

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Priit Robas

**JÕUKUSE EBAVÕRDSUS JA SEDA MÕJUTAVAD TEGURID
ITAALIA NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava RAKENDUSLIK MAJANDUSTEADUS, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Kaja Lutsoja

Tallinn 2021

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele töö koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 7115 sõna sissejuhatusesest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Priit Robas

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 186012TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: priit.robas@hotmail.com

Juhendaja: Kaja Lutsoja:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	4
SISSEJUHATUS.....	5
1. JÕUKUSE EBAVÕRDSUS – OLEMUS, ÜLEVAADE JA PEAMISED TEGURID	7
1.1. Jõukuse ja jõukuse ebavõrdsus kui teoreetilised terminid	7
1.2. Jõukuse ebavõrdsus eilses ja tänases maailmas	7
1.3. Jõukuse ebavõrdsust mõjutavad tegurid.....	10
1.3.1. Monetaarpoliitika	10
1.3.2. Pärandamine	11
1.3.3. Portfelli koosnevus.....	12
1.3.4. Varad kasvavad kiiremini kui majandus	13
2. ANDMED JA METOODIKA.....	15
2.1. Andmete kirjeldus	15
2.2. Andmete eeltöötlus.....	17
2.3. Kirjeldav statistika.....	19
2.3. Meetodite valik.....	22
3. MUDEL JA TULEMUSED	23
3.1. Mudel	23
3.2. Prognoos.....	25
3.3. Järeldused.....	27
KOKKUVÕTE.....	29
SUMMARY	31
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU.....	33
LISAD	35
Lisa 1. Korrelatsioonimaatriks	35
Lisa 2. Paneelandmete statsionaarsuse kontrolli tulemused Augmented Dickey-Fuller testiga.....	36
Lisa 3. Lõplik fikseeritud efektidega mudeli ja testide Gretli aruanne	37
Lisa 4. Paneelide vealiikmed.....	38
Lisa 5. Lihtlitsents	39

LÜHIKOKKUVÕTE

Jõukus on läbi aja olnud ebavõrdselt jaotunud niimoodi, et vähestel on palju ja paljudel vähe. Kuna selle kohta pole kogutud palju ajaloolisi andmeid, siis töid, mis seda probleemi uuriks, on oluliselt vähem kui muid ebavõrdsusi uurivaid töid. Samas on jõukuse ebavõrdsus palju drastilisem kui sissetuleku ebavõrdsus. Maailma kaheksa rikkaimat inimest omavad rohkem varasid kui vaesemad 3,6 miljardit inimest (Nestor 2017).

Varasemast kirjandusest selgus, et jõukust mõõdetakse majapidamise netovarades ning ebavõrdsust Gini koefitsendiga. Lisaks leiti, et tegurid, mis mõjutavad jõukuse ebavõrdsust, on monetaarpoliitika, majapidamise portfelli koosnevus, inflatsioon, majanduskasv, aktsiate väärtuse kasv, kinnisvara hinnakasv ja pärandamine.

Kui varasemates töödes on analüüsitud kas mikro- või makroandmeid, siis käesolevas töös analüüsiti nii mikro- kui makroandmeid. Andmed pärinesid Euroopa Keskpanga *Household finance and consumption survey* küsitlusest, Eurostati, OECD ja Eikoni andmebaasidest. Kasutatud andmeid töödeldi, et viia neid mudeli jaoks sobivale kujule. Analüüs teostati Itaalia kohta. Töös kasutati Itaalia rahvastiku kvantiile kui paneele ning koostati ökonomeetriline mudel.

Analüüsi tulemuseks oli fikseeritud efektidega paneelandmete mudel, milles kasutati kohandatud standardvigu. Mudeli seletusvõime oli 0,97. Statistiliselt olulised tegurid olid portfellis olevate aktsiate ja raha osakaal, inflatsioon, majanduskasv, aktsiate ja kinnisvara hinnakasv ning monetaarpoliitika. Mudeli prognoosidest selgus, et aktsia osakaalu suurendamine vähemrikkamates majapidamistes vähendab ebavõrdsust kõige efektiivsemalt.

Võtmesõnad: Jõukuse ebavõrdsus, Gini koefitsient, paneelandmed, HFCS küsitlus

SISSEJUHATUS

Nii nagu maailmas on palju erinevaid ebavõrdsusi, esineb ka mitmeid ebavõrdsusi seoses rahaga. On sissetulekute ebavõrdsus, palga ebavõrdsus, mis erineb sissetulekust, tarbimise ebavõrdsus ja jõukuse ebavõrdsus. Viimasel ajal on palju tähelepanu pööratud nii palga kui ka sissetuleku ebavõrdsusele ning teatud riikides on võetud vastu eriveid seadusi ja makse, mis proovivad neid ebavõrdsusi vähendada (Joumard *et al.* 2012).

Jõukus ehk kapital on inimajaloo algusest järginud põhimõtet: vähestel palju ja paljudel vähe. Kui viimaste aastatuhandete jõukuse koondumist saab ette heita valitsevale poliitilisele süsteemile, nagu kuningriigid või impeeriumid, siis tänapäeva kapitali jagunemine on mõjutatud teistsugustest ja varjatumatest teguritest, kuid osati ka samadest põhimõtetest, mis koondasid kapitali juba aastasadu tagasi.

Jõukus oma olemuselt on varad ehk kapital. Jõukuse ebavõrdsus maailmas on oluliselt suurem kui sissetuleku või palga ebavõrdsus. 2017. aastal omas maailma kaheksa kõige rikkamat inimest sama palju vara kui 50% kogu maailma populatsioonist ehk 3,6 miljardit inimest. (Nestor 2017)

Rikkuse kontsentratsiooni mõjud on sotsiaalsed, nagu ebavõrdsete võimaluste teke erinevate indiviidide ja gruppide vahel, kui ka majanduslikud. Lisaks sellele on tänases maailmas ka näha, et jõukuse ebavõrdsus tekitab hõõrdepunkte „riikaste“ ja „vaeste“ vahel, mis omakorda tekitab ebastabiilse poliitilise keskkonna. Viimase tagajärjed on ettearvamatud. Mõned varasemad uurimised on näidanud, et jõukuse ebavõrdsus oli üks põhjustest, mis viis natsionalismi ja fašismi tõusule enne Esimest ja Teist maailmasõda (Ivanon 2019). Sarnase ebavõrdsuse tulemusena võib näha natsionalismi tõusu alget ka tänapäeva maailmas (O'Connor 2017). Viimase aja üks otseseimad proteste jõukuse ebavõrdsuse vastu on *Occupy Wallstreet* liikumine aastatel 2011-2012. Töö ajendiks oli jõukuse ebavõrdsuse vähemtähtsustamine meedias ja erialases kirjanduses.

Bakalaureusetöö eesmärgiks on uurida, millised tegurid mõjutavad või soodustavad jõukuse ebavõrdsust jaotust ühiskonnas Itaalia näitel. Autor valis uuritavaks riigiks Itaalia kahel põhjusel.

Esiteks, võrreldes Euroopa riikidega on USA kohta kogutud palju andmeid ning tehtud mitmeid uurimistöid lahkamaks just seda probleemi. Teiseks, uuringud, mis Euroopas on tehtud, on keskendunud pigem mikroandmetele, aga antud töös keskendutakse nii mikro- kui makroandmetele. Kolmandaks, Itaalia juures sai määravaks see, et andmed erinevate ebavõrdsust mõjutavate muutujate kohta olid kõige täielikumad.

Bakalaureusetöö uurimisküsimused on:

- Millised on peamised tegurid, mis mõjutavad jõukuse ebavõrdsust?
- Kuidas erinevad majapidamiste varade jaotused?
- Kuidas saab jõukuse ebavõrdsust vähendada?

Töös kasutatakse sekundaarsed mikroandmeid majapidamiste jõukuse kohta, mis saadi Euroopa Keskpannast ning makroandmeid Itaalia riigi inflatsiooni, majanduskasvu ja muude üldmajanduslike näitajate kohta. Vaadeldav perioodi on 2010. aasta neljas kvartal kuni 2017. aasta neljas kvartal. Prognoose tehakse kuni aasta 2025 neljanda kvartalini.

Empiirilises osas modelleeritakse ökonomeetiline mudel, mis hindab majapidamiste keskmist netovarade suurust. Erinevateks paneelideks on rahvastiku kvantiilid. Esmalt viiakse läbi andmetöötlus, seejärel korrelatsioon- ning regressioonanalüüs. Sõltuvaks muutujaks on majapidamise netovarade keskmine suurus. Sõltumatuteks muutujateks on varasema kirjanduse põhjal valitud näitajad: varade portfelli koosnevus, erinevate varaklasside kasvumäärad ja üldmajanduslikud näitajad nagu inflatsioon, majanduskasv ja keskpanga intressimäär. Peale mudeli koostamist ning kontrollimist viiakse läbi prognoosimine ning mõjuanalüüs erinevate näitajate osas. Selle eesmärgiks on anda hinnang, et näha mis on olulised erinevuse tekitajad erinevate kvantiilide ja jõukuse jaotumise vaates, milline on ebavõrdsuse tulevik ning millised muutused saaksid vähendada ebavõrdsust.

Töö on jaotatud kolme suuremasse peatükki. Esimene peatükk annab ülevaate jõukuse ebavõrdsusest ning selle ajaloost ning loob teoreetilise tausta varasema empiirilise kirjanduse põhjal jõukuse ebavõrdsust mõjutavatest teguritest. Teine osa kirjeldab töös kasutatavaid andmeid, nende töötlemise viise ning mudeli koostamise põhimõtteid. Kolmas osas sisaldab mudeli koostamist ning sellele järgnevat analüüsi ja tulemusi.

1. JÕUKUSE EBAVÕRDSUS – OLEMUS, ÜLEVAADE JA PEAMISED TEGURID

Bakalaureusetöö esimene peatükk annab esmalt ülevaate jõukusest ja jõukuse ebavõrdsusest kui teoreetilisest terminist ning ülevaate tänapäeva maailmast. Viimasena tuuakse varasema kirjanduse põhjal välja peamised tegurid, mis soodustavad ja mõjutavad jõukuse ebavõrdset jaotumist ja koondumist.

