

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Brita Lõhmussaar

**TÖÖHÕIVE SEOS HARIDUSTASEME JA
VÕÕRKEELEOSKUSEGA EUROOPA RIIKIDE NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Kaja Lutsoja

Tallinn 2022

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 6077 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Brita Lõhmussaar

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 193620TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: britalohmussaar@gmail.com

Juhendaja: Kaja Lutsoja:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	4
SISSEJUHATUS	5
1. TÖÖHÕIVE SEOS HARIDUSTASEME JA VÕÕRKEELEOSKUSEGA	7
1.1. Tööhõive olemus	7
1.2. Haridus ja tööhõive.....	8
1.3. Võõrkeeleoskus ja tööhõive.....	9
1.4.1. Hariduse seos tööhõivega	11
1.4.2. Võõrkeeleoskuse seos tööhõivega	12
2. EMPIIRILISES UURIMUSES KASUTATAVAD ANDMED JA METOODID	15
2.1. Kasutatavad andmed.....	15
2.2. Meetodite kirjeldus	18
3. EMPIIRILINE ANALÜÜS JA TULEMUSED	21
3.1. Andmeanalüüsi tulemused.....	21
3.2. Tulemused ja järeldused	25
KOKKUVÕTE	28
SUMMARY	30
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	32
LISAD	35
Lisa 1. Töös kasutatavad andmed.....	35
Lisa 1 järg	36
Lisa 2. Korrelatsioonmaatriks	37
Lisa 3. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne nr. 1.....	38
Lisa 4. Juhuslike efektidega mudeli aruanne nr. 1	39
Lisa 5. Waldi test.....	40
Lisa 6. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne nr. 2.....	41
Lisa 7. Juhuslike efektidega mudeli aruanne nr. 2	42
Lisa 8. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne nr. 3.....	43
Lisa 9. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne nr. 4.....	44
Lisa 10. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne nr. 5.....	45
Lisa 11. Lihtlitsents	46

LÜHIKOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on välja selgitada, kas ja milline seos esineb kõrgemal haridustasemel ja võõrkeeleoskusele tööhõivega Euroopa Liidu riikide näitel. Vastavalt andmete kättesaadavusele on vaatluse all aastad 2007, 2011 ja 2016.

Töös on püstitatud järgmised uurimisküsimused:

- 1) Kas kõrgem haridustase omab Euroopa Liidu riikides mõju tööhõivele?
- 2) Kas võõrkeeleoskuse puudumine omab Euroopa Liidu riikides mõju tööhõivele?
- 3) Kas kahe või enama võõrkeele oskus on tööhõive määraga tugevamas seoses kui ühe võõrkeele oskus?

Bakalaureusetöö on jaotatud kolmeks osaks. Esimeses osas antakse ülevaade tööhõive olemusest, seda mõjutavatest teguritest ning varasemast empiirilisest kirjandusest. Töö teises osas antakse ülevaade kasutatavatest andmetest, kasutatavatest meetoditest ning tuuakse välja andmeid kirjeldav statistika. Kolmandas osas viiakse läbi andmeanalüüs programmidega *MS Excel* ja *Gretl*, tehakse saadud tulemuste põhjal järeldused ning leitakse vastused uurimisküsimustele.

Andmeanalüüsi tulemustest selgus, et tööhõive määra mõjutavad tegurid on kõrgem haridustase, ühe võõrkeele oskus, miinimumpalk ning abielu määr. Teised muutujad statistilist olulisust mudelites ei saavutanud.

Võtmesõnad: tööhõive, tööhõive määr, haridustase, võõrkeeleoskus, Euroopa riigid

SISSEJUHATUS

Tööhõive määr on oluline näitaja nii riigi tööturu kui ka üldise majanduse toimimise seisukohast, mõjutades makrotasandil riigi majanduskasvu. Kõrge tööhõive määr paneb aluse kestlikule majanduskasvule ja ühiskonna toimimisele. Tööhõive ja majanduse vahel on ka vastupidine seos. Majanduskasv loob tööturule juurde uusi kohti ning kasvatab selle kaudu tööhõivet (Temitope 2013). Et mõista paremini majanduse toimimist ja selle tulevikku, on oluline uurida, millised tegurid ja kuidas tööhõivet mõjutavad.

Tänapäeva globaliseerivas maailmas pälvib tööturul üha enam tähelepanu võõrkeeleoskuse ja kõrgema haridustaseme olemasolu. Eriti oluline on võõrkeeleoskus just Euroopa tööturul, selle mandrile omase keelilise mitmekesisuse tõttu. Haridustaseme puhul on leitud, et see ennustab tugevalt tööturu tulemusi tööhõive osas ja on omakorda üks majanduskasvu määrajatest (Bhorat *et al.* 2016). Antud töö keskendubki lähemalt just nende tegurite mõju uurimisele tööhõive suhtes Euroopa Liidu riikide näitel.

Käesoleva töö eesmärgiks on välja selgitada, kas ja milline seos esineb kõrgemal haridustasemel ja võõrkeeleoskusel tööhõivega Euroopa Liidu riikide näitel. Varasemalt on tehtud mitmeid uurimusi hariduse ja tööhõive vahelise seose kohta, vähem aga võõrkeeleoskuse mõju kohta tööhõivele. Samuti piirduvad varasemad tööd enamasti ainult ühe kindla riigi andmete uurimisega. Käesolevas töös on laiem ja põhjalikum ülevaate saamiseks aluseks võetud 13 Euroopa Liidu riiki.

Töö eesmärgi täitmiseks otsitakse töös vastuseid järgmistele uurimisküsimustele:

1. Kas kõrgem haridustase omab Euroopa Liidu riikides mõju tööhõivele?
2. Kas võõrkeeleoskuse puudumine omab Euroopa Liidu riikides mõju tööhõivele?
3. Kas kahe või enama võõrkeele oskus on tööhõive määraga tugevamas seoses kui ühe võõrkeele oskus?

Toetudes varasemale teaduskirjandusele, on töös püstitatud järgnevad hüpoteesid:

1. Kõrgema taseme hariduse kasv suurendab tööhõive määra
2. Võõrkeeleoskuse puudumise kasv on seostatav tööhõive määra langemisega.
3. Võõrkeeleoskuse ja tööhõive määra vahel esineb positiivne seos.

Antud töös kasutatakse analüüsiks makrotasandil sekundaarseid andmeid, mis pärinevad Eurostat, OECD ja ILO andmebaasidest. Analüüsitavateks objektideks on tööhõive määr, võõrkeeleoskus, kolmanda taseme haridus, reaalne SKP elaniku kohta, miinimumpalk, immigratsioon ning abielu määr. Analüüsitavaks perioodiks on aastad 2007, 2011 ning 2016. Ajalise piirangu seab võõrkeeleoskust kirjeldavate andmete olemasolu ja kättesaadavus. Valimi mahuks on antud töös 39 liiget. Andmetega viiakse läbi antud töös regressioon- ja korrelatsioonanalüüs, kasutades programme *MS Excel* ja *Gretl*.

Bakalaureusetöö on jaotatud kolmeks osaks. Varasemale teoreetilisele ja empiirilisele kirjandusele toetudes antakse töö esimeses pooles ülevaade tööhõive olemusest, seda mõjutavatest teguritest ning varasemalt antud teemal läbiviidud uuringute tulemustest. Töö teises osas antakse ülevaade kasutatavatest andmetest, kasutatavatest meetoditest ning tuuakse välja andmeid kirjeldav statistika. Kolmandas osas viiakse läbi andmeanalüüs, tehakse saadud tulemuste põhjal järeldused ning leitakse vastused uurimisküsimustele.

1. TÖÖHÕIVE SEOS HARIDUSTASEME JA VÕÕRKEELEOSKUSEGA

Käesolevas peatükis tutvustatakse lähemalt tööhõive olemust ning haridustaseme ja võõrkeeleoskuse mõjust tööhõivele. Lisaks antakse ülevaade varasemate empiiriliste uurimuste tulemustest antud teemal.

1.1. Tööhõive olemus

Tööhõive on oluline makromajanduslik mõjutegur majanduse ja selle toimimise seisukohalt. Selle olemust ja seda omakorda mõjutavaid tegureid on uuritud juba pikalt. On leitud, et tööhõivet mõjutavaid tegureid on väga palju, muuhulgas haridustase, miinimumpalk, abielu määr, immigratsioon ning SKP ja selle kasv (Araujo *et al.* 2015; Chiang *et al.* 2015; Meer, West 2016; Longhi *et al.* 2010).

Tööhõivet vaadeldakse ja hinnatakse üldjuhul tööhõive määra kaudu. Tööhõive määr näitab, kui suur osa tööealisest rahvastikust on tööga hõivatud. Tööhõive määr kui näitaja, annab informatsiooni majanduse töökohtade loomise võime kohta. Lisaks pakub see peamist makromajanduslikku teavet, kirjeldades, mil määral on riigi inimressursse majanduslikel eesmärkidel mobiliseeritud. Vaatamata sellele, et kõrget tööhõive määra peetakse üldjuhul heaks, ei anna see näitaja üksi teavet erinevate tööturu probleemide kohta nagu madal palk, halvad töötingimused või vaeghõive. (Eurostat 2022)

Enamikes riikides määratletakse tööealist elanikkonda kui 15-aastased ja vanemad. Ka Rahvusvahelise Tööorganisatsiooni poolt on töötamise vanuse alampiiriks määratud 15 aastat. Vanuse alampiir võib aga riigiti erineda. Sageli on arengumaades tavaks kaasata tööjõudu ka piirmäärast nooremaid inimesi, sest tööle minek seal üldjuhul algabki varem. Sarnaselt on mõnes riigis kehtestatud ka vanuse ülempiir, näiteks 65- või 70-aastased ja vanemad, kuigi seda nõuet kehtestatakse üsna harva. (ILO 2016)

Üldiselt on naiste ja vanemaealiste töötajate tööhõive määrad madalamad. OECD (2022) andmetel jõudis 2020. aastal meeste tööhõive määr Euroopa Liidus 72,1%-ni. Samas naiste puhul jäi see 62% juurde ning vanemaealiste töötajate (55–64aastased) tööhõive määr oli 2020. aastal 60,8% ehk oluliselt madalamad kui meestel.

