

TARTU ÜLIKOOL  
Majandusteaduskond

Marti Lillemägi

**ETNILISE DISKRIMINEERIMISE MÕJU VARALE EESTI  
NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Juhendaja: Ott-Siim Toomet

Tartu 2015

Soovitan suunata kaitsmisele .....

(juhendaja allkiri)

Kaitsmisele lubatud “ “ ..... 2015. a.

..... õppetooli juhataja .....

(õppetooli juhataja nimi ja allkiri)

Olen koostanud töö iseseisvalt. Kõik töö koostamisel kasutatud teiste autorite tööd,  
põhimõttelised seisukohad, kirjandusallikatest ja mujalt pärinevad andmed on viidatud.

.....

(töö autori allkiri)

## SISUKORD

SISSEJUHATUS .....	4
1. ETNILISTE GRUPPIDE SISSETULEKUERINEVUSED JA NENDE ANALÜÜS .....	6
1.1. Beckeri tööandja diskrimineerimismudel.....	6
1.2. Statistiline tööandja diskrimineerimismudel .....	9
1.3. Muud käsitlused .....	12
1.4. Varasemad uurimused .....	15
1.5. Metoodika.....	17
2 EESTLASTE JA MUULASTE VARALISTE ERINEVUSTE ANALÜÜS .....	21
2.1. Andmed ja kirjeldav statistika.....	21
2.2. Regressioonianalüüs .....	24
2.3. Oaxaca-Blinderi dekompositsioon .....	29
KOKKUVÕTE.....	39
VIIDATUD ALLIKAD .....	41
LISAD.....	45
Lisa 1. 2. mudeli regressioonimudel sõltuva muutuja auto korral. ....	45
Lisa 2. 2. mudeli regressioonimudel sõltuva muutuja arvuti korral. ....	46
Lisa 3. 2. mudeli regressioonimudel sõltuva muutuja väljaminekud korral.....	46
Lisa 4. 3. mudeli regressioonimudel sõltuva muutuja auto korral. ....	47
Lisa 5. 3. mudeli regressioonimudel sõltuva muutuja arvuti korral. ....	48
Lisa 6. 3. mudeli regressioonimudel sõltuva muutuja väljaminekud korral.....	49
SUMMARY .....	50

## SISSEJUHATUS

Viimase 20 aasta jooksul on rahvusvähemuste (eelkõige venelaste) teema olnud Eestis pidevalt aktuaalne. Pärast Nõukogude Liidu lagunemist leidsid sisserännanud venelased taasisesestunud Eesti Vabariigis ennast järsult vähemuse positsioonilt, olles seni pea pool sajandit olnud enamusrahvuse rollis. Samas pole eestlased siiani unustanud Nõukogude okupatsiooni. Omavahelised erinevused on viinud olukorrani, kus eestlased ja venelased elavad üksteisest praktiliselt eraldi ning märkimisväärselt erinevad on ka segregeerunud ühiskonnaosade majanduslikud võimalused. Kuna aga venelasi vaadeldakse tänapäeva Eestis kui majanduslikult kehvas olukorras olevat rahvusgruppi, suurendab see omakorda veelgi eestlaste ja venelaste omavahelist halvaksapanu. Et üksteisest elatakse eraldi, on märkimisväärsed erinevused tekkinud ka varalises seisus.

Etniliste gruppide majanduslikke erinevusi on ka hulgaliselt uuritud, seda nii Eestis kui välismaal. Siiski on enamus neist töödest keskendunud just palgaandmetele. See võib aga osutada probleemiks, sest palgaandmed võivad olla ebakvaliteetsed ning sisaldada erinevaid puudujääke – näiteks on venelaste palgaandmed hüplikumad ning seetõttu on võimalus, et neid ei osata õigesti hinnata. Seega oleks vaja sõltumatut hinnangut sissetuleku ja elatustaseme kohta. Seetõttu ongi käesoleva töö eesmärgiks selgitada välja, kas sarnane seletamata erinevus, nagu palgas, on olemas ka varades ja väljaminekutes. Eesmärgi saavutamiseks on püstitatud järgmised uurimisülesanded:

1. tuua välja diskrimineerimise teoreetiline käsitlus;
2. tuua välja sarnastel teemadel läbi viidud varasemate uurimuste tulemused;
3. analüüsida, kas eestlaste ja muulaste varaline olukord on Eestis erinev;
4. selgitada välja, kas eestlaste ja muulaste varalise olukorra erinevused tulenevad valitud teguritest või on tegu seletamata erinevusega

Töö teoreetiline osa põhineb erinevatel diskrimineerimisealastel uurimistöodel ja analüüsil. Ühte kesket allikat ei ole. Põhiliselt vaadeldakse töös Beckeri diskrimineerimismudeleid ja nende edasiarendusi, lisaks vaadeldakse ka Arrow' poolt välja töötatud statistilise diskrimineerimise mudeleid ja nendest tulenevaid järeldusi. Kirjeldatakse erinevaid varasemaid uurimusi ja nende tulemusi. Metoodika osas seletatakse Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni olemust. Empiirilises osas kasutatakse Statistikaameti leibkonna eelarve uuringu andmeid.

Käesolev töö koosneb teoreetilisest ja empiirilisest osast. Teoreetiline osa on jagunenud viieks alapeatükiks. Esimeses osas tutvustatakse lähemalt Beckeri tööandja diskrimineerimismudelit. Teine osa kirjeldab statistilist tööandja diskrimineerimismudelit. Sellele järgneb alapeatükk, kus põgusalt tutvustatakse ka muid diskrimineerimise käsitlusi. Neljandas alapeatükis kirjeldatakse varasemaid sarnaseid uurimusi ja nende tulemusi nii Eestis kui ka välismaal. Teoreetilise osa viimases alapeatükis tutvustatakse metoodikat, mille abil hakatakse empiirilises osas uurima eestlaste ja venelaste ebavõrdse majandusliku olukorra tekkepõhjuseid.

Empiiriline osa jaguneb kolmeks alapeatükiks. Neist esimeses esitatakse kasutatavate andmete kohta kirjeldav statistika, mida põgusalt ka analüüsitakse. Teine alapeatükk keskendub regressioonianalüüsile, et leida, kas rahvuste vahel on vara omamisel ja väljaminekute puhul erinevused olemas. Kolmandas alapeatükis viiakse läbi Oaxaca-Blinderi dekompositsioon.

Märksõnad: diskrimineerimine, vara, väljaminekud, regressioonianalüüs, Oaxaca-Blinderi dekompositsioon.



- $F$  – tootmisfunktsioon,
- $N_g$  – tööl olevate grupi liikmete arv,
- $\omega_g$  – grupi liikmete palgatase,
- $d$  – vähemuse liikme palkamisega kaasnev tajutav lisakulu (diskrimineerimiskoeffitsient).

Tööandjad diskrimineerivad grupi B vastu, kui diskrimineerimiskoeffitsient  $d$  on positiivne. Sellisel juhul on tööandjate arvates grupi B liikme palkamisega seotud suuremad kulud kui grupi A liikme palkamisega ning seega palkab tööandja grupi B liikme vaid siis, kui  $\omega_a - \omega_b \leq d$ . Mida suurem on diskrimineerivate ettevõtete hulk ning mida suurem on diskrimineerimiskoeffitsient  $d$ , seda suuremaks kujuneb ka kahe grupi vaheline palgalõhe. Pikaajaliselt viib mudel tööjõu segregeerumiseni, sest vähemuse esindajad töötavad lõpuks ainult kõige vähem diskrimineerivates firmades. (Altonij, Blank 1999: 28-29) Sellest tulenevalt on diskrimineerivates ettevõtetes aga grupi B liikmetele makstav palk madalam kui grupi A liikmete oma, mis juhib üldise majandusliku ebavõrdsuse tekkeni etniliste gruppide vahel.

Beckeri mudelit on aastate jooksul põhjalikult analüüsitud ja uuritud. Üheks suurimaks kriitikuks on olnud Arrow (1971 : 9), kes on märkinud, et mudeli kohaselt peaks pikas perspektiivis jääma ellu vaid vähem diskrimineerivad ettevõtted ning kui on olemas ettevõtted, kes diskrimineerimist üldse ei harrasta, oleksid need ainsad, kes konkurentsisis ellu jääksid. Mudelile vastupidiselt on palgaerisused aga püsinud juba pikka aega (Altonij, Blank 1999 : 29). Lisaks pole Beckeri diskrimineerimist empiiriliselt võimalik tõestada (Leping, Toomet 2008 : 8). Samuti on kriitikat saanud Beckeri eeldus, et enamus eelistab vähemuse liikmeid mitte palgata – seletamist vajavat nähtust vaadeldakse hoopis eksogeensena (Jomo 2006 : 4)

Arrow' kriitikale on lahenduse leidnud Goldberg (1982), kes oma uurimuses vaatleb Beckeri mudelit teise külje alt. Goldberg (1982 : 9) eeldab oma töös, et diskrimineerimise asemel on valitsevaks jõuks hoopis onupoliitika ning vähemuse palkamisest saadava „kahju“

asemel vaatleb ta hoopis enamuse palkamisest saadavaid „kasusid“. Nii diskrimineeriv kui ka onupojapoliitikat harrastav firma teenivad neutraalsest firmast vähem kasumit. Diskrimineeriv firma saab sellele lisaks aga ka mitterahalist kahju vähemusele töö pakkumisest ning läheb seetõttu pankrotti. Onupojapoliitikat harrastav firma teenib aga oma tegevuse jätkamisest mitterahalist kasu. Sellest tulenevalt saavad sellised ettevõtted neutraalsete ettevõtete kõrvale püsima jääda, kuna neutraalsed firmad teenivad oma kasulikkuse rahalise kasumina, onupojapoliitikat harrastavad firmad aga vähendavad oma kasumi nullini, et teenida mitterahalist tulu. (1982 : 13) Kuna Beckeri mudelile heidetaksegi kõige rohkem ette just seda, et reaalsuses pole diskrimineerimine kuhugi kadunud, kuigi teooriast tulenevalt peaks see just seda tegema, on Goldbergeri käsitlus oluline edasiarendus seletamaks, kuidas tööjõu suhtes ebanutraalsetel firmadel on võimalik konkurentsist püsima jääda.

Olulise edusammu Beckeri mudelite uurimisel tegi Anne Krueger (1963), kes uuris, kuidas diskrimineerimine ühiskonnagruppide heaolu mõjutab. Selgus, et teatud tingimustel võib enamusegrupi heaolu tõesti kasvada, kui vähemusegrupi vastu diskrimineeritakse. Enamgi veel, vähemusegrupi võimalused vastu hakata oleks sel juhul väga piiratud. Enamuse võit diskrimineerimisest oleks aga suhteliselt väike ning kogu ühiskonna summaarsed sissetulekud oleksid sel juhul väiksemad kui ilma diskrimineerimiseta ühiskonnas. (Krueger 1963 : 7)

Beckeri mudelit on edasi arendanud ka Rosen, kes vaatles olukorda, kus ettevõtte juhataja, kes töötajate palkamise kohta otsuseid teeb, ei ole ettevõtte omanik. Sel juhul kannab juhataja kogu vähemusse kuuluva grupi liikme palkamisest saadud „negatiivse eelistuse kulu“, kuid saab ainult osa tööga toodetud tulust. Kuna juhataja on ühtlasi ka töötajate palgaläbirääkimiste üks osapool, langevad vähemusegrupi palgad veelgi. Selgub, et mõõdukalt diskrimineeriva juhataja korral on palgakuludest saadav võit suurem kui ebaoptimaalsest tööjõu struktuurist tulenev kaotus. Seega sunnivad turujõud ajapikku turult minema vähem diskrimineerivad ettevõtted. (Rosen 2003 : 3-4)

Eraldi on uuritud ka otsingukulude lisamise mõju Beckeri mudelile. Olgu osadel tööandjatel nii suur vastumeelsus vähemuse liikmete suhtes, et nad keelduvad neid palkamast. Samas on töötajatel töö otsimisega seotud otsingukulud. Kuigi vähemuse liikmed on tööl ainult firmades, mis ei diskrimineeri, on nende palgad väiksemad kui enamusgruppi kuuluvatel töötajatel, eeldusel et turul on vähemalt üks diskrimineeriv tööandja. Lisaks kannatab vähemus ka selle all, et nad satuvad suurema tõenäosusega neile halvasti sobivate tööde peale. (Black 1995: 4) See käsitlus erineb oluliselt Beckeri originaalsest mudelist, kus segregatsiooni tulemusena palgaerinevused kadusid, kuna siin jääb palgaerinevus alles ka segregatsiooni tekkides.

Beckeri tööandja diskrimineerimismudeli töötas välja Gary S. Becker. Kõigis selle käsitluse teooriates eeldatakse, et tööandjal on olemas eelnev „eelistus“ diskrimineerimise suhtes. Kuna vähemuse liikmete palkamisega kaasneb kasulikkuse kadu, tasub neid palgata vaid siis, kui neile saab vähem palka maksta. Teooria kriitikud on öelnud, et mudelist tulenevalt peaks diskrimineerimine isenesest kaduma, mis on empiirikaga vastuolus. Sellele kriitikale on vastuse leidnud Goldberg, kes vaatles diskrimineerimise asemel onupojapoliitika mõjusid, ning Rosen, kes vaatles ettevõtte juhti ja omanikku lahus. Teooriat on edasi arendatud ka otsingukuludega süsteemis, kus segregatsioon samuti palgaerinevusi ei tasanda. Beckeri diskrimineerimismudelitele on ette heidetud, et seda tüüpi diskrimineerimist on empiirilisel viisil võimatu tõestada. Kriitikud viitavad ka faktile, et seletatavat nähtust (diskrimineerimist) tegelikult ei põhjendatagi, vaid see on võetud hoopis eksogeenseks eelduseks.

