

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Liisa Pasieko

**RAHAPESU MÕJU RIIGI MAKROÖKONOOMILISTELE
NÄITAJATELE OECD RIIKIDE NÄITEL AASTATEL 2013-2018**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Avo Org
Kaasjuhendaja: Ako Sauga, PhD

Tallinn 2020

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 8027 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Liisa Pasioko

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 179228TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: liisa.pasioko@gmail.com

Juhendaja: Avo Org:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaasjuhendaja Ako Sauga, PhD:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

| | |
|---|----|
| LÜHIKOKKUVÕTE | 5 |
| SISSEJUHATUS | 6 |
| 1. RAHAPESU TEOREETILINE KÄSITLUS | 8 |
| 1.1. Rahapesu olemus | 8 |
| 1.2. Rahapesu tõkestamine | 10 |
| 2. RAHAPESU SEOTUS MAKRONÄITAJATEGA..... | 13 |
| 2.1. Rahapesu mõju maksudele | 13 |
| 2.2. Rahapesu mõju SKP-le..... | 15 |
| 2.3. Rahapesu mõju kaubandusele..... | 16 |
| 2.4. Rahapesu mõju tööturule | 18 |
| 3. ANDMED JA ANALÜÜS | 19 |
| 3.1. Maksude ja rahapesu mudel | 20 |
| 3.2. SKP kasvumäära ja rahapesu mudel..... | 23 |
| 3.3. Kaubanduse ja rahapesu mudel | 27 |
| 3.4. Töötuse määra ja rahapesu mudel | 30 |
| 3.5. Järeldused | 33 |
| KOKKUVÕTE | 36 |
| SUMMARY | 39 |
| KASUTATUD ALLIKATE LOETELU | 41 |
| LISAD | 46 |
| Lisa 1. Ühendatud (OLS) rahapesu ja maksude mudel | 46 |
| Lisa 2. Fikseeritud efektiga rahapesu ja maksude mudel | 47 |
| Lisa 3. Juhuslike efektidega rahapesu ja maksude mudel | 48 |
| Lisa 4. Fikseeritud efektiga rahapesu ja maksude mudel ilma AML indeksita..... | 49 |
| Lisa 5. Fikseeritud efektiga rahapesu ja maksude mudel koos AML indeksiga | 50 |
| Lisa 6. Fikseeritud efektiga SKP ja rahapesu mudel | 51 |
| Lisa 7. Juhuslike efektidega SKP ja rahapesu mudel | 52 |
| Lisa 8. Lõplik fikseeritud efektiga SKP ja rahapesu mudel | 53 |
| Lisa 9. Fikseeritud efektiga kaubanduse ja rahapesu mudel | 54 |
| Lisa 10. Juhuslike efektidega kaubanduse ja rahapesu mudel..... | 55 |
| Lisa 11. Lõplik fikseeritud efektiga kaubanduse ja rahapesu mudel..... | 56 |

| | |
|--|----|
| Lisa 12. Fikseeritud efektiga töötuse määra ja rahapesu mudel | 57 |
| Lisa 13. Juhuslike efektidega töötuse määra ja rahapesu mudel | 58 |
| Lisa 14. Fikseeritud efektiga töötuse määra ja rahapesu mudel ilma AML-ita..... | 59 |
| Lisa 15. Lõplik fikseeritud efektiga töötuse määra ja rahapesu mudel koos AML-iga..... | 60 |
| Lisa 16. Lihflitsents | 61 |

LÜHIKOKKUVÕTE

Maailma internatsionaalsuse ning avatud kaubanduse arenguga on tekkinud aina suurem vajadus pöörata tähelepanu riigi majanduskeskkonna näitajate usaldusväärsusele. Ülemaailmne rahapesu alaste kuritegude trend on viimastel aastatel olnud kasvav ning rahapesuga seotud skandaalide arv aina suurenenud.

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on uurida kas ja kuidas rahapesu risk mõjutab makroökonomilisi näitajaid.

Bakalaureusetöö teoreetilises osas tutvustab autor rahapesu olemust ning selle seotust majanduslike näitajatega, tuginedes teemakohasele teoreetilisele kirjandusele.