Märgatavat mõju tööhõivele on avaldanud viimastel aastatel COVID-19 levik. Sellega kaasnevad piirangud ja eriolukorrad on muutnud paljude inimeste tööelu. OECD (2022) andmetel langes tööhõive määr OECD liikmesriikides 2020. aasta teises kvartalis 4,96%. Fana *et al.* (2020) leiavad, et pandeemia mõju sotsiaalmajanduslike rühmade vahel pole olnud võrdne. Ebasoodsamas olukorras ja haavatavamad on madala tootlikkusega töökohtadel töötavad inimesed. Eriolukorra tõttu on nad tõenäolisemad kaotama oma töö ning seisma silmitsi pikaajalise ebakindlusega. Peale inimeste töökaotuse ja ebakindluse avaldab COVID-19 kriis mõju ka tööturule üldiselt. Lisaks kaugtööle, mille levimist ja kasutuselevõttu ennustatakse ka peale kriisi möödumist, on toimunud ka teisi muudatusi tööturul. Varased tõendid Itaaliast viitavad sellele, et tööstusharudes, mis kasutavad tootmises rohkem roboteid töötaja kohta, on väiksem tõenäosus nakatuda COVID-19 viirusega. Nagu kaugtöö laiema kasutuselevõttuga, on välja pakutud kriisi järel kiirendada ettevõtete automatiseerimist, kuna seda saab kasutada strateegiana terviseriskide minimeerimiseks, säilitades samal ajal tootmist ja majandustegevust. (Caselli *et al.* 2020)

1.2. Haridus ja tööhõive

Haridus on tööhõive jaoks üks olulistest teguritest. On teada, et võrreldes kõrgemalt haritud inimestega on madalama haridustasemega inimeste risk töötuks jääda on suurem ning võimalus tööd saada väiksem. Kui madala haridusvajadusega töökohtade arv väheneb kiiremini kui madala haridustasemega inimeste arv tööjõus, siis võib eeldada, et tööpuudus nende inimeste seas kasvab ja püsib kõrgel tasemel. Fitoussi (1999) toob oma töös välja, et tööhõive suurendamiseks taolises olukorras, on kaks võimalust – suurendada madala haridusvajadusega töökohtade arvu või nende töötajate hariduse taset.

Hariduse mõju tööhõivele on lähemalt uuritud inimkapitali teoorias. Selle teooria kohaselt tagab haritud tööjõud majanduse arengu ehk mida haritum on tööjõud, seda suurem on tootlikkus.

Majandusteadlane Alfred Marshall on oma töödes rõhutanud hariduse kui riikliku investeeringu tähtsust ja tema arvates kõige väärtuslikum kapital on investeering inimestesse (Malik *et al.* 2010). Kuznets (1973) märgib ka, et haridus, tervishoid ja vaba aeg aitavad positiivselt kaasa majanduskasvule, tõstes töötaja efektiivsust. Schultz (1961) märgib, et paljudes riikides, kus põllumajandustoodang on oluliselt kasvanud, ei ole sellise kasvu peamiseks teguriks ei maa ega füüsiline kapital. Ta leiab, et põllumajanduse ümberkujundamine on põhinenud peamiselt uutel oskustel ja täiustatud teadmistel. Lisaks toovad Chen & Wu (2007) oma töös välja, et tööhõive määra seab tööjõuturu pakkumine ja nõudlus ning haridus mõjutab tööhõivet ka tööjõuturu pakkumise ja nõudluse mõjutamise kaudu.

Kõrgema haridustaseme ja tööhõive vahel võib samuti leida ebakõlasid, sest laialdast tööpuudust on leitud ka kõrgemalt haritud inimeste seast. Kuna haridustase ja tööhõive on omavahel seotud, on haridussüsteemil surve vastata tööturu nõudlusele. Olukorras, kus tööjõu haridustase on kõrge, aga ei vasta tööturu nõudlusele, ei saa ka tööhõive kasvada ning tekib üleharitus ja tööturu tasakaalutus. Buechtemann ja Soloff (1996) kirjutasid, et ettevõtted tihti kaebavad tehniliste ja operatiivsete oskustega tööjõu puudumise üle. Seega massilisest kõrghariduse andmisest üksi ei piisa. Et vältida üleharitust, tööturul vajaminevate oskuste sobimatust ja puudumist, on oluline tagada ka spetsiifiliste oskuste väljaõpe. Nii püsib tööturg tasakaalus ja tööhõive kõrgel tasemel.

1.3. Võõrkeeleoskus ja tööhõive

Tänapäeva globaliseerivas maailmas, kus riigid on omavahel seotud rahvusvahelise kaubanduse, investeeringute ja rändega, on võõrkeeleoskus väga olulises kohal. Eriti Euroopas tuleb see oskus suureks eeliseks – mitte ainult globaliseerumise, aga ka mandrile omase keelelise mitmekesisuse tõttu.

Võõrkeelte oskuse ja tööturu tulemuste vahelise seose osas kipuvad kirjanduse tulemused jõudma samadele üldistele järeldustele. Esiteks on keeleoskusega seotud palgaerinevus on positiivne ja statistiliselt oluline ning tänu sellistele oskustele on sageli suurem tõenäosus leida tööd. Teiseks tasutakse väga heal tasemel võõrkeeleoskust rohkem kui alg- või kesktasemel. See viitab selgelt hariduspoliitikale, et võõrkeelte õppimine on hea investeering nii üksikisikule kui ka ühiskonnale tervikult, eriti kui tase on kõrge. (Gazzola *et al.* 2019)

Euroopa Komisjon (2012) lõi endale visiooni aastaks 2020 – muutuda arukaks, jätkusuutlikuks ja kaasavaks majanduseks. Selle eeldusteks oli paremaks muuta haridus- ja koolitusmaastik ning investeerimine oskustesse, eelkõige keeleoskusesse. Euroopa Komisjoni sõnul aitab just nende aspektide parandamine suurendada majanduskasvu, luua uusi töökohti ning suurendada tööhõivet. Täpsemalt võõrkeeleoskus on see, mis tagab töölase liikuvuse ning on nii riigisisese kui ka rahvusvahelise töölase konkurentsivõime üks peamisi määrajaid. Nõrk keeleoskus on seega suur takistus töötajate vabale liikumisele ja ELi ettevõtete rahvusvahelisele konkurentsivõimele. Selles kontekstis võib võõrkeelte oskust vaadelda kui eurooplaste inimkapitali komponendina, mis siseriiklikul tööturul aitavad luua paremaid töövõimalusi ning kõrgemat palka.

Võõrkeelne suhtlemine on muutunud peaaegu kohustuslikuks aspektiks paljudel erialadel, eriti uue põlvkonna lõpetajatel ning valdavalt tehnikaaladel. Sellele vaatamata näitab statistika, et 83% tehnikaülikoolide ja kolledžite lõpetajatest on inglise keele eelkesktasemel, samas kui 73% ettevõtetest nõuab inglise keele oskust kesktasemel (IAESTE 2009 viidatud Hrehova 2010).

Euroopa Komisjoni hariduse ja koolituse strateegilise raamistiku raportis „*Languages for Jobs*“ leiti, et nõudlus võõrkeele- ja suhtlusoskuse järele Euroopa tööturul on pidevalt kasvamas. Seda seisukohta toetavad ka mitmed muud hiljutised uuringud võõrkeeleoskuse rolli kohta Euroopa tööturul. (European Commission 2020)

Beadle *et al.* (2015) kajastavad oma töös tööandjate ja nende organisatsioonidega tehtud intervjuusid võõrkeelte kasutamise ja kasulikkuse teemal 28 Euroopa Liidu riigis. Tulemustest selgus, et tööandjate arust lisab töötajate võõrkeeleoskus ettevõttele väärtust. Peaaegu kõik küsitlusele vastanud nõustuvad täielikult või nõustuvad sellega, et võõrkeeleoskus aitab luua tõhusamaid suhteid klientidega ja lisab väärtust ettevõtte kasvuks. Seega on võõrkeeleoskusel oluline roll nii tööturul kui ka selle kujundamisel.

1.4. Varasemad empiirilised uurimused

Järgnevalt antakse ülevaade varasematest teemakohastest empiirilistest uurimustest. Lisaks tuuakse välja varasemate uurimuste tulemused seoses haridustaseme ja võõrkeeleoskuse mõju kohta tööhõivele.

1.4.1. Hariduse seos tööhõivega

Kõrgemat haridustaset seostatakse üldjuhul kõrgema palgaga, kuid haridus mõjutab ka muid näitajaid. Mitmed uurimused on leidnud empiirilisi seoseid kõrgema haridustaseme ja töötuse vähenemise vahel. (Card 1999 viidatud Karoly 2010)

2017. aastal viidi Indias läbi uurimus hariduse ja tööhõive vahelise seose kohta. Täpsemalt uuriti 301 kodumajapidamise haridustaset, sissetulekut ja tööstaatust. Korrelatsioonanalüüsi tulemusel selgus, et hariduse ja tööhõive vahel esineb tugev positiivne seos, mis tähendab, et kõrgem haridustase toob kaasa kõrgema tööhõive määra. (Jamir, Ezung 2017)

Samale tulemusele jõudsid ka Ali & Jalal (2018), kes uurisid oma töös kõrghariduse seost tööhõivega Indias. Uurimusest selgus, et kõrghariduse ja tööhõive vahel esines tugev positiivne seos ning kõrgharidus on tööhõive suhtes statistiliselt oluline. Sellisel juhul on kõrghariduse põhjal võimalik ennustada tööhõive muutust.

Chen & Wu (2007) uurisid oma töös aga hariduse mõju tööhõivele erinevate kooliastmete järgi. Uurimus viidi läbi Hiinas ning täpsemalt analüüsiti põhi-, kesk- ja kõrghariduse seost tööhõivega. Tulemustest selgus, et põhiharidusega elanikkonna kasv mõjub tööhõivele negatiivselt, keskharidusega rahvastiku kasv ei mõjuta tööhõivet ning kõrgharidusega elanikkonna kasv soodustab tööhõive määra kasvu. Töö autorid küll kinnitasid hariduse mõju tööhõivele, kuid jõudsid otsusele, et see mõju on ebamäärane ning muutub koos majanduskeskkonnaga.

Bernatonyte *et al.* (2019) uurisid Leedu kõrgharidusega rahvastiku tööhõivet aastate 2005-2014 andmete põhjal. Tulemustest selgus, et kõrgem haridustase tagab tööhõive kasvu. 2014. aastal oli kõrgeim tööhõive määr just kõrgharitud inimeste seas – 88,4%. Kesk- ja põhiharitud elanikkonna seas oli tööhõive määr vastavalt 64,6% ja 19,5%, ehk tunduvalt madalam. Uuritava perioodi sisse jäi ka 2007. aastal alguse saanud ülemaailmne majanduskriis, mis andis võimaluse analüüsida haridustaseme olulisust tööturu muutumisel. Töötuse määr oli madalaim 2007. aastal ja kõrgeim 2010. aastal. Mõlemal aastal oli kõige madalam töötuse määr kõrgharitud elanike seas ja kõrgem põhiharitud inimeste hulgas. Kõrgharidusega elanikkonna töötuse määra statistiliste andmete analüüs näitab, et kõrghariduse omandamine võib aidata leida tööd ja kohaneda tööturul paremini ning samuti vähendab haridustaseme tõus töötuse riski. Antud uurimuses võrreldi korrelatsioonanalüüsi käigus kõrghariduse mõju tööhõive määrale ka teiste EL-28 riikide seas ning

tulemused olid riigiti väga erinevad. Korrelatsioonikordaja varieerus -0,97-st (Slovakkias) kuni 0,89-ni (Saksamaal). Seos kõrghariduse ja tööhõive määra vahel oli enamikes riikides negatiivne ning EL-28 koondvaate puhul oli see -0,65. See tähendab, et kõrgharidusega elanikkonna suurem osakaal ei suurenda tööhõivet. Märkimisväärne negatiivne korrelatsioon nende näitajate vahel oli omane enamasti nõrgema majandusega riikide seas, sealhulgas Kreeka, Hispaania, Horvaatia, Itaalia, Küpros, Portugal, Rumeenia, Sloveenia, Slovakkia, Tšehhi ja Eesti. Sellegipoolest tuvastati negatiivset seost ka mõnes arenenumas riigis, näiteks Belgias, Irimaal, Soomes ja Ühendkuningriigis. Kõrgharidusega elanikkonna ja tööhõive määra vahelise negatiivse korrelatsiooni peamiseks põhjuseks tõid autorid välja tööturu raske taastumise pärast majanduskriisi. Märkimisväärne positiivne korrelatsioon kõrghariduse ja tööhõive määra vahel oldi saavutatud ainult Saksamaal 0,89, Prantsusmaal 0,85 ja Maltal 0,71, kus erinevalt teistest riikidest kriisi ajal tööhõive määr langes minimaalselt või mitte üldse. Antud uurimuses olid tulemused suuresti mõjutatud majanduskriisi tõttu ning neid aastaid välistades võib väita, et tööhõive määr kasvab koos haridustasemega.