## **1.2. Statistiline tööandja diskrimineerimismudel**

Kuna Beckeri teooriatele on esitatud palju etteheiteid, on diskrimineerimise alane kirjandus viimasel ajal keskendunud statistilistele diskrimineerimismudelitele. Üks põhilistest teerajajatest statistilise diskrimineerimise uurimise alal oligi Arrow (1972), kes oli ühtlasi ka Beckeri suurimaks kriitikuks. Teiseks suureks teooria arendajaks on olnud Phelps (1972). Mõlemad autorid avaldasid 1970ndatel oma uurimused, millega pandi alus statistilise diskrimineerimise uurimisele.

Teooria põhiseisukoht on väga lihtne. Tööandja diskrimineerib mingi grupi vastu, kui ta usub, et selle grupi liikmed on keskmiselt vähem kvalifitseeritud, vähem usaldusväärsemad vms, ning individuaalsete kandidaatide kohta info kogumine oleks liigselt kulukas. Sel juhul vaatleb tööandja grupikuuluvust kui lähendmuutujat (*proxy*). Selline uskumus võib tuleneda tööandja enda varasemast statistilisest kogemusest või üldistest ühiskondlikest uskumustest, et vähemusgrupp on sotsiaalselt halvemas olukorras. Viimasel juhul on diskrimineerimine ennast ise alal hoidev. (Phelps 1972 : 2)

Matemaatilisemalt on statistilise diskrimineerimise mudeli esitanud Coate ja Loury (1993). Olgu igal tööandjal juba olemas töölised, kes võivad kuuluda gruppidesse A ja B. Tööandja ainuke ülesanne on iga oma töötaja jagada ühele kahest võimalikust töökohast. Esimesel töökohal saavad rahuldavalt hakkama kõik töötajad. Teine töökoht on kõrgemalt tasustatud, kuid sellega kõik töötajad hakkama ei saa. Seega saavad tööandjad kasu, kui suudavad teisele töökohale määrata kvalifitseeritud töötaja, ning kahju, kui määravad raskemale tööle kvalifitseerimata töötaja. Samas pole tööandjal otseselt võimalik kindlaks määrata, kas töötaja on raskema töö jaoks piisavalt kvalifitseeritud. Tööandjale on kvalifikatsiooni kohta teada müraga segatud kvalifikatsiooni näitav signaal, lisaks teab tööandja ka töötaja grupikuuluvust. (Coate, Loury 1993 : 5)

Tööandjal on töötaja grupikuuluvusest tulenevalt mingi eelnev uskumus, kui suure tõenäosusega grupi liige kvalifitseeritud on. Sellest tulenevalt määrab ettevõtte signaali kriitilise väärtuse, millest kõrgematel väärtustel paigutab tööandja töötaja kõrgemalt tasustatud ja produktiivsemale tööle. Mida kõrgem on eelnevast arvamusest tulenev arvatav tõenäosus töötaja kvalifikatsiooni kohta, seda madalam on signaali kriitiline väärtus. Samas omandavad töötajad kvalifikatsiooni vaid siis, kui sellest tulenev oodatav palgavõit on suurem kvalifikatsiooni omandamise kuludest, mis võivad indiviidide vahel olla erinevad. Selgub, et tööandjate eelnevad uskumused on ennast kinnitavad siis, kui nendele uskumustele vastavate optimaalsete standardite valikuga ajendatakse gruppide liikmeid kvalifikatsiooni omandama täpselt sellisel määral. (Coate, Loury 1993 : 6-7) Teisisõnu võib öelda, et tegu on otsekui isetäituva ennustusega – tööandjad seavad oma uskumuste tõttu standardid selliseks,

et vähemusgrupi liikmetel ongi optimaalne omandada kvalifikatsiooni just sellisel määral, nagu tööandjad usuvad tõsi olevat.

Kuna tööandja eelnevatest uskumustest tulenevalt peaks diskrimineeritaval grupil olema tavalisest kõrgem kvalifikatsioon, et kriitiline signaali väärtus saavutada, ei tasu kvalifikatsiooni omandamine selle grupi liikmetele paljudel juhtudel ära. Seega saabki tõeks tööandjate eelarvamus, et antud grupi liikmed on väiksema tõenäosusega kvalifitseeritud. Uurimustest selgub, et sellisel juhul ei aita diskrimineerimist kaotada ka poliitilised meetmed (näiteks erinevad kvoodid). Kui tööandjate uskumused jäävad samaks, peavad nad poliitiliste meetmete täitmiseks oma standardeid langetama, mis ühtlasi langetab veelgi vähemuste motivatsiooni kvalifikatsioon omandada (Coate, Loury 1993 : 7).

Statistilise diskrimineerimise mõju on uuritud ka üksikute gruppide lõikes. Teooriast selgub, et statistiline diskrimineerimine suurendab eelistatud grupi produktiivsust, kuid vähendab diskrimineeritava grupi oma (Schwab 1986 : 3). Lisaks selgub teooriast, et domineeriva grupi heaolu on diskrimineerivas ühiskonnas suurem, mis seletab, miks diskrimineerimine on püsima jäänud (Moro, Norman 2004 : 20).

Statistilise diskrimineerimise teooria rajajateks võib pidada Phelps'i ja Arrow'd. Teooria põhineb eeldusel, et individuaalsete kandidaatide kohta info kogumine on liigselt kulukas ning selle asemel vaadeldakse töötajate kohta info kogumiseks lähendmuutujana grupikuuluvust. Kuna diskrimineeritaval grupil on eelarvamuste tõttu väiksem võimalus saada paremini tasustatud tööle, on neil ka vähem motivatsiooni vastav kvalifikatsioon omandada, seega on eelarvamusused ennast ise kinnitavad. Tasakaalupunkt tekibki siis, kui tööandjate uskumuste põhjal määratud standardid ajendavad grupi liikmed kvalifikatsiooni omandama just sellisel määral, mis tööandja uskumustele vastab. Sel juhul ei aita olukorda parandada ka erinevad poliitilised meetmed, mis vähendavad vaid veelgi motivatsiooni kvalifikatsiooni omandamiseks.

### 1.3. Muud käsitlused

Nagu eelnevalt mainitud, arendas Becker lisaks tööandja diskrimineerimismudelile välja ka töötaja- ja tarbijapoolse diskrimineerimismudeli. Ka neid on mõlemaid aastate jooksul pidevalt edasi arendatud ja analüüsitud. Samas on Beckeri tööandjapoolse diskrimineerimismudeli kohta käivat kriitikat, et diskrimineerimise seletamise asemel vaadeldakse nähtust eksogeensena, võimalik laiendada ka neile mudelitele, sest kõigi Beckeri mudelite aluseks on eeldus, et diskrimineerimise aluseks on mingi olemasolev negatiivne eelistus.

Töötajapoolse diskrimineerimise puhul eeldatakse, et eksisteerivad kahte tüüpi tööd ja töötajad – kvalifitseerimata ja kvalifitseeritud. Esimest oskavad teha kõik, kuid teise jaoks on vaja kindlat tüüpi väljaõpet. Töö käib gruppides – üks kvalifitseeritud ja üks kvalifitseerimata töötaja masina kohta. Kui grupi A liikmed on eelarvamustega grupi B liikmete koha, siis võivad grupi A kuuluvad kvalifitseeritud töötajad nõuda kvalifitseerimata grupi B liikmetega ühel masinal töötamise eest palgalisa. See palgalisa tuleb kusagilt kompenseerida, seega hakkavad grupi B kvalifitseerimata liikmed seetõttu vähem palka saama kui grupi A kvalifitseerimata liikmed. Kuna grupi B liikmetel on nüüd kvalifikatsiooni omandamisest rohkem võita, peaksid teooriast lähtuvalt gruppide palgaerinevused küll lõpuks kaduma, kuid seeläbi võib olukord viia hoopis tööjõu segregeerumiseni. (Altonij, Blank 1999 : 29) Samas leiab Arrow, et teatud tingimustel võib selline olukord viia hoopis integratsioonini, kuid sel juhul jäävad gruppide palgad paratamatult ebavõrdseks. See, kas toimub segregeerumine või integratsioon, sõltub tema hinnangul sellest, kui tugevad on grupi A negatiivne eelistus grupi B liikmete suunas. (Arrow 1971 : 25 - 26)

Teist tüüpi töötajapoolset diskrimineerimist on uurinud Finis Welch, kes vaatles etnilise segunemise mõjusid tööjõuturul. Täpsemalt vaatles tema uurimus kahte vastassuunalist mõju. Ühelt poolt suurendab integratsioon töötajate tootlikkust, kuna erinevad taustad (antud uurimises haridustasemed) täiendavad üksteist. Samas võib erinevate etniliste gruppide kõrvuti töötamine tekitada ebatõhususi ning sellega tootlikkust vähendada. (Welch 1967 :

17) Lisaks võib enamusgrupp selle tõttu nõuda ka kõrgemat palka, seega peavad tööandjad võrdlema integratsioonist tulenevaid kasusid sellest tulenevate kuludega (Ragan, Tremblay 1988 : 4).

Hoopis erinev diskrimineerimise tüüp on aga tarbijapoolne diskrimineerimine. See avaldub, kui grupi A liige tunneb oma eelarvamuste tõttu, et ta saab grupi B liikmelt kaupa või teenust ostes vähem kasulikkust, kui sedasama ostu grupi A liikme käest sooritades. Seega ostab grupi A liige grupi B liikme käest toodet või teenust ainult siis, kui tal on võimalik saada see vastava kasulikkuste vahe võrra odavamalt. See võib grupi B liikmete jaoks viia palga vähenemiseni või eemaldumiseni ametitest, kus on olemas otsene kokkupuude klientidega. (Altonij, Blank 1999 : 30) Erinevalt tööandja- ja töötajapoolsest diskrimineerimisest ei kao teooriast tulenevalt tarbijapoolne diskrimineerimine aja möödudes ka konkurentsi mõjul (Strauss 1991: 15).

Selgub, et sarnaselt tööandjapoolsete diskrimineerimise mõjudega pole ka tarbijapoolse diskrimineerimise mõjud nii üheselt mõistetavad. Diskrimineeritava grupi sissetulekud on madalamad ning nende variatsioon on samuti väiksem teise grupi sissetulekute variatsioonist. Kuna diskrimineeritavatel on seetõttu ettevõtlusest vähem võita, võib see oluliselt piirata nende ettevõtlikkust. Sama on kinnitanud ka empiirilised uuringud, näiteks oli 1980. aastal USAs mustanahaliste ja latiinode ettevõtluses osalemise määr poole madalam valgete omast. (Borjas, Brojars 1988 : 24)

Peale eelnevalt mainitud teooriate on diskrimineerimise kohta olemas veel ka „ülerahvastamise“ teooria. See põhineb eeldusel, et üks grupp on mingite ametite juurest välja arvatud. Seetõttu on neid teistel ametitel rohkem ja tekib „ülerahvastatus“, surudes alla piirtootlikkuse ja palgad. (Rosen 2003 : 18) See tekitab vähemusgrupi jaoks avatud tööjõuturgudel suurenenud tööjõu pakkumise ning surub alla kõigi etniliste gruppide palgad, seega selline diskrimineerimine gruppide vahelist palgalõhet ei mõjuta (Hirsch, Schumacher 1992: 23). Sellise diskrimineerimise vormi vastu ei aita ka poliitilised meetmed, sest nende tagajärjel süveneks „ülerahvastamine“ veelgi (Nelson *et al* 1980 :34).

Erinevate diskrimineerimisvormide võrdlev analüüs on esitatud ka tabelis 1:

**Tabel 1.** Diskrimineerimisteooriate võrdlev analüüs

Diskrimineerimise liik		Diskrimineerimise põhjus	Lühiajaline tulemus	Pikaajaline tulemus
Beckeri diskrimineerimine	Tööandja	Tööandja eelarvamus	Palgaerinevused	Erinevused kaovad
	Töötaja	Töötajate töökaaslase eelistus	Palgaerinevused	Tööjõu segregatsioon
	Tarbija	Tarbija eelarvamus	Palgaerinevused või tööjõu segregatsioon	Palgaerinevused või tööjõu segregatsioon
Statistiline diskrimineerimine		Infopuudus töötaja kvalifikatsiooni kohta	Palgaerinevused ja/või tööjõu segregatsioon	Erinevused tootlikkuse tasemes
“Ülerahvastamise” teooria		Grupp mõnedelt ametitelt välja arvatud	Suurenenud tööjõu pakkumine ja madalamad palgad muudes sektorites	Suurenenud tööjõu pakkumine ja madalamad palgad muudes sektorites

Allikas: Autori koostatud lähtuvalt eelnevalt kirjeldatud allikatest pärinevale informatsioonile.

Becker on peale tööandjapoolse diskrimineerimismudeli pakkunud välja ka töötaja- ja tarbijapoolse diskrimineerimismudeli. Töötajapoolse diskrimineerimise puhul on töötegitajateks kahesed meeskonnad: koos peavad töötama üks kvalifitseeritud ja üks kvalifitseerimata tööline meeskonna kohta. Grupi A liikmed diskrimineerivad grupi B liikmeid, küsides oma eelarvamuste tõttu nendega koos töötamise eest rohkem palka. See võib viia lühiajaliselt palgaerinevuste ja pikaajaliselt tööjõu segregatsioonini. Teiseks diskrimineerimise liigiks on tarbijapoolne diskrimineerimine, mille puhul on gruppi A kuuluva tarbija maksevalmidus grupi B liikmete käest hüvitatavates ostes eelarvamuste tõttu madalam. See võib viia palgaerinevuste või grupi B liikmete tootlikkuse vähenemiseni. Tarbijapoolse diskrimineerimise negatiivset mõju ettevõtlikkusele kinnitavad ka empiirilised uuringud. “Ülerahvastamise” teooria kohaselt on vähemusgrupp mõnelt ametilt välja arvatud

ja seetõttu väheneb nende piirtootlikkus teistel ametitel, samas ei ole selline diskrimineerimine üldiselt eriti suure mõjuga.