Empiirilises osas annab autor ülevaate võimalikest näitajatest, mis on rahapesu kuritegude poolt rohkem mõjutatud. Püstitatud hüpoteesi testimiseks koostab autor neli erinevat mudelit, millega teostatakse paneelandmete modelleerimine ning muud vajalikud testid.

Antud bakalaureusetöö teoreetilises osas uuritakse teemat enamasti OECD riikide näitel. Töö empiiriline analüüs viiakse läbi kolmekümne kolme erineva OECD riigi andmetel, et tagada võimalikult representatiivne tulemus. Ajaperioodi, 2013-2018, määras andmete olemasolu kõikide riikide jaoks. Autor kasutab antud töös balansseeritud paneelandmeid. Uuritavad näitajad kogus autor erinevate aastate raportitest *Basel AML Index Report*, *The Global Competitiveness Report* ning OECD andmebaasist.

Analüüsi tulemusena tõestati kahe mudeliga rahapesu vaheline seos kaubanduse ja SKP-ga OECD riikides. Osaliselt suudeti antud töös kasutatud mudeliga tõestada maksude ja rahapesu ning rahapesu ja töötuse määra vahelist seost.

Võtmesõnad: makromajanduslikud näitajad, fikseeritud efektiga mudel, juhuslike efektidega mudel, paneelandmed.

SISSEJUHATUS

Maailma rahvusvahelisuse ning avatud kaubanduse arenguga on tekkinud kasvav vajadus pöörata enam tähelepanu riigi majanduskeskkonda iseloomustavate tegurite usaldusväärsusele. Maailmas on rahapesuga seotud avastatud juhtumite arv aastatega aina suurenenud.

Rahapesu ja makronäitajate vahelist seost on empiirilisel uurinud mitmed majandusteadlased. Enamasti on kinnitust leidnud teadmine, et rahapesu mõjutab riigi makroökonomiliste andmete usaldusväärsust, majandusanalüüsi efektiivsust, finantsturgude stabiilsust ning riigi monetaarpoliitikat. Rahapesu võib viia ka tulude ebavõrdse jaotumiseni ning seeläbi pidurdada majanduskasvu.

Riigi majanduse seisundit saab uurida mitmete makroökonomiliste näitajate abil, nagu näiteks SKP, inflatsioon, tööpuudus, kaubandus ja mitmed rahaturu parameetrid. Rahapesu esinemine on tihedalt seotud nende näitajate muutusega riigis.

Bakalaureusetöös seab autor uurimisprobleemiks, kas ja kuidas mõjutab rahapesu riigi makroökonomilisi näitajaid? Milliseid näitajaid mõjutab rahapesu kõige rohkem? Teema aktuaalsuse tõttu on selle kohta palju teemakohast kirjandust ning sarnaseid empiirilisi uuringuid, millele saab autor tugineda.

Käesoleva töö eesmärgiks on uurida, kuidas rahapesu risk mõjutab makroökonomilisi majandusnäitajaid OECD riikide näitel. Autor valis OECD, sest sinna kuuluvad erinevates arengujärgkudes ning erinevatel mandritel asuvad riigid, mille põhjal saab teha usaldusväärsemaid järeldusi. Läbitöötatud kirjanduse põhjal püstitati hüpotees, et suurem rahapesu risk riigis mõjutab makroökonomilisi näitajaid negatiivses suunas, muutes majanduslikku seisu kehvemaks. Töö eesmärgi täitmiseks seab autor järgnevad uurimisülesanded:

1. Tutvustada rahapesu olemust ning selle tõkestamise võimalusi.
2. Kirjeldada rahapesu mõju teatud makroökonomilistele näitajatele, tuginedes teoreetilisele kirjandusele ning empiirilistele uuringutele.

3. Analüüsida empiirilise analüüsi käigus rahapesu mõju makroökonomilistele näitajatele.

Autor tahab antud tööga leida vastused järgnevatele uurimisküsimustele:

1. Kuidas rahapesu risk mõjutab teatud makroökonomilisi näitajaid?
2. Milliseid näitajaid mõjutab rahapesu risk kõige rohkem?
3. Kas rahapesu ning makroökonomiliste näitajate vahel on negatiivne seos?