1.1. Jõukuse ja jõukuse ebavõrdsus kui teoreetilised terminid

Jõukust on defineeritud kui majandusagendi või leibkonna varad miinus kohustised. Varade hulka kuuluvad elamukinnisvara, muu kinnisvara, kestvuskaubad, raha ja pangahoiused, võlakirjad ja laenuõuded, pensionivarad, elukindlustusväärtus, aktsiad, muud ettevõtteosakud, fondiosakud. Kohustiste hulka loetakse kinnisvara-, tarbimis- ja kõik muud laenud, mis agent on võtnud ning peab tagastama. (Wolff 1996)

Jõukuse ebavõrdsuse kõige levinum mõõtmisviis on Gini koefitsient. Gini koefitsient võib olla nullist, näidates täiuslikku võrdsust, üheni, näidates täielikku ebavõrdsust. Gini koefitsient on näitaja, mis arvestab mingi väärtuse jaotumist populatsioonis. Graafilisel kujul esitletakse Gini koefitsienti kasutades Lorenzi kõverat. Lorenzi kõver on kumulatiivne sissetulekute või varade näitaja populatsioonis. Gini koefitsendi valem on 45-kraadise joone joonealune pindala miinus Lorenzi kõvera joonealune pindala. Jõukuse Gini koefitsienti arvutatakse netovarade põhjal. (Bönke 2019)

1.2. Jõukuse ebavõrdsus eilses ja tänases maailmas

Andmeid jõukuse kohta on ajalooliselt vähe kogutud ning see tõttu on nende leidmine raskendatud. Sellest tulenevalt on keeruline leida ökonomeetrisi töid, mis antud ebavõrdsust uuriksid. Alates 20 sajandi algusest on erinevaid jõukuse andmeid rohkem koguma hakatud ja sellest tulenevalt on

majandusteadlased uurinud jõukuse ebavõrdsust andmete alusel, mis hakkavad 1900. aastate algusest. Lisaks majandusteadlastele on jõukuse ebaühtlane jaotumine huvitanud nii arheoloogide kui ka ajaloolasi. Tänu nende panusele on võimalik majandusteadlastel saada väärtusliku perspektiivi olulise teema kohta. Oma 2017. aastal avaldatud uurimistöös vaatlesid jõukuse jaotumist kaks teadlast Fochesato ja Bowles. Nende töö huvitavaim külg on leidlik lahendus, millega kompenseeritakse jõukuse andmete vähesust enne 19. sajandit. Autorite töö vaatab minevikku enam kui 11 tuhat aastat. Selleks, et analüüsi teha, kasutavad autorid erinevaid teooriad ja meetodeid, et hinnata jõukuse suurust ja jagunemist ühiskonnas. Nende olulisim jõukuse hindamise meetod on vaadata indiviidide varade suurust. Seda tehti hinnates indiviidi poolt omatava maa suurust, maksustatavate linnamaade suurust, kodude suurust, ettevaratud toiduvarude suurust ja kaasamaetud varade hulka. Lisaks kasutati ka moodsaid jõukuse hindamise meetodeid. Huvitavaimad leiud nende töös olid, et alates 9000 eKr on maailmas pidevalt eksisteerinud varaline ebavõrdsus. Umbes 2000 aastat tagasi suurenes see ebavõrdsus märgatavalt ning on püsinud nii tänaseni. Keskmise Gini koefitsient viimase 2000 aasta jooksul on olnud 0,69. Lisaks indiviididevahelise ebavõrdsuse hindamisele analüüsisid autorid jõukuse ebavõrdsust erinevates ühiskonnakorraldustes (riigita ühiskond, demokraatlik ühiskond, orjariik jne). Kindel järeldus, milleni jõuti, oli see, et riigi teke suurendas ebavõrdsust 1,5 korda. Orjaühiskonnad olid vähemalt 0,105 Gini ühikut ebavõrdsemad kui kõik muud ühiskonnakorrad. Kõige võrdsemad ühiskonnad olid autokraatlikud riigid ilma orjadeta. Demokraatlikud ja kapitalistlikud riigid on kõige ebavõrdsemad, kui orjaühiskonnad välja jätta.

Illustreerimaks demokraatliku ja kapitalistliku maailmakorra ebavõrdsust, siis aastal 2019 hinnati kogu maailma jõukuseks umbes 400 triljonit dollarit. Kõige rikkam 1% omas kogu jõukusest 43,4%. Kõige varatumad 53,6% inimestest omasid vaid 1,4% kogu maailma varadest. Varade ebaühtlase jaotumisele on välja joonistunud reeglipära, et rikkaimad 10% omavad kuni 75% varadest. Varade ebaühtlane jaotumine ei ole mitte riigisisene probleem, vaid ka regioonaalne. Kuigi Euroopa ja Põhja-Ameerika moodustavad vaid 17% kogu maailma populatsioonist, siis kahe väikese regiooni varade maht on 55% kogu maailma varadest. Samas kui India ja Aafrika moodustavad umbes 30% elanikkonnast, kuid varasid omavad vaid 5%. (Shorrocks *et al.* 2020)

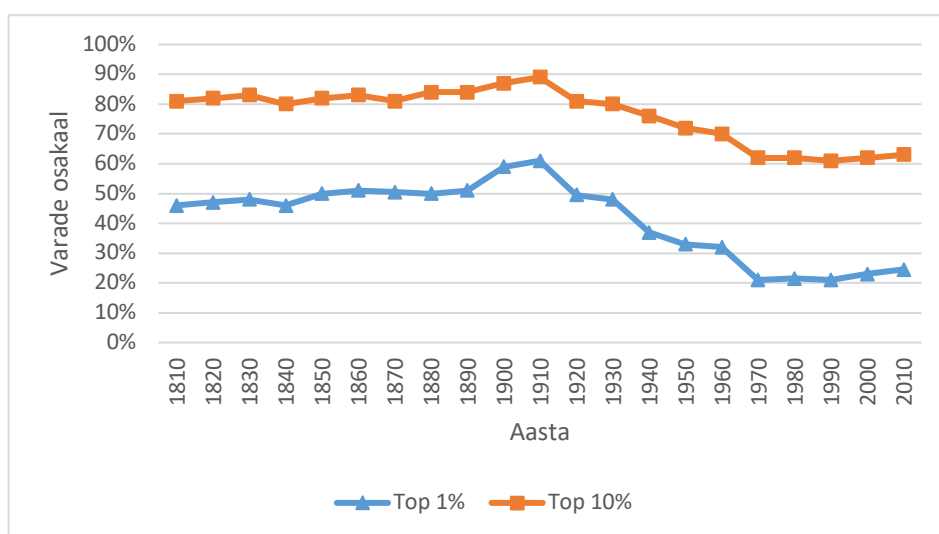
OECD andmebaasist tabelist *Wealth distribution* saadud andmete põhjal võib öelda, et Euroopa varakaimad 10% elanikkonnast omavad keskmiselt 48% koguvaradest riigis. Lätis on see lausa 63%. Väikseim näitaja antud Euroopas oli Slovakkias, kus 10% elanikest omavad vaid 34% koguvaradest

Tabel 1. 10% rikkaimate varade osakaal koguvaradest Euroopa riikide näitel

Riik	Osakaal (%)
Austria	55,59
Belgia	42,50
Prantsusmaa	50,59
Saksamaa	59,76
Kreeka	42,42
Ungari	48,48
Itaalia	42,78
Läti	63,38
Luksemburg	48,67
Poola	41,84
Slovakkia	34,33
Sloveenia	48,62

Allikas: OECD andmebaas (tabel *Wealth distribution*)

Ajakohane on mainida ka hiljutise suurima pandeemia mõju jõukuse ebavõrdsusele. Varade ebahütlane jaotumine on alati eksisteerinud. Küll aga vaadates pikaajalisi trende, siis võib näha, et kuni eelmise suure majanduskrahhini aastal 2008 püsis jõukuse ebavõrdsus stabiilsel tasemel (Joonis 1). Peale kriisi on aga ebavõrdsuse suurenemise trend kiirenenud ning COVID-i pandeemia annab sellele tõenäoliselt hoogu juurde. Trendi kiirenemine ja süvenemine tuleb ebavõrdsust mõjutavatest teguritest, mida soodustab praegune kriis ja mille eeldused lõi eelmine majanduskrahh. Nendeks on ekspansiooniline monetaarpoliitika ja rikaste suur osalus aktsiaturgudel vs vähemrikaste osalus. (Skidelsky 2020)



Joonis 1. 1% rikkaimate varade osakaal ja 10% rikkaimate varade osakaal koguvaradest Prantsusmaa näitel aastatel 1810-2010.

Allikas: Autori koostatud Piketty (2017) andmetel

1.3. Jõukuse ebavõrdsust mõjutavad tegurid

Jõukuse ebavõrdsuse tekkel on kindlad mõjutegurid. Kuigi mingi osa ebaühtlasest jaotusest on kapitalistlikkusse süsteemi sisse ehitatud, siis drastiline ebavõrdsus on soodustatud erinevatest poliitilistest otsustest ja keskkonnast ning indiviidi tasandil tehtud otsustest ja ka õnnest. Akadeemilises kirjanduses on toodud välja, et ka rahvus (Keister 2000) ja maksupoliitika (Condie *et al.* 2017) võivad mõjutada ebavõrdset jaotust. Siiski on läbivamad tegurid rahapoliitika (Albert *et al.* 2020), pärandamise mõju (Menchik 1979) ja varade kasvutempo võrreldes majanduse kasvutempoga (Piketty 2017).

1.3.1. Monetaarpoliitika

Monetaarpoliitika võib mõjutada jõukuse ebavõrdsust kolme kanali kaudu: säästmise, kinnisvara ja portfelli kanal. Ekspansiivne monetaarpoliitika suurendab ebavõrdsust, enamasti ning kitsendav monetaarpoliitika kahandab ebavõrdsust.

Ekspansiivne monetaarpoliitika nihutab intressikõverat allapoole ning suurendab inflatsiooni. Inflatsiooni suurenemisest saavad rohkem kasu majapidamised, kelle laenukoormus on suurem. Enamasti on need vähem jõukamad majapidamised. Säästjad, kelleks tavapäraselt on jõukamad leibkonnad, kaotavad oma säästude reaalkaalu. Selle teooria tõid välja ning demonstreerisid empiirilisel Doepke ja Schneider 2016. aastal. Kasutades enda loodud mudelit ning modelleerides erinevaid stsenaariume leidsid autorid, et ootamatult suurenenud inflatsiooni mõju vähem varakamatele on pigem kasulik ning varakatele säästjatele kahjulik. Kõige ekstreemsem näide nende tööst on, et täieliku ootamatuse juures kaotaksid „rikkad“ 5-protsendilise inflatsiooniga 10 aasta jooksul 10,8% oma netoväärtusest ning „vaesed“ suurendaksid oma netovarasid 14,4%, võrreldes baasaastaga.

Lisaks intressi ja inflatsiooni kanali mõjutab monetaarpoliitika jõukuse jaotumist kinnisvara hinnamuutuse kaudu (Ahmed *et al.* 2019). Vähemjõukamate leibkondade varad on suuremas jaos kinnisvaras ehk tüüpiliselt nende kodus. Kui selle väärtus kasvab, siis proportsionaalselt kasvab nende väärtus kiiremini kui mitmekesisema portfelliga jõukamate leibkondade vara. Domanski *et al.* (2016) leidsid, et väärtpaberid ja kodukinnisvara on kõige olulisemad jõukuse ebavõrdsuse suurendajad. Kuigi väärtpaberite kasvutempo on kõige kõrgem, võrreldes teiste varaklassidega, siis samamoodi on ka nende väärtuse langus kõige agressiivsem. Oma uurimuses leidsid nad, et kinnisvaraturu taastumine peale majanduskrahi vähendas ebavõrdsust olulisel määral. Kinnisvara

mõju olulisus tuli välja just sellepärast, et vähemjõukamad leibkonnad said kinnisvara hinnakasvust proportsionaalselt rohkem kasu, kuna see oli suurem osa nende portfelligist. Lisaks tõid autorid välja, et kui väärtpaberite mõju netovarale on tsükliline, siis kodukinnisvara mõju netovarale on palju stabiilsem. (Domanski *et al.* 2016)

Oluline seos on ka monetaarpoliitika, portfelli koosnevuse ja jõukuse ebavõrdsuse vahel (Albert *et al.* 2020). Nii „rikastel“ kui „vaestel“ on varade portfelli. Vähem jõukamate inimeste portfelliges on vähem aktsiaid ning peamiselt koosneb nende portfelli kas ainult enda säästudest või ka oma kodust, mis on leibkonna ainuke kinnisvara. Mida jõukam on majapidamine, seda suurem on aktsiate osakaal nende portfelligis. Lõdvendav monetaarpoliitika suurendab ebavõrdsust sellepärast, et see tõstab väärtpaberite hinda rohkem kui muude varaklasside hinda. Selle tulemusena suureneb rikaste jõukus proportsionaalselt rohkem kui vähemrikaste jõukus. Albert ja Gomez-Fernandez leidsid oma 2018. aasta uurimistöös simulatsioonis, et ekspansiooniline monetaarpoliitika tekitas 10% varade hinnakasvu. Lisaks, 10% intressimäära languse puhul oli mõju Gini koefitsiendile suurenev ehk ebavõrdsus suurenes. Samuti hinnati mudeliga, kas koduhinna tõus tasakaalustab portfelli kanali mõju. Tulemused näitasid seda, et koduhinna tõus ei suuda tasakaalustada väärtpaberite väärtuse kasvu ehk ekspansioonilise monetaarpoliitika tulemusena suureneb ebavõrdsus.