## 1.4. Varasemad uurimused

Seletamata palgaerisuste majanduslikke mõjusid on uuritud nii Eestis kui ka mujal maailmas. Suurem osa uurimustest on tegelenud eelkõige palga- ja sissetulekuerisuste uurimisega. Käesoleva bakalaureusetöö tulemuste paremasse konteksti asetamiseks ja uurimistulemuste paremaks mõistmiseks on järgnevalt toodud lühiülevaade teistest töödest, mis etnilist diskrimineerimist käsitlevad on.

Kanadas Quebecis on uuritud palgaerinevust prantsuskeelse ja ingliskeelse rahvusgrupi vahel. Palgalõhe kohta dekompositsiooni läbi viies selgus, et 1970ndatel oli palgalõhe 13% ingliskeelsete kasuks. Sellest pea kolm viiendikku seletasid erinevused hariduses, töökogemuse ja majandusharude näitajad andsid mõlemad aga väikese (alla protsendipunkti) eelise prantsuskeelsetele. Seega oli seletamata vahe kuus protsendipunkti. 2000. aastaks oli aga palgalõhe vähenenud vaid 3% peale. Ühtlasi oli palgalõhe praktiliselt võrdne erineva hariduse mõjudega ingliskeelsete kasuks, kogemus ja tööstusharude mõju oleks aga pidanud kokku pea sama suure eelise andma prantsuskeelsetele. Seega oli seletamata palgalõhe 2000. aastal 2,5 protsendipunkti ning enamuse palgalõhe vähenemisest põhjustas rahvusgruppide haridustasemete võrdsustumine ja prantsuskeelse grupi liikmete töökogemuse kasv. (Albouy 2008: 14-15, 35)

Huvitav olukord valitses Kosovos, kus 2000ndate keskel moodustasid rahvastikust 88% albaanlased ja 7% serblased, samas moodustasid Kosovo albaanlased Serbia ja Montenegro (mille koosseisu tol hetkel kuuluti) rahvastikust vaid 16% (Bhaumik *et al.* 2005: 4). Uurides rahvusgruppide kulutusi inimese kohta ja elamist allpool vaesuspiiri, ilmnes oluline erinevus seletamata ja seletatud osa vahel. Nimelt selgus, et kuigi serblastel on mõlemal juhul seletatud osa albaanlastest kõrgem, oli seletamata osa negatiivne mõju nii suur, et kokkuvõttes olid serblastel albaanlastest oluliselt madalamad kulutused inimese kohta ja ka suurem vaesuse määr. Seega oli serblastel mõõdetud teguritest tuleneva mõju tõttu väiksem tõenäosus elada allpool vaesuspiiri ning kulutused inimese kohta oleksid pidanud olema

albaanlaste omadest kõrgemad, kuid seletamata mõju tõttu olid need siiski oluliselt madalamad. (Bhaumik *et al.* 2005: 19-26) Üheks tõenäoliseks põhjuseks on ka sel juhul etniline diskrimineerimine.

Vähemusgrupi kaotustest veidi vähem on uuritud diskrimineerimise mõju diskrimineerivale enamusgrupile. Üks selline uuring viidi läbi Iisraelis, kus vaadeldi araablaste diskrimineerimise mõjusid juutidele mitte tervikuna, vaid eraldi 5% suurima sissetulekute ja 20% madalaima sissetulekute tasemega juutidele. Selgus, et enamusse kuuluvad juudid saavad araablaste majanduslikust diskrimineerimisest küll summaarselt kasu, kuid samas suureneb selle tõttu ka sissetulekute ebavõrdne jaotus juutide enda seas, kuna kõrgema sissetulekuga juudid said araablaste diskrimineerimisest kasu, madalama sissetulekuga juudid aga hoopis kahju (Semyonov, Cohen 1990: 8-9).

Eestlaste ja venelaste palgaerisusi on põhjalikumalt uurinud Leping ja Toomet (2008). Uurimusest selgub, et kui 1990ndate alguses teenisid venelased eestlastest keskmiselt mõnevõrra rohkem, siis pärast taasiseseisvumist pöördus palgalõhe kiirelt eestlaste kasuks. Kuigi mudeli abil kontrolliti ka erinevate tegurite (vanus, haridus, elukoht jms.) mõju palgaerinevusele, muutis tegurite mudelisse lisamine palgalõhe enamasti vaid suuremaks. Töös järeldati, et venelased võivad tänu positiivsetele omadustele palgas vähem kui eestlased ning ainuke puudus, mis venelastel võrreldes eestlastega on, on halvem keeleoskus. (Leping, Toomet 2008: 6-7)

Leping ja Toomet (2008) järeldasid, et seletamata palgalõhe eestlaste kasuks moodustab 10-15% keskmisest palgast. Põhilisteks põhjusteks toodi venelaste madalam palgalisa töö eest Tallinnas ja Harjumaal ning erinev kasu haridusest. Jõutakse tõdemuseni, et seletamata palgalõhet ei põhjusta valimi mõju, keeleoskus, segregatsioon tööstusharude vahel, koolivalik ega elupiirkondade mõju. Kahe kõige tõenäolisema põhjusena pakutakse välja diskrimineerimine sisenemisbarjääride näol ning segregeeritud tutvusringkonnad. (Leping, Toomet 2008: 16)

Kuigi arvamus, et venelased saavad madalamat palka tänu halvemale eesti keele oskusele, on laialt levinud, ei pruugi see siiski tõele vastata. Vaadeldes sissetulekuid detiilide kaupa

selgus, et kuigi madalamate detšiilide puhul oli venelaste jaoks eesti keele oskuse puhul väike positiivne mõju olemas, vähenes see mediaanini jõudes nullini ning muutus kõrgemate detšiilide puhul lausa negatiivseks. Samas oli inglise keele puhul näha vastupidist trendi – kui madalamatele detšiilidele mõju puudus, siis kõrgeimas detšiilis andis inglise keele oskus palgalisa lausa 25%. (Toomet 2011: 3-4) Seega ei tohiks venelaste palk jääda ainult vähese eesti keele oskuse taha.

Sarnased tulemused on saadud ka eestlaste ja venelaste reservatsioonipalku uurides (madalaim palk, mida tööle asumise eest küsitakse). Lõhe eestlaste ja venelaste reservatsioonipalga vahel on uurimuse järgi 12%, sellest kolmveerandi ehk 9 protsendipunkti moodustab seletamata teguritest tulenev lõhe. Sellist palgalõhet võivad uurimuse autori hinnangul põhjustada näiteks töandjate eelistused eestikeelsete töötajate suhtes või venelaste halvem keeleoskus. Siiski märgib autor uurimuses ka ise, et seletamata palgalõhe põhjustajaks ei pruugi siiski olla diskrimineerimine, vaid näiteks oluliste muutujate kõrvalejätmine. (Rull 2014: 36)

Etnilist diskrimineerimist võib esineda kõikjal, kus elavad koos erinevate rahvusgruppide esindajad. Seetõttu on seda ka palju uuritud. Kanadas Quebecis on seletamata palgalõhe kolme aastakümnega prantsus- ja ingliskeelse elanikkonna vahel vähenenud. Kosovos uuriti serblaste ja albaanlaste varalisi erinevusi ning leiti, et vaadeldud tegurite mõjudest tulenevalt peaks rahvusgruppide varaline vahekord olema tegelikust vastupidine. Iisraelis selgus aga, et diskrimineerimine võib mõnel juhul negatiivselt mõjutada ka diskrimineerivasse enamusgruppi kuulujaid. Eestis on varasematest uurimustest lähtuvalt seletamata palgalõhe eestlaste ja venelaste vahel umbes 10-15%. Palgalõhet ei mõjuta oluliselt ka eesti keele oskus venelaste seas, olulisemaks teguriks on osutunud hoopis inglise keele oskus.

## **1.5. Metoodika**

Käesolevas bakalaureusetöös uuritakse, kui palju eestlaste ja venelaste erinevast majanduslikust olukorrast on seletatav vaadeldavate tegurite poolt. Selleks tuleb vaadelda, kuidas mõjutavad erinevad tegurid vara ja väljaminekuid nii eestlastel kui ka venelastel. Kuigi käesolevas töös keskendutakse traditsiooniliste sissetulekute vaatlemise asemel vara

ja väljaminekute vaatlemisele, on võimalik kasutada sama metoodikat, mida sissetulekute analüüsi läbi viies. Seda saab teha, uurides, kuidas mõjutavad erinevad tegurid erinevate varaliikide olemasolu ja nende omandamise tõenäosust või uurides väljaminekute tasemeid erinevate etniliste gruppide seas. Paljud varasemad tööd on üle- või alahinnanud oskuste ja diskrimineerimise mõju, sest nende autorid ei ole selle aluseks olevat teooriat piisavalt hästi mõistnud (Cotton 1988 : 8), seetõttu esitatakse siinkohal põhjalik ülevaade ka käsitletavast metoodikast ja selle taustast.

Käesolevas töös kasutatakse erinevusi mõjutavate tegurite uurimiseks Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni, mis on diskrimineerimise uurimisel laialt levinud metoodika. Dekompositsiooni abil on võimalik leida nii vara- ja väljaminekuerisuste seletatud osa, mida põhjustavad objektiivsed karakteristikud nagu haridus, töökogemus, tööstaaž jne, ja selgitamata osa, mis on seotud muude teguritega või samade tegurite erineva väärtustamisega. Selgitatud osa võib nimetada ka tootlikkusega seotud osaks ning selgitamata osa võib põhjendada diskrimineerimisega (Rull 2014 : 24-25).

Oma töös defineeris Oaxaca (1973 : 3) diskrimineerimiskoeffitsiendi kui:

$$D = \frac{\frac{W_A}{W_B} - \left(\frac{W_A}{W_B}\right)^0}{\left(\frac{W_A}{W_B}\right)^0}$$

kus  $D$  – diskrimineerimiskoeffitsient,

$\frac{W_A}{W_B}$  – reaalne kahe grupi palkade suhe,

$\left(\frac{W_A}{W_B}\right)^0$  – kahe grupi palkade suhe ilma diskrimineerimiseta.

Kuna see, milline oleks kahe grupi palkade suhe ilma diskrimineerimiseta, ei ole teada, tuleb seda hinnata. Selleks on kaks võimalust. Esiteks võib hinnata, milline oleks grupi B palk, kui nad saaks palka grupi A palgastruktuuri alusel. Teiseks võib hinnata, milline oleks grupi A palk, kui nad saaks palka grupi B palgastruktuuri alusel. (Oaxaca 1973 : 3) Samas võib nende kahe vahel valimine osutada raskeks, kuna on keeruline hinnata, kas üks grupp on tööjõuturul

üle- või teine alatasustatud. Kuna diskrimineerimisvabas maailmas oleks palgastruktuur tõenäoliselt kusagil nende kahe vahel, on mõned uurijad otsustanud diskrimineerimiskoeffitsiendi arvutamiseks kasutada ka gruppide A ja B palgastruktuuri koeffitsientide keskmisi (Reimers 1983 : 5).

Palgastruktuuri ja tegurite mõjude uurimiseks kirjutatakse sissetulekud (käesolevas töös vara omamise tõenäosus ja väljaminekud) lahti järgnevalt (Blinder 1973 : 2):

$$Y_i^g = \beta_0^g + \sum_{j=1}^n \beta_j^g X_{ji}^g + u^g$$

kus  $Y_i^g$  – sissetulekute (vara väärtuse) logaritmitud tase,

$\beta_0^g$  – konstant,

$X_{ji}^g$  – vaadeldavad karakteristikud,

$\beta_j^g$  – karakteristikute koeffitsiendid,

$u^g$  – vealiige.

Vähimruutude meetodil leitakse vaadeldavatele karakteristikutele koeffitsiendid, mis vastava grupi palgastruktuuri kõige paremini peegeldavad. Palgavõrrandit hinnatakse iga grupi jaoks eraldi. (Oaxaca 1973 : 4) Nende koeffitsientide abil saab palga-, vara- või väljaminekute struktuuri vaadeldes leida ka palgad ilma diskrimineerimiseta ja diskrimineerimiskoeffitsiendi.