Töö koosneb kolmest peatükist. Esimeses peatükis antakse ülevaade rahapesu olemusest ning selle tõkestamisest. Teises osas antakse ülevaade varasematest empiirilistest uuringutest ning kirjeldatakse rahapesu mõju makronäitajatele. Kolmandas osas kirjeldab autor bakalaureusetöö empiirilises osas kasutatavaid andmeid, analüüsimetoodikat ning tulemusi ja järeldusi. Käesolevas töös kasutas autor sekundaarandmeid ning nende kogumiseks tugineti OECD andmebaasile. *Basel AML Index*’i andmed sai autor *Basel AML Index* raportitest.

1. RAHAPESU TEOREETILINE KÄSITLUS

1.1. Rahapesu olemus

Rahapesu mõiste tekkis sellest, kui Al Capone jäi 1920. aastatel silma sellega, et teenis väga suuri rahasummasid. Kasumit teenis ärimees illegaalselt salaalkoholiga kaubeldes. Al Capone ostis kokku pesumaju, kus liikusid igapäevaselt suured sularahavood. Pesuautomaadid võtsid vastu metallmünne, millega sai raha ebaseaduslikku päritolu „maha pesta“. Nii suutis Al Capone illegaalselt teenitud kasumit läbi finantssüsteemi näidata legaalsena. (Linde, Unger 2013)

Meedias kasutati rahapesu mõistet esimest korda aastal 1973, seoses Watergate'i afääriga, mis sisuliselt sai alguse 1972. aasta juunis, mil arreteeriti viis rahvuskongressi hoone Watergate'i kompleksi sisse murdnud meest. Uuringute käigus leiti kurjategijate ning USA presidendi, Nixoni, vaheline seos. Skandaaliga oli seotud ka rahapesu raha ning altkäemaksud. (Mathers 2004)

Rahapesu oma olemuselt on kriminaaltegevusega teenitud vara konverteerimine läbi finantssüsteemi legaalsesse varasse, et varjata omandi esialgset illegaalset päritolu. Rahapesuga tegelevad enamasti kriminaalid, kes saavad tulu näiteks narkoärist. (Reuter, Truman 2004) Sarnaselt Reuter'ile ja Truman'ile kirjutasid Masciandaro *et al.* (2007) oma uuringus, et eeldatakse ratsionaalset kriminaalset tegutsejat või organisatsiooni, kes saab tulu illegaalsest või kuritegelikust tegevusest. Kurjategija või vastav kuritegelik organisatsioon soovivad maksimeerida oma ebaseaduslikku tulu. Tähtis on teadvustada, et rahapesuga on tegemist ainult siis, kui illegaalselt saadud raha paigutatakse teadlikult edasi ning püstitatakse eesmärk raha päritolu varjata. (*Ibid.*)

Eesti rahapesu ja terrorismi rahastamise tõkestamise seaduse §4 sätestab: „Rahapesu on kuritegelikust tegevusest saadud vara või selle asemel saadud vara muundamine või üleandmine; omandamine, valdamine või kasutamine; tõelise olemuse, päritolu, asukoha, käsutamiseviisi, ümberpaigutamise või omandiõiguse varjamine või muude omandiga seotud õiguste varjamine, kui on teada, et vara on saadud kuritegelikus tegevuses osaledes“ (RahaPTS).

Rahapesu jaguneb tavapärasel käsitluses kolmeks etapiks. Esimene etapp on illegaalselt saadud raha paigutamine finantssüsteemi. See on ka etapp, kus rahapesu avastamine on kõige tõenäolisem ning kergem. Teine etapp ehk jaotamine, kus toimub raha paigutus mitmete erinevate juriidiliste asutuste kaudu ning mitmete väiksemate tehingutena, et varjata raha esialgset päritolu. Viimaseks etapiks peetakse raha integreerimist majanduskeskkonda, kus vahendid paigutatakse legaalsesse majandusse, soetades näiteks autosid, kinnisvara või ka finantsinstrumente. Selles staadiumis on rahapesu avastamine peaaegu võimatu. (Reuter, Truman 2004) Rahapesu kolmest etapist selgub asjaolu, et antud kuritegu ei ole seotud ainult sularahaga, vaid ka muude finantsvaradega, milleks võivad osutada väärtpaberid, kinnisvara, loterii- ja kasiinovõidud, vääriskivid ning muu vara, millele on võimalik määrata rahaline väärtus.