1.4.2. Võõrkeeleskuse seos tööhõivega

Vaatamata sellele, et võõrkeeleskus on õppimise ning tööalase liikuvuse ja konkurentsivõime üks peamisi mõjureid, käsitlevad vähesed teaduslikud uurimused võõrkeeleskuse seost tööhõivega.

Kõige enam käesoleva tööga seostuv uurimus viidi läbi Araujo *et al.* (2015) poolt, kus uuriti ühe ja/või enama võõrkeele oskuse seost tööhõivega 24. Euroopa Liidu liikmesriigis. Uurimusest selgus, et võõrkeeleskuse ja tööhõive vahel esineb positiivne seos. Täpsemalt 17. EL liikmesriigis ühe, kahe või enama võõrkeele oskus ja/või kõige tuntumate keelte valdamine oli positiivselt seotud töövõimalustega. Võrreldes vanusegrupe, leiti et 25-40. aastaste seas on võõrkeeleskuse seos tööhõivega tugevam kui 41-64. aastaste seas. Antud töös uuriti riigiti ka erinevate keelte seost tööhõivega. Selgus, et tööhõive ja inglise keele vahel esineb positiivne seos Saksamaal, Kreekas, Itaalias, Lätis, Leedus, Luksemburgis, Maltal, Hollandis, Portugalis ja Sloveenias. Prantsuse keele ja tööhõive vahel esines seos Maltal, saksa keelega Taanis ning vene keelt seostatakse suurema tõenäosusega tööle asuda Bulgaarias, Lätis, Leedus ja Poolas. Samas töös lisati mudelisse ka kõrgem haridustase ning selgus, et tööhõive ja hariduse vahel esineb tugev positiivne seos ehk tööhõive määr kasvab koos haridustasemega.

Gazzola & Mazzacani (2019) uurisid oma töös aga võõrkeeleskuse tööstaatus vahelist seost meeste ja naiste vahel eraldi. Aluseks võeti 3 riiki – Saksamaa, Itaalia ja Hispaania ning keelteks inglise ja prantsuse keel. Selgus, et inglise keele oskus suurendas meeste tõenäosust tööd saada kolmes riigis vastavalt 3,4%, 4,3% ja 5,2%. Naiste tõenäosust tööle asuda suurendas inglise keele oskus Saksamaal ja Itaalias – vastavalt 5,6% ja 5,7%, kuid Hispaanias mitte üldse. Prantsuse keel ei olnud aga üheski riigis tööstaatuslega olulises seoses. Tulemused näitasid ka, et väga heal tasemel oskused on seotud suurema tõenäosusega tööle saada kui piisavad või head oskused.

Kuigi võõrkeeleskuse ja tööhõive vahelist seost käsitlevaid uurimusi on üpris vähe, leidub aga mitmeid töid, mis uurivad võõrkeeleskuse ja töötuse vahelist seost. Autor leiab, et ka need on asjakohased käesolevas töös, kuna töötus ja tööhõive on omavahel pöördelises seoses. Donado (2017) on oma töös uurinud võõrkeeleskuse tingimuslikku mõju töötuse tõenäosusele erinevates Euroopa riikides. Antud uurimus viidi läbi 1990-2012. aasta andmete põhjal 124 000 inimese seas vanuses 15-31. Uurimusest selgus, et võõrkeeleskus vähendab töötuks jäämise tõenäosust keskmiselt vähemalt 3,4% ning naiste puhul on see protsent suurem kui meestel. Selgus ka, et võõrkeeleskusest tingitud töötuse tõenäosus on riigiti erinev. Mitmes riigis ei paista olulist seost üldse olevat, samas kui näiteks Saksamaal on vähemalt ühe võõrkeele oskus seotud töötuse tõenäosuse vähenemisega lausa 9,7 protsendipunkti. Kõiki tulemusi kokku koondades selgus, et inimesed, kes räägivad vähemalt ühte võõrkeelt, on väiksema tõenäosusega töötud, kuid tuli ka välja, et kõik võõrkeeled ei ole võrdselt kasulikud. Eelkõige seostatakse inglise ja saksa keele oskust madala tööpuudusega ning üldiselt on võõrkeeleskusest saadav kasu naistele suurem kui meestele.

Lisaks töötuks jäämise tõenäosusega on võõrkeeleskus seotud ka töötuse kestusega. Landmesser (2011) leidis oma töös, et inimestel kes valdavad mis tahes võõrkeelt on lihtsam katkestada oma töötus kui nendel, kes ei oska ühtegi. Võõrkeeleskus on oluline tegur, mis mõjutab individuaalset töötuse kestust. Võõrkeelte, eriti inglise ja saksa keele oskust omavatel inimestel, on tööturul lisaelis, mis võimaldab kergemini tööd leida nii kodumaal kui ka eriti välismaal.

Võõrkeeleskuse vajadus tööturul varieerub ka erinevate sektorite ja ametite vahel. On leitud, et tehnoloogia-sektoris piisab, kui töötaja suudab suhelda ühes võõrkeeles – inglise keeles. Seevastu juhtivatel või suhtlusoskust vajavatel töökohtadel ei piisa isegi ühe võõrkeele oskusest. Aktiivne suhtlemine vähemalt ühes võõrkeeles on tööturul üks põhinõuetest. Personalibüroode hinnangul

ei ole rahvusvaheliste ettevõtete kesk- ja kõrgema juhtkonna kandidaatidel mingitki võimalust neile ametikohtadele saada ilma võõrkeeleoskusega. (Sojkova 2004 viidatud Hrehova 2010)

2. EMPIIRILISES UURIMUSES KASUTATAVAD ANDMED JA METOODID

Järgnevas peatükis kirjeldatakse andmeanalüüsis kasutatavaid andmeid ja analüüsimeetodeid. Antakse ülevaade mudelis kasutatavatest näitajatest, tuuakse välja neid kirjeldav statistika ning andmete algallikad. Peatüki teises pooles tutvustatakse kasutatavaid analüüsimeetodeid ning püstitatakse ökonomeetiline mudel.

2.1. Kasutatavad andmed

Käesolevas töös kasutatakse tööhõive ja seda mõjutavate tegurite vahelise seose leidmiseks sekundaarseid makroandmeid, mis pärinevad Eurostat, OECD ja ILO andmebaasidest. Kasutatavateks tunnusteks on tööhõive määr, kolmanda taseme haridus ning võõrkeeleoskus. Andmeanalüüsiks on autor valinud muutujad lähtudes varasematest empiirilistest uurimustest ja kirjandusest.

Mudeli sõltuva muutuja ehk tööhõive määra andmed pärinevad OECD andmebaasist. Andmed on sesoonselt korrigeeritud ning esitatud protsendina tööealisest elanikkonnast. Võõrkeeleoskuse kohta käivad andmed olid kättesaadavad ainult Eurostat andmebaasis, aastate 2007, 2011 ning 2016 kohta, mil on läbi viidud ainsad suuremahulised uuringud võõrkeeleoskuse kohta. Gazzola & Mazzacani (2019) töid välja, et Eurostati poolt iga 4-5 aasta tagant läbiviidav *Adult Education Survey* on tuntud oma rikkaliku keelelise osa poolest, mis hõlmab 28 Euroopa Liidu riigi elanike põhjalikke andmeid nende keeleoskuste kohta. Et uurida võõrkeeleoskuse mõju tööhõivele võimalikult täpselt, peab autor oluliseks põhjalikke ja usaldusväärseid andmeid ning on just seepärast teinud sellise valiku.

Selleks, et mitte uurida ainult võõrkeeleskuse olemasolu mõju tööhõivele, võtab autor analüüsi ka rohkem kui ühe ja kahe võõrkeele oskust. Seega on antud näitaja jagatud nelja kategooriasse: võõrkeeleskuse puudumine, ühe võõrkeele oskus, kahe võõrkeele oskus ning kolme või enama võõrkeele oskus. See annab autori arvates täpsema ja konkreetsema ülevaate võõrkeeleskuse mõjust tööhõivele. Kõik nimetatud näitajad kirjeldavad osakaalu populatsioonist, kes omavad vastavat oskust ning on esitatud protsendina.

Andmed kolmanda taseme hariduse kohta pärinevad OECD andmebaasist ja on aastase sagedusega. Näitaja on esitatud protsendina 25-64. aastaste inimeste seas, kes omavad kolmanda taseme haridust.

Mitmetes tööhõivega seotud empiirilistes uurimustes (Chiang *et al.* 2015; Meer, West 2016; Araujo *et al.* 2015; Longhi *et al.* 2010) on mudelisse sõltumatute muutujatena kaasanud SKP, miinimumpalga, abielu ja immigratsiooni näitajad. Seega on autor täpsema mudeli saamise eesmärgil antud muutujad mudelisse juurde lisanud. Aastased andmed sisemajanduse koguprodukti kohta pärinevad Eurostat andmebaasist ja on esitatud reaalsena ning elaniku kohta. Miinimumpalga andmed pärinevad ILO (*International Labour Organization*) andmebaasist ning on esitatud US dollarites aasta kohta. Andmed abielu määra kohta pärinevad OECD andmebaasist ning on esitatud aasta jooksul sõlmitud abielude arvu ja selle aasta keskmise rahvaarvu suhtena. Väärtust väljendatakse suhtarvuna 1000 elaniku kohta. Andmed immigratsiooni kohta on võetud Eurostat andmebaasist ning on esitatud reaalaruvuna tuhandetes. Sarnaselt eelnevatele näitajatele on ka andmed immigratsiooni kohta aastase sagedusega.

Antud töös kasutatakse andmeid paneelandmete kujul, mis kujutab endast erinevate objektide andmeid eri ajaperioodidel. Uuritavateks riikideks on töös võetud kõik 27 Euroopa Liidu riiki, et saada võimalikult lai ja põhjalik ülevaade. Andmed võõrkeeleskuse kohta limiteerisid vaadeldavat perioodi järgneva kolme aasta peale: 2007, 2011 ja 2016. Enne andmeanalüüsi viis autor läbi ka andmete puhastuse, eemaldades sellega riigid, mille kohta olid andmed osaliselt või täielikult puudu. Esialgses valimis olid kõik 27 Euroopa Liidu riigi andmed, kuid vastavalt valitud perioodile ning andmete mitte kättesaadavuse tõttu jäi valimisse alles 13 riiki – Belgia, Tšehhi, Eesti, Kreeka, Hispaania, Prantsusmaa, Ungari, Leedu, Läti, Poola, Portugal, Sloveenia ja Slovakkia. Lõplikuks vaatluste arvuks jäi 39. Tabelis 1 on esitatud töös kasutatavate näitajate lühendid, ühikud ja allikad.