Palgaerinevuse saab lahti kirjutada järgnevalt (Blinder 1973 : 3-4):

$$\begin{aligned} & \beta_0^A + \sum_{j=1}^n \beta_j^A \bar{X}_{ji}^A - \left( \beta_0^B + \sum_{j=1}^n \beta_j^B \bar{X}_{ji}^B \right) = \\ & = (\beta_0^A - \beta_0^B) + \sum_{j=1}^n \beta_j^A (\bar{X}_{ji}^A - \bar{X}_{ji}^B) + \sum_{j=1}^n \bar{X}_{ji}^B (\beta_j^A - \beta_j^B) \end{aligned}$$

Siin on esimene summa grupi A palgavõit parematest oskustest, hinnatuna grupi A palgavõrrandi järgi. Teine summa näitab erinevust selle vahel, kuidas grupi B oskusi väärtustatakse praegu ning kuidas neid väärtustaks grupi A palgavõrrand. Seega on esimene summa oskustest tulenev palgaerinevus ning teine osa koefitsientidest tulenev palgaerinevus. (Blinder 1973 : 3-4)

Võrrandi alguses esinevat kahe konstandi vahet ( $\beta_0^A - \beta_0^B$ ) käsitletakse tavaliselt seletamatu palgaerinevuse ehk diskrimineerimisena. Samas pole see ainuke diskrimineerimise mõju palkadele, sest sama palju näitab diskrimineerimist ka koefitsientidest tulenev palgaerinevus, mis eksisteerib ainult seetõttu, et turg väärtustab identseid oskuste kogumeid erinevalt, kui need on erinevatel etniliste gruppide liikmetel. Seega tuleb kogu diskrimineerimisest tuleneva palgaerinevuse leidmiseks vaadelda nende kahe näitaja summat. (Blinder 1973 : 3-4)

Käesolevas bakalaureusetöö empiirilises osas kasutatava Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni abil on võimalik leida nii palgalõhe objektiivsetest teguritest põhjustatud osa kui ka seletamata osa. Selle abil on võimalik arvutada ka diskrimineerimiskoeffitsient, kuid selle arvutamisel on keeruline arvutamiseks kasutatavate karakteristikute koefitsientide valik. Need näitavad etniliste gruppide palgastruktuuri ehk aitavad seletada, kuidas mõjutavad erinevate etniliste gruppide sissetulekuid paljud näitajad, mis võivad olla nii objektiivsed kui subjektiivsed. Dekompositsiooni abil jagatakse sissetuleku- või varaerinevused kaheks – seletatud osa, mis tuleneb tegurite ebavõrdsest jaotumisest gruppide vahel, ja seletamata osa, mis tuleneb olemasolevate tegurite erinevast väärtustamisest. Koefitsiendid on võimalik leida vähimruutude meetodiga ning nende arvutamiseks kasutatakse erinevate tarkvarapakettide abi.

## **2 EESTLASTE JA MUULASTE VARALISTE ERINEVUSTE ANALÜÜS**

### **2.1. Andmed ja kirjeldav statistika**

Diskrimineerimise mõjude kohta varalisele seisundile on läbi viidud erinevaid uuringuid nii Eestis kui mujal, kuid praktiliselt kõik neist on keskendunud sissetulekute või palkade uurimisele. Sellised uuringud võivad aga anda ebausaldusväärseid tulemusi, kuna tegelike sissetulekute kohta on sageli raske andmeid saada. Seetõttu keskendub autor käesolevas töös väljaminekutele ja varale, mis on inimeste majandusliku seisundi usaldusväärsemaks näitajaks.

Käesolevas töös kasutatakse eestlaste ja muulaste varaliste erinevuste analüüsimiseks ja nende põhjuste väljaselgitamiseks leibkonna eelarve uuringu (LEU) andmeid. Andmed on saadud Eesti Statistikaameti koduleheküljelt. Töös kasutab autor kõige uuemaid, 2012. aastast pärinevaid andmeid.

Leibkonna eelarve uuring aitab välja selgitada Eesti leibkondade kulutused ja eelarve. Uuringu korraldamist alustati aastatel 1996–2007 ja jätkati 2010. aastal, eelmine uuring toimus 2012. aastal. Praegu toimub uuring umbes iga kolme aasta tagant. LEU on valikuuring, mis tähendab, et üldkogumit hinnatakse valimilt kogutud andmete põhjal. Uuringu üldkogum on Eesti tavaleibkonnad. Valim võetakse süstemaatilise valiku teel Statistikaameti rahvastiku statistilisest registrist kõigi Eestis elavate vähemalt 15-aastaste alaliste elanike seast, v.a pikka aega (vähemalt aasta) institutsioonilistes asutustes (vangla, laste- ja hooldekodu) viibivad elanikud. Isikute valikuks kasutatakse mitteproportsionaalset süstemaatilist kihtvalikut. Selle valiku puhul jagatakse üldkogum kattumatuteks osadeks ehk kihtideks ja igas osas tehakse teistest osadest sõltumatu süstemaatiline valik, rakendades

kihiti eri kaasamistõenäosusi. Valimisse kuulub ligikaudu 8000 leibkonda. (Statistikaamet 2015)

Kuna käesolev bakalaureusetöö keskendub eelkõige sissetulekute, vara ja diskrimineerimisega seotule, on töö autor otsustanud leibkonna eelarve uuringu andmete põhjal vaadelda tööelist elanikkonda. Seetõttu on valimist eemaldatud alla 15-aastased ning üle 64-aastased vastanud. Samuti on valimist eemaldatud kõik vastajad, kust on mõni kasutatavate muutujate väärtustest puudu. Selle tulemusena jääb valimisse 5759 vastajat.

Statistikaameti andmetes on toodud hulgaliselt statistikat ka erinevate varaobjektide omamise või mitteomamise kohta. Neist on autor otsustanud vaatluse alla võtta auto ja arvuti omamise, kuna tegu on suhteliselt suurt investeringut nõudvate varadega, mis inimese elukvaliteeti ka olulisel määral muudavad. Lisaks vaadeldakse töös ka aastaseid väljaminekuid leibkonnaliikme kohta.

Tabelis 2 on toodud andmete kirjeldav statistika eraldi eestlaste ja muulaste lõikes.

Tabelist on näha, et eestlasi on valimis 4442 ja muulasi 1317. Eestlastest vastanute seas on mehed ja naised võrdselt esindatud, venelaste seas on naisi veidi rohkem ehk 52%. Eestlastest elab abikaasaga koos või vabaabielus 60%, venelastest 5 protsendipunkti rohkem. Eestlastel on aga rohkem lastega leibkondi – alla 14-aastane (U14) laps on 37% eestlastest vastanute, aga ainult 33% muulastest vastanute leibkonnas. Kuna üldiselt käsitletakse tööeliseks 15-aastast ja vanemat inimest, on 14-aastane laps sisuliselt ülalpeetav, seega näitab antud muutuja, kas leibkonnas nooremaid ülalpeetavaid on. Eestlasest ja muulasest vastanutest elab Harjumaal vastavalt 23% ja 46%, Kesk-Eestis 18% ja 3%, Ida-Virumaal 3% ja 34% ning Lääne-Eestis 24% ja 5%. Ülejäänud vastajad elavad Lõuna-Eestis. Muulased on veidi kõrgemalt haritud – neist on teise haridustasemega 58% ja kolmanda haridustasemega 27%. Eestlastel on vastavad näitajad 53% ja 25%. Eestlaste ja muulaste seas on töötavaid vastanuid võrdsel määral (62%), eestlastest on töötud aga 7% ja muulastest 13%. Ülejäänud vastanud on tööturul mitteaktiivsed. Vanuselise jaotuse osas on rahvusgrupid samuti erinevad – eestlastest on 25-34 aasta vanuseid 15%, muulastest aga 19%. 35-44 aastaseid vastajaid on eestlaste hulgas 22%, muulasi aga 16%. 45-54 aastaseid vastajaid on eestlaste ja muulaste

seas vastavalt 21% ja 25%, 55-64 aastaseid aga 18% ja 26%. Ülejäänud vastajad on 15-24 aastased. Seega võib üldistades öelda, et muulased on keskmiselt mõnevõrra vanemad kui eestlased.

**Tabel 2.** Eestlaste ja muulaste erinevate muutujate keskväärtused.

	Eestlased		Muulased		Kokku	
	N	Keskmine	N	Keskmine	N	Keskmine
Auto	4442	0.81	1317	0.64	5759	0.77
Arvuti	4442	0.92	1317	0.88	5759	0.91
Väljaminekud	4442	3552.63	1317	2831.30	5759	3387.67
Sugu	4442	0.50	1317	0.52	5759	0.50
Perekonnaseis	4442	0.60	1317	0.65	5759	0.23
U14Lapsi	4442	0.37	1317	0.33	5759	0.61
Harju	4442	0.23	1317	0.46	5759	0.36
Kesk	4442	0.18	1317	0.03	5759	0.28
IdaViru	4442	0.03	1317	0.34	5759	0.15
Lääne	4442	0.24	1317	0.05	5759	0.10
haridus_2	4442	0.53	1317	0.58	5759	0.20
haridus_3	4442	0.25	1317	0.27	5759	0.54
töötav	4442	0.62	1317	0.62	5759	0.25
töötu	4442	0.07	1317	0.13	5759	0.16
Vanus 25 kuni 34	4442	0.15	1317	0.19	5759	0.21
Vanus 35 kuni 44	4442	0.22	1317	0.16	5759	0.22
Vanus 45 kuni 54	4442	0.21	1317	0.25	5759	0.19
Vanus 55 kuni 64	4442	0.18	1317	0.26	5759	0.77

Allikas: Autori arvutused (Statistikaamet 2012) andmete põhjal.

Sõltuvaid muutujaid rahvuste lõikes vaadeldes on samuti näha märkimisväärsed erinevused. Auto on eestlastest 81%, muulastest aga vaid 64% vastanutel. Arvutit omab eestlastest 92%, muulastest aga 88%. Keskmised aastased väljaminekud leibkonnaliikme kohta on eestlaste hulgas 3552,63€, muulaste hulgas aga 2831,30€, seega 18,6% madalamad. Keskmiselt on auto 77% ja arvuti 91% valimisse kuulujatest, valimi keskmised aastased väljaminekud leibkonnaliikme kohta on 3387,67€. Seega tundub kirjeldava statistika põhjal, et eestlaste ja muulaste varaline seis võib tõepoolest olla mõnevõrra erinev.

Kuigi käesolevas töös vaadeldakse eelkõige leibkonnapõhiseid sõltuvaid muutujaid (auto, arvuti, aastased väljaminekud leibkonnaliikme kohta), on mõned muutujad (sugu, vanus, haridus, töötus jne.) individuaalsed. See tuleneb tõsiasiast, et paljud leibkonnad koosnevad ka ühest inimesest. Suuremate leibkondade puhul on neid aga võimalik kasutada lähendmuutujana, kuna andmetes on need andmed esitatud vaid individuaalselt – näiteks on võimalik uurida, kuidas mõjub auto omamise tõenäosusele see, kui vähemalt ühel leibkonna liikmel on kõrgharidus. Tõsiasi, et tegu on lähendmuutujaga, peab aga tulemuste tõlgendamisel samuti arvestama.

## **2.2. Regressioonianalüüs**

Et selgitada välja, kas ja kui palju mõjutab vara omamist ja väljaminekuid inimese rahvus, viiakse töös kõigepealt läbi tavaline regressioonianalüüs. Sõltuvaks muutujaks võetakse üksikhaaval auto omamine, arvuti omamine ja aastased väljaminekud leibkonnaliikme kohta.

Regressioonianalüüsi läbiviimiseks lisab autor kõigepealt mudelisse kõik sõltumatud muutujad (sugu, vanus, perekonnaseis, ülalpeetavate laste olemasolu, haridustase, elukoht, tööturuseis, rahvus). Seejärel eemaldab autor mudelist järjest üksikhaaval olulisustõenäosuse järgi kõige ebaolulisemad näitajad, kuni saadakse mudel, kus kõik näitajad on olulised.

Tabelis 3 on toodud lõpliku mudeli kokkuvõte, kui sõltuvaks muutujaks on auto omamine. Kuna leibkonnas olevad alla 14-aastased lapsed ning Harjumaal ja Kesk-Eestis elamine auto omamisele statistiliselt olulist mõju ei avaldanud, on need mudelist eemaldatud.

Kuna  $R^2$  on 0,168, kirjeldab mudel 16,8% koguhajuvusest. Mudelist on näha, et naistel on auto 6,2 protsendipunkti väiksema tõenäosusega kui meestel. Abikaasaga koos või vabaabielus elavatel inimestel on auto 29 protsendipunkti suurema tõenäosusega kui abikaasast lahus elaval või vallalisel inimesel. Ida-Virumaal elaval inimesel on Lõuna-Eestis elavast inimesest 5,7 protsendipunkti madalam tõenäosus autot omada, Lääne-Eestis aga 2,8 protsendipunkti kõrgem.

**Tabel 3.** Mudeli koefitsiendid sõltuva muutuja auto korral

	Standardiseerimata koefitsiendid		Sig.
	B	Standardhälve	
$R^2=0,168$			
(Konstant)	.761	.014	0.000
Sugu	-.062	.010	.000
Perekonnaseis	.290	.013	.000
Rahvus	-.126	.014	.000
Ida-Virumaa	-.057	.019	.003
Lääne-Eesti	.028	.013	.032
haridus_2	.079	.015	.000
haridus_3	.157	.018	.000
töötav	.056	.014	.000
töötu	-.067	.021	.002
Vanus 25 kuni 34	-.218	.020	.000
Vanus 35 kuni 44	-.237	.020	.000
Vanus 45 kuni 54	-.304	.020	.000
Vanus 55 kuni 64	-.370	.019	.000

Allikas: Autori arvutused (Statistikaamet 2012) andmete põhjal.

Haridustaseme tõus mõjutab auto omamise tõenäosust positiivselt – teise haridustaseme omandanutel on esimese haridustasemega inimestest 7,9 protsendipunkti tõenäolisemalt auto, kolmanda haridustasemega on vastav näitaja lausa 15,7 protsendipunkti võrra.