Rahapesu skeemid algasid suurte sularaha kogustega, kuid muutusid peagi ebaefektiivseks viisiks, sest äratasid palju tähelepanu. Rahapesu tõkestamiseks on muudetud rahapesu abil teenitud varade paigutamine finantssüsteemidesse keerulisemaks. (Northrup 2003) Tänapäeval väheneb sularaha kasutamine aktiivselt, sest esile tõusevad muud e-lahendused. Tehnoloogiline progress on muutnud lihtsamad rahapesuskeemid mitmeetapiliseks ning keerulisemaks. Igapäevaselt toimub interneti vahendusel miljoneid tehinguid ning kuritegelikud ühendused kasutavad seda asjaolu enda kasuks ära. (Richet 2013) Uudsete e-raha pakujate üle on tavaliselt veel nõrgem järelevalvesüsteem riigi poolt ning selliste pakujate kaudu arveldades on suurem võimalus jääda anonüümseks, sest konto saab avada interneti kaudu. Samuti on selliseid süsteeme kasutades tehingute tausta raskem jälgida. (Tuuling 2013)

Üheks populaarseimaks skeemiks on „musta“ raha paigutamine pangakontodele ning „puhta“ raha välja võtmine. Internetis anonüümsuse säilitamise võimalus tagab võimaluse kurjategijatel tegutseda vahelejäämiseta. (*Ibid.*) Populaarsed on ka rahapesu skeemid, mis viiakse läbi arvutipettuste kaudu. *Spam* kirjad e-mailile, kus keegi välismaalane palub abi, et kanda suur rahasumma antud riiki. Kiri kirjutatakse väga viisakas ning usutavas toonis ning samuti pakutakse tehingult teatud protsenti kasumit. Sellise petuskeemi läbiviimiseks on inimeselt vaja saada ainult ta pangakonto number. (Wand *et al.* 2006)

Gnutzmann *et al.* (2010) uurisid, millised riigid on suurema rahapesu riskiga. 1995. aastal reklaamisid Seišellid, et kui investor investeerib riiki rohkem kui 10 miljonit dollarit, siis temalt ei küsita raha päritolu. Ameerika Ühendriikide võimud ei pooldanud sellist tegevust ning lubasid kanda riigi musta nimekirja ning ei lasknud ameerika pankadel arveldada Seišellidega. Praeguseks

ajaks on Seišellid parandanud enda rahapesuvastaseid seadusi ning 2020. aasta seisuga ei ole sattunud *Financial Action Task Force* (FATF) musta nimekirja. Autorid kirjutasid oma töös, et kuna väiksemad riigid suudavad end paremini isoleerida teistest riikidest ning kuritegevuse kogukuludest, siis tolereerivad nad rahapesu rohkem ning risk suureneb. (*Ibid.*)

Kaasaegse rahapesuvastase võitluse ja terrorismivastase võitluse idee seisneb selles, et regulatiivsed jõupingutused peaksid olema riskipõhised. Riigid, kes loovad rahapesuvastase töökonna (FATF) nõuetele vastavad õigusaktid, lisavad riskipõhised kontseptsioonid kohustuslikesse määratlustesse ja mehhanismidesse, on väiksema rahapesu kuriteo riskiga. Rahapesu risk on näitaja, mis koosneb 40-st FATF poolt esitatud nõuandest. Kui riigid või nendes tegutsevad asutused eiravad neid nõuandeid, siis tõuseb ka rahapesu kuritegevuse risk. (Hannan, Ross 2007)

Sarnaselt eelnevatele autoritele kirjutas Tobar (2008), et umbes 80% kõikidest rahapesu juhtumitest on rahvusvahelise taustaga. Eristatakse kolme tüüpi riike: riigid, kus raha teenitakse kuriteoga; riigid, kust kantakse illegaalse päritoluga raha läbi ning riigid, kus illegaalse päritoluga raha kasutatakse legaalsete tehingute läbiviimiseks.