Tabel 1. Töös kasutatavad andmed

Lühend	Kirjeldus	Ühik	Allikas
EMP	Tööhõive määr	%	OECD
LANG0	Võõrkeeleoskuse puudumine	%	Eurostat
LANG1	Ühe võõrkeele oskus	%	Eurostat
LANG2	Kahe võõrkeele oskus	%	Eurostat
LANG3	Kolme või enama võõrkeele oskus	%	Eurostat
EDU	Kõrghariduse olemasolu	%	OECD
WAGE	Miinimumpalk	USD	ILOSTAT
GDP	Reaalne SKP elaniku kohta	EUR <i>per capita</i>	Eurostat
MARR	Abielu määr	Suhtarv 1000 elaniku kohta	OECD
IMM	Immigratsioon	Tuhandetes	Eurostat

Allikas: Autori koostatud

Järgmisena on esitatud andmeid kirjeldav statistika. Tabelis 2 on välja toodud muutujate aritmeetiline keskmine, mediaan, standardhälve, miinimum- ja maksimumväärtus ning variatsioonikordaja.

Tabel 2. Valimit kirjeldav statistika

Muutuja	Keskmine	Mediaan	Standardhälve	Miinimum	Maksimum	Variatsiooni- kordaja
EMP	63,45	64,23	4,63	51,78	72,40	0,07
LANG0	28,61	31,90	18,72	2,50	74,80	0,65
LANG1	31,47	33,70	9,18	13,80	48,50	0,29
LANG2	26,09	24,70	11,6	6,30	49,30	0,45
LANG3	13,84	11,50	11,43	1,30	44,90	0,83
EDU	26,72	26,65	7,15	13,69	39,73	0,27
WAGE	754,37	469,21	506,74	236,19	2009,34	0,67
GDP	17431,79	15310	7690,81	8550	34620	0,44
MARR	4,72	4,60	1,15	3,10	7,40	0,24
IMM	110992,31	29193,00	179169,21	3709	958266	1,61

Allikas: Autori koostatud Lisas 1 esitatud andmete põhjal

Töös kasutatavaid muutujaid kirjeldavast statistikast on näha, et enamus muutujate puhul on aritmeetiline keskmine sarnane nende mediaaniga. See tähendab, et ekstreemseid väärtuseid, mis andmeanalüüsi tulemusi oluliselt mõjutaks, on vähe. Suuremat varieeruvust on näha miinimumpalga puhul, kus miinimum väärtuseks on 236,19 eurot ning maksimum 2009,34 eurot. Väikseim miinimumpalk pärineb Lätist aastal 2007 ning kõrgeim Belgiast aastal 2011. Samuti on suurem varieeruvus SKP puhul, kus väikseim SKP väärtus elaniku kohta ehk 8550 eurot oli Poolas

aastal 2007 ning suurim Belgias aastal 2016. Tööhõive määra maksimaalne väärtus (72,4%) saavutati Eestis aastal 2016 ning minimaalne väärtus samal aastal Kreekas (51,78%) Samuti on tööhõive määra puhul märgata kõige väiksemat hajuvust.

2.2. Meetodite kirjeldus

Käesoleva töö eesmärgiks on välja selgitada, kas ja kuidas mõjutab kõrgem haridustase ja võõrkeeleoskus tööhõivet Euroopa riikide näitel. Töö eesmärgi saavutamiseks ning püstitatud uurimisküsimustele vastamiseks viiakse läbi erinevaid analüüse kasutades programme *Gretl* ja *MS Excel*.

Analüüsimeetoditena kasutatakse nii korrelatsioon- kui ka regressioonanalüüsi. Korrelatsioonanalüüsi kasutab autor selleks, et välja selgitada muutujate vahelise seose olemasolu, tugevuse ja suuna. Teiseks viiakse läbi regressioonanalüüs, mis võimaldab lisaks seose tugevusele ja statistilisele olulisusele määrata ka seose funktsionaalse kuju (Paas 1995).

Esimeseks sammuks paneelandmete puhul on üldjuhul statsionaarsuse testimine. Antud töös ei ole statsionaarsuse kontrollime aga vajalik, sest objektide arv (13) on suurem kui ajaperioodide arv (kolm aastat). Samuti jääb ajaperioodide arv alla Levin-Lin-Chu testis ettenähtud vahemikule 25-250 (Levin *et al.* 2002). Lisaks on tegu balansseeritud paneelandmetega – kõikidel objektidel on vastav arv vaatlusi ehk aegread on samapikkused.

Seega viiakse esmalt läbi korrelatsioonanalüüs, et uurida muutujate vaheliste seoste tugevust ja suunda. Korrelatiivse seose, kui statistilise seose olulisima vormi puhul, ühe juhusliku suuruse väärtuse muutudes teise juhusliku suuruse keskvärtus suureneb või väheneb (Paas 1995). Muutujate vahelise seose tugevuse mõõtmiseks kasutab autor Pearsoni korrelatsioonikordajat. Kui korrelatsioonikordaja absoluutväärtus $|r| \leq 0,3$, siis on kahe näitaja vaheline seos nõrk. Kui absoluutväärtus jääb vahemikku $0,3 < |r| < 0,7$, siis on keskmine seos ning kui $|r| \geq 0,7$, siis esineb tugev seos. Juhul kui $r = 0$, siis puudub seos üldse ning kui $|r| = 1$, on tegemist täielikult korreleerivate suurustega. (Sauga 2020)

Järgmisena viiakse läbi regressioonanalüüs, mille jaoks on vaja välja selgitada sobivaim mudeli kuju. Paneelandmete analüüsimiseks uuritakse käesolevas töös kolme mudelit: fikseeritud

efektidega mudel, juhuslike efektidega mudel ning harilike vähimruutude meetodi ühendatud mudel (*pooled OLS*). Lõpliku mudeli valik tehakse läbi erinevate testide ja mudelite võrdluste tulemusel.

Antud töös on mudelis sõltuvaks muutujaks tööhõive määr. Sõltumatuteks muutujateks on võõrkeeleoskuse puudumine, ühe võõrkeele oskus, kahe võõrkeele oskus, kolme või enama võõrkeele oskus, kõrgharidus, miinimumpalk, reaalne SKP elaniku kohta, immigratsioon ning abielu määr.

Mudeli kuju on järgmine:

$$y_t = \alpha + \beta_1 \text{LANG0}_t + \beta_2 \text{LANG1}_t + \beta_3 \text{LANG2}_t + \beta_4 \text{LANG3}_t + \beta_5 \text{MIN_WAGE}_t + \beta_6 \text{SKP}_t + \beta_7 \text{MARR}_t + \beta_8 \text{IMM}_t + u \quad (1)$$

kus

y – tööhõive määr,

LANG0– võõrkeeleoskuse puudumine,

LANG1– ühe võõrkeele oskus,

LANG2– kahe võõrkeele oskus,

LANG3– kolme või enama võõrkeele oskus,

WAGE– miinimumpalk,

SKP– reaalne SKP elaniku kohta,

MARR – abielu määr,

IMM – immigratsioon,

α – vabaliige,

$\beta_{1,2,3,4,5,6,7,8}$ – koefitsient,

u – vealiige,

t – aasta tunnus.

Fikseeritud efektidega mudeli testimiseks viiakse läbi F-test, et võrrelda FE mudeli kuju ühendatud mudeli kujuga. Järgmiseks testitakse juhuslike efektidega mudelit Breusch-Pagan testiga, et võrrelda RE mudeli kuju ühendatud mudeliga. Lisaks võrreldakse Hausmani testi abil omavahel ka FE ja RE mudeleid, et välja selgitada parim. Seejärel kontrollitakse mudeli heteroskedastiivsust grupisisese Waldi'i testiga ning autokorrelatsiooni esinemist Durbin-Watsoni testi abil.

Jääkliikmete normaaljaotust testitakse Doornik-Hanseni testiga, multikollineaarsuse kontrollimiseks viiakse läbi Belsley-Kuh-Welchi test.

3. EMPIIRILINE ANALÜÜS JA TULEMUSED

Käesoleva töö viimases peatükis viiakse läbi andmeanalüüs kasutades programme *Gretl* ja *MS Excel*. Seejärel leitakse saadud tulemuste põhjal, kas püstitatud hüpoteesid peavad paika. Viimasena tehakse tulemuste põhjal järeldused ning leitakse vastused uurimisküsimustele.

3.1. Andmeanalüüsi tulemused

Muutujate omavahelise seose tugevuse ja suuna uurimiseks on käesolevas töös läbiviidud korrelatsioonanalüüs, kasutades selleks programmi *MS Excel*. Korrelatsioonanalüüsi tulemused on välja toodud tabelis 3.

Tabel 3. Töös kasutatavate muutujate korrelatsioonmaatriks

Näitaja	EMP	EDU	LANG 0	LANG 1	LANG 2	LANG 3	WAGE	IMM	MARR	GDP
EMP	1									
EDU	0,14	1								
LANG0	-0,42	-0,26	1							
LANG1	-0,13	0,02	-0,03	1						
LANG2	0,46	0,27	-0,94	-0,10	1					
LANG3	0,32	0,14	-0,66	-0,66	0,60	1				
WAGE	-0,16	0,34	0,30	-0,25	-0,31	0,02	1			
IMM	-0,07	0,25	0,39	0,17	-0,42	-0,35	0,43	1		
MARR	0,16	0,01	-0,41	0,49	0,45	-0,18	-0,51	-0,27	1	
GDP	-0,02	0,34	0,28	-0,25	-0,30	0,04	0,95	0,52	-0,53	1

Allikas: Autori koostatud Lisas 1 toodud andmete põhjal

Korrelatsioonanalüüsi tulemusel leiti, et tööhõive määraga ei ole ükski näitaja tugevas seoses. Kõige tugevam seos tööhõive määraga on kahe võõrkeele oskusel, mille korrelatsioonikordaja väärtuseks saadi 0,46. Seose positiivne suund tähendab, et ühe muutuja suurenedes suureneb ka teine muutuja. Tööhõive määra mõjutab positiivselt ka kolme ja enama võõrkeele oskus, kolmanda

taseme hariduse olemasolu ning abielu määr. Ülejäänud näitajad on tööhõive määraga aga negatiivses seoses.