Mitteaktiivsetega võrreldes on tööl käivatel inimestel auto omamise tõenäosus 5,6 protsendipunkti suurem, töötutel aga 6,7 protsendipunkti väiksem. Vanusegrupid mõjutavad auto omamise tõenäosust negatiivselt ning vanusegrupi tõustes negatiivne mõju suureneb, seega võib öelda, et noorematel inimestel on auto suurema tõenäosusega. Käesoleva töö kontekstis kõige olulisemast ehk rahvastiku näitajast selgub aga, et muulastel on auto koguni 12,6 protsendipunkti väiksema tõenäosusega kui eestlastel.

Kuna rahvuskordajal oli mudelis tugev mõju (sellest rohkem mõjutasid auto omamise tõenäosust ainult vanus, perekonnaseis ning kolmas haridustase), võib väita, et rahvus mõjutab auto omamist olulisel määral. Siiski ei saa kindlalt väita, et tegu on diskrimineerimisega, kuna sellel võivad olla ka teised põhjused. Näiteks on võimalik, et muulased eelistavad rohkem kasutada ühistransporti. Et saada selgemat pilti, viib autor järgmiseks läbi sarnase uuringu arvuti omamisega. Mudelist on eemaldatud sugu ja Ida-Virumaal elamine, kuna need ei avaldanud sõltuvale muutujale statistiliselt olulist mõju. Järgmiseks vaatleb autor mudeli koefitsiente, mis on toodud tabelis 4.

Tabelist on näha, et mudeli kirjeldatus on väga sarnane eelmisega.  $R^2$  on mudelil 0,172, seega kirjeldab mudel 17,2% sõltuva muutuja hajuvusest. Mudelist selgub, et koos elavatel inimestel on arvuti 10,4 protsendipunkti suurema tõenäosusega kui vallalistel või abikaasast lahus elavatel. Kuni 14-aastaste laste olemasolu leibkonnas tõstab arvuti olemasolu tõenäosust 4,5 protsendipunkti. Harjumaal elades on arvuti omamise tõenäosus 3,5 protsendipunkti, Kesk-Eestis 2,7 protsendipunkti ja Lääne-Eestis 2,5 protsendipunkti võrra kõrgem kui Lõuna-Eestis. Teise haridustasemega omatakse arvutit 6,3 protsendipunkti ja kolmanda haridustasemega 11,2 protsendipunkti tõenäolisemalt kui esimese haridustasemega. Tööl käimine mõjub arvuti omamisele positiivselt – tõenäosus on mitteaktiivsetest 10,6 protsendipunkti suurem, töötutel mitteaktiivsetest aga vaid 3,1 protsendipunkti suurem. Sarnaselt autoga on ka arvuti puhul vanuse mõju negatiivne ning suurem vanus tähendab ühtlasi aina madalamat tõenäosust arvutit omada. Käesoleva töö seisukohalt kõige olulisem muutuja rahvus avaldab samuti statistiliselt olulist mõju – muulastel on arvuti 1,7 protsendipunkti võrra madalama tõenäosusega kui eestlastel.

**Tabel 4.** Mudeli koefitsiendid sõltuva muutuja arvuti korral.

	Standardiseerimata koefitsiendid		Sig.
	B	Standardhälve	
R <sup>2</sup> =0,172			
(Konstant)	.880	.010	0.000
Perekonnaseis	.104	.009	.000
Rahvus	-.017	.009	.047
U14 Lapsi	.045	.008	.000
Harjumaa	.035	.009	.000
Kesk-Eesti	.027	.011	.011
Lääne-Eesti	.025	.010	.010
haridus_2	.063	.010	.000
haridus_3	.112	.012	.000
töötav	.106	.009	.000
töötu	.031	.014	.032
Vanus 25 kuni 34	-.176	.014	.000
Vanus 35 kuni 44	-.216	.013	.000
Vanus 45 kuni 54	-.247	.014	.000
Vanus 55 kuni 64	-.354	.013	.000

Allikas: Autori arvutused (Statistikaamet 2012) andmete põhjal.

Kuigi arvuti omamisele oli rahvuse mõju oluliselt väiksem kui auto omamisele, oli ka sellele statistiliselt oluline mõju olemas. Lisaks tuleb märkida, et kuna arvuti on tänapäeval üldlevinud vahend, olid väiksemad pea kõigi muutujate mõjud. Samas oli auto puhul rahvus suuruselt kolmas mõjutegur, siin aga viimane, ehk kui auto omamise puhul mängib rahvus võrdlemisi suurt rolli, siis arvuti omamise puhul on tegureid, mis seda rahvusest rohkem

mõjutavad, oluliselt rohkem. Et täit selgust saada, vaatleb autor viimaseks sarnases mudelis ka aastaseid väljaminekuid leibkonna liikme kohta. Statistiliselt osutusid mudelis ebaoluliseks sugu, vanusegruppide 25-34 ja 55-64 mõju ning Ida-Virumaal ja Kesk-Eestis elamine. Tabelis 5 on toodud regressioonianalüüsi tulemused.

**Tabel 5.** Mudeli koefitsiendid sõltuva muutuja väljaminekud korral.

	Standardiseerimata koefitsiendid		Sig.
	B	Standardhälve	
R <sup>2</sup> =0,149			
(Konstant)	2834.70	81.979	.000
Perekonnaseis	148.50	71.713	.038
Rahvus	-937.56	75.730	.000
U14 Lapsi	-892.02	68.496	.000
Harjumaa	973.00	73.481	.000
Lääne-Eesti	415.09	81.438	.000
haridus_2	366.62	86.094	.000
haridus_3	1359.86	101.184	.000
töötav	464.19	79.271	.000
töötu	-472.13	124.277	.000
Vanus 35 kuni 44	-255.41	84.893	.003
Vanus 45 kuni 54	-442.62	82.695	.000

Allikas: Autori arvutused (Statistikaamet 2012) andmete põhjal.

Mudel on eelmistega sarnase kirjeldatuse astmega, kirjeldades 14,9% koguhajuvusest. Kooselu suurendab veidi väljaminekuid leibkonnaliikme kohta, aastas suurenevad need 148,50€ võrra. Mudeli koefitsientidest on näha, et kuni 14-aastaste lastega leibkonnas on väljaminekud leibkonnaliikme kohta aastas 892,02€ madalamad kui lasteta leibkonnas. Lääne-Eestis on kulutatatakse leibkonnaliikme kohta aastas 415,09€ ja Harjumaal koguni 973,00€ rohkem kui Lõuna-Eestis. Teise haridustaseme omandamine tõstab aastaseid väljaminekuid leibkonnaliikme kohta 366,62€ ja kolmas haridustase 1359,86€ võrra

kõrgemale kui esimese haridustaseme korral. Töötamise korral tõusevad aastased väljaminekud leibkonnaliikme kohta 464,19€, töötutel on need aga 472,13€ madalamad kui mitteaktiivsetel. Kuigi vanusegrupid 35-44 ja 45-54 mõjutavad aastaseid väljaminekuid leibkonnaliikme kohta võrreldes alla 24-aastastega negatiivselt, on vanuse üldise mõju kohta raske midagi kindlat öelda, sest teised vanusegrupid olid statistiliselt ebaolulised. Rahvus on aga taaskord oluline mõjutaja – muulastel on aastased väljaminekud leibkonnaliikme kohta tervelt 937,56€ madalamad kui eestlastel.

Regressioonianalüüsist selgub, et rahvus mõjutab olulisel määral nii suuremate kui ka väiksemate varade omamise tõenäosust. Lisaks on sellel ka oluline mõju aastastele väljaminekutele leibkonnaliikme kohta. Seega võib öelda, et eestlased on mõnevõrra rikkamad kui muulased. Samas mõjutavad kõiki neid näitajaid paljud tegurid ning pole selge, millest eestlaste ja muulaste vahelised erinevused tulenevad. On need põhjustatud muude tegurite (haridus, lapsed leibkonnas, elukoht jms.) ebavõrdsest jaotumisest rahvuste vahel või on põhjuseks midagi muud? Kui regressioonianalüüs eeldab, et tunnused seostuvad sõltuva muutujaga ühtmoodi nii eestlastel kui muulastel, siis Oaxaca-Blinderi dekompositsioon on paindlikum ning lubab vaadelda ka rahvusgruppide lõikes erinevaid seoseid. Seega tuleb erinevuste põhjalikumaks uurimiseks läbi viia ka Oaxaca-Blinderi dekompositsioon.

### **2.3. Oaxaca-Blinderi dekompositsioon**

Varaliste erinevuste põhjuste väljaselgitamiseks viiakse käesolevas alapeatükis läbi Oaxaca-Blinderi dekompositsioon. Selle abiga on võimalik välja selgitada, mis põhjustab eelmises alapeatükis leitud rahvustevahelisi erinevusi varalises seisundis.

Et dekompositsiooni läbi viia, on esmalt vaja andmed jaotada kahte eraldi gruppi – eestlaste ja muulaste andmed. Seejärel tuleb leida mõlema grupi jaoks võimalike selgitavate muutujate keskvärtused. See osa analüüsist on juba eelnevalt läbi viidud kirjeldava statistika osas tabelis 2. Kuigi mõned muutujad (näiteks sugu) ei pruugi varalist seisundit mõjutada objektiivsetel põhjustel, võivad need siiski mõju avaldada muul viisil, näiteks soolise diskrimineerimise või meeste ja naiste erinevate tarbimiseelistuste kaudu. Kuna käesolev töö keskendub aga just varaerinevustele rahvuste vahel, käsitletakse ka traditsiooniliselt

mitteobjektiivseid muutujaid siinkohal objektiivsete mõjuritena, et elimineerida mudelist sooline, vanuseline jms. diskrimineerimine ning saada vastus küsimusele, kas varalised erinevused tulenevad just rahvuspõhistest erisustest.

Probleemi põhjalikumaks uurimiseks koostatakse käesolevas töös neli mudelit, mille alusel dekompositsiooni läbi viiakse. Esimeses mudelis vaadeldakse ainult konstandi mõju. Teises mudelis on lisaks konstandile arvestatud ka soo, vanuse ja perekonna mõju. Kolmandas mudelis on juurde lisatud ka elukohta mõjutused. Viimases ja kõige põhjalikumal mudelis on eelnevatele lisatud ka töö ja haridus. Mudelite spetsifikatsiooni paremaks ja ülevaatlikumaks selgitamiseks on autor koostanud tabeli 9.

Järgnevalt tuleb koefitsientide leidmiseks läbi viia regressioonianalüüs eraldi eestlaste ja muulaste lõikes. Iga mudeli jaoks tuleb regressioonianalüüs läbi viia eraldi ehk analüüsi lisada vaid need muutujad, mis mudelis sisalduvad. Koefitsientide erinevuse paremaks mõistmiseks analüüsitakse järgnevalt neljanda ehk kõige põhjalikuma mudeli regressioonianalüüsi. Kuna esimeses mudelis kasutatakse ainult konstanti ja mitte ühtegi sõltumatut muutujat, on tegemist sisuliselt sõltuvate muutujate keskmistega, mis on toodud tabelis 2. Mudelite 2 ja 3 regressioonianalüüsid on toodud lisades 1-6.

**Tabel 6.** Mudelitesse kuuluvad muutujad.

	Mudel 1	Mudel 2	Mudel 3	Mudel 4
Konstant	+	+	+	+
Sugu		+	+	+
Vanus		+	+	+
Perekonnaseis		+	+	+
U14 lapsi		+	+	+
Elukoht			+	+
Haridus				+
Töö				+

Allikas: Autori koostatud.

Tabelis 7 on toodud neljanda mudeli regressioonianalüüs rahvusgruppide lõikes, kui sõltuvaks muutujaks on auto omamine. Tabelist selgub, et koefitsiendid on rahvusgruppide lõikes võrdlemisi erinevad. Eestlasest naised omavad autot meestest 6,6 protsendipunkti

väiksema tõenäosusega, muulastest naised aga vaid 4,6 protsendipunkti väiksema tõenäosusega. Samuti on sugu muulaste puhul statistiliselt ebaoluline. Kooselu abikaasaga või vabaabielu tõstab auto omamise tõenäosust muulaste jaoks üle kolmandiku ehk 35 protsendipunkti, eestlastel aga vaid pisut üle veerandi ehk 26,1 protsendipunkti. Laste olemasolu perekonnas suurendab eestlaste auto omamise tõenäosust leibkonnas 3,1 protsendipunkti, muulastel on seos aga negatiivne (vähendab 1,1 protsendipunkti) ja statistiliselt ebaoluline. Piirkondade mõju on samuti auto omamisele väga erinev – eestlaste puhul mõjub auto omamise tõenäosusele kõige negatiivsemalt elamine Lõuna-Eestis ja kõige positiivsemalt elamine Lääne-Eestis, samas on vahed võrdlemisi väikesed. Muulastel on aga auto omamisele kõige negatiivsema mõjuga elukoht Ida-Virumaa ning kõige positiivsema mõjuga Kesk-Eesti. Siiski tuleb märkida, et paljud elupaigad on mõlema rahvusgrupi jaoks statistiliselt ebaolulised.

**Tabel 7.** Mudeli koefitsiendid sõltuva muutuja auto korral erinevate rahvusrühmade jaoks.

	Eestlased			Muulased		
	R <sup>2</sup> =0.144			R <sup>2</sup> =0.163		
	Koefitsiendid		Sig.	Koefitsiendid		Sig.
B	Standardhälve	B		Standardhälve		
Konstant	.742	.017	0.000	.696	.054	.000
Sugu	-.066	.011	.000	-.046	.025	.067
Perekonnaseis	.261	.015	.000	.350	.030	.000
U14 Lapsi	.031	.013	.021	-.011	.031	.721
Harjumaa	.013	.015	.387	-.108	.042	.009
Kesk-Eesti	.020	.016	.221	.108	.076	.156
Ida-Virumaa	.008	.035	.820	-.153	.043	.000
Lääne-Eesti	.039	.015	.008	-.073	.066	.268
haridus_2	.089	.016	.000	.068	.039	.082
haridus_3	.165	.019	.000	.157	.045	.000
töötav	.056	.015	.000	.073	.033	.024
töötu	-.064	.025	.009	-.057	.044	.195
Vanus 25 kuni 34	-.213	.022	.000	-.234	.048	.000
Vanus 35 kuni 44	-.239	.021	.000	-.228	.050	.000
Vanus 45 kuni 54	-.277	.022	.000	-.369	.049	.000
Vanus 55 kuni 64	-.352	.021	.000	-.397	.047	.000

Allikas: Autori arvutused (Statistikaamet 2012) andmete põhjal.

Teise taseme haridus tõstab eestlaste jaoks auto omamise tõenäosust veidi rohkem – kui eestlaste jaoks annab teise astme hariduse omandamine auto omamisel 8,9 protsendipunktilise eelise, siis muulaste jaoks on vahe vaid 6,8 protsendipunkti. Vahe on väiksem kolmanda astme haridusega, kus vastavad näitajad on 16,5 protsendipunkti ja 15,7 protsendipunkti. Töötamisel on rahvusrühmadele samuti sarnane mõju – töötavatel eestlastel on auto mitteaktiivsetest 5,6 protsendipunkti võrra suurema tõenäosusega, muulastel on sama näitaja aga 7,3 protsendipunkti. Töötuse puhul on näitajad veelgi sarnasemad, sest töötul eestlasel auto 6,4 protsendipunkti väiksema tõenäosusega kui mitteaktiivsel, muulaste seas vähendab töötus auto omamise tõenäosust aga 5,7 protsendipunkti. Vanusegruppide mõju on eestlastel ja venelastel väga sarnane ning üldistades võib öelda, et vanemaks saamine aina vähendab auto omamise tõenäosust mõlema rahvusgrupi jaoks.

Tabelis 8 on toodud sama analüüs ka sõltuva muutuja arvuti korral. Selgub, et arvuti puhul on tulemused eelmistega sarnased. Naistel on nii eestlaste kui muulaste seas arvuti omamise tõenäosus pisut suurem, kuid mõlema grupi jaoks on mõju statistiliselt ebaoluline. Kooselu mõjutab samuti eestlasi ja muulasi sarnaselt – arvuti omamise tõenäosust tõstab see vastavalt 10,3 protsendipunkti ja 11,5 protsendipunkti võrra. Laste olemasolu perekonnas tõstab muulaste jaoks arvuti omamise tõenäosust 8,4 protsendipunkti võrra, eestlaste jaoks aga vaid 3,3 protsendipunkti võrra. Eestlaste jaoks on arvuti omamisele kõige negatiivsema mõjuga koht Ida-Virumaa, kõige positiivsemalt mõjutab arvuti omamise tõenäosust Harjumaal elamine. Muulaste jaoks on arvuti omamisele kõige suurem negatiivne mõju Lõuna-Eestis elamisel, kõige positiivsemalt mõjub aga Kesk-Eestis elamine. Samas on ka siin sarnaselt eelneva mudeliga paljud elupaigad statistiliselt ebaolulised.

Kui auto omamisel omas haridus eestlastele muulastest positiivsemat mõju, siis arvuti puhul on seos vastupidine ning vahed palju suuremad - eestlastel on teise haridustasemega tõenäosus arvuti soetada 5,3 protsendipunkti ja kolmanda haridustasemega 9,5 protsendipunkti võrra kõrgem esimesest haridustasemest, muulastel on need näitajad aga 10,2 protsendipunkti ja 16,9 protsendipunkti. Töötamine suurendab eestlastel mitteaktiivsetega võrreldes arvuti omamise tõenäosust 9,4 protsendipunkti, muulastel aga 15,1 protsendipunkti. Töötutel on samuti mitteaktiivsetest suurem tõenäosus arvutit omada,

eestlaste seas 1,9 protsendipunkti (statistiliselt mitteoluline) ja muulaste seas koguni 7,3 protsendipunkti võrra. Vanus avaldab rahvusgruppide lõikes taas suhteliselt võrdset mõju ning võib märkida, et vanuse kasvades kahaneb ka arvuti omamise tõenäosus.

**Tabel 8.** Mudeli koefitsiendid sõltuva muutuja arvuti korral erinevate rahvusrühmade jaoks.

	Eestlased			Muulased		
	R <sup>2</sup> =0.160			R <sup>2</sup> =0.211		
	Koefitsiendid		Sig.	Koefitsiendid		Sig.
B	Standardhälve	B		Standardhälve		
Konstant	.890	.012	0.000	.748	.036	.000
Sugu	.013	.008	.093	.007	.017	.694
Perekonnaseis	.103	.010	.000	.115	.020	.000
U14 Lapsi	.033	.009	.000	.084	.020	.000
Harjumaa	.030	.011	.005	.078	.028	.005
Kesk-Eesti	.025	.011	.026	.084	.050	.093
Ida-Virumaa	-.004	.024	.857	.048	.028	.090
Lääne-Eesti	.027	.010	.008	.002	.043	.966
haridus_2	.053	.011	.000	.102	.026	.000
haridus_3	.095	.013	.000	.169	.029	.000
töötav	.094	.010	.000	.151	.021	.000
töötu	.019	.017	.272	.073	.029	.012
Vanus 25 kuni 34	-.170	.015	.000	-.194	.032	.000
Vanus 35 kuni 44	-.203	.015	.000	-.247	.033	.000
Vanus 45 kuni 54	-.239	.015	.000	-.268	.032	.000
Vanus 55 kuni 64	-.346	.015	.000	-.370	.031	.000

Allikas: Autori arvutused (Statistikaamet 2012) andmete põhjal.

Viimaseks viib autor sama analüüsi läbi ka aastaste väljaminekutega leibkonnaliikme kohta. Need tulemused on toodud tabelis 9.

Ka väljaminekute puhul on eestlaste ja muulaste koefitsientides märgatav erinevus. Naistel on aastased väljaminekud leibkonnaliikme kohta keskmiselt pisut väiksemad – muulastel 59,01€ ja eestlastel 92,94€ võrra. Samas suurendab kooselu võrreldes elukaaslaseta elamisega aastas väljaminekuid leibkonnaliikme kohta eestlastel 92,40€, muulastel aga kaks

korda rohkem ehk 186,68€. Samas pole nii sugu kui kooselu mudelis statistiliselt olulised. Eestlaste seas vähendab alla 14-aastane lapse olemasolu leibkonna aastaseid väljaminekuid liikme kohta 952,74€ võrra, muulastel on sama näitaja vaid 760,59€. Nii eestlastel kui muulastel tõstab väljaminekuid leibkonnaliikme kohta kõige enam Harjumaal elamine ja kõige vähem Ida-Virumaal elamine, samas on sarnaselt eelmiste mudelitega paljud elukohakoefitsiendid ebaolulised.

**Tabel 9.** Mudeli koefitsiendid sõltuva muutuja väljaminekud korral erinevate rahvusrühmade jaoks.

	Eestlased			Muulased		
	R <sup>2</sup> =0.155			R <sup>2</sup> =0.106		
	Koefitsiendid		Sig.	Koefitsiendid		Sig.
B	Standardhälve	B		Standardhälve		
Konstant	2815.16	109.376	.000	2343.22	245.277	.000
Sugu	-92.94	73.581	.207	-59.01	113.803	.604
Perekonnaseis	92.40	94.703	.329	186.68	136.071	.170
U14 Lapsi	-952.74	86.666	.000	-760.59	139.937	.000
Harjumaal	1082.12	99.409	.000	528.95	188.794	.005
Kesk-Eesti	84.04	104.685	.422	-79.18	343.487	.818
Ida-Virumaa	-1061.94	227.066	.000	-197.25	193.082	.307
Lääne-Eesti	425.37	96.359	.000	403.66	298.129	.176
haridus_2	421.10	101.041	.000	50.20	176.833	.777
haridus_3	1550.76	124.123	.000	677.15	201.501	.001
töötav	473.34	98.195	.000	212.18	147.183	.150
töötü	-638.21	160.780	.000	-393.78	198.031	.047
Vanus 25 kuni 34	74.10	140.019	.597	562.77	217.833	.010
Vanus 35 kuni 44	-221.41	136.861	.106	114.20	227.615	.616
Vanus 45 kuni 54	-369.36	140.161	.008	-161.57	219.806	.462
Vanus 55 kuni 64	18.19	138.180	.895	285.92	213.841	.181

Allikas: Autori arvutused (Statistikaamet 2012) andmete põhjal.

Teise astme haridus tõstab eestlaste aastaseid väljaminekuid leibkonnaliikme kohta 421,10€, muulastel aga oluliselt vähem ehk vaid 50,20€, mis on ka statistiliselt ebaoluline. Kolmanda

astme hariduses valitseb samuti suur vahe, eestlaste aastaseid väljaminekuid leibkonnaliikme kohta kasvatab see 1550,76€, muulastel aga ainult 677,15€ võrra. Töötutel eestlastel on võrreldes mitteaktiivsetega aastased väljaminekud leibkonnaliikme kohta 638,21€ madalamad, muulastel on vähenemine aga väiksem, alanedes vaid 393,78€. Töötamine kasvatab eestlastel väljaminekuid leibkonnaliikme kohta aastas 473,34€, muulastel aga jällegi üle kahe korra vähem ehk tööle minnes kasvavad väljaminekud neil mitteaktiivsetega võrreldes 212,18€. Vanuse puhul pole väljaminekute puhul erinevalt eelmistest mudelitest kindlat trendi kummagi rahvusrühma puhul märgata, lisaks on paljud vanusekoefitsiendid ka statistiliselt ebaolulised.

Kui leitud on nii muutujate keskvärtused kui ka koefitsiendid rahvusgruppide lõikes, on lõpuks võimalik nende andmete põhjal läbi viia Oaxaca-Blinderi dekompositsioon. Tabelis 10 on toodud dekompositsiooni tulemused, kui sõltuvaks muutujaks on auto omamine.

Esimesest mudelist selgub, et eestlastest omab andmete põhjal autot 17 protsendipunkti rohkem kui muulastest. Teist mudelit vaadates selgub, et mudelisse kaasatud muutujad (sugu, vanus, perekonnaseis ja laste olemasolu leibkonnas) seletavad sellest vahest vaid 2,4 protsendipunkti. Kui lisada mudelisse ka elukoht, siis seletatud osa hoopis väheneb – sellest võib järeldada, et muulased elavad rohkem kohtades, mis auto omamist soosivad. Kaasates mudelisse ka töö olemasolu ja hariduse, väheneb seletamata osa veel veidi. Sellele vaatamata on seletatud osa 1,5 protsendipunkti ja seletamata osa 14,5 protsendipunkti ehk seletamata osa mõju on pea 10 korda suurem kui vaadeldud teguritest tulenev mõju auto omamisele.

**Tabel 10.** Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni tulemused sõltuva muutuja auto korral.

	Mudel 1	Mudel 2	Mudel 3	Mudel 4
Muude tegurite erinevusest tulenev vahe	0.000	0.024	0.011	0.015
Koefitsientide erinevusest tulenev vahe	0.170	0.154	0.157	0.145
Vahe kokku	0.170	0.177	0.169	0.160

Allikas: Autori arvutused (Statistikaamet 2012) andmete põhjal.

Tabelis 11 on toodud samasuguse dekompositsiooni tulemused arvuti puhul. Esimesest mudelist selgub, et eestlastest omab arvutit 4 protsendipunkti rohkem kui muulastest. Soo, vanuse, laste olemasolu ja perekonnaseisu mõjud kirjeldavad sellest ära 2,5 protsendipunkti. Elukoha mõjutuste kaasamisel selgub taas, et seletatud osa veidi väheneb ning seega peaks elukoht muulastele arvuti olemisel mõningase eelise andma. Lisades mudelisse töö ja hariduse mõjud selgub, et seletatud osa kirjeldab kogu vahest 2,1 protsendipunkti ning seletamata osa 1,5 protsendipunkti. Seega on olukord mõnevõrra võrdsem kui auto olemise puhul, kuid erinevused jäävad siiski piisavalt suureks, et ka arvuti olemisele olulist mõju avaldada.

**Tabel 11.** Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni tulemused sõltuva muutuja arvuti korral.

	Mudel 1	Mudel 2	Mudel 3	Mudel 4
Muude tegurite erinevusest tulenev vahe	0.000	0.025	0.018	0.021
Koefitsientide erinevusest tulenev vahe	0.040	0.018	0.022	0.015
Vahe kokku	0.040	0.043	0.040	0.035

Allikas: Autori arvutused (Statistikaamet 2012) andmete põhjal.

Järgmiseks vaadeldakse käesolevas töös ka aastaseid väljaminekuid leibkonnaliikme kohta. Selle muutuja dekompositsioon on toodud tabelis 12.

**Tabel 12.** Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni tulemused sõltuva muutuja väljaminekud korral.

	Mudel 1	Mudel 2	Mudel 3	Mudel 4
Muude tegurite erinevusest tulenev vahe	0.00	116.16	-25.89	-105.45
Koefitsientide erinevusest tulenev vahe	721.33	822.43	747.72	609.08
Vahe kokku	721.33	938.59	721.83	503.63

Allikas: Autori arvutused (Statistikaamet 2012) andmete põhjal.