1.2. Rahapesu tõkestamine

Viimase 40 aasta jooksul on rahapesu tõkestavaid seadusi laiendatud ning kohandatud kiirelt muutuva majanduskeskkonnaga. Enamik maailma jurisdiktsioonidest tugineb viimasele *Financial Action Task Force*'i soovitudele. (Gordon 2011)

Anti-money laundering ehk rahapesu vastase tegevuse (AML) varased algatused said alguse 1970. aastal *Bank Secrecy Act* (BSA) vastuvõtmisega, mis lõi raamistiku pankade ja reguleerivate asutuste eeskirjades raha ning rahapesuga seotud küsimustes USA-s. BSA kehtestas finantseerimisasutustele tõsiseid kohustusi, nõudega teada saada, kes on nende kliendid ning kuidas nad tulu teenivad. (Mugarura 2014) Esimene rahapesu vastane seadus võeti vastu Ameerika Ühendriikides, kuid see hakkas kehtima alles peale seda, kui 1980. aastal sai Florida lõuna regioon narkootikumidega kauplemise tõttu rahapesu keskuseks. Rahapesust hakkasid rääkima nii poliitikud kui ka tavainimesed, kuid kellelgi polnud otseselt aimu, millega tegu on. (Mathers 2004)

Eestis tegeleb rahapesu tõkestamisega esmatasandil rahapesu andmebüroo. Büroo peamisteks ülesanneteks on kontrollida kahtlust tekitavate tehingute tausta ning analüüsida võimalikku rahapesu riski. Rahapesu andmebüroo saab infot kohalikult omavalitsuselt ning finantsinspeksioonilt. Finantsinspeksioon puutub rahapesu tõkestamisega kokku üldiselt läbi finantsinstitutsioonide, näiteks pankade järelevalve. See protsess hõlmab aga kontrollitava asutuse süsteemide ning protsesside kontrolli, mitte konkreetsete juhtumite lahendamist. Põhilist vastutust terrorismi rahastamise ning rahapesu tõkestamise eest kannab aga rahandusministeerium. (Rahandusministeerium 2020) Eesti rahapesu ja terrorismi rahastamise tõkestamise seaduse kohaselt on määratud rahapesu ja terrorismi rahastamise tõkestamise komisjon, kelle põhilisteks ülesanneteks on kontrollida ja korraldada tegevusplaani täitmist, koordineerida riskihinnangu koostamist ning selle hinnangu uuendamist ning teha rahapesu leviku tõkestamise alast riigisisest tööd. (RahaPTS §12)

Hoolsusmeetme mõiste võeti esmakordselt Eestis kasutusele 2008. aastal rahapesu ja terrorismi rahastamise tõkestamise seaduses. Hoolsusmeetmeks on finantsteenuste pakkuja kohustus teada oma klienti ning raha päritolu. Hoolsusmeetmeid tuleb kohaldada ärisuhte loomisel, tehingute sooritamisel ning rahapesu kahtlustamisel. (RahaPTS §3) *Customer due diligence* (edasine CDD) on hoolsusmeetme ingliskeelne sünonüüm, mis rahapesu tõkestamiseks näeb ette kliendi põhjalikku tundmist ning raha päritolu analüüsi. Selles etapis võib ette tulla takistusi, mis ei võimalda infot korrektselt kontrollida. Mugarura (2014) tõi enda uuringus välja võimalikuks takistuseks andmete suure mahu. Klientide põhjalikuks tausta uurimiseks on vaja spetsiaalset IT-lahendust, mis võimaldab töödelda ning uuendada andmeid automaatselt. Vaesematel riikidel ning väiksematel ettevõtetel ei ole tihtipeale ligipääsu sellistele süsteemidele, mis muudab CDD meetodi implementeerimise keeruliseks. (*Ibid.*)

Malakoutikhah (2020) kirjutas oma uuringus, et CDD raames on vaja tuvastada isiku sünniaeg ning elukoht. Tihti peale pole arengumaades sündinud isikutel sünnidokumente ning püsivat elukohta, mille tõttu peaks konto avamine olema võimatu. FATF uuringu kohaselt olid 21 riigist 13 riiki nõutele vastavad, 6 riiki osaliselt vastavad ning 2 riiki ei vastanud FATF-i *customer due diligence* nõutele. See tähendab, et isegi CDD kohaldamisel riskipõhisel lähenemisviisil, peavad need riigid kasutama rangemaid eeskirju, et jõuda järgmisele tasemele. (*Ibid.*)