Järgmisena viidi läbi seoste statistilise olulisuse hindamine, kasutades kriitilist korrelatsioonikordajat. Selleks kasutas autor programmi *Gretl* korrelatsioonanalüüsi. Kriitilise korrelatsioonikordaja väärtuseks tuli 0,3160 (Lisa 2). See tähendab, et kõik muutujad, mille korrelatsioonikordaja absoluutväärtus on suurem kui 0,3160, on statistiliselt olulised nivool 0,05. Seega on tööhõive määral statistiliselt oluline ja positiivne seos kahe võõrkeele ning kolme ja enama võõrkeele oskusega. Statistiliselt oluline negatiivne seos esineb aga tööhõive määra ja võõrkeeleoskuse puudumise vahel. Ülejäänud muutujate seosed tööhõive määraga ei ole korrelatsioonanalüüsi tulemusel statistiliselt olulised. Kuna immigratsiooni ja reaalse SKP seos tööhõive määraga on nullilähedane ehk praktiliselt olematu, siis edasises analüüsis jätab autor need muutujad mudelist välja.

Järgmisena on autor analüüsinud erinevaid mudeleid, et välja selgitada parim. Paneelandmete puhul kasutatakse sagedamini fikseeritud efektidega mudelit (FE), juhuslike efektidega mudelit (RE) ning hariliku vähimruutude meetodi ühendatud mudelit (*pooled OLS*). Esimesena viiakse läbi fikseeritud efektidega ja ühendatud mudeli võrdluse F-test, kasutades selleks programmi *Gretl*. Testi tulemusel selgub, et fikseeritud efektidega mudeli p-value on oluline nivool 0,05 ($p = 0,0001 < 0,05$), mis tähendab, et fikseeritud efektidega mudel on parem (Lisa 3). Järgmisena viiakse läbi Breusch-Pagan test, millega võrreldakse juhuslike efektidega mudelit ühendatud mudeliga. Selgub, et juhuslike efektidega mudel ei ole statistiliselt oluline nivool 0,05 ($p = 0,466 > 0,05$) (Lisa 4). Samuti kasutatakse juhuslike ja fikseeritud efektidega mudelite võrdlemiseks Hausmani testi, mille puhul on nullhüpoteesiks, et juhuslike efektidega mudel on parem. P-väärtusega $7,1907 \times 10^{-7}$ on nullhüpotees ümber lükatud ehk eelistada tuleb fikseeritud efektiga mudelit. Sellest lähtudes on autor edaspidises analüüsis keskendunud fikseeritud efektidega mudeli uurimisele.

Kuna kõik võõrkeeleoskuse näitajad on omavahel seotud, jätab autor multikollineaarsuse vältimiseks mudelisse nendest ühe ja kõige olulisema – kahe võõrkeele oskuse näitaja. Järgmisena tuleb testida heteroskedastiivsust, uurida autokorrelatsiooni esinemist ning jääkliikmete alluvust normaaljaotusele. Heteroskedastiivsuse testimiseks kasutatakse grupisest Wald'i testi, kus nullhüpoteesiks on, et mudelis ei esine heteroskedastiivsust. Selgub, et testi olulisuse tõenäosus on väiksem kui olulisuse nivoo 0,05, ehk vastu tuleb võtta sisukas hüpotees, mudelis esineb

heteroskedastiivsus (Lisa 5). Järgmiseks uuriti autokorrelatsiooni esinemist Durbin-Watsoni testi abil. Durbin-Watsoni statistiku väärtuseks on mudelis 1,3147. Statistiku kriitilisteks väärtused on järgmised: $d_L = 1,2734$ ning $d_U = 1,7215$. Kuna $DW < d_U$, on nullhüpotees ümber lükatud ehk mudelis esineb autokorrelatsioon. Seejärel kontrolliti mudelis jääkliikmete alluvust normaaljaotusele. Testi tulemusena ($p = 0,300 > 0,05$) saab vastu võtta nullhüpoteesi: jääkliikmed alluvad normaaljaotusele.

Kuna mudelis esines heteroskedastiivsus ja autokorrelatsioon, kohandati esialgset mudelit *Arellano* standardvigadega (Lisa 6). Peale mudeli kohandamist on näha, et muutujate statistilised olulisused märgatavalt ei muutunud ning F-statistikule vastav olulisuse tõenäosus $p = 0,0277 < 0,05$. Seega tuleb endiselt eelistada fikseeritud efektidega mudeli kuju. Autor viis läbi ka juhuslike efektidega mudeli hindamise kohandatud standardvigadega (Lisa 7). Hausmani testi tulemusest selgus, et $p = 4,86769 \times 10^{-15} < 0,05$, ehk eelistada tuleb jällegi fikseeritud efektidega mudelit. Lisaks sellele selgus Breusch-Pagan testist, et p-väärtus ei ole statistiliselt oluline ($p = 0,5406 > 0,05$) ning vastu tuleb võtta nullhüpotees: juhuslike efektidega mudeli kasutamine ei ole õigustatud.

Katsetades erinevate mudelitega, jõuti järeldusele, et võõrkeeleoskuse ja haridustaseme näitajate ühte mudelisse paigutamine ei ole võimalik tugeva endogeensuse tõttu. Seega on edaspidi uuritud haridustaseme ja võõrkeeleoskuse seost tööhõive määraga erinevates mudelites. Esimesena proovis autor standardvigadega kohandatud fikseeritud efektidega mudelist eemaldada võõrkeeleoskuse näitaja. Peale seda tuli eemaldada ka statistilise mitteolulisuse tõttu miinimumpalga näitaja. Saadud mudelis olid statistiliselt olulised haridustaseme ja abielu määra näitaja. F-statistikule vastav olulisuse tõenäosus $p = 7,6429 \times 10^{-7} < 0,05$, ehk fikseeritud efektidega mudeli kasutamine on õigustatud (Lisa 8). Seejärel kontrolliti multikollineaarsust Belsley-Kuh-Welsch testiga ning selgus, et mudelis ei esine multikollineaarsust. Antud mudeli puhul kontrolliti ka kõiki varasemaid tehtud teste. Selgus, et jääkliikmed alluvad normaaljaotusele, kuid mudelis esineb autokorrelatsioon ning heteroskedastiivsus, mida ei õnnestunud eemaldada ka viitaegade ja logaritmidde lisamisega. Lõpliku fikseeritud efektidega mudel koos haridustaseme muutujaga on esitatud tabelis 4.

Tabel 4. Fikseeritud efektidega mudel nr. 3

Näitaja	Koefitsent	Standardviga	T-statistik	Olulisuse tõenäosus	Nivoo
Konstant	28,4230	3,73484	7,610	6,25e-06	***
EDU	0,42035	0,13933	3,017	0,0107	**
MARR	5,04402	0,76269	6,613	2,49e-05	***
LDSV determinatsioonikordaja				0,824206	
Grupisisene determinatsioonikordaja				0,596424	
Vaatluste arv				39	

Allikas: Autori koostatud Lisas 8 esitatud andmete põhjal

Märkus: Sõltumatute muutujate olulisused: *** nivool 0,01, ** nivool 0,05

Järgmisena uuris autor erinevaid mudeleid võõrkeeleskuse näitajaga. Selleks võeti kasutusele ka teised varem mudelist välja jäetud võõrkeeleskuse muutujad. Parim mudel saadi kasutades ühe võõrkeele oskuse muutujat (Lisa 9). Statistiliselt oluliseks osutusid ka abielu määr ja miinimumpalk. Mudeli f-statistikule vastav olulisuse tõenäosus $p = 0,0002 < 0,05$, ehk fikseeritud efektidega mudeli kasutamine on õigustatud. Grupisiseseks determinatsioonikordajaks tuli 0,576, mis näitab, et 57,6% tööhõive määra muutusest on seletatav sõltumatute tunnuste muutumisega. Sarnaselt eelmiste mudelite testimisele, kontrolliti jääkliimete alluvust normaaljaotusele, multikollineaarsust, autokorrelatsiooni ning heteroskedastiivsust. Testide tulemustest selgus, et jääkliikmed alluvad normaaljaotusele ning multikollineaarsus puudub. Vaatamata sellele esineb mudelis siiski heteroskedastiivsus ning autokorrelatsioon. Heteroskedastiivsuse eemaldamiseks prooviti muutujaid logaritmida, kuid mudel ei läbinud ikka Waldi'i testi (Lisa 10). Lisaks proovis autor viitaegade lisamist, kuid ka see ei eemaldanud heteroskedastiivsust. Lõpliku fikseeritud efektidega mudel koos võõrkeeleskuse muutujaga on esitatud tabelis 5.

Tabel 5. Fikseeritud efektidega mudel nr. 4

Näitaja	Koefitsent	Standardviga	T-statistik	Olulisuse tõenäosus	Nivoo
Konstant	24,2246	5,55075	4,364	0,0009	***
MARR	4,37197	0,92457	4,729	0,0005	***
WAGE	0,00744	0,00375	1,986	0,0704	*
LANG1	0,41254	0,15549	2,653	0,0211	**
LDSV determinatsioonikordaja				0,815366	
Grupisisene determinatsioonikordaja				0,576129	
Vaatluste arv				39	

Allikas: Autori koostatud Lisas 9 esitatud andmete põhjal

Märkus: Sõltumatute muutujate olulisused: *** nivool 0,01, ** nivool 0,05 ja * nivool 0,1

Kuna mudelitest ei õnnestunud kaotada heteroskedastiivsust ega autokorrelatsiooni, tuleb sellega arvestada tulemuste tõlgendamisel. Heteroskedastiivsus võib viidata sellele, et mudelis esinevad üksikud erandid vaatluste hulgas või on välja jäänud olulised tunnused. See võib aga moonutada saadud tulemuste õigsust.

3.2. Tulemused ja järeldused

Käesoleva töö eesmärgiks oli välja selgitada, kas ja milline seos esineb kõrgemal haridustasemel ja võõrkeeleoskusel tööhõivega Euroopa Liidu riikide näitel. Selleks viidi läbi korrelatsioon- ja regressioonanalüüsid erinevate mudelitega, kuhu lisati ka reaalse SKP ja miinimumpalga näitajad. Aluseks võeti 13 Euroopa Liidu riigi andmed aastatel 2007, 2011 ning 2016.

Korrelatsioonanalüüsi tulemusena leiti, et tööhõive määraga kõige tugevamas on kahe võõrkeele oskus. Nende vaheliseks korrelatsioonikordajaks tuli 0,46, mis näitab, et seos on positiivse suunaga. Võõrkeeleoskuse puudumise korrelatsioonikordajaks tuli aga -0,42, mis oli kõige madalam kõikidest muutujatest. Ülejäänute näitajate seosed tööhõive määraga jäid korrelatsioonanalüüsi tulemusel üsna nõrgaks ja ebaoluliseks.

Analüüsides edasi erinevaid mudeleid tuli välja, et kõrgema haridustaseme omamine osutus statistiliselt oluliseks teguriks kõikides fikseeritud efektidega mudelites, millega saadakse ka vastus töös püstitatud esimesele uurimisküsimusele. Korrelatsioonanalüüsist selgus, et haridustaseme ja tööhõive määra vahel olulist seost ei eksisteeri. Kuna muutuja oli pea igas ökonomeetrilises mudelis oluline tunnus, võib korrelatsioonanalüüsi tulemust pidada mitte kõige õigemaks. Lõplik standardvigadega korrigeeritud FE mudel nr. 3 näitab, et kõrgema taseme hariduse ühe protsendipunktiline kasv toob kaasa tööhõive määra suurenemise 0,42 protsendipunkti võrra. Samale tulemusele jõudsid ka Chen & Wu (2007), kes leidsid, et kõrgharidusega rahvastiku kasv suurendab tööhõive määra.

Ühe võõrkeele oskuse seost ei kaasatud algul mudelite testimisse selle nõrga ja negatiivse korrelatsioonikordaja tõttu. Katsetades erinevaid ökonomeetrilisi mudeleid kõikide võõrkeeleoskuse muutujatega, osutus ühe võõrkeele oskus statistiliselt oluliseks standardvigadega kohandatud fikseeritud efektidega mudelis nr. 4. Muutuja oli oluline nivool 0,05 ning omas

positiivset suunda. Selgus, et ühe võõrkeele oskusega rahvastiku kasv ühe protsendipunktiline kasv toob kaasa tööhõive määra suurenemise 0,41 protsendipunkti võrra. Sarnasele tulemusele jõudsid ka Araujo *et al.* (2015), kes leidsid, et ühe või kahe ja enama võõrkeele oskus on positiivses seoses tööhõivega.

Kahe ja kolme või enama võõrkeele oskuse näitajad ökonomeetrilistes mudelites aga statistiliselt olulisteks tunnusteks ei osutunud. Korrelatsioonanalüüsi tulemusel oli mõlemal küll positiivne ja statistiliselt oluline seos tööhõive määraga olemas. Antud vastuolu võib põhjendada sellega, et kuna ökonomeetrilised mudelid ei osutunud õigeks, ei leidnud ka mudelite tulemuste õigsus seetõttu kinnitust. Kuna lõplikutesse mudelitesse antud muutujad ei jõudnud, saab tuginedes regressioonanalüüsile anda vastuse kolmandale uurimisküsimusele, et kahe või enama võõrkeele oskus ei ole tõesti määra kasvuga tugevamas seoses kui ühe võõrkeele oskus. Tulemused kahe ja kolme või enama võõrkeele oskuse seosega tööhõive määraga on seetõttu vastuolus varasema empiirilise kirjandusega. Araujo *et al.* (2015) leidsid, et peale ühe võõrkeele oskuse on ka kahe ja enama võõrkeele oskus positiivses seoses tööhõivega. Juhul, kui põhineda korrelatsioonanalüüsi tulemustel, lähevad antud töö tulemused kokku varasema kirjandusega.

Seos võõrkeeleoskuse puudumise ja tööhõive vahel ei osutunud samuti statistiliselt oluliseks üheski ökonomeetrilises mudelis. Seevastu tuli korrelatsioonikordajaks võõrkeeleoskuse puudumise ja tööhõive määra vahel -0,42, mis kinnitab küll seose negatiivset suunda, kuid pole väga tugev. Sellega saadakse ka vastus antud töö teisele uurimisküsimusele, et võõrkeeleoskuse puudumine ei oma erilist mõju tööhõive määraga.

Miinumipalk osutus nivool 0,1 statistiliselt oluliseks näitajaks standardvigadega kohandatud fikseeritud efektidega mudelis nr. 4. Selgus, et miinumipalga ühe protsendipunktiline tõus suurendab tööhõive määra 0,007 protsendipunkti võrra. Korrelatsioonanalüüsist selgus aga, et miinumipalga ja tööhõive määra vahel esineb nõrk negatiivne seos. Samale tulemusele on varasemalt jõudnud ka Meer & West (2016). Kuna lõplikusse mudelisse jäi alles autokorrelatsioon ja heteroskedastiivsus, ei saa ka ökonomeetrilise mudeli tulemuse õigsust kinnitada ning võib lähtuda antud juhul korrelatsioonanalüüsi tulemusest.

Abielu määr oli ainuke näitaja, mis osutus statistiliselt oluliseks muutujaks igas mudelis. Näitaja jäi sisse ka mõlemasse lõplikusse standardvigadega kohandatud fikseeritud efektidega mudelisse. Mudelis koos haridustasemega osutus näitaja statistiliselt oluliseks nivool 0,01 ning selgus, et

abielu määra ühe protsendipunkti kasv toob kaasa tööhõive suurenemise 5,04 protsendipunkti võrra. Mudelis koos miinimumpalga ja ühe võõrkeele oskuse näitajaga osutus abielu määr samuti statistiliselt oluliseks nivool 0,01. Viimase mudeli tulemus näitas, et abielu määra ühe protsendipunkti kasv toob kaasa tööhõive suurenemise 4,37 protsendipunkti võrra. Muutujate vahelist positiivset seost kinnitab ka läbiviidud korrelatsioonanalüüs. Araujo *et al.* (2015) leidsid, et abielu ja tööhõive määra vahel esineb tugev positiivne seos ainult meeste seas. Kuna antud töös ei uuritud seoseid sugude vaheliselt, ei saa ka tulemusi täielikult kokku viia varasema empiirilise kirjandusega.

Saadud tulemuste põhjal saab öelda, et töös püstitatud esimene hüpotees ei leidnud kinnitust. Kõrgema haridustaseme seos tööhõivega ei osutunud statistiliselt olulisemaks kui võõrkeeleoskuse seos tööhõivega. Töö teine hüpotees leidis kinnitust korrelatsioonanalüüsi tulemusel, kuid mitte regressioonanalüüsis. Võõrkeeleoskuse puudumise seos tööhõive määraga osutus korrelatsioonanalüüsis statistiliselt oluliseks ning omas negatiivset suunda, mis kinnitab teist hüpoteesi. Töö kolmas hüpotees sai kinnitust samuti korrelatsioonanalüüsis ning osaliselt ka regressioonanalüüsis. Antud teema edaspidiseks uurimiseks on mitmeid valikuid. Kõige otstarbekam oleks uurida käesolevat teemat riikide kaupa. Kuna Euroopa Liidus on väga erineva tasemega riike, võib see mõjutada uurimuse lõpptulemusi ning täpsem oleks vaadelda tulemusi riigiti. Samuti võiks veel katsetada rohkemate viitaegade lisamist mudelisse, sest mõni näitaja võib tööhõive määrale mõju avaldada pikema perioodi möödumisel.

KOKKUVÕTE

Tööhõive määra kasvatamine on tänapäeval riikide jaoks üheks oluliseks eesmärgiks kujunenud. Kõrge tööhõive määr on üheks oluliseks majanduskasvu ja ühiskonna toimimise eelduseks. Seepärast on ka oluline mõista ja uurida millised tegurid ja kuidas tööhõivet mõjutavad.

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks oli välja selgitada, kas ja milline seos esineb kõrgemal haridustasemel ja võõrkeeleoskusel tööhõive määraga Euroopa Liidu riikide näitel. Töö eesmärgi saavutamiseks esitati järgnevad uurimisküsimused:

1. Kas kõrgem haridustase omab Euroopa Liidu riikides mõju tööhõive määrale?
2. Kas võõrkeeleoskuse puudumine omab Euroopa Liidu riikides mõju tööhõive määrale?
3. Kas kahe või enama võõrkeele oskus on tööhõive määraga tugevamas seoses kui ühe võõrkeele oskus?

Lisaks püstitas töö alguses järgnevad hüpoteesid:

1. Kõrgema taseme hariduse seos tööhõive määraga on statistiliselt olulisem kui võõrkeeleoskus.
2. Võõrkeeleoskuse puudumise kasv on seostatav tööhõive määra langemisega.
3. Võõrkeeleoskuse ja tööhõive määra vahel esineb positiivne seos.

Eesmärgi täitmiseks anti töö esimeses osas ülevaade tööhõive määra olemusest, kõrghariduse ning võõrkeeleoskuse seosest tööhõivega ning varasematest antud teemal läbi viidud empiirilistest uurimustest. Töö teises osas tutvustati töös kasutatavaid andmeid ja nende allikaid ning kasutatavaid analüüsimeetodeid. Seejärel viidi töö viimases osas läbi ekonomeetriline analüüs programmidega *MS Excel* ja *Gretl* ning esitati saadud tulemused ja nende põhjal tehtud järeldused.

Andmeanalüüsis võeti aluseks 27 Euroopa Liidu riiki, millest lõplikkusse valimisse jäi 13 riiki – Belgia, Tšehhi, Eesti, Kreeka, Hispaania, Prantsusmaa, Ungari, Leedu, Läti, Poola, Portugal,

Sloveenia ja Slovakkia. Uuritavaks perioodiks olid antud töös aastad 2007, 2011 ning 2016. Lõpliku valimiga viidi läbi andmeanalüüs, uurides selle käigus nii fikseeritud efektidega kui ka juhuslike efektidega mudelite kuju. Tulemustest selgus, et statistiliselt olulises seoses on tööhõive määraga kõrgem haridustase, ühe võõrkeele oskus, miinimumpalk ning abielu määr. Selgus, et kõrgema taseme hariduse ühe protsendipunktiline kasv toob kaasa tööhõive määra suurenemise 0,42 protsendipunkti võrra. Ühe võõrkeele oskusega rahvastiku kasv ühe protsendipunktiline kasv toob kaasa tööhõive määra suurenemise 0,41 protsendipunkti võrra. Miinimumpalga ühe protsendipunktiline tõus suurendab tööhõive määra 0,007 protsendipunkti võrra ning abielu määra ühe protsendipunktilise kasvu korral suureneb tööhõive määr vastavalt erinevatele mudelitele 5,04 või 4,37 protsendipunkti. Arvestada tuleb ka sellega, et lõplikest mudelitest ei õnnestunud eemaldada autokorrelatsiooni ja heteroskedastiivsust.

Antud teemat saaks kindlasti edasi uurida riikide põhiselt. See annaks täpsemad ja põhjalikumad tulemused ning võimaluse riike omavahel võrrelda. Lisaks võiks veel katsetada pikemate viitaegade lisamist mudelisse, sest mõni näitaja võib tööhõive määrale mõju avaldada pikema perioodi möödumisel.

SUMMARY

EMPLOYMENT AND ITS RELATIONSHIP WITH EDUCATIONAL ATTAINMENT AND FOREIGN LANGUAGE SKILLS IN EUROPEAN COUNTRIES

Brita Lõhmussaar

Raising the employment rate has become an important goal for countries today. A high employment rate is one of the key preconditions for economic growth and the functioning of society. Therefore, it is also important to understand and study what factors affect employment and how.

The aim of this bachelor's thesis was to find out if and what kind of relationship there is between employment rate, higher education and foreign language skills in the European Union. In order to achieve the aim, the following research questions have been raised:

1. Does higher education have an impact on employment rates in the European Union?
2. Does a population's lack of foreign language skills have an impact on employment rates in the European Union?
3. Is a population's proficiency in two or more foreign languages related more to the employment rate than proficiency in just one foreign language?

In addition, the following hypotheses were made at the beginning of the work:

1. Higher education has a statistically more significant relationship with employment rate than foreign language skills.
2. The increase in a population's lack of foreign language skills is related to the decrease in the employment rate.
3. There is a positive relationship between foreign language skills and employment rate.

In order to achieve the aim, the first part of the thesis provided an overview of the nature of the employment rate, employment and its relationship with educational attainment and foreign language skills, and previous empirical studies on the subject. The second part of the thesis introduced the data used in the analysis and their sources, as well as the empirical methods used. Then, an econometric analysis was performed with *MS Excel* and *Gretl*, after what the results and conclusions were presented.