Tabelist selgub, et eestlaste ja muulaste aastaste väljaminekute vahe leibkonnaliikme kohta on 721,33€. Kui mudelisse panna sugu, vanus ja perekonnatunnused, siis suureneb ennustatud vahe 938,59 euronni aastas ning tegurid kirjeldavad sellest vaid 116,16€. Elukoha

lisamine mõjub sarnaselt eelmiste sõltuvate muutujatega muulastele soodsalt ka seekord – soo, vanuse, elukaaslase ja laste olemasolu ning elukoha mõjul peaks muulaste aastased väljaminekud leibkonnaliikme kohta olema eestlaste omadest 25,89€ võrra suuremad, kuid seletamata tegurite mõjul on vahe hoopis 721,83€ nende kahjuks. Töö ja hariduse lisamine annab muulastele veelgi suurema eelise (105,45€), kuid kuna seletamata osa on endiselt 609,08€ nende kahjuks, siis tuleb lõplikuks ennustatud vaheks 503,63€. Üllatuslikult langeb Eesti olukord kokku olukorraga Kosovos, kus vähemusse kuuluvad serblased peaks samuti muudest teguritest tulenevalt tegema rohkem kulutusi inimese kohta, kuid seletamata osa tõttu teevad neid oluliselt vähem.

Kolmest mudelist on ilmnenud kolm väga erinevat tulemust. Arvuti omamise puhul oli koguerinevus eestlaste ja muulaste vahel 3,5 protsendipunkti ning seletamata erinevus moodustas sellest alla poole ehk 1,5 protsendipunkti. Auto omamise puhul oli etniliste gruppide erinevus 16 protsendipunkti eestlaste kasuks, seletamata erinevus moodustas sellest aga valdava enamuse ehk 14,5 protsendipunkti. Viimaseks vaadeldi ka väljaminekuid, mille puhul seletamata erinevus oli muulaste kahjuks koguerinevusest lausa suurem, kuna ainult vaadeldud tegurite poolt määratud väljaminekud peaksid muulastel olema hoopis suuremad.

Viimaseks võrdleb autor Oaxaca-Blinderi dekompositsiooniga leitud seletamata osade suurusi valimi üldkeskmisega, et leida, kui suure osa kogumahust erinevused tegelikult moodustavad. Lihtsuse huvides kasutatakse ainult kõige põhjalikuma ehk neljanda mudeli seletamata osasid. See võrdlus on toodud tabelis 13.

**Tabel 13.** Seletamata osa võrdlus üldkeskmisega.

	Arvuti	Auto	Väljaminekud
Koefitsientide erinevusest tulenev vahe	0.015	0.145	609.08
Valimi keskmine	0.91	0.77	3387.67
Seletamata osa protsendina valimi keskmisest	1.7%	18.9%	18.0%

Allikas: Autori arvutused (Statistikaamet 2012) andmete põhjal.

Arvuti omamise puhul oli seletamata erinevus 1,5 protsendipunkti, mis üldkeskmisest (91% valimisse kuuluvatest leibkondadest omab arvutit) moodustab 1,7%. Auto puhul moodustas

seletamata erinevus (14,5 protsendipunkti) üldkeskmisest (77%) tervelt 18,9%. Väljaminekute puhul oli tulemus sarnane – seletamata osa oli 609,08€ ning kuna valimis kulutati leibkonnaliikme kohta keskmiselt 3387,67€ aastas, moodustas seletamata osa keskmisest 18%.

Tulemustest järeldub, et arvuti omamise puhul on erinevus suhteliselt väike. See võib tuleneda asjaolust, et arvuti on tänapäeval juba suhteliselt laialt levinud kaup, ilma milleta paljud elu ette ei kujuta ning mistõttu see peab olema pea igas leibkonnas. Seda kinnitab ka fakt, et arvutit omab valimis tervelt 91% leibkondadest. Samas on oluline märkida, et ka siin on erinevus muulaste kahjuks.

Auto omamise ja väljaminekute puhul olid erinevused aga vastavalt 18,9% ja 18,0% üldkeskmisest. Kuna kahe erineva sõltuva muutuja puhul on lõpptulemus võrdlemisi sarnane, on põhjust eeldada, et tegu on sügavama eestlaste ja muulaste vahelise varalise erinevusega. Tulemus langeb võrdlemisi hästi kokku ka varasemate palgateemaliste uurimustega Eestis, kust selgub, et palgas ja reservatsioonipalgas on seletamata osa eestlaste kasuks 10-15% keskmisest. Seega võib järeldada, et varades ja väljaminekutes on tõepoolest olemas samasugune seletamata erinevus kui palgaerisusi kirjeldavates töedes.

Leitud erinevused ei pruugi alati tulla ainult diskrimineerimisest. On võimalik, et eestlaste ja muulaste tarbimisharjumused on erinevad ning muulastel on lihtsalt väiksem eelistus autode ja arvutite järele ning seetõttu suunavad nad oma muudest teguritest saadava lisatulu mujale. Sel juhul ei kajastuks muude tegurite suurenemine arvuti- ja autoomamise tõenäosuskoefitsiendi kasvuna. Samuti võib väljaminekute erinevus olla tingitud näiteks muulaste suuremast säästmiskalduvusest. Samas on erinevused siiski märkimisväärsed ning kuna ka teised autorid on tõdenud, et Eestis esineb muulaste diskrimineerimist, siis võib eeldada, et vähemalt osaliselt on tegu diskrimineerimise mõjuga, mida on üldjuhul suhteliselt keeruline või suisa võimatu empiiriliselt tõestada.

## KOKKUVÕTE

Käesolevas töös uuriti etnilise diskrimineerimise mõju varale Eesti näitel. Töö esimeses osas tutvuti teema teoreetilise tausta ja varasemate uurimustega. Töö teises osas uuriti, milline on seletamata erinevus Eestis eestlaste ja muulaste vara ning väljaminekute vahel.

Beckeri diskrimineerimismudelid jagunevad kolmeks – tööandja-, töötaja- ja tarbijapoolne diskrimineerimine. Tööandjapoolse diskrimineerimise puhul saavad vähemusgrupi töötajad vähem palka, et kompenseerida tööandjale tema vähemusgrupi poole suunatud negatiivsetest eelistustest tulenev kahju. Töötajapoolse diskrimineerimise pärast kaotavad vähemusgrupi liikmed palgas seetõttu, et enamusgrupi töötajad nõuavad nendega koos töötamise eest rohkem palka. Tarbijapoolse diskrimineerimise puhul tunneb tarbija, et saab vähemusgrupi liikme käest kaupa või teenust ostes vähem kasulikkust ning pole seetõttu nõus nii palju maksuma.

Statistilise diskrimineerimise teooria tugineb eeldusel, et indiviidide kohta info kogumine on liialt kulukas ning seetõttu vaadeldakse grupikuuluvust lähendmuutujana. Kuna eelnevate uskumuste põhjal loodud standardid ajendavad vähemusgrupi liikmeid vähem kvalifikatsiooni omandama, saab eelarvamus lõpuks ka ise tõeks. „Ülerahvastamise“ teooria puhul on vähemusgrupid mõne ameti pealt välja arvatud, seetõttu on neid teistel ametitel rohkem. See aga vähendab nende piirkasulikkust, mistõttu nad saavad ka vähem palka.

Varasemates uurimustes on leitud, et Kosovos on serblaste ja albaanlaste kulutuste tase inimese kohta albaanlaste kasuks, kuigi vaadeldud teguritest peaks olukord olema vastupidine. Eestis hindasid Leping ja Toomet, et seletamata osa eestlaste ja venelaste palkades on 10-15% keskmisest palgast eestlaste kasuks. Sarnane tulemus on saadud ka

reservatsioonipalku uurides. Eesti keele oskus uurimuste järgi Eestis sissetulekuid olulisel määral ei mõjuta, olulisemaks on osutunud hoopis inglise keele oskus.

Töös kasutati Oaxaca-Blinderi dekompositsiooni, mis võimaldab palgalõhe, varaerinevuse või väljaminekute erisuse dekomponeerida seletatud ja seletamata osaks. Seletatud osas kajastatakse erinevus, mis tuleneb haridustaseme, töökogemuse ja muude tegurite ebavõrdsest jaotumisest gruppide vahel. Seletamata osa tuleneb samade tegurite erinevast väärtustamisest gruppide vahel. Seletamata osa võib muuhulgas põhjendada ka diskrimineerimisega.

Empiirilises osas analüüsiti auto ja arvuti omamise tõenäosusi ning aastaseid väljaminekuid leibkonnaliikme kohta. Kasutati leibkonna andmeid. Regressioonianalüüsist selgus, et rahvus mõjutab statistiliselt olulisel tasemel kõiki kolme sõltuvat muutujat. Samas oli regressioonianalüüsi eelduseks, et erinevad muutujad mõjutavad rahvusgruppe sarnaselt. Minnes üle Oaxaca-Blinderi dekompositsioonile ilmnis, et kõigi kolme muutuja puhul on seletamata erinevus muulaste kahjuks. Seega olid regressioonianalüüsi ja dekompositsiooni tulemused omavahel kooskõlas.

Arvuti omamise puhul moodustas seletamata erinevus 1,7% üldkeskmisest. Auto omamise puhul oli sama näitaja 18,9% ning aastaste väljaminekute puhul leibkonnaliikme kohta 18%. Arvuti omamise seletamata erinevuse väikest osakaalu üldkeskmisest võib seletada faktiga, et tegu on laialt levinud kaubaga, teiste analüüsitude tulemused on aga kooskõlas sissetulekuerisusi uurivate varasemate uurimustega. Seega võib arvata, et palgaerinevuste analüüsid kirjeldavad üpris hästi ka tegelikke varalisi erinevusi.

Tööd oleks võimalik edasi arendada, lisades mudelitesse veelgi muutujaid ja muutes seega hinnangu täpsemaks. Täpsust lisaks ka suurem valim ning mitmeaastased andmed. Peale selle oleks võimalik esitada ka täpsemat informatsiooni leibkonna suuruse kohta – kui palju on lapsi ja tööealisi inimesi, kas on ka vanemaid ülalpeetavaid jms. Samuti saaks edasi uurides leida ka mudeli hinnangutele standardvea ja usalduspiirid, et analüüsida, kui täpsete hinnangutega tegu on.

## VIIDATUD ALLIKAD

1. **Albouy, D.** The Wage Gap Between Francophones And Anglophones: A Canadian Perspective, 1970 To 2000. Nber Working Paper Series, Working Paper 14203. 2008, 44p  
[<http://www.nber.org/papers/w14203>] 20.05.2015
2. **Altonij, J; Blank, R.** Race and Gender in the Labor Market. Handbook of Labor Economics, Volume 3, 1999, pp 3143-3259
3. **Arrow, K.** The Theory Of Discrimination. Working Paper, Princeton University, Industrial Relations Section, 1971. 37pp.  
[<http://www2.econ.iastate.edu/classes/econ321/rosburg/Arrow%20-%20The%20Theory%20of%20Discrimination.pdf>] 17.02.2015
4. **Bhaumik, S; Gang, I; Myeong-Su, Y.** Ethnic Conflict and Economic Disparity: Serbians & Albanians in Kosovo. William Davidson Institute Working Paper Number 808. 2005, 38p.  
[<http://deepblue.lib.umich.edu/bitstream/handle/2027.42/40194/wp808.pdf>] 22.05.2015
5. **Black, D. A.** Discrimination in an Equilibrium Search Model. Journal of Labor Economics, Vol. 13, No. 2. 1995, pp. 309-334  
[<http://www.jstor.org/stable/2535106>] 12.02.2015
6. **Blinder, A. S.** Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. 1973. Journal of Human Resources 8 (4), 436–455. [<http://home.cerge-ei.cz/munich/ecm04/in/blinder.pdf>] 17.02.2015
7. **Borjas, G. J.; Brojars, G. B.** Consumer Discrimination And Self-Employment. NBER Working Paper Series, Working Paper No. 2627, 1988, 42pp.  
[<http://www.nber.org/papers/w2627>] 17.02.2015

9. **Coate, S; Loury, G.** Will Affirmative-Action Policies Eliminate Negative Stereotypes? *The American Economic Review* Vol. 83, No. 5 ,1993, pp. 1220-1240 [http://www.jstor.org/stable/2117558] 07.02.2015
10. **Cotton, J.** On the Decomposition of Wage Differentials. *Review Of Economics & Statistics*, 70(2), 236, 1988, 9p [http://scholarworks.umb.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=1025&context=econ\_faculty\_pubs] 17.02.2015
11. **Goldberg, M.** Discrimination, Nepotism, and Long-Run Wage Differentials. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 97, No. 2, 1982, pp. 307-319 [http://www.jstor.org/stable/1880760] 07.02.2015
12. **Hirsch, B. T.; Schumacher, E. J..** Labor Earnings, Discrimination, and the Racial Composition of Job. *The Journal of Human Resources*, Vol. 27, No. 4 1992, pp. 602-628 [http://www.jstor.org/stable/146077] 17.02.2015
13. **Jomo, K. S.** Ethnic Discrimination: A Critical Survey of Economic Explanations. *American University Studies - Volume 10*, 2006, 13pp [http://siteresources.worldbank.org/INTDECINEQ/Resources/EthnicDiscrimination.pdf] 17.02.2015
14. **Krueger, A.** The Economics of Discrimination. *Journal of Political Economy*, Vol. 71, No. 5 1963, pp. 481-486 [http://www.jstor.org/stable/1829018] 15.02.2015
15. Leibkonna eelarve uuring. *Statistikaamet* 18.02.2015 [http://www.stat.ee/76610] 12.04.2015
16. Leibkonna eelarve uuringu andmefail. *Statistikaamet* 2012. [http://www.stat.ee/51901] 12.04.2015
17. **Leping, K.-O, Toomet, O..** Emerging ethnic wage gap: Estonia during political and economic transition. *Tartu Ülikool* 2008 pp 599-619
18. **Moro, A.; Norman, P.** A General Equilibrium Model Of Statistical Discrimination. *Journal of Economic Theory* Volume 114, Issue 1, January 2004, Pages 1–30. [http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0022053103001650] 17.02.2015
19. **Nelson, B. A.; Opton Jr, E. M.; Wilson, T. E..** Wage Discrimination And The "Comparable Worth" Theory In Perspective. *13 U. Mich. J.L. Reform* 231 (1979-1980) pp 233-301