Samuti on tuntud põhimõte *Know your customer* (KYC). KYC on meede, mille abil on teenusepakkujal võimalik saada informatsiooni kliendi rahaliste vahendite päritolu ning tegevuse

kohta. Samuti on võimalik tuvastada kliendi tegevuse tegelik kasusaaja. Antud põhimõte on laialdaselt levinud pangandussektoris. (Miru *et al.* 2019)

Sisuliselt ühendab endas KYC meede kõik rahapesu hoolsusmeetmed ning aitab ettevõttel juhtida rahapesuriske, vähendades ohtu, et nende kliendiks saab rahapesija ning suurendades võimalust rahapesu tabada. KYC koosneb kolmest elemendist (Rajput 2013):

- 1) kliendi aktsepteerimispoliitika;
- 2) kliendi identifitseerimine;
- 3) suurema riskiga kontode pidev jälgimine.

Vaatamata täienenud seadusandlusele ning kontrollile on viimase kümne aasta jooksul ridamisi avastatud skandaalseid rahapesu juhtumeid. Eesti kontekstis võib tuua näidetena Danske Banki Eesti filiaal, Versobank, Eesti Krediidipank, SEB pank. (Värk, 2017) 2019. aastal algatas finantsinspeksioon rahapesu uurimise ka Swedbanki suhtes. Kuna rahapesu näol pole tegemist kindla territooriumi piires seotud kuriteoga, siis peavad vastavad seadused rahvusvaheliselt olema kooskõlas. Eesti pangaliidu sõnul on pangandussektorile ääretult oluline hea maine rahapesu ja terrorismi tõkestamise vallas, sest hea maine antud valdkonnas tagab head suhted välisinvestoritega ning aitab kaasa majanduskasvule (Eesti Pangaliit).

Maine olulisusele rõhustid ka Harvey ning Lau (2008) oma uuringus, kus nad analüüsisid rahapesu riski seotust organisatsiooni reputatsiooniga. Maine langus panga perspektiivis võib viia investeeringute ning varade vähenemiseni. Seda sellepärast, et maine on tihti seotud tulemuslikkuse ning aususega. Mida halvem maine on riigi finantsinstitutsioonidel, seda vähem tehakse riiki investeeringuid ning majanduskeskkonna üldine areng taandub. (*Ibid.*)

2. RAHAPESU SEOTUS MAKRONÄITAJATEGA

Seotust rahapesu ja makronäitajate vahel on empiirilisel ning teoreetiliselt uurinud mitmed majandusteadlased. Quirk (1996) kirjutas oma töös, et rahapesu mõjutab riigi makroökonomiliste andmete õigsust, majandusanalüüsi efektiivsust, finantsturgude usaldusväärsust ning poliitikat. Samuti võib see viia sissetulekute ebavõrdse jaotumiseni. (*Ibid.*) Quirk viis oma töös läbi analüüsi 19 riigi andmetel ning jõudis tulemuseni, et 10% tõus kuritegevuses viib 6% languseni raha nõudluses ja 10% languseni välisvaluuta nõudluses, sest raha saadakse illegaalselt. (*Ibid.*)

Sarnaselt kirjutas Corina-Maria Ene (2014), et rahapesu mõjutab majandust kui tervikut. Aeglustab majanduskasvu, vähendab reaalsektori tootlikkust, suunab rahalisi ressursse varimajandusse ning õhutab korruptsiooni. See kahjustab finantsasutuste struktuuri ning viib korruptsioonini. (*Ibid.*)

2.1. Rahapesu mõju maksudele

Rahapesu kuriteod maksupettuste kaudu on laialdaselt levinud. Riikide kohta, kus maksuskeeme on kergem läbi viia, kasutatakse terminit „maksuparadiis”. Kõige tavalisema määratluse kohaselt on maksuparadiisid need riigid või territooriumid, kus maksustamine on madalam või kus, nagu sageli juhtub, ei kohaldata üldse mingit maksustamist. Selliste riikide eesmärgiks on meelitada riiki mitteresidentide rajatud firmasid või füüsilisest isikust ettevõtjaid, mis väliste investeeringute ning suurenenud tootmismahu kaudu aitab ajutiselt turgutada majandