms most of the total relationship. Countries with a higher average level of education have smaller income equality *ceteris paribus*, but quite a large part of this relationship is non-causal, too. Most of the strong relationship between education and income inequality is non-causal. A higher education inequality *ceteris paribus* leads to a

moderately higher income inequality. A greater ethnic and linguistic variation *ceteris paribus* is accompanied by a greater variation in incomes.

A greater share of loans to the private sector in the GDP, *ceteris paribus*, will cause greater inequality. The explanation of this unexpected result lies probably in the inappropriate indicator of financial development. The small positive total effect of inflation largely coincides with the direct effect and the total relationship between inflation and inequality. *Ceteris paribus*, a rapid rise in prices will bring about slightly risen inequality. Bearing in mind the doubtful reliability of the data, one can guess that countries with a higher unemployment rate have higher income inequality *ceteris paribus*. The medium negative effect of the share of export and the small positive effect of the share of import on income inequality largely coincide with the total relationships. The mechanisms of these effects, however, are unclear. Bearing in mind that the data about foreign investments had many gaps, one can assume that the total effect of the share of foreign direct investments on income inequality is insignificant. That some earlier surveys have been able to reveal this effect may be due to the fact that the direct effect is indeed a weak positive effect, whereas the negative indirect effect compensates for it.

## **Conclusions and research suggestions**

Structural equation modelling enables revealing the effects of different factors on income inequality *ceteris paribus*, involving the direct effect and the indirect effect via other factors. The results yielded by the structural equation modelling used in the current survey fall into three groups: those confirming, those elucidating, and those refuting the earlier results. The results about ethno-linguistic fractionalisation, unemployment, exports and imports confirmed the results of previous research. The effect of educational inequality on income inequality turned out to be weaker than expected. Differently from the previous results, the effect of foreign direct investments turned out to be insignificant and the sign of the effect of financial development differed from the expectations. As regards other factors, the results affirmed one of the controversial views.

According to the results, the most effective way to influence income inequality is to use educational policy. Higher educational expenditures, a higher average educational level and lower educational inequality lead to correspondingly lower income inequality. The reduction of inflation and unemployment can also have income inequality reducing effects. The share of the government sector does not influence gross income inequality, which, true enough, does not exclude the effect of taxes on net income inequality. The other factors can either be viewed as inevitable or inappropriate for influencing income inequality. However, it can be hoped that demographic development and facilitation of export will reduce income inequality to some degree. At the



same time, income inequality may grow if accelerated economic growth is favoured.

Concerning future research, there may be possibilities to improve the model with respect to the financial sector's development and the imports because of the great differences between the implied and observed relations in the present analysis. The question also remains about the proportions of causal and non-causal relationships in the positive relation between income inequality and the share of children. If the pertaining data become more available, the analysis should be repeated, substituting the present indicators with more appropriate ones or adding variables into the model. An analysis differentiating between the developing, transition and developed countries could also be interesting. In respect of methodology, there is a question about the possibility to integrate structural equation modelling and panel data methods in order to separate differences between countries and changes in time.

# CURRICULUM VITAE

## Anneli Kaasa (sünd. Parman)

Kodakondsus:	Eesti
Sünniaeg ja koht:	1. märts 1975, Veriora
Perekonnaseis:	abielus, abikaasa Kalle Kaasa (sünd. 1974)
Aadress:	Narva mnt. 4, Tartu 51009 tel.: +372 737 5842, e-post: akaasa@ec.ut.ee
Praegune töökoht:	majandusteooria lektor, majandusteooria õppetool, majandusteaduskond, Tartu Ülikool
Võõrkeeled:	inglise, saksa, vene

### Haridus

1999 – tänaseni	Tartu Ülikool, doktoriõpe majandusteaduse erialal
1997 – 1999	Tartu Ülikool, teadusmagister ( <i>M. A.</i> ) majandusteaduse erialal ( <i>cum laude</i> )
1992 – 1996	Tartu Ülikool, bakalaureus ( <i>B. A.</i> ) majandusteaduse erialal ( <i>cum laude</i> )

### Erialane teenistuskäik

06. 2002 - tänaseni	majandusteooria lektor, TÜ majandusteaduskond
06. 1999 – 06. 2002	majandusteooria assistent, TÜ majandusteaduskond
09. 1998 – 06. 1999	õppeülesande täitja, majandusteooria õppetool, TÜ majandusteaduskond

Peamised õppeained:	
1998/1999 – tänaseni	Matemaatilise majandusteaduse alused (MJRI.07.024, bakalaureuseõpe, k.a. TÜ Avatud Ülikoolis, Pärnu Kolledžis ja Narva Kolledžis)
2002/2003 - tänaseni	Kõrgema matemaatika rakendused majandusteaduses, (MJRI.07.113, magistriõpe)
2002/2003 – tänaseni	Mikroökonomika (MJRI.07.028, bakalaureuseõpe)

### Teadustegevus

Teadustöö põhisuunad:	
– sissetulekute ebavõrdsus ja selle mõjurid,	
– sotsiaalmajanduslik regionaalareng,	
– efektiivsus ja õiglus tervishoiu majanduses.	

# CURRICULUM VITAE

## **Anneli Kaasa (born Parman)**

Nationality: Estonian  
Date and place of birth: March 1, 1975, Veriora  
Civil status: married, husband Kalle Kaasa (born 1974)  
Address: Narva mnt. 4, Tartu 51009  
Phone: +372 737 5842, e-mail: akaasa@ec.ut.ee  
Present position: Lecturer of economic theory,  
Chair of economic theory, Faculty of Economics and  
Business Administration (FEBA), University of Tartu  
Foreign languages: English, German, Russian

### **Education**

1999 – today University of Tartu, doctoral study in Economics  
1997 – 1999 University of Tartu, Master of Arts (*M. A.*) in  
Economics (*cum laude*)  
1992 – 1996 University of Tartu, Bachelor of Arts (*B. A.*) in  
Economics (*cum laude*)

### **Professional employment**

06. 2002 - today Lecturer of economics, University of Tartu, FEBA  
06. 1999 – 06. 2002 Assistant of economics, University of Tartu, FEBA  
09. 1998 – 06. 1999 adjunct instructor, chair of economic theory, University  
of Tartu, FEBA

#### Main subjects:

1998/1999 – today Principles of Mathematical Economics (MJRI.07.024,  
Bachelor's studies, incl. Open University, Pärnu  
College and Narva College of University of Tartu)  
2002/2003 - today Application of Higher Mathematics in Economics,  
(MJRI.07.113, Master's studies)  
2002/2003 – today Microeconomics (MJRI.07.028, Bachelor's studies)

### **Scientific work**

#### Main research areas:

- Income inequality and its factors,
- Socio-economic regional development,
- Efficiency and equity in health economics.

## DISSERTATIONES RERUM OECONOMICARUM UNIVERSITATIS TARTUENSIS

1. **Олев Раю.** Экономическая ответственность и ее использование в хозяйственном механизме. Tartu, 1994. Kaitstud 20.05.1991.
2. **Janno Reiljan.** Majanduslike otsuste analüütiline alus (teooria, metodoloogia, metoodika ja meetodid). Tartu, 1994. Kaitstud 18.06.1991.
3. **Robert W. McGee.** The theory and practice of public finance: some lessons from the USA experience with advice for former socialist countries. Tartu, 1994. Kaitstud 21.06.1994.
4. **Maaja Vadi.** Organisatsioonikultuur ja väärtused ning nendevahelised seosed (Eesti näitel). Tartu, 2000. Kaitstud 08.06.2000.
5. **Raul Eamets.** Reallocation of labour during transition disequilibrium and policy issues: The case of Estonia. Tartu, 2001. Kaitstud 27.06.2001.
6. **Kaia Philips.** The changes in valuation of human capital during the transition process in Estonia. Tartu, 2001. Kaitstud 10.01.2002.
7. **Tõnu Roolaht.** The internationalization of Estonian companies: An exploratory study of relationship aspects. Tartu, 2002. Kaitstud 18.11.2002.
8. **Tiia Vissak.** The internationalization of foreign-owned enterprises in Estonia: An extended network perspective. Tartu, 2003. Kaitstud 18.06.2003.