The data analysis was based on 27 EU countries, of which 13 were in the final sample - Belgium, the Czech Republic, Estonia, Greece, Spain, France, Hungary, Lithuania, Latvia, Poland, Portugal, Slovenia and Slovakia. The study periods were 2007, 2011, and 2016. Data analysis was performed on the final sample, examining the shape of both fixed effects and random effects models. The results showed that employment rate has a statistically significant relationship with educational attainment, population's knowledge of a single foreign language, minimum wage, and marriage rate. It was found that a one percentage point increase in higher education would lead to a 0,42 percentage point increase in the employment rate. An increase of one percentage point in the population speaking just a single foreign language will lead to an increase in the employment rate by 0,41 percentage points. An increase of one percentage point in the minimum wage increases the employment rate by 0,007 percentage points, and an increase of one percentage point in the marriage rate increases the employment rate by 5,04 or 4,37 percentage points, depending on different models. It should also be noted that autocorrelation and heteroskedasticity could not be removed from the final models.

This issue could certainly be further explored on a country-by-country basis. It would provide more accurate and comprehensive results and an opportunity to compare countries. In addition, longer delay periods could be tested in the model, as some indicators may have an impact on the employment rate over a longer period.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Ali, M. S., Jalal, H. (2018). Higher Education as a Predictor of Employment: The World of Work Perspective. *Bulletin of Education and Research*, 40 (2), 79-90.
- Araujo, L., Dinis da Costa, P., Flisi, S., Soto Calvo, E. (2015). *Languages and Employability*. Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Beadle, S., Humburg, M., Smith, R., Vale, P. (2015). *Study on foreign language proficiency and employability*. Brussels: European Commission.
- Bernatonyte, D., Ciburiene, J., Simanaviciene, Z., Startienė, G. (2019). The impact of higher education on employment in the labour market: lithuanian case. *Contemporary educational researches journal*, 9 (1), 56-64.
- Bhorat, H., Cassim, A., Tseng, D. (2016). Higher education, employment and economic growth: Exploring the interactions. *Development Southern Africa*, 33 (3), 312-327.
- Caselli, M., Fracasso, A., & Traverso, S. (2020). Mitigation of risks of Covid-19 contagion and robotisation: Evidence from Italy. *Covid Economics: Vetted and Real-Time Papers*, 17, 174-188.
- Chen, Z., Wu, Y. (2007). The relationship between education and employment: A theoretical analysis and empirical test. *Frontiers of Economics in China*, 2 (2), 187-211.
- Chiang, Y. H., Tao, L., Wong, F. K. (2015). Causal relationship between construction activities, employment and GDP: The case of Hong Kong. *Habitat international*, 46, 1-12.
- Donado, A. (2017). Foreign languages and their impact on unemployment. *Labour*, 31 (3), 265-287.
- Eurostat (2021). *Employment rates – annual statistics*. Kättesaadav: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Employment_rates_%E2%80%93_annual_statistics, 26. märts 2022
- Eurostat (2022). SDG_08_10: Real GDP per capita. EUROSTAT (database) [Online]. Kättesaadav: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/NAMA_10_GDP, 12. mai 2022
- Eurostat (2022). EDAT_AES_L24: Number of foreign languages known (self-reported) by labour status. EUROSTAT (database) [Online]. Kättesaadav:

- https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/edat_aes_124/default/table?lang=en, 12. mai 2022
- Eurostat (2022). MIGR_IMM8: Immigration by age and sex. EUROSTAT (database) [Online]. Kättesaadav: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/MIGR_IMM8__custom_2684530/default/table?lang=en, 12. mai 2022
- European Commission. (2020). *Languages for Jobs: providing multilingual communication skills for the labour market*. Kättesaadav: https://ec.europa.eu/assets/eac/languages/policy/strategic-framework/documents/languages-for-jobs-report_en.pdf, 3. aprill 2022
- European Commission. (2012) *Language competences for employability, mobility and growth, Accompanying the document. Communication from the Commission. "Rethinking Education: Investing in skills for better socio-economic outcomes"*. Kättesaadav: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/TXT/?uri=celex%3A52012SC0372>, 2. aprill 2022
- Fana, M., Torrejón Pérez, S., Fernández-Macías, E. (2020). Employment impact of Covid-19 crisis: from short term effects to long terms prospects. *Journal of Industrial and Business Economics*, 47 (3), 391-410.
- Fitoussi, J-P (1999). Payroll tax reductions for the low paid. *OECD Economic Studies*, 2000 (31), 115-131.
- Gazzola, M., Mazzacani, D. (2019). Foreign language skills and employment status of European natives: evidence from Germany, Italy and Spain. *Empirica*, 46 (4), 713-740.
- Gazzola, M., Wickström, B. A., Templin, T. (2019). Language skills, the labour market, and socioeconomic integration. *Empirica*, 46 (4), 617-623.
- Hrehova, D. (2010). The significance of communication and language competences for employment and career development. *Human Resources Management & Ergonomics Journal*, 4 (2), 4-7.
- ILO. (2016). *Key Indicators of the Labour Market, Ninth edition (KILM)*. Switzerland: International Labour Organization.
- ILO (2022). Statutory nominal gross monthly minimum wage (database) [Online]. Kättesaadav: https://www.ilo.org/shinyapps/bulkexplorer20/?lang=en&segment=indicator&id=EAR_4MMN_CUR_NB_A, 12. mai 2022
- Jamir, M. C., Ezung, T. Z. (2017). Impact of education on employment, income and poverty in Nagaland. *International Journal of Research in Economics and Social Sciences (IJRESS)*, 7 (9), 54.
- Karoly, L. A. (2010). *The Role of Education in Preparing Graduates for the Labor Market in the GCC Countries*. Santa Monica, CA: RAND Corporation.

- Kuznets, S. (1973). Modern Economic Growth: Findings and Reflections. *The American Economic Review*, 63 (3), 247-258.
- Landmesser, J. (2011). The impact of vocational training on the unemployment duration. *International Advances in Economic Research*, 17 (1), 89-100.
- Levin, A., Lin, C. F., Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108 (1), 1-24.
- Longhi, S., Nijkamp, P., Poot, J. (2010). Joint impacts of immigration on wages and employment: review and meta-analysis. *Journal of Geographical Systems*, 12 (4), 355-387.
- Malik, S. (2010). Impact of education and health on employment in Pakistan: A case study. *European Journal of Economics, Finance and Administrative Sciences*, 18, 58-68.
- Meer, J., West, J. (2016). Effects of the minimum wage on employment dynamics. *Journal of Human Resources*, 51 (2), 500-522.
- OECD (2022). Employment rate (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/emp/employment-rate.htm>, 12. mai 2022
- OECD (2022). Marriage and divorce rate (database) [Online]. Kättesaadav: <https://www.oecd.org/els/family/database.htm>, 12. mai 2022
- OECD (2022). Adult education level (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/eduatt/adult-education-level.htm#indicator-chart>, 12. mai 2022
- Paas, T. (1995). *Sissejuhatus ökonomeetriasse*. Tartu: Tartu Ülikooli Kirjastus.
- Sauga, A. (2020). *Statistika: Statistika õpik majanduseriala üliõpilastele* (tr. 2). Tallinn: Tallinna Tehnikaülikooli Kirjastus.
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American economic review*, 51 (1), 1-17.
- Temitope, L. A. (2013). Does economic growth lead employment in South Africa? *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 5 (6), 336-345.

LISAD

Lisa 1. Töös kasutatavad andmed

Riik	Aasta	EMP	EDU	LANG0	LANG1	LANG2	LANG3	WAGE	IMM	MARR	GDP
BE	2007	62,03	32,09	32,1	16,3	26,1	25,4	1758,32	146409	4,3	33760
BE	2011	61,93	34,61	42,1	13,8	23,5	20,6	2009,34	147377	3,7	33460
BE	2016	62,30	37,50	21,5	18,2	33,5	26,9	1695,70	123702	3,9	34620
CZ	2007	66,08	13,73	31,9	34,6	24,7	8,8	394,21	104445	5,5	15250
CZ	2011	65,73	18,24	30,9	39,6	22,4	7,1	452,08	27114	4,3	15310
CZ	2016	71,95	22,97	21	44,7	26,9	7,4	405,08	64083	4,8	16670
EE	2007	69,73	33,15	13,6	30,4	35,3	20,6	315,32	3741	5,2	13230
EE	2011	65,70	36,89	14,5	24,1	35,1	26,3	386,99	3709	4,1	11890
EE	2016	72,40	38,76	8,8	26,4	39,1	25,7	475,97	14822	4,8	13620
EL	2007	60,88	22,89	43,4	44,8	9,9	2	1051,91	63298	5,5	22500
EL	2011	54,85	26,11	41,9	43	12,2	3	1220,22	60089	5	18130
EL	2016	51,78	30,23	33,5	48,5	15,3	2,7	756,86	116867	4,6	16890
ES	2007	65,80	29,28	46,6	35,4	13,6	4,3	912,33	958266	4,4	24380
ES	2011	58,03	31,91	48,9	34	12,6	4,5	1041,60	371331	3,4	22770
ES	2016	59,55	35,69	45,8	34,8	14,3	5,2	846,12	414746	3,7	23760
FR	2007	64,73	26,65	41,2	35,9	18,4	4,5	1754,31	293980	4,3	31400
FR	2011	64,30	29,77	41,2	34,9	19,2	4,6	1900,02	319816	3,6	31210
FR	2016	65,00	34,58	39,9	35,4	20,1	4,6	1623,41	377709	3,5	31770
HU	2007	57,03	18,05	74,8	17,6	6,3	1,3	356,70	24361	4,1	10410
HU	2011	57,55	21,12	63,2	25,9	9,2	1,7	387,95	28018	3,6	10200
HU	2016	68,53	23,71	57,6	28,6	11,1	2,7	394,28	53618	5,3	11500
LT	2007	65,00	28,93	2,5	31,5	45,8	20,3	277,84	8609	7,1	9770
LT	2011	60,20	33,49	2,7	40,7	44,7	11,9	322,52	15685	6,3	9820
LT	2016	69,38	39,73	4,5	42,9	39	13,7	420,62	20162	7,4	12070
LV	2007	68,13	22,18	5,1	40	42,9	12	236,19	7517	7	10280
LV	2011	60,58	27,69	5,1	35,7	46,1	13,1	392,49	10234	5,2	8940
LV	2016	68,58	33,36	4,2	33,7	49,3	12,7	409,55	8345	6,6	11110
PL	2007	57,03	18,69	37,3	39	19,6	4,1	338,16	14995	6,5	8550
PL	2011	57,45	23,28	38,1	38,7	19,2	4	467,79	157059	5,4	9850
PL	2016	63,45	28,71	32,9	45	19,2	2,8	469,21	208302	5,1	11240
PT	2007	67,60	13,69	51,3	22,3	17,5	8,9	644,36	29661	4,4	17230

Lisa 1 järg

PT	2011	61,85	17,26	41,5	26,6	20,5	11,5	787,61	19667	3,4	16720
PT	2016	64,23	23,86	31	28,9	24,8	15,3	684,43	29925	3,1	17010
SI	2007	67,75	22,23	7,7	20,5	37,2	34,6	715,12	29193	3,2	18570
SI	2011	63,83	25,09	7,6	15	32,6	44,9	1041,32	14083	3,2	17870
SI	2016	65,33	30,74	15,9	20,7	25,7	37,7	875,26	16623	3,2	18550
SK	2007	60,70	14,44	7,6	24,4	35,4	32,6	309,67	8624	5,1	11960
SK	2011	61,00	18,62	14,7	30,2	33,5	21,6	441,25	4829	4,7	13020
SK	2016	66,70	21,98	11,8	24,5	35,7	28	448,30	7686	5,5	14550

Lisa 2. Korrelatsioonmaatriks

Correlation coefficients, using the observations 1:1 - 13:3
 5% critical value (two-tailed) = 0,3160 for n = 39

emp	lang2	edu	wage	imm	
1,0000	0,4601	0,1427	-0,1577	-0,0747	emp
	1,0000	0,2670	-0,3120	-0,4190	lang2
		1,0000	0,3423	0,2521	edu
			1,0000	0,4291	wage
				1,0000	imm
lang0	lang1	lang3	marr	gdp	
-0,4181	-0,1291	0,3191	0,1614	-0,0232	emp
-0,9399	-0,1010	0,6027	0,4523	-0,2970	lang2
-0,2639	0,0230	0,1418	0,0065	0,3396	edu
0,3003	-0,2458	0,0231	-0,5149	0,9502	wage
0,3919	0,1708	-0,3540	-0,2689	0,5227	imm
1,0000	-0,0250	-0,6614	-0,4133	0,2824	lang0
	1,0000	-0,6595	0,4913	-0,2503	lang1
		1,0000	-0,1778	0,0405	lang3
			1,0000	-0,5347	marr
				1,0000	gdp

Lisa 3. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne nr. 1

Model 1: Fixed-effects, using 39 observations
 Included 13 cross-sectional units
 Time-series length = 3
 Dependent variable: emp

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	597,869	875,810	0,6826	0,5031	
edu	0,282772	0,149742	1,888	0,0743	*
lang0	-5,82176	8,76287	-0,6644	0,5144	
lang1	-5,59918	8,77128	-0,6384	0,5309	
lang2	-5,64238	8,77096	-0,6433	0,5277	
lang3	-5,88503	8,70568	-0,6760	0,5072	
marr	5,08299	0,896418	5,670	<0,0001	***
wage	0,00721632	0,00481093	1,500	0,1501	
Mean dependent var	63,45064	S.D. dependent var		4,692062	
Sum squared resid	118,1284	S.E. of regression		2,493448	
LSDV R-squared	0,858797	Within R-squared		0,675835	
LSDV F(19, 19)	6,082012	P-value(F)		0,000125	
Log-likelihood	-76,94871	Akaike criterion		193,8974	
Schwarz criterion	227,1687	Hannan-Quinn		205,8349	
rho	-0,202763	Durbin-Watson		1,417734	

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(7, 19) = 5,65889$
 with p-value = $P(F(7, 19) > 5,65889) = 0,00120529$

Test for differing group intercepts -
 Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: $F(12, 19) = 6,65392$
 with p-value = $P(F(12, 19) > 6,65392) = 0,000149374$

Lisa 4. Juhuslike efektidega mudeli aruanne nr. 1

Model 2: Random-effects (GLS), using 39 observations
 Included 13 cross-sectional units
 Time-series length = 3
 Dependent variable: emp

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	1520,28	1099,50	1,383	0,1668	
edu	0,115351	0,138134	0,8351	0,4037	
lang0	-14,7137	10,9999	-1,338	0,1810	
lang1	-14,7079	10,9907	-1,338	0,1808	
lang2	-14,7146	11,0194	-1,335	0,1818	
lang3	-14,5661	10,9707	-1,328	0,1843	
marr	1,90997	0,954133	2,002	0,0453	**
wage	0,000431784	0,00242053	0,1784	0,8584	
Mean dependent var	63,45064	S.D. dependent var		4,692062	
Sum squared resid	713,8381	S.E. of regression		4,723075	
Log-likelihood	-112,0269	Akaike criterion		240,0539	
Schwarz criterion	253,3624	Hannan-Quinn		244,8289	
rho	-0,202763	Durbin-Watson		1,417734	

'Between' variance = 4,62166

'Within' variance = 6,21728

theta used for quasi-demeaning = 0,443591

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(7) = 10,1188

with p-value = 0,181941

Breusch-Pagan test -

Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 0,530912

with p-value = 0,466224

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(7) = 61,6113

with p-value = 7,1907e-11

Lisa 5. Waldi test

Distribution free Wald test for heteroskedasticity:
Chi-square(13) = 73904,8, with p-value = 0

Pooled error variance = 3,6036

unit	variance
1	0,441628 (T = 3)
2	5,54057 (T = 3)
3	0,465662 (T = 3)
4	8,62724 (T = 3)
5	4,65647 (T = 3)
6	0,503319 (T = 3)
7	0,940517 (T = 3)
8	1,06390 (T = 3)
9	1,90665 (T = 3)
10	14,2285 (T = 3)
11	1,46713 (T = 3)
12	6,97876 (T = 3)
13	0,0264262 (T = 3)

Lisa 6. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne nr. 2

Model 3: Fixed-effects, using 39 observations

Included 13 cross-sectional units

Time-series length = 3

Dependent variable: emp

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	22,2491	5,36037	4,151	0,0013	***
edu	0,392601	0,137744	2,850	0,0146	**
marr	5,16802	0,771830	6,696	<0,0001	***
wage	0,00442499	0,00310604	1,425	0,1797	
lang2	0,114695	0,147495	0,7776	0,4519	
Mean dependent var	63,45064	S.D. dependent var		4,692062	
Sum squared resid	140,5404	S.E. of regression		2,527489	
LSDV R-squared	0,832007	Within R-squared		0,614333	
Log-likelihood	-80,33631	Akaike criterion		194,6726	
Schwarz criterion	222,9532	Hannan-Quinn		204,8194	
rho	-0,158726	Durbin-Watson		1,314769	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(4, 12) = 38,0897$

with p-value = $P(F(4, 12) > 38,0897) = 9,93944e-07$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(12, 9,7) = 3,56832$

with p-value = $P(F(12, 9,7) > 3,56832) = 0,0277784$

Lisa 7. Juhuslike efektidega mudeli aruanne nr. 2

Model 4: Random-effects (GLS), using 39 observations

Included 13 cross-sectional units

Time-series length = 3

Dependent variable: emp

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	49,9793	5,32707	9,382	<0,0001	***
edu	0,0993549	0,122624	0,8102	0,4178	
marr	1,57437	0,911325	1,728	0,0841	*
wage	0,000880400	0,00149008	0,5908	0,5546	
lang2	0,104449	0,100176	1,043	0,2971	
Mean dependent var	63,45064	S.D. dependent var		4,692062	
Sum squared resid	790,6009	S.E. of regression		4,752746	
Log-likelihood	-114,0186	Akaike criterion		238,0372	
Schwarz criterion	246,3550	Hannan-Quinn		241,0216	
rho	-0,158726	Durbin-Watson		1,314769	

'Between' variance = 5,3077

'Within' variance = 6,3882

theta used for quasi-demeaning = 0,46491

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 10,1429

with p-value = 0,0380874

Breusch-Pagan test -

Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 0,374414

with p-value = 0,540608

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 96,7368

with p-value = 4,86769e-20

Lisa 8. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne nr. 3

Model 5: Fixed-effects, using 39 observations

Included 13 cross-sectional units

Time-series length = 3

Dependent variable: emp

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	28,4230	3,73484	7,610	<0,0001	***
edu	0,420355	0,139334	3,017	0,0107	**
marr	5,04402	0,762699	6,613	<0,0001	***
Mean dependent var	63,45064	S.D. dependent var		4,692062	
Sum squared resid	147,0666	S.E. of regression		2,475435	
LSDV R-squared	0,824206	Within R-squared		0,596424	
Log-likelihood	-81,22143	Akaike criterion		192,4429	
Schwarz criterion	217,3963	Hannan-Quinn		201,3959	
rho	-0,107443	Durbin-Watson		1,192616	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(2, 12) = 46,7627$

with p-value = $P(F(2, 12) > 46,7627) = 2,16244e-06$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(12, 9,4) = 47,6156$

with p-value = $P(F(12, 9,4) > 47,6156) = 7,6429e-07$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: Chi-square(13) = 4371,44

with p-value = 0

Lisa 9. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne nr. 4

Model 6: Fixed-effects, using 39 observations

Included 13 cross-sectional units

Time-series length = 3

Dependent variable: emp

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	24,2246	5,55075	4,364	0,0009	***
marr	4,37197	0,924570	4,729	0,0005	***
wage	0,00744724	0,00374986	1,986	0,0704	*
lang1	0,412542	0,155496	2,653	0,0211	**
Mean dependent var	63,45064	S.D. dependent var		4,692062	
Sum squared resid	154,4622	S.E. of regression		2,591476	
LSDV R-squared	0,815366	Within R-squared		0,576129	
Log-likelihood	-82,17816	Akaike criterion		196,3563	
Schwarz criterion	222,9733	Hannan-Quinn		205,9063	
rho	-0,232320	Durbin-Watson		1,392188	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(3, 12) = 22,7859$

with p-value = $P(F(3, 12) > 22,7859) = 3,03677e-05$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(12, 9,8) = 11,6439$

with p-value = $P(F(12, 9,8) > 11,6439) = 0,000281479$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: Chi-square(13) = 153,837

with p-value = $3,4708e-26$

Lisa 10. Fikseeritud efektidega mudeli aruanne nr. 5

Model 7: Fixed-effects, using 39 observations

Included 13 cross-sectional units

Time-series length = 3

Dependent variable: emp

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-45,3578	17,8364	-2,543	0,0258	**
l_marr	21,4871	3,87363	5,547	0,0001	***
l_wage	6,55255	2,08870	3,137	0,0086	***
l_lang1	9,98638	3,37762	2,957	0,0120	**
Mean dependent var	63,45064	S.D. dependent var		4,692062	
Sum squared resid	149,7915	S.E. of regression		2,551994	
LSDV R-squared	0,820949	Within R-squared		0,588947	
Log-likelihood	-81,57941	Akaike criterion		195,1588	
Schwarz criterion	221,7758	Hannan-Quinn		204,7088	
rho	-0,357332	Durbin-Watson		1,632039	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(3, 12) = 28,4923$

with p-value = $P(F(3, 12) > 28,4923) = 9,65381e-06$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(12, 9,8) = 10,248$

with p-value = $P(F(12, 9,8) > 10,248) = 0,000490219$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: Chi-square(13) = 280,209

with p-value = $3,28736e-52$

Lisa 11. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Brita Lõhmussaar

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Tööhõive seos haridustaseme ja võõrkeeleoskusega Euroopa riikide 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.
-

12. mai 2022

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. jq 1.2, siis lihtlitsents nimetatud tähtaja jooksul ei kehti.