Samamoodi võib ka järeldada, et kitsendav monetaarpoliitika mõjutab jõukuse ebavõrdsust vastupidistel suunal. Küll aga on oluline välja tuua, et peale 2008. aasta finantskrahhi ei ole lääne maailmas levinud enam ekspansiooniline monetaarpoliitika, vaid ebastandardne monetaarpoliitika, mis on oma sisult veel lõdvem ning teoreetiliselt peaks jõukuse ebavõrdsust suurendama veel kiiremini (Yilmaz 2015).

1.3.2. Pärandamine

Pärandamise roll jõukuse ebaühtlasel jaotumisel on teooria, mis pärineb ammusest ajast ning mille kohta olid anektoodilised andmed juba sadu aastaid tagasi (Piketty 2017). Küll aga on viimasel aastakümnetel hakatud koguma rohkem andmeid jõukuse kohta ning tänu sellele teostatud ka suuremal hulgal uurimusi anud tema kohta. Kõige trendikam raamat jõukuse ebavõrdsuse kohta on Thomas Piketty poolt kirjutatud teos „Capital in the Twenty-First Century“. Teda peetakse jõukuse ebavõrdsuse valdkonna üheks võtmetegijaks. Peale tema teost on tehtud arvuliselt mitmeid uurimistöid uurides sama küsimust: mis põhjustab varade ebaühtlast jaotust.

Pärandamine on enamasti vanematelt või kelleltki teiselt ühekordse andami saamine, enamasti peale surma. Viimasel ajal on tõestatud empiirilisel (Condie *et al.* 2017; Niimi, Horioka 2017; Nolan *et al.* 2020), et tänu kapitali akumulervale olemusele suurendab pärandamine järgmise põlvkonna varakaks olemise tõenäosust märgatavalt. Küll aga tasub välja tuua, et enamasti ei ole rikkaste lapsed sama rikkad kui nende vanemad, sest vanemate vara jaotatakse ära mitme lapse vahel. Lisaks sellele on Jaapanis läbiviidud uurimistööd näidanud, et pärandamine on tõenäolisem leibkondade puhul, kelle on vähem vara. See leid võiks leevendada pärandamise mõju ebavõrdsusele. (Niimi, Horioka 2017) 1979. aastal tehtud uurimistöös leidis Menchik, et korrelatsioonikordaja vanema ja lapse jõukuse vahel on 0,8. Lähtuvalt sellest järeldati, et 80% kordadest on lapsed sama rikkad kui vanemad ning sellest tulenevalt esines Ameerikas tõsine takistus jõukuse mobiilsusele. Menchik küsib oma töö kokkuvõttes, et kui jõukuse jaotumine on 80% ettemääratud, kas sellisel juhul saab üldse rääkida jõukuse mobiilsusest ehk kas kõigil on üldse võimalus jõukaks saada, kui nad pole jõukasse perre sündinud. (Menchik 1979)

Vastupidiselt Jaapanis läbiviidud Niimi ja Horioka 2017. aasta uuringule, viisid Nolan *et al.* aastal 2020 läbi uurimuse kasutades peamiselt Ühendkuningriigi andmeid seoses põlvkondadevahelise jõukuse ning pärandamisega. Nende uuringust tuli välja, et 50% majapidamistest ülemises jõukuse veerandis olid saanud osa oma varast läbi päranduse. Sama näitaja alumise 25% kohta oli vaid 21%. Lisaks sellele oli ülemise 1% jõukuse leibkondade pärandi suurus kuus korda suurem kui keskmine pärand ning 24 korda suurem kui mediaan pärandi suurus. Tõestamaks, et pärand mängib rolli jõukuse ebavõrdsusel töid antud töö autorid ka välja, et keskmine jõukus majapidamistel, kes said päranduse, oli £500 000 võrreldes £220 000 leibkondadel, kes ei saanud pärandust. Nende mudeli tulemusel oli pärandamisel 36,5% osakaal kogu jõukuse ebavõrdsusest.

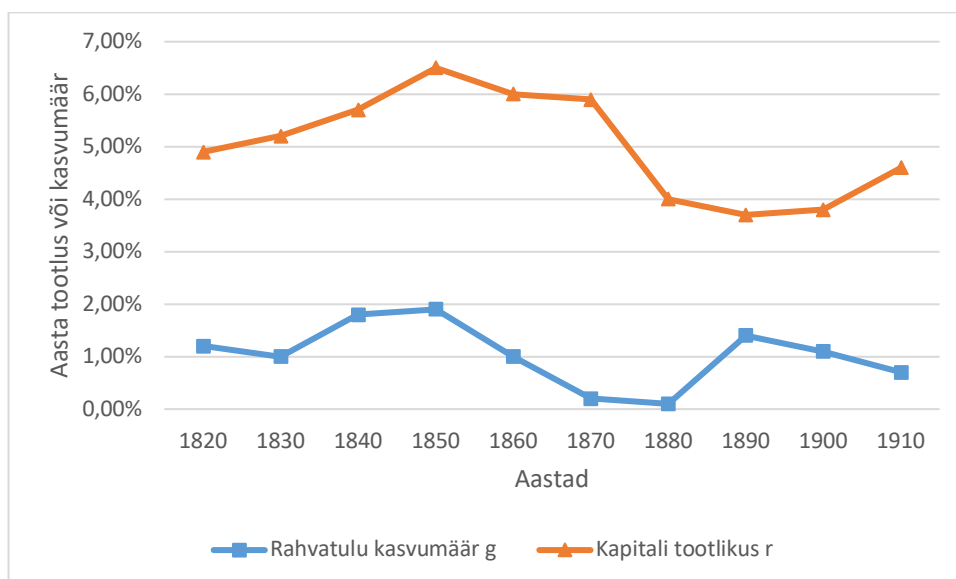
1.3.3. Portfelli koosnevus

Nagu alapunktis 1.3.1 välja toodi, siis portfelli koosnevus mõjutab jõukuse ebavõrdsust. Selle mõjutamise mehhanism tuleneb sellest, et erinevad varaklassid on erinevate tootlustega erinevates olukordades. Nagu monetaarpoliitika alalõigus öeldi, siis ekspansiivne monetaarpoliitika on kasulik portfelledele, kus on rohkem väärtpabereid. Lisaks on olukordi, kus suurema kinnisvara konsentratsiooniga portfellid saavad rohkem kasu võrreldes teistsuguse koosnevusega portfelledega. Erinevad olukorrad soosivad erinevaid portfelli jaotusi (Yang, Gan 2020). Vaadates tänaseid majandustrende, on näha, et jõukamate portfelleid kasvavad kiiremini sellepärast, et valitsev olukord soosib just nende varade väärtuse kasvu rohkem, mida jõukamatel ongi rohkem.

Wei *et al.* lõid oma 2019. aasta uurimistöös teoreetilise mudeli, millega näitasid, et majapidamise portfelli koostamisel tehtud valikud ning võetud riskid on väga olulised ning määravad jõukuse koondumisel ning vähendavad sotsiaalsete klasside vahelist liikumist. Autorid uurisid Hiina tarbijate küsitluste andmeid, kust leiti erinevate kvantiilide majapidamiste portfellide jaotusi. Lisaks sellele kasutasid nad ka ajaloolisi varaklasside tootlusi ning korrigeerisid seda ka riskiga. Seejärel modelleerisid nad majapidamiste jõukuse muutust ajas ning sealt joonistus välja, et madalama jõukuse kvantiilide osakaal kogujõukusest väheneb ning tipu kvantiilide osakaal suureneb. Põhjuslik seos oli, et tipu kvantiilide portfelli koosnevus oli palju suuremas osas riskantsemates varaklassides, kui väiksema jõukusega majapidamistel. Suurem risk võimaldas neile ka suuremat riskipreemiat, millest tuleneski suurem väärtuse kasv ajas.

1.3.4. Varad kasvavad kiiremini kui majandus

Toetuseks portfelli koosnevuse teooriatele tõi Thomas Piketty oma 2014. aasta raamatus välja argumendi, miks jõukuse ebavõrdsus tänapäeval suureneb ning miks selle ebavõrdsus oli veelgi suurem hoopis põllumajandusühiskonnas. Tema teooria seisneb selles, et jõukuse ebavõrdsus suureneb, kuna kapitali kasvumäär r on läbi aegade olnud suurem kui majanduskasvumäär g . Eriti tuli see välja ühiskondades enne 19. sajandit, sest antud ühiskondade ja majanduste üldkasvumäär oli kordades väiksem kui kapitali kasvumäär.



Joonis 2. Ajalooline rahvatulu kasvumäär vs ajalooline kapitali tootlikkus
Allikas: Autori koostatud Piketty (2017) andmetel

Loogika selle teooria taga on, et juhul kui majanduse kasvumäär on 1% ning kapitali kasvumäär on 5%, siis sellisel juhul on leibkonnal või indiviidil vaja säästa vaid 1/5 kapitali tulust, et kasvatada kapitali sama kiirusega nagu majandus. Küll aga, kui jõukus on juba piisavalt suur ning täiendavat kapitali tulu ei tarbita ära, siis on võimlik reinvesteerida veel rohkem kapitali, mis omakorda kasvab summaarselt veel kiiremini, võrreldes üldise majandusega. Empiiriliste andmete kohaselt olid sellised tingimused domineerivad vähemalt alates 1820ndatest aastatest (Joonis 2) ning ilmselt ka aastatuhandeid varem. Prantsusmaa näitel oli samal perioodil säästumäär samuti piisavalt kõrge, et tagada reinvesteerimist, mille tulemusena kasvas kapitaliomanike vara oluliselt kiiremini kui majandus. Selle tulemusena kasvab rikaste vara kiiremini kui varatute või vähese varaga majapidamiste jõukus, kes suurendavad oma jõukust peamiselt sissetuleku säästmise kaudu ning sissetulekud kasvavad tempos, mis sarnaneb majanduskavule.

2. ANDMED JA METOODIKA

Töö teine peatükk annab ülevaate kasutatavatest andmetest ning analüüsimeetoditest. Andmete alapeatükis tuuakse välja andmete allikad, olemus ning kirjeldav statistika. Analüüsimeetodite osas põhjendatakse jõukuse ebavõrdsust mõjutavate tegurite analüüsiks valitud meetodit ja tuuakse välja paneeländmete analüüsil kasutatavaid meetodeid.

2.1. Andmete kirjeldus

Varasemas empiirilises kirjanduses on uuritud ebavõrdsust kasutades mikroandmeid, mis tulevad *European Central Bank Household Finance and Consumption Survey* küsitlusest. Peale igat küsitluse vooru koostab iga osalejariigi keskpank ülevaate, milline on tarbijate finantsseis ja tarbimisharjumused. Teisalt on uuritud ebavõrdsust kasutades makroandmeid nagu inflatsioon, varaklasside tootlus, võlakirjade intressimäärad. Käesolev töö proovib liita mudelisse nii mikro- kui makroandmed. Antud töö analüüsi jaoks koguti sekundaarandmeid Eurostatist, Eikonist, OECDst ja ECB küsitluste andmebaasist. Andmete valikul lähtuti varasemas kirjanduses välja toodud jõukuse ebavõrdsust mõjutavatest teguritest.

Uuritavaks väärtuseks on jõukuse ebavõrdsuse Gini koefitsient. Gini koefitsient arvutatakse majapidamiste keskmise netovarade summa jagunemisel kvantiilide lõikes. Käesolevas töös on sõltuvaks väärtuseks majapidamiste keskmine netovarade summa. Paneelideks on rahvastiku kvantiilid. Sõltumatuteks muutujateks on majapidamiste portfelli koosnevus, inflatsioon, kinnisvara väärtuse kasvumäär, väärtpaperite väärtuse kasvumäär, SKP muutus ning monetaarpoliitika näitaja *shadow rate* näol. Pärandamise arvestamine jäi antud töös välja, kuna Itaalia kohta ei koguta pärandamise andmeid HFCS küsimustiku raames.

Andmeid majapidamiste varade jaotuse kohta kvantiilide lõikes kogutakse ülemaailmse küsitluse raamis *Household finance and consumption survey*. Euroopa riikides viib iga riigi keskpank läbi küsitluse oma elanikkonna kohta. Kokku osaleb küsitluses 18 euroala riiki. Lisaks viiakse läbi samalaadseid küsitlusi ka mujal maailmas, näiteks USAs.

ECBst saadud HFCS andmed on imputeeritud. Imputeeritud andmed tähendavad seda, et esialgsete küsitluste tulemustel jäid mõningad väärtused kätte saamata. Näiteks ei saadud infot selle kohta, kui suur on majapidamise võlakohustused, samas ülejäänud 100 või rohkem näitajat majapidamise kohta on olemas. Selleks, et muuta andmeid analüüsivaks viiakse läbi mitmekordne imputeerimine. Sisuliselt tehakse mudel olemasolevate andmete põhjal ning mudeli põhjal eeldatakse mis võiks olla antud puuduoleva näitaja tegelik väärtus. Peale imputeerimist tekib omaette komplektne andmekogum. Euroopa keskpank kasutas HFCS andmete puhul viiekordsed imputeerimist ning selle tõttu tekkisid 5 individuaalset andmekogumit sisuliselt samade näitajate kohta. Mitmekordse imputeerimise eesmärk on vähendada haruldase ebatõenäoliste väärtuste olulisust puuduolevate väärtuste leidmisel.

Majapidamiste portfelli koosnevuse andmed tulevad samamoodi HFCS küsitlusest. Küsitluse andmetes on välja toodud iga majapidamise portfelli koosnevus eraldi. Portfelli koosnevuse olulisus ebavõrdsuse uurimisel on välja toodud erinevates uurimistöodes (Albert *et al.* 2020, Colciago *et al.* 2018). Portfelli jaotus on kodukinnisvara, muu kinnisvara, raha, väärtpaberid ja kohustused. Erinevad jaotused on välja toodud kvantiilide kaupa. Kvantiilid on koostatud järjestades majapidamised netovarade alusel alates suurimast netovarast. Iga kvantiil hõlmab endas 25% populatsioonist.

Keskmise aktsiaportfelli tootluse jaoks kasutatakse erinevate riikide riigibörsi aktsiaindeksite liikumisi. Börsi aktsiaindeks on oma olemuselt kas kõikide börsi aktsiate väärtuste summa või olulisimate aktsiate väärtuse summa. Indeksisse kuuluva aktsia olulisust määratakse enamasti aktsiate ostu-müügi käibe põhjal. Indeksi mõte on see, et ta hõlmab endast mitmeid individuaalseid aktsiad ning seeläbi on indeksi väärtuse muutus „turu“ kasvumäära esindav. Antud andmed saadi Eikoni andmebaasist. Osad riigibörsid avaldavad enda aktsiaindeksi ajalugu tasuta, kuid osad nagu Ühendkuningriik või Itaalia kuvavad enda börsilehel vaid aktsia indeksi hetkeväärtust ning ajaloolisi andmeid saada pole võimalik.

Inflatsiooni andmeteks on kasutatud Eurostatist saadud tarbijahinnaindeksi andmeid. Andmete baasaastaks on 2015. Hinnaindeksi andmed on võetud tabelist *Harmonised index of consumer prices – monthly data*. Tarbijahinnaindeks näitab seda, kui palju on kallinenud kindla ostukorvi hind, võrreldes baasaastaga.

Keskpannga intressimäärade jaoks on kasutatud Wu ja Zhang'i poolt 2016. aastal pakutud *shadow rate* kontseptsiooni ehk varimäära. Varimäära olulisus tekkis siis, kui keskpangad hakkasid peale 2008. aasta majanduskrahhiga kasutama ebatavalist monetaarpoliitikat. Kuigi madalad intressimäärad ei ole maailmas uus idee, on 0% intressimäär ning selle lisanduv rahatrükk moodsa rahandusajaloo uudne sündmus. Olulisus 0% ja rahatrükk seoses majandusanalüüsiga on see, et laialdaselt aktsepteeritud ja levinud Keynesi mudeli alusel toob intressimäära langetamine endaga kaasa tarbimise, tööturu ning majanduse elavdamise. Küll aga ei tööta antud mudel hästi 0% juures. Selle tõttu ei saa kasutada majanduslikke mudeleid, et modelleerida erinevaid muutusi, mis oleksid ajendatud monetaarsest lõdvendamisest, kui intressimäärad on juba 0%. Kuna keskpanga võimuses on ka rahatrükk, siis selle mõjude korrektseks hindamiseks pakuti välja varimäär. Varimäära eripära on see, et see saab olla negatiivne. Negatiivne varimäär võtab arvesse rahatrüki mõjusid. Varimäär on väga tugevas korrelatsioonis keskpanga intressimääraga siis, kui intressimäär on positiivne.

Kogutud andmed olid erinevates aja ühikutes. Kui aktsiaindeksi andmed olid päevased, siis inflatsiooni ja intressimäära andmed kuised, majanduskasvu ja kinnisvarahinna muutuse andmed kvartaalsed ning majapidamiste portfelli ja jõukuse andmed kolmeaastase intervalliga. Sellepärast tuli andmed viia samadesse ajaühikutesse. Võrreldavaks perioodiks valiti kvartal.

2.2. Andmete eeltöötlus

Selleks, et tekiks paneelid andmed kogumis, mida oleks oma mudelis võimalik käsitleda, vajasis andmed eeltöötlust. Eeltöötlust vajasis kõik muutujad.

Keskmine netovara majapidamise kohta saadi ECB poolt antud HFCS küsitluse tulemustest tabelist 1_5 D1-D5, 2_4 D1-D5 ja 3_1 D1-D5. Tabeli esialgne koosnevus oli individuaalsete majapidamiste lõikes. Netovarade kohta saadi andmed kolme ajaühiku kohta. Esimese laine küsitlus viidi läbi 2010 (1_5), teine 2014 (2_4) ja kolmas 2017 (3_1). Selle info põhjal tegi autor eelduse, et tabelitest saadud andmed esindavad vastava aasta viimase kvartali seisust. Lisaks sellele oli iga laine kohta viis erinevat imputeeritud andmetega tabelit. (D1-D5)

Järgnev samm eeltöötles oli teha väljavõtte vaid Itaalia majapidamiste andmetest kogumina. Peale kogumi väljavõtmist igast andmetabelist anti igale majapidamisele jõukuse positsioon ehk

kõige netovarakam majapidamine sai väärtuse 1 ja kõige vaesem majapidamine kõige suurema väärtuse. Antud positsiooni numbreid kasutati selleks, et jagada majapidamised kvantiilidesse. Iga kvantiil koosnes 25% populatsioonist. Kui majapidamised olid kvantiilidesse jagatud, summeeriti antud kvantiili netovarad, millest tekkis iga kvantiili netovarade summa. Kuna majapidamiste arv erines küsitluste lõikes, tuli jagada läbi kvantiili netovarade summa kvantiilis olevate majapidamiste arvuga. Selle tulemusena tekkis keskmine majapidamise netovara iga kvantiili ja kolme erineva küsitlusaasta kohta. Kuna fikseeritud näitajad (SKP, THI, CPI) olid kvartaalsed, interpoleeriti aastased netovara andmed kvartaalseteks andmeteks. Selline interpolatsioon oli põhjendatud, kuna varade muutus ajas järgis lineaarset trendi korrelatsiooniga vahemikus 0,9441-0,99. Esimese kvantiili korrelatsioon lineaarse trendijoonega oli 0,9997. Trendijooone valemid ja korrelatsioonid on esitletud Tabelis 2. Peale interpoleerimise tekkis keskmine netovara majapidamise kohta kvantiilide lõikes perioodil 2010. aasta neljas kvartal kuni 2017. aasta neljas kvartal.

Tabel 2. Netovarade muutus ajas trendijoon kvantiilide lõikes

Kvantiil	Valem	Korrelatsioon
1	$y = 31652x + 522813$	0,9997
2	$y = 9844,7x + 183873$	0,9793
3	$y = 4256,3x + 89829$	0,9504
4	$y = 706,63x + 6137,6$	0,9441

Allikas: HFCS andmete põhjal, autori koostatud programmis Excel

Lisaks toob autor välja, et antud muutujate kohta, mis on ECB-st võetud, ei esinenud erinevusi erinevate imputeeritud andmetabelite vahel. Netovarade maht, portfelli koosnevus ja kõik muud muutujad olid 100% samaväärsed, kui võrrelda neid erinevate imputeeringute vahel. Seetõttu jäi anutud töös ära erinevate imputeeringutega tehtud mudelite vormistamine ning viimaseks lõpliku mudeli agregeerimine imputeeritud andmetega mudelist. Selle põhjus võib olla, et antud näitajate alusandmetele saadi kõik vastused reaalmaailmas kätte, mille tulemusena ei tekkinud puuduvaid väärtusi ning mille tulemusena ei olnud vaja neid väärtusi imputeerida.

Kinnisvara, raha, aktsiate, laenude ja muude varade osakaal portfelist on arvatud HFCS *Derived variables file D1-D5* tabelite andmete põhjal. Iga vastav näitaja on läbi jagatud netovarade näitajaga majapidamise kohta. Laenude osakaal on leitud koguaradest mitte netovaradest. Kõik, mis ei ole kinnisvara, raha või aktsiad, liigitati muude varade hulka. Kõik muud varad on kokku liidetud ja jagatud netovaradega.

Aktsiate kasvu väärtus on arvestatud indeksi vormis. Esmalt võeti aktsia indeks, mille väärtus oli tuhandetes ühikutes. Esialgsel kujul olid aktsiaindeksid päevasel kujul, kuna kasutati iga päeva sulgemishinda. Selleks, et viia päevased andmed kvartaalseks, määrati igale kuupäevale aasta ja kvartal. Seejärel võeti terve kvartali päevaste väärtuste keskmine väärtus iga kvartali kohta. Kuna esialgne plaan oli kasutada erinevate riikide andmeid paneelandmetena, oli mõistlik aktsiaindeksi andmed viia võrreldavasse ühikusse. Seda tehti, võttes 2015. aasta esimene kvartal võrdseks 100-ga ehk baasväärtuseks. Seejärel jagati kõikide järgnevate ja eelnevate kvartalite andmed läbi 2015. aasta väärtusega ning tulemuseks oli indeks. Kuna antud töötlemine ei muuda alusandmete dünaamikat, vaid muudab väärtust, ei olnud põhjust neid enam tagasi konverteerida algse väärtustesse. Samasugune indeksiks tegemise tehe viidi läbi SKP andmete kohta. Selle esialgne eesmärk oli sama, mis aktsiate indeksil, kuid reaalne olulisus kadus hiljem ära. Kuna muutuja dünaamika ei muutunud töötlustest, puudus vajadus seda algseks SKP/1000000 ühikusse tagasi konverteerida.

Varimäära andmeid interpoleeriti samuti, viies kuised andmed kvartaalseteks. Kvartaalseks teisaldades kasutati kvartali keskmist varimäära, mitte kvartali viimase kuu varimäära. Inflatsiooni ja kinnisvara indeksi andmeid ei töödeldud mingil kujul.

2.3. Kirjeldav statistika

Alapeatükis 2.3 toob autor välja kasutatavate andmise peamised statistilised suurused ning dünaamika. Andmed on välja toodud ka tabeli kujul

Tabel 3. Üldmajanduslike näitajate kirjeldav statistika

	Aktsiaindeks	Inflatsioon	Kinnisvaraindeks	Intress	SKP
Miinumum	65,13	93,23	98,80	-0,05	97,52
Maksimum	109,95	102,17	120,70	0,01	118,64
Keskmine	89,41	99,01	107,39	-0,02	106,45
Standardhälve	12,86	2,28	8,17	0,02	5,00

Allikas: lisa 1 põhjal, autori koostatud programmis Excel

Tabel 4. Itaalia rahvastiku kvantiilide portfelli koosnevuse kirjeldav statistika

Kvantiil	Statistiline suurus	Kinnisvara osakaal	Aktsiate osakaal	Raha osakaal	Muude varade osakaal	Laenude osakaal koguvaradest
1	Miinumum	0,78	0,10	0,05	0,04	0,01
	Maksimum	0,80	0,10	0,07	0,05	0,02
	Keskmine	0,79	0,10	0,06	0,05	0,02
	Standardhälve	0,01	0,00	0,01	0,00	0,00
2	Miinumum	0,84	0,06	0,05	0,05	0,02
	Maksimum	0,85	0,07	0,06	0,06	0,02
	Keskmine	0,85	0,07	0,06	0,05	0,02
	Standardhälve	0,01	0,00	0,01	0,00	0,00
3	Miinumum	0,76	0,08	0,08	0,07	0,05
	Maksimum	0,80	0,08	0,09	0,10	0,06
	Keskmine	0,79	0,08	0,08	0,08	0,06
	Standardhälve	0,02	0,00	0,01	0,02	0,01
4	Miinumum	0,05	0,06	0,26	0,52	0,44
	Maksimum	0,07	0,07	0,34	0,58	0,50
	Keskmine	0,06	0,07	0,30	0,54	0,46
	Standardhälve	0,01	0,00	0,04	0,03	0,03

Allikas: HFCS andmete põhjal, autori koostatud programmis Excel

Esitletud on kahte tabelit. Tabel 3 hõmab endas näitajaid nagu aktsia indeks, inflatsioonimäär, kinnisvara hinnaindeks, *shadow rate* ja SKP indeks. Kõik tabelis toodud näitajad on samad kõikide kvantiilide jaoks ehk neid andmeid võiks nimetada võrdseteks muutujateks. Sellele vastandub tabel 4, kus on kvantiilide kaupa toodud välja majapidamiste portfelli jaotus.

Tabel 3 leitav näitaja aktsiaindeks on oma väärtusena liikunud vahemikus 65,13 kuni 109,95. Näitaja baasaasta on 2015. aasta esimene kvartal, kus näitaja võrdub 100ga. Keskmine väärtus ajas on 89,41. Huvitav asjaolu on, et Itaalia aktsiate madalseis ehk 65,13 esines 2012. aasta teises kvartalis. Selle reaaleluline põhjustaja oli Euroopa võlakriis ning 2012. aasta teine kvartal oli kriisi haripunkt aktsiaturgude näol. Maksimaalne aktsiaväärtus esines 2015. aasta teises kvartalis. 2017. aasta neljandaks kvartaliks ehk aegrea lõpuks oli väärtus 106,02 olles vaid 6 punkti võrra kõrgemal 2015. aasta tasemest. See on mõistetav, kuna 2015 aasta ehk indekseerimisaasta, oli ka tipphetk Itaalia aktsiabörsil.

Tarbijahinna indeks oli oma minimaalse väärtuse juures 2010. aasta neljandas kvartalis ehk aegrea alguses ning oma maksimaalses punktis 2017. aasta teises kvartalis ehk peaaegu aegrea lõpus. Kuna kasutatud on sempoonsust mitteamvestavat tarbija hinnaindeksit, siis teise kvartali suur väärtus

on mõistetav. Üldiselt võib Itaalia hindasid ja inflatsiooni iseloomustada kui madalat ja stabiilset väärtust. Seda iseloomustab ka väärtuse võrdlemisi madal standardhälve.

Stabiilsele THI võib kõrvutada volatiilsema kinnisvara hinnaindeksi. Kinnisvara hinnaindeks oli oma tippväärtusega 120,7 ning miinimumväärtusega 98,8. Huvitav on välja tuua, et kinnisvara hinnaindeksi trend on antud ajaperioodi jaoks ilmselge langustrend. 2010. aastal oli näitaja 118 ning 2017. aasta lõpus vaid 98. Antud töö kontekstis on see oluline, kuna majapidamised, mis omasid kinnisvara, ei muutunud mitte jõukamaks, vaid nende kinnisvara väärtus vähenes.

Intressi näitajad liikusid langevas trendis antud ajaperioodil. Viimati oli variintressimäär positiivne aastal 2011 ning peale seda on see olnud kas 0 või vähem. -5% keskpanga intressimäär annab selge signaali, et keskpang loodab elavdada majandust ning turgutada inflatsiooni. Kahjuks on see olnud antud ajaperioodil pigem edutu, kuna inflatsioon oli stabiilne ning väga väikeses tõusutrendis. Kindlasti on see alla 2% aastaeasmärgi, mida ECB oma monetaarpoliitikaga taga ajab.

Itaalia majandus on 2010. ja 2017. aasta vahel käinud läbi majanduslanguse. 2010 oli SKP indeksi väärtus 110 liikudes oma miinimumi 2013. aasta esimeses kvartalis, paar kvartalit peale aktsiaturu madalpunkti, tõustes seejärel väärtuseni 118. Majanduskasvu ja -languse kiirused on olnud mõõdukad ning pigem on antud näitaja olnud volatiilsem kui stabiilsem.

Minnes edasi tabel 4 juurde, näitavad andmed erinevates kvantiilides olevate majapidamiste portfelite osakaale. Kõikide kvantiilide jaoks on omane, et näitajad on stabiilsed, mida esidavad väikesed erinevused minimaal ja maksimaalsete väärtuste vahel ning väike standardhälve.

Portfelli jaotuse koha pealt paistab väga eredalt silma neljanda kvantiili väärtused, kus kinnisvara osakaal on pea olematu ning raha osakaal on kordades suurem kui teistel kvantiilidel. Lisaks sellele on laenude summa võrdne pea poole varade väärtusest. Enim varasid on neljandal kvantiilil muude varade nimetuse all, mis sisaldab endas sõidukeid ja muid väärisesemeid. See on mõistetav, sest auto on liikumiseks vajalik, kuid kinnisvara jaoks ei pruugi piisvalt jõukust jaguda.

Ülejäänud kvantiilid on oma portfelli jaotuse poole pealt pigem sarnased. Erinevus tuleb esile aktsiate osakalus kui ka muude varade osakaalus. Jõukaimatel majapidamistel on 2% rohkem aktsiad ning 1-4% vähem muid varasid.

2.3. Meetodite valik

Selleks, et hinnata jõukuse ebavõrdsust ning seda mõjutavaid erinevaid mõjutegureid, koostatakse töö käigus majapidamiste netovara hindav mudel. Peale mudeli koostamist modelleeritakse saadud mudeli abil erinevate kvantiilide keskmise majapidamise netovara tulevikuväärtuseid ning nende põhjal arvutatakse ebavõrdsust iseloomustav Gini koefitsient. Prognoosimisel teostatakse sensitiivsusanalüüs erinevate näitajate kohta, mida majapidamine ise saab mõjutada, nagu portfelli koosnevus, et selgitada välja, millised muutused paistavad indiviidi tasemel kõige lihtsamad ning omavad kõige suuremat mõju.

Paneelandmete analüüsil kasutatakse kolme meetodit: ühendatud mudel, fikseeritud efektidega mudel ja juhuslike efektidega mudel (Gujarati, Porter 2009). Lõpliku mudel valiku aitavad teha erinevad testid nagu Breusch-Pagani test, Hausmani test ja F-test. Enne, kui mudeli koostamisega saab edasi liikuda, tuleb kontrollida paneelandmete statsionaarsust. Seda saab teha kasutades Dickey-Fuller testi. Juhul, kui muutaja pole statsionaarne, tuleb muutujast võtta diferents ning kontrollida diferentsi statsionaarsust. Täiendavalt on oluline kontrollida multikollinearsust Variance Inflation Factor testiga, jääkliikmete allumist normaaljätusele Doornik-Hanseni testiga ning autokorrelatsiooni ning heteroskedastiivsust Wooldridge'i ja Waldi testiga.

Antud töös ei ole otstarbekas kasutada tavalist OLS mudelit, kuna selle kasutamisel on regressioonikoefitsent ja vabaliige sama kõikidel ajaperioodidel kui ka objektidel. Selle tulemusena võib tekkida vealiikme ja sõltumatu muutuja vaheline korrelatsioon. Juhul, kui kasutada antud andmete jaoks tavalist OLS mudelit, võib mudel anda nihkega hinnanguid ning hinnangute usaldusväärsus võib olla madalam. Heterogeensuse säilitamiseks võib kasutada LSDV mudelit, kus igal objektil on õigus oma vabaliikmele. Tegemist on fikseeritud efektiga mudeliga, kuna vabaliige ei muutu ajas. Viimaseks variandiks on juhuslike efektidega mudel. Mudel eeldab, et objektide erinevus tuleneb juhuslikust komponendist, mitte vabaliikmest. Mudeli vealiige hõlmas endas nii objektispetsiifilist ning ristanemete ja aegrea viga. Komponentid ei tohi olla üksteisega korrelatsioonis ega autokorrelatsioonis ei ristanemete kui ka aegridade lõikes, kuna korrelatsiooni korral ei ole mudeli hinnangud mõjusad.

3. MUDEL JA TULEMUSED

3.1. Mudel

Esimese asjana kontrolliti kõikide muutujate kui ka netovarade aegriidade statsionaarsust. Statsionaarsust kontrolliti kasutades tarkvara R ning Augmented Dickey-Fuller testi. Juhul, kui aegrida on statsionaarne, peab võtma muutujast esimese diferentsi ning kontrollima, kas uus aegrida on statsionaarne. Töö muutujatest olid kaks statsionaarsed ning kaheksa mittestatsionaarsed. Kinnisvara indeksi testi tulemus oli 0,0541. Näitaja ei ole statsionaarne nivool 0,05, kuid on statsionaarne 0,1. Testi tulemused on välja toodud töö lisas 2.

Enne mudeli koostamist viidi läbi korrelatsioonianalüüs. Korrelatsioonimaatriks on välja toodud lisas 1. Suurim korrelatsioon esines aktsiate osakaalu esimese diferentsi ja netovarade esimese diferentsi vahel (-0,88). Kinnisvara osakaalu korrelatsioon sõltuva muutujaga on 0,20 ehk seos on positiivne ning ühe suurenedes, suureneb ka teine. Sõltuva muutujaga pole korrelatsiooni intressil ega SKP näitajal. Umbes pooltel juhtudel ei olnud korrelatsioon statistiliselt oluline. Sõltuva muutujaga oluline aktsiate, raha osakaalu (0,29), muude varade osakaalu (-0,38) korrelatsioon.

Esmalt kasutati analüüsiks ühendatud mudeli meetodit, milles ei võeta arvesse kvantiilide erinevusi. Kuna kinnisvara kasvu indeksi Augmented Dickey-Fuller testi *p-value* oli 0,05411, tehti kaks mudelit. Esimeses kasutati esimest järku diferentsi kinnisvara indeksist ning teises algseid väärtusi. Esimest järku diferentsi kinnisvara indeksi mudeli determinatsioonikordaja ja korrigeeritud determinatsioonikordaja näitajad olid vastavalt 0,8938 ja 0,8833 võrreldes tavalise kinnisvara indeksi mudeli 0,8928 ja 0,8822 näitajatega. Lisaks oli diferentsi olulisuse *p*-väärtus väiksem kui tavalise kinnisvara indeksi puhul. Mõlemas mudelis esines nii Waldi testi hinnangul heteroskedatiivsus, jäägid ei allunud normaaljaotusele Doornik-Hanseni testi järgi ning Woolridge'i test näitas, et mudelites esineb autokorrelatsioon. Diferentsi kasutava mudeli VIF test näitas, et muude varade osaakaalu, raha osakaalu ja kinnisvara osakaaluga võib esineda multikollineaarsust. Sellest tulenevalt eemaldati järgnevast mudelist esmalt muude varade osakaalu näitaja, kuna VIF testi tulemusel oli selle väärtus kõige suurem (53,502).

Järgnevas ühendatud mudelis ei esinenud enam multikollineaarsust VIF testi põhjal. Siiski esines nii heteroskedatiivsus kui ka autokorrelatsioon ning jäägid ei allunud normaaljaotusele. Sellest tulenevalt kasutati fikseeritud efektidega mudelit, mis võtab arvesse erinevusi kvantiilide vahel. Antud mudelis ei saanud teha mitte ühtegi testi ning mudeli seletusvõime oli 100%. Testid indikeerisid täielikku linearsust. Mudelit ei parandanud ka ajaperioodide fiktiivsete tunnuste lisamine. Järgnevalt eemaldati mudelist mitteolulisi muutujaid. Eemaldades mitteolulised muutujad kinnisvara osakaal ja muude varade osakaal, oli mudeli seletusvõime siiski 1 ning mudelis esines täielik linearsus. Lisaks ei olnud võimalik analüüsida juhuslike efektidega mudelit. Kuna kõikide mudelite seletusvõime oli 1, pidi proovima teistsuguste fikseeritud efektiga mudeleid, millelt oli eemaldatud mõni oluline näitaja. Esmalt eemaldati laenude osakaal, kuna varasema kirjanduse põhjal oli laenude olulisust jõukuse ebavõrdsuse kontekstis vähemoluliseks peetud.

Fikseeritud efektidega mudeli, kuhu ei olnud kaasatud muude varade osakaalu, kinnisvara osakaalu ega laenude osakaalu, grupisisene determinatsioonikordaja oli 0,972. Mudelis esines heteroskedastiivsus ning autokorrelatsioon. Jäägid allusid normaaljaotusele ning F -test näitas, et vähemalt üks regressor on oluline. Järgmiseks kontrolliti, kas mudelis esineb ka ajalisi efekte. Ajaline efekt esines, kuna Waldi testi p -value oli 0. Siiski jäeti mudelist välja 6 fiktiivset ajamuutujat, kuna need põhjustasid täpse multikollineaarsuse. Lisaks oli mudeli seletusvõime taas 1 juures.

Juhuslike efektidega mudel, milles ei olnud ajamuutujate fiktiivseid tunnuseid, oli F -testi alusel oluline. Hausmani test indikeeris, et juhuslike efektidega mudelit võib kasutada, kuna p -value oli 0,391. Siiski esines mudelis nii autokorrelatsioon kui ka heteroskedatiivsus. Jäägid ei allunud normaaljaotusele. Mudeli seletusvõime oli madal: 0,0494. Selleks, et võtta arvesse autokorrelatsiooni, kasutati kohandatud standardvigu.

Kohandatud standardvigade kasutamisel ilmnes Hausmani testist, et tuleb pöörduda tagasi fikseeritud efektidega mudeli juurde. Uue mudeli seletusvõime oli väga hea: grupisisene determinatsioonikordaja oli 0,972. Jäägid allusid normaaljaotusele, aga esines heteroskedatiivsus. Mudelis ei olnud oluline kinnisvara osakaalu näitaja. Eemaldades mudelist kinnisvara osakaalu, oli tulemiks lõplik mudel. Lõplikus mudelis olid nivool 0,1 statistiliselt olulised kõik muutujad. Mudelis ei esinenud heteroskedatiivsust ning jäägid allusid normaaljaotusele. Autokorrelatsioon

esines, kuid kohandatud standardvead võtavad seda arvesse. Mudeli grupisisene determinatsioonikordaja oli 0,9653.

$$d_{NV} = -4\,873,54 + 6\,636\,460 \cdot d_A - 1\,701\,030 \cdot d_R + 53,39 \cdot d_{KV} - 4389,87 \cdot dI \\ (0,0051) \quad (0,0014) \quad (0,0016) \quad (0,0056) \quad (0,0056) \\ -6,71 \cdot d_{SKP} + 1,67 \cdot AI + 41,76 \cdot THI + u_i \\ (0,0056) \quad (0,0056)$$

kus

d_{NV} – 1. järku diferents majapidamise netovara näitajast

d_A – 1. järku diferents aktsiate osakaalu näitajast

d_R – 1. järku diferents raha osakaalu näitajast

d_{KV} – 1. järku diferents kinnisvara indeksi näitajast

d_I – 1. järku diferents *shadow rate* näitajast

d_{SKP} – 1. järku diferents SKP indeksi näitajast

AI – aktsia indeks

THI – tarbija hinna indeks

u – iga paneeli vealiige

Lõplikuks mudeliks osutus fikseeritud efektidega mudel kohandatud standardvigadega. Muutujateks olid aktsiate osakaal, raha osakaal, kinnisvara kasvumäär, keskpanga intress, majanduskasv, aktsiate kasv ja inflatsioon. Mudel on oluline nivool 0,01 (*p-value* 0,00036). Kõik muutujad olid olulised nivool 0,01.

3.2. Prognoos

Võttes aluseks mudelist saadud valemi, on võimalik prognoosida tuleviku perioodide netovarasid kvantiilide lõikes ning välja arvutada Gini koefitsent. Esimeses prognoosis võeti eelduseks, et kõik makronäitajad jätkavad ajas muutumist olemasolevate andmete põhjal arvutatud keskmise muutumismääraga ning mikronäitajad säilitavad viimase küsitluse trendi. Selle prognoosi eesmärgiks on uurida milline võiks olla jõukuse jaotus 2025. aasta neljandaks kvartaliks, kui Itaalia majanduskeskkond ja majapidamiste harjumused varade jaotumisel ei muutu. Tulemused on esitatud tabelis 5. Tabelist on näha, et mudeli järgi kasvavad kõikide kvantiilide netovarad. Neljanda kvantiili kasv on suurim, ületades teisi nelja- kuni viiekordselt. Kui aga võrrelda netosummasid, siis esimene kvantiil suurendas netovarasid 200 tuhande euro võrra, samal ajal kui neljas kvantiil suurendas netovarasid 16 tuhande euro võrra. Sellest tulenevalt on ka näha, et kuigi jõukuse jaotus läheb natukene võrdsemaks ei saa seda pidada oluliseks. Juhul, kui Itaalia majanduskeskkond ja majapidamiste harjumused varade jaotumisel ei muutu, ei muutu ka varade jaotumise ebavõrdsus järgneva kaheksa aasta jooksul.

Tabel 5. Prognoos 1 tulemused

Kvantiil	Majapidamise keskmised netovarad (€)	Muutus	Gini koefitsent	Gini koefitsent 2017
1	994383,76	34%	0,5198	0,5184
2	315357,36	26%	0,5198	0,5184
3	143817,23	22%	0,5198	0,5184
4	26124,22	130%	0,5198	0,5184

Allikas: Autori koostatud programmis Excel

Järgmiseks analüüsiti, kuidas mõjutavad erinevad portfelli osakaalu muutused neljandat kvantiili ehk varatuimate majapidamiste netovara. Esimene prognoos tehti eeldusel, et aktsiate osakaal portfellis ei vähene, vaid jääb püsima 2014. aasta lõpu tasemele, milleks oli 7,25%. Mõju neljanda kvantiili netovaradele on välja toodud tabelis 6. Tabelist on näha, et aktsiate osakaalu püsijäämine 2014. aasta tasemele muudaks majapidamisi 53 816 euro võrra rikkamaks, kui võrrelda seda olukorra säilimise prognoosiga, mis eeldas, et aktsia osakaalu langustrend jätkub. Neljanda kvantiili majapidamised oleksid 602% varakamad aastal 2025, kui nad olid aastal 2017. Samuti oleks Gini koefitsent 2,5 punkti võrra madalam ehk võrdsem.

Tabel 6. Prognoos 2 tulemused

Kvantiil	Majapidamise keskmised netovarad (€)	Muutus	Gini koefitsent	Gini koefitsent 2017
1	994383,76	34%	0,4752	0,5020
2	315357,36	26%	0,4752	0,5020
3	143817,23	22%	0,4752	0,5020
4	79940,60	602%	0,4752	0,5020

Allikas: Allikas: Autori koostatud programmis Excel

Teise prognoosi eelduse suur miinus on, et kui varasemalt suurenes aastatel 2015-2025 raha ja kõikide muude varade osakaal portfellis ning vähenes aktsiate osakaal, siis antud eelduse kohaselt suureneksid kõik muud osakaalud nagu varasemalt, kuid majapidamisele tekiks juurde täiendavad varad, mis varem tasakaalustusid vähenenud aktsiate arvu tõttu. Selleks, et seda viga korrigeerida eeldati, et kõik täiendav, mis liigub aktsiatesse, et suurendada aktsiate osakaalu, tuleb raha osakaalust. Arvesse ei võetud eraldi aktsiate kasvumäära. Juhul, kui aktsiate osakaal jääks 7,25% juurde püsima, peaks raha osakaal langema 30% juurest aastal 2015 11% juurde aastaks 2025. Huvitava asjaoluna võib välja tuua, et kuigi raha osakaal portfellis väheneks, siis netosummana püsiks raha osakaal sama suurena kui prognoosis, mis ei võtnud arvesse raha osakaalu vähenemist

ning oluliselt suuremana võrreldes prognoosiga, mis eeldas, et kõik jätkub nii nagu 2017. aastal oli. Raha osakaalu muutmine mõjutab netovarasid väga vähe. 10 aastaga suurenesid netovarad vaid 430 euro võrra rohkem. Lisaks ebavõrdsuse vähenemisele suureneks ka kogujõukus 37%, juhul, kui neljanda kvantiil aktsiate osakaal jääks püsima 2014. aasta tasemele.

3.3. Järeldused

Kasutades antud mudelit, on võimalik läbi prognoosida mitmeid erinevaid stsenaariume. Näiteks millistel juhtudel suureneks kvantiili x või y jõukus ja väheneks ebavõrdsus. Lisaks on võimalik prognoosida ja hinnata nii ühte muutujat korraga kui ka mitut omavahel sõltuvat muutujat kogumis. Lähtuvalt lõpututest võimalustest ei ole otstarbekas kõiki stsenaariume läbi modelleerida. Selleks, et saada aru, mis mõjutab jõukuse teket majapidamiste lõikes võib lähtuda mudeli valemist.

Mudeli valemist on näha, et aktsiate omamine omab suurt positiivset mõju jõukusele. Samas, kui vaadata, et aktsiate kasvumäär ei oma suurt mõju netovarade omamisel, tekib küsimus, et kui põhjuslik aktsiate omamine antud mudelis on. Varasem kirjandus ja loogika ütleb, et aktsiate omamine annab võimaluse saada osa aktsiate kiiremast kasvust, mis on suurem kui majanduskasv, ning selle tulemusena võiks teoreetiliselt jõukus suureneda rohkem nendel majapidamistel, kes omavad aktsiad (Piketty 2017). Järeldus mudeli kohta võiks olla, et mudel ei pruugi olla väga täpse põhjusliku seosega. Järeldus jõukuse ja jõukuse ebavõrdsuse kohta on, et aktsiate omamine on oluline nii majapidamise jõukuse kui ka võrdsuse jaoks. Seda toetab ka teostatud prognoos, mis näitas, et juhul, kui neljanda kvantiili majapidamised suurendaksid oma aktsiate portfelli või vähemalt säilitaksid 2014. aasta taset, oleks jõukuse jaotus võrdsem. Lisaks suurenes ka riigi kogujõukus, mis on teistpidine tänapäeval levinud *trickle down economics* teooriale, mis sätestab, et kui rikastel läheb hästi, läheb kõigil hästi (Watkins 2014). Mudel näitas, et kui vähemvarakatel läheb paremini, siis läheb kõigil paremini.

Aksia osakaalu pöördväärtuseks võib pidada raha osakaalu, mis omab suurt negatiivset mõju majapidamise netovaradele. Loogilisest vaatepunktist paistab mudeli kuju korrektne, kui võrrelda raha tootlikust jõukuse vaates kinnisvara ja aktsiate tootlikusega. Samas võib jällegi välja tuua, et raha omamine iseenesest ei peaks majapidamiste netovarasid vähendama, välja arvatud ekstreemsetes hüperinflatsiooni olukordades, kus raha omamine mingi periood vähendab

netovarasid. Raha osakaalu negatiivne mõju netovaradele on vastavuses ka Wei *et al.* (2019) esiteletud mudeliga, kus raha oli negatiivse reaaltootlusega vara. Raha osakaalu mõju oli umbes viis korda vähemtähtsam kui aktsiate osakaal. Sellest võib järeldada, et raha omamine ei ole halb, kuid aktsiate omamine on parem.

Järgmiseks oluliseks jõukuse mõjutajaks on monetaarpoliitika. Monetaarpoliitika mõju mudelis indikeerib, et mida ekspansiivsem on monetaarpoliitika, seda suurem on majapidamise jõukus ning vastupidiselt on kitsendatud monetaarpoliitika mõju majapidamise netovaradele vähendava mõjuga. Antud mudel on vastavuses Domanski *et al.* 2016. aasta uurimusega, kus leiti, et monetaarpoliitika mõju on jõukuse ebavõrdsusele mõjunud suurendavalt. Antud uurimises toodi välja, et monetaarpoliitika mõjukanal ei olnud võlakirjade ja intressikanal vaid aktsiate kanal. Järeldus mudelist on see, et ekspansiivne monetaarpoliitika suurendab majapidamiste jõukust. Kui vaadata majapidamise netovarade mudeli valemi vealiikmeid, siis on näha, et esimesel kvantiilil on kõige väiksem vealiige ning neljandal kvantiil kõige suurem. Kuna monetaarpoliitika muutuja on mudelis kõikidel paneelidel sama, siis kogumõju on suurem paneelil, mille vealiige on väiksem. Sellest tulenevalt võib järeldada, et kõik majapidamised saavad ekspansiivsest monetaarpoliitikast kasu, kuid rikkamad saavad rohkem kasu.

Aktsiate kasvu, inflatsiooni ja majanduskasvu kohta kehtib sama loogika nagu monetaarpoliitika kohta ehk mida jõukama kvantiili kohta arvutus käib, seda suurem mõju netovaradele on. Aktsiate kasvul on positiivne mõju netovarade arvutuses, mis on vastavuses teooriate ja varasemate uurimustega (Albert *et al.* 2020). Inflatsioon suurendab netovarasid, mis on vastavuses loogikaga, ehk kui asjad lähevad kallimaks, siis nominaalselt netovarad suurenevad. Samas reaalterminites on inflatsiooni mõju negatiivne (Doepke, Schneider 2006). Majanduskasvu mõju netovaradele antud mudelis ei vasta varasemale kirjandusele. Teooria ütleb, et majanduse kasvades muutuvad kõik kvantiilid rikkamaks (Piketty 2017). Samas mudel väidab, et majanduse kasv vähendab netovarasid. Põhjus sellele eripärale võib tuleneda antud mudeli koostamisel kasutatud andmetest. Itaalias on majandus liikunud praktiliselt horisontaalselt antud vaatlusperioodi. Selle tulemusena võibki majanduskasvu mõju märk olla kummaline. Samas kui võtta arvesse, et majanduskasvu olulisus mudelis on pigem väike, siis on asi loogilisem, sest kui majanduskasv on nulli lähedane, siis võikski eeldada, et muutuja olulisus mudelis on väike ning iga eriskummaline andmepunkt võib märki kergelt mõjutada.

KOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureuse töö eesmärk oli uurida, millised on jõukuse ebavõrdsust mõjutavad tegurid Itaalia näitel ning kuidas saab jõukuse ebavõrdsust vähendada. Töö ajendiks oli jõukuse ebavõrdsuse vähemtähtsustamine meedias ja erialases kirjanduses. Enamasti pannakse rõhk kas tarbimise või sissetuleku ebavõrdsusele. Sissetuleku ebavõrdsuse vastu võitlemiseks on võetud erinevates riikides vastu mitmeid erinevaid seadusi.

Jõukus on aga läbi aja olnud ebavõrdsel jaotunud, kus vähestel on palju ja paljudel vähe. Kuna selle kohta pole kogutud ka ajaloolisi andmeid, siis töid mis seda probleemi uuriks on oluliselt vähem, kui muid ebavõrdsusi uurivaid töid. Samas on jõukuse ebavõrdsus palju drastilisem, kui sissetuleku ebavõrdsus. Maailma 8 rikkaimat inimest omavad rohkem varasid kui vaesemad 3,6 miljardit inimest (Nestor 2017)

Varasema kirjanduse põhjal seletati, mis on jõukus, kuidas seda mõõdetakse ning kuidas mõõdetakse ebavõrdsust. Täiendavalt toodi välja, millised on peamised tegurid, mida teised autorid on uurinud ja millega leidnud seose jõukuse ebavõrdsusega. Levinuimad tegurid olid monetaarpoliitika, pärandamine ja portfelli koosnevus majapidamiste lõikes.

Jõukuse ebavõrdsuse uurimiseks kasutati mikro- ja makroandmeid. Andmed pärinesid Euroopa Keskpannga *Household finance and consumption survey* küsitlusest, Eurostati, OECD ja Eikoni andmebaasidest. Kasutatud andmeid töödeldi, et viia neid mudeli jaoks sobivale kujule. Seejärel kasutati Itaalia kvantiile kui paneele ning koostati ökonomeetiline mudel.

Paneelandmete modelleerimine viidi läbi kolmes etapis. Esmalt tehti ühendatud mudel, järgmisena kasutati fikseeritud efektidega mudeleid ning viimasena juhuslike efektidega mudeleid. Erinevate testide abil valiti parim versioon. Lõplik mudel oli fikseeritud efektidega paneelandmete mudel, mis võttis arvesse autokorrelatsiooni kohandatud standardvigadega. Mudeli seletusvõime oli 0,97. Oluliseimad muutujad, mis mõjutasid netovarade jaotust ja seeläbi jõukuse ebavõrdsust olid: aktsiate osakaal, raha osakaal, kinnisvara hinnamuutus, aktsia hinnamuutus, monetaarpoliitika, majanduskasv ja inflatsioon.

Kasutades mudelit prognoositi läbi erinevad stsenaariumid, et anda hinnang jõukuse ebavõrdsuse muutumise kohta ajas ja erinevate tingimuste puhul. Juhul, kui Itaalia majanduskeskkond ja majapidamiste harjumused varade jaotumisel ei muutu, ei muutu ka varade jaotumise ebavõrdsus järgneva 8 aasta jooksul. Selleks, et leevendada jõukuse ebavõrdsust näitasid mudel ja prognoosid, et varatuimad majapidamised peaksid suurendama enda aktsiate osakaalu portfellis ning seejärel suureneks nende netovarade maht 10aastase perioodi jooksul 610%. Lisaks suureneks kogu riigi netovarade maht 37% võrra võrreldes 32%, kui kõik tingimused jääksid samaks.

Antud teema uurimine on oluline nii tänases kui ka tuleviku vaates. Jõukuse suur ebavõrdsus on ajalooliselt tekitanud ühiskonnas palju hõrdepunkte. Erinevaid konfliktikohti on näha ka tänapäeva maailmas. Üks viimaseid otseseid näiteid on *Occupy Wallstreet* liikumine aastatel 2011-2012. Kuna varasemalt on jõukuse ebavõrdsust vähe uuritud, siis on pea võimatu lahendada tänaseid probleeme ilma täiendavate uuringute teostamiseta.

SUMMARY

WEALTH INEQUALITY AND FACTORS AFFECTING IT USING THE ITALIAN EXAMPLE

Anecdotally wealth has always been concentrated in the hands of a small minority. Unfortunately, the data on wealth holding is partial if not non-existent. Most wealth databases start after the 19 hundreds. Due to lack of data, there also exists a lack of econometric research into the causes of wealth inequality, compared to income inequality which has been researched extensively.

Fortunately, some research on the topic has been done and according to previous research key determinants were identified to be further investigated in this paper. These factors were: monetary policy, inflation, economic growth, growth of stocks, real estate, and other assets, and the composition of household portfolios.

The data for these factors were compiled from micro and macro databases. These were ECB HFCS data, Eurostat and OECD data on macroeconomic data, and the Eikon database for stock data. These data points were compiled into panel data, panels being different population quintiles of Italy.

After compiling and processing the data regression analysis was conducted. This was done in three stages. Stage one was an OLS model, stage two: fixed effect model, stage three: random-effects model. Using different tests it was determined that the fixed effects model with robust standard errors was most adequate. The within R^2 value was 0,97 indicating good explanatory capabilities.

Furthermore, using the fixed variable model, different scenarios were calculated and analyzed. The purpose of different scenarios was to identify what the trend for wealth inequality is in Italy, if the trends for all variables remain the same. The second goal was to assess which variables contributed the most to reducing wealth inequality.

If all variables maintain the same trend as historically then wealth inequality will neither increase nor reduce. It was found that stock holdings were most important in terms of reducing wealth inequality in lower wealth quintile households.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Ahmed, I., Socci, C., Severini, F., Pretaroli, R., Al Mahdi, H. K. (2019). Unconventional Monetary Policy and Real Estate Sector: A Financial Dynamic Computable General Equilibrium Model for Italy. *Economic Systems Research*, 32 (2), 221–238.
- Albert, J. F., Peñalver, A., Perez-Bernabeu, A. (2020). The Effects of Monetary Policy on Income and Wealth Inequality in the U.S. Exploring Different Channels. *Structural Change and Economic Dynamics*, 55, 88–106.
- Bönke, T., Grabka, M. M., Schröder, C., & Wolff, E. N. (2019). A Head-to-Head Comparison of Augmented Wealth in Germany and the United States. *The Scandinavian Journal of Economics*, 122 (3), 1140–1180.
- Colciago, A., Samarina, A., & de Haan, J. (2018). Central Bank Policies and Income and Wealth Inequality: A Survey. *Journal of Economic Surveys*, 33 (4), 1199-1231.
- Condie, S. S., Evans, R. W., Phillips, K. L. (2017). Natural Limits of Wealth Inequality and the Effectiveness of Tax Policy. *Public Finance Review*, 47 (1), 32–57.
- Shorrocks, A., Davies, J., Lluberás, R. (2020). Global Wealth Report 2020. Credit Suisse Research Institute.
- Doepke, M., Schneider, M. (2006). Inflation and the Redistribution of Nominal Wealth. *Journal of Political Economy*, 114 (6), 1069–1097.
- Domanski, D., Scatigna, M., Zabai, A. (2016). Wealth Inequality and Monetary Policy. *BIS Quarterly Review*.
- Fochesato, M., Bowles, S. (2017). Technology, Institutions, and Wealth Inequality over Eleven Millennia. *SFI Working Paper*, No. 2017-08-032.
- Gujarati, D. N., Porter, D. C. (2009) *Basic Econometrics* (5th ed.). New York: McGraw-Hill.
- Ivanov, D. (2019). The Great Leveler: Violence and The History of Inequality from the Stone Age to the Twenty-First Century. *European Societies*, 22 (1), 149–151.
- Jourard, I., Pisu, M., Bloch, D. (2012). Tackling Income Inequality: The Role of Taxes and Transfers. *OECD Journal: Economic Studies*, 2012 (1), 37–70.
- Keister, L. A. (2000). Race and Wealth Inequality: The Impact of Racial Differences in Asset Ownership on the Distribution of Household Wealth. *Social Science Research*, 29 (4), 477–502.

- Menchik, P. L. (1979). Inter-generational Transmission of Inequality: An Empirical Study of Wealth Mobility. *Economica*, 46 (184), 349.
- Nestor, M. (2017). Majanduslik ebavõrdsus ja pöördeline poliitika. SEB. Kättesaadav: <https://www.seb.ee/foorum/majanduskeskkond/majanduslik-ebavordsus-ja-poordeline-poliitika>, 09. mai 2021.
- Niimi, Y., Horioka, C. Y. (2017). The Impact of Intergenerational Transfers on Household Wealth Inequality in Japan and the United States. *ADB Working Papers*, No. 655
- Nolan, B., Palomino, J., Van Kerm, P., Morelli, S. (2020). The Wealth of Families: The Intergenerational Transmission of Wealth in Britain in Comparative Perspective. Nuffield Foundation Report. Institute for New Economic Thinking at the Oxford Martin School.
- O'Connor, N. (2017). Three Connections between Rising Economic Inequality and the Rise of Populism. *Irish Studies in International Affairs*, 28, 29-43.
- Piketty, T. (2017). *Capital in the Twenty-First Century* (Reprint ed.). Cambridge: Harvard University Press.
- Skidelsky, R. (2020). Economic Recovery in the Age of COVID-19. *Intereconomics*, 55 (6), 345–349.
- Watkins, J. P. (2014). Quantitative Easing as a Means of Reducing Unemployment: A New Version of Trickle-Down Economics. *Journal of Economic Issues*, 48 (2), 431–440.
- Wei, S. J., Wu, W., Zhang, L. (2019). Portfolio Choices, Asset Returns and Wealth Inequality: Evidence from China. *Emerging Markets Review*, 38, 423–437.
- Wolff, E. N. (1996). International Comparisons of Wealth Inequality. *Review of Income and Wealth*, 42 (4), 433–451.
- Yang, X., Gan, L. (2020). Bequest Motive, Household Portfolio Choice, and Wealth Inequality in Urban China. *China Economic Review*, 60, 101399.
- Yilmaz, D. (2015). Unconventional Monetary Policies in the Eurozone: Considering Theoretical Backgrounds and Policy Outcomes. *Business & Economics Research Journal*, 6 (3), 51–68.

LISAD

Lisa 1. Korrelatsioonimaatriks

	d_NV	d_KV	d_A	d_R	d_MV	d_L	AI	THI	KI	d_I	d_SKP
d_NV	1,00										
d_KV	0,20	1,00									
d_A	-0,88	-0,11	1,00								
d_R	0,29	-0,63	-0,19	1,00							
d_MV	-0,38	-0,19	0,18	-0,59	1,00						
d_L	-0,03	0,10	0,10	0,35	-0,78	1,00					
AI	-0,01	0,09	0,05	0,07	-0,26	0,23	1,00				
THI	-0,02	0,12	0,10	0,09	-0,36	0,31	0,14	1,00			
KI	0,03	-0,19	-0,12	-0,14	0,55	-0,48	-0,48	-0,79	1,00		
d_I	0,00	0,03	0,02	0,02	-0,08	0,07	0,01	0,17	-0,11	1,00	
d_SKP	0,00	-0,01	-0,02	-0,01	0,03	-0,03	-0,09	0,11	0,13	0,34	1,00

Allikas: Autori koostatud

Märkused:

1. Näitajate nimetused on lühendatud ning lühendid välja toodud järgnevalt: d_NV – 1. järku diferents majapidamise netovara näitajast, d_KV – 1. järku diferents kinnisvara osakaalu näitajast, d_A – 1. järku diferents aktsiate osakaalu näitajast, d_R – 1. järku diferents raha osakaalu näitajast, d_MV – 1. järku diferents muude varade osakaalu näitajast, d_L – 1. järku diferents laenu osakaalu näitajast, AI – aktsia indeks, THI – tarbija hinna indeks, KI – kinnisvara hinnaindeks, d_I – 1. järku diferents *shadow rate* näitajast, d_SKP – 1. järku diferents SKP näitajast

Lisa 2. Paneelandmete statsionaarsuse kontrolli tulemused Augmented Dickey-Fuller testiga

	Algne	1. järku diferents
Keskmine netovara majapidamise kohta	0,80	0,00
Kinnisvara osakaal	0,67	0,00
Aktsiate osakaal	0,50	0,00
Raha osakaal	0,80	0,00
Muude varade osakaal	0,57	0,00
Laenude osakaal	0,60	0,00
Aktsia indeks	0,01	–
THI	0,02	–
Kinnisvara indeks	0,05	0,00
<i>Shadow rate</i>	0,07	0,00
SKP indeks	0,30	0,00

Allikas: autori arvutused programmis R

Lisa 3. Lõplik fikseeritud efektidega mudeli ja testide Gretli aruanne

Model 22: Fixed-effects, using 112 observations
 Included 4 cross-sectional units
 Time-series length = 28
 Dependent variable: d_netovaradmajapidamise kohta
 Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	-4873,54	659,393	-7,391	0,0051	***
d_aktstiadvAlaki~	6,63646e+06	575995	11,52	0,0014	***
d_rahaosakaal	-1,70103e+06	154642	-11,00	0,0016	***
d_Kinnisvarakasv	53,3851	7,43819	7,177	0,0056	***
d_Intress	-4389,87	611,645	-7,177	0,0056	***
d_GDP	-6,70551	0,934284	-7,177	0,0056	***
Aktsiakasv	1,66840	0,232459	7,177	0,0056	***
inflatsioon	41,7578	5,81815	7,177	0,0056	***
Mean dependent var	2488,899	S.D. dependent var	2621,335		
Sum squared resid	690145,1	S.E. of regression	82,66269		
LSDV R-squared	0,999095	Within R-squared	0,965316		
Log-likelihood	-647,5860	Akaike criterion	1317,172		
Schwarz criterion	1347,075	Hannan-Quinn	1329,305		
rho	0,472391	Durbin-Watson	1,038499		

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(7, 3) = 261,837$
 with p-value = $P(F(7, 3) > 261,837) = 0,000357979$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(3, 49, 9) = 1008,01$
 with p-value = $P(F(3, 49, 9) > 1008,01) = 1,18472e-044$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 6,43363
 with p-value = 0,16902

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = -0.5$)
 Test statistic: $F(1, 3) = 43250,2$
 with p-value = $P(F(1, 3) > 43250,2) = 2,45161e-007$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed
 Test statistic: Chi-square(2) = 2,36694
 with p-value = 0,306214

Allikas: autori väljavõtte programmist Gretl

Lisa 4. Paneelide vealiikmed

Kvantiiil	Vealiige
1	-324,92
2	-4093,20
3	-4199,97
4	-10876,08

Allikas: Autori koostatud Gretl Lisa 3 andmetest

Lisa 5. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Priit Robas

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Jõukuse ebavõrdsus ja seda mõjutavad tegurid Itaalia näitel“, mille juhendaja on Kaja Lutsoja
 - 1.1 reprodutseerimiseks lõputöö säilitamise ja elektroonse avaldamise eesmärgil, sh Tallinna Tehnikaülikooli raamatukogu digikogusse lisamise eesmärgil kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni;
 - 1.2 üldsusele kättesaadavaks tegemiseks Tallinna Tehnikaülikooli veebikeskkonna kaudu, sealhulgas Tallinna Tehnikaülikooli raamatukogu digikogu kaudu kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni.
 2. Olen teadlik, et käesoleva lihtlitsentsi punktis 1 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.
 3. Kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei rikuta teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse seadusest ning muudest õigusaktidest tulenevaid õigusi.
-

13.05.2021

¹ Lihtlitsents ei kehti juurdepääsupiirangu kehtivuse ajal vastavalt üliõpilase taotlusele lõputööle juurdepääsupiirangu kehtestamiseks, mis on allkirjastatud teaduskonna dekaani poolt, välja arvatud ülikooli õigus lõputööd reprodutseerida üksnes säilitamise eesmärgil. Kui lõputöö on loonud kaks või enam isikut oma ühise loomingulise tegevusega ning lõputöö kaas- või ühisautor(id) ei ole andnud lõputööd kaitsvale üliõpilasele kindlaksmääratud tähtajaks nõusolekut lõputöö reprodutseerimiseks ja avalikustamiseks vastavalt lihtlitsentsi punktidele 1.1. ja 1.2, siis lihtlitsents nimetatud tähtaja jooksul ei kehti.