[<http://heinonline.org/HOL/LandingPage?handle=hein.journals/umijlr13&div=17&id=&page=>] 07.02.2015

20. **Oaxaca, R.** Male–Female Wage Differentials In Urban Labor Markets. 1973. *International Economic Review* 14 (3), 693–709. [[http://www-bcf.usc.edu/~ridder/Lnotes/ Undeconometrics/Transparanten/Wagedecomp.pdf](http://www-bcf.usc.edu/~ridder/Lnotes/Undeconometrics/Transparanten/Wagedecomp.pdf) ] 17.02.2015
21. **Phelps, E. S.** The Statistical Theory Of Racism And Sexism. *The American Economic Review*, Vol. 62, No. 4, 1972, pp 659-661. [<http://www.jstor.org/stable/1806107>] 17.02.2015
22. **Reimers, C. W.** Labor Market Discrimination Against Hispanic and Black Men. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 65, No. 4 (Nov., 1983), pp. 570-579 [<http://www.jstor.org/stable/1935925>] 16.02.2015
23. **Rosen, Å.** Search, Bargaining, and Employer Discrimination. Working Paper, Department of Economics, Uppsala University, No. 1998:13 22p [<http://www.econstor.eu/bitstream/10419/82895/1/wp1998-013.pdf>] 17.02.2015
24. **Rull, O.** Eesti- ja venekeelsete palgalõhe reservatsioonipalgas eesti tööturul., Tartu Ülikool, Majandusteaduskond, Rahvamajanduse instituut. 2014, 48 lk (Bakalaureusetöö)
25. **Schwab, S.** Is Statistical Discrimination Efficient? *The American Economic Review*, Vol. 76, No. 1 1986, pp. 228-234 [<http://www.jstor.org/stable/1804140>] 13.02.2015
26. **Semyonov, M; Cohen, Y.** Ethnic Discrimination and the Income of Majority-Group Workers. *American Sociological Review*, Vol. 55, No. 1. 1990, pp. 107-114. [<http://www.jstor.org/stable/2095706>] 12.02.2015
27. **Strauss, D.** The Law and Economics of Racial Discrimination in Employment: The Case for Numerical Standards. *Georgetown Law Journal*, 1991, 41p [[http://chicagounbound.uchicago.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=2990&context=journal\\_articles](http://chicagounbound.uchicago.edu/cgi/viewcontent.cgi?article=2990&context=journal_articles)] 07.02.2015

**28. Welch, F.** Labor-Market Discrimination: An Interpretation of Income Differences in the Rural South. *Journal of Political Economy*, Vol. 75, No. 3 1967, pp. 225-240  
[<http://www.jstor.org/stable/1828681>] 15.02.2015

## LISAD

**Lisa 1.** 2. mudeli regressioonimudel sõltuva muutuja auto korral.

	Eestlased R <sup>2</sup> =0.116			Muulased R <sup>2</sup> =0.126		
	Koefitsiendid		Sig.	Koefitsiendid		Sig.
	B	Standardhälve		B	Standardhälve	
Konstant	.804	.013	0.000	.638	.036	.000
Sugu	-.049	.011	.000	-.035	.025	.165
Perekonnaseis	.289	.014	.000	.375	.030	.000
U14Lapsi	.018	.013	.174	-.020	.031	.517
vanus25kuni34	-.144	.020	.000	-.178	.046	.000
vanus35kuni44	-.163	.019	.000	-.159	.048	.001
vanus45kuni54	-.203	.020	.000	-.294	.046	.000
vanus55kuni64	-.297	.021	.000	-.333	.046	.000

Allikas: Autori arvutused (Statistikaamet 2012) andmete põhjal.

**Lisa 2.** 2. mudeli regressioonimudel sõltuva muutuja arvuti korral.

	Eestlased R <sup>2</sup> =0.121			Muulased R <sup>2</sup> =0.133		
	Koefitsiendid		Sig.	Koefitsiendid		Sig.
	B	Standardhälve		B	Standardhälve	
Konstant	.954	.009	0.000	.922	.024	.000
Sugu	.018	.008	.021	.010	.017	.542
Perekonnaseis	.130	.010	.000	.139	.020	.000
U14Lapsi	.019	.009	.044	.066	.021	.002
vanus25kuni34	-.100	.014	.000	-.088	.031	.005
vanus35kuni44	-.126	.013	.000	-.142	.033	.000
vanus45kuni54	-.165	.014	.000	-.164	.031	.000
vanus55kuni64	-.298	.014	.000	-.309	.031	.000

Allikas: Autori arvutused (Statistikaamet 2012) andmete põhjal.

**Lisa 3.** 2. mudeli regressioonimudel sõltuva muutuja väljaminekud korral.

	Eestlased R <sup>2</sup> =0.121			Muulased R <sup>2</sup> =0.133		
	Koefitsiendid		Sig.	Koefitsiendid		Sig.
	B	Standardhälve		B	Standardhälve	
Konstant	3371.142	90.225	.000	2551.006	164.877	.000
Sugu	124.354	75.793	.101	39.622	114.631	.730
Perekonnaseis	365.765	98.326	.000	272.059	137.976	.049
U14Lapsi	-1106.405	90.799	.000	-797.822	143.236	.000
vanus25kuni34	756.219	136.848	.000	847.435	212.375	.000
vanus35kuni44	428.847	130.447	.001	292.207	220.195	.185
vanus45kuni54	148.408	133.818	.267	49.208	212.221	.817
vanus55kuni64	374.564	139.848	.007	490.632	212.603	.021

Allikas: Autori arvutused (Statistikaamet 2012) andmete põhjal.

**Lisa 4.** 3. mudeli regressioonimudel sõltuva muutuja auto korral.

	Eestlased			Muulased		
	R <sup>2</sup> =0.118			R <sup>2</sup> =0.141		
	Koefitsiendid		Sig.	Koefitsiendid		Sig.
	B	Standardhälve		B	Standardhälve	
Konstant	.784	.015	0.000	.734	.051	.000
Sugu	-.049	.011	.000	-.033	.025	.183
Perekonnaseis	.288	.014	.000	.371	.030	.000
U14Lapsi	.019	.013	.162	-.021	.031	.499
vanus25kuni34	-.145	.020	.000	-.176	.046	.000
vanus35kuni44	-.164	.019	.000	-.164	.048	.001
vanus45kuni54	-.201	.020	.000	-.302	.046	.000
vanus55kuni64	-.296	.021	.000	-.344	.046	.000
Harju	.038	.015	.014	-.084	.042	.043
Kesk	.011	.016	.503	.101	.077	.189
IdaViru	.012	.035	.727	-.149	.043	.001
Lääne	.038	.015	.011	-.058	.066	.381

Allikas: Autori arvutused (Statistikaamet 2012) andmete põhjal.

**Lisa 5.** 3. mudeli regressioonimudel sõltuva muutuja arvuti korral.

	Eestlased			Muulased		
	R <sup>2</sup> =0.118			R <sup>2</sup> =0.141		
	Koefitsiendid		Sig.	Koefitsiendid		Sig.
	B	Standardhälve		B	Standardhälve	
Konstant	.932	.011	0.000	.843	.034	.000
Sugu	.018	.008	.023	.009	.017	.601
Perekonnaseis	.128	.010	.000	.140	.020	.000
U14Lapsi	.020	.009	.033	.067	.021	.001
vanus25kuni34	-.103	.014	.000	-.098	.031	.002
vanus35kuni44	-.126	.013	.000	-.141	.032	.000
vanus45kuni54	-.162	.014	.000	-.162	.031	.000
vanus55kuni64	-.295	.014	.000	-.308	.031	.000
Harju	.049	.011	.000	.117	.028	.000
Kesk	.021	.011	.058	.089	.052	.087
IdaViru	.000	.025	.995	.059	.029	.041
Lääne	.029	.010	.005	.036	.045	.423

Allikas: Autori arvutused (Statistikaamet 2012) andmete põhjal.

**Lisa 6.** 3. mudeli regressioonimudel sõltuva muutuja väljaminekud korral.

	Eestlased			Muulased		
	R <sup>2</sup> =0.097			R <sup>2</sup> =0.078		
	Koefitsiendid		Sig.	Koefitsiendid		Sig.
	B	Standardhälve		B	Standardhälve	
Konstant	3003.471	101.595	.000	2350.174	231.126	.000
Sugu	106.571	73.889	.149	32.207	112.885	.775
Perekonnaseis	313.084	96.029	.001	251.605	136.056	.065
U14Lapsi	-1031.817	88.814	.000	-780.321	141.089	.000
vanus25kuni34	650.036	133.583	.000	762.867	209.742	.000
vanus35kuni44	388.676	127.210	.002	305.191	216.906	.160
vanus45kuni54	258.104	130.638	.048	66.838	209.193	.749
vanus55kuni64	478.302	136.610	.000	501.489	209.670	.017
Harju	1327.109	101.498	.000	598.066	189.106	.002
Kesk	-8.499	107.919	.937	-126.699	347.706	.716
IdaViru	-1021.357	234.534	.000	-222.164	194.876	.254
Lääne	391.194	99.418	.000	433.186	300.998	.150

Allikas: Autori arvutused (Statistikaamet 2012) andmete põhjal.

# SUMMARY

## THE IMPACT OF ETHNIC DISCRIMINATION ON ASSETS IN ESTONIA

Marti Lillemägi

During the last 20 years the topic of ethnic minorities (especially Russians) has been constantly actual in Estonia. After the dissolution of the Soviet Union the immigrant Russians suddenly found themselves as a minority in the newly independent Estonia, having been a majority for nearly half a century. On the other hand the Estonians still haven't forgotten the Soviet occupation. The differences between the two groups have led to a situation where Estonians and Russians live separately in the country and the economic situation of the two segregated groups is also remarkably different. The fact that the Russians are considered worse off economically in modern-day Estonia escalates the distaste between Estonians and Russians even more. As the two groups live separately, there is also a remarkable difference in their assets.

The economic differences between ethnic groups have been well-researched in Estonia and the rest of the world. However, most of those research papers have been focused on wages. That might turn out to be a problem, as the wage data may have different shortcomings – for example, the wage data of Russians is more uneven and therefore there is a possibility that the wage estimates of the Russians have been poor. Due to that, there is a need for an independent estimate for incomes and living standards. Therefore, the goal of this research paper is to find out if the unexplained difference in assets and expenses is similar to the one that has been found in wages. These objectives have also been set in accordance with the goal:

1. to explain the theoretical background on discrimination,
2. to explain the results of earlier research papers on similar topics,

3. to find out whether or not the assets of Estonians and members of the other ethnic groups are similar,
4. to find out if the differences in assets between Estonians and members of the other ethnic groups are caused by the chosen factors or by unexplained differences.

The earlier research papers have shown that in Kosovo the Albanians have larger per capita expenses than Serbians, although the explained difference favours the Serbians. In Estonia, Leping and Toomet have estimated that the unexplained difference between Estonians and Russians is 10-15% of the mean wage in favour of the Estonians. Researching the reservation wages has yielded similar results. The fluency in Estonian isn't a major contributing factor to wages in Estonia, the effect of fluency in English is reportedly much larger.

The paper uses the Oaxaca-Blinder decomposition method, which decomposes the wage gap, asset gap or expense gap into an explained and an unexplained part. The explained part shows the difference caused by the uneven level in experience, education and other factors between groups. The unexplained part is caused by different valuation of the same characteristics between groups. The unexplained part may also be caused by discrimination.

This research paper analyzed the probabilities of owning a car or a computer and the per capita expenses of households. Household data was used. The regression analysis showed that the ethnicity is statistically relevant for all three dependent variables. However, the assumption of the regression analysis was that the variables have the same effect on all ethnic groups. The Oaxaca-Blinder decomposition showed that the unexplained difference favours the Estonians over the members of other nationalities on all three cases. Therefore, the results of the regression analysis and the result of the decomposition were consistent.

For the probability of owning a computer, the unexplained difference was 1,7% of the overall average. For owning a car the unexplained difference was 18,9% of the overall average, and the unexplained difference was 18% of average yearly per capita expenses. The low percentage in owning a computer may be explained by the fact that computers are owned by most people in Estonia. The other results are consistent with the earlier research papers.

Therefore, we may conclude that the results of wage difference analyses also describe the actual differences in assets pretty well.

## **Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks**

Mina, Marti Lillemägi,

1. annan Tartu Ülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Etnilise diskrimineerimise mõju varale eesti näitel“,

mille juhendaja on Ott-Siim Toomet,

1.1. reprodutseerimiseks säilitamise ja üldsusele kättesaadavaks tegemise eesmärgil, sealhulgas digitaalarhiivi DSpace-is lisamise eesmärgil kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni;

1.2. üldsusele kättesaadavaks tegemiseks Tartu Ülikooli veebikeskkonna kaudu, sealhulgas digitaalarhiivi DSpace'i kaudu kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni.

2. olen teadlik, et punktis 1 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.

3. kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei rikuta teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse seadusest tulenevaid õigusi.

Tartus, **26.05.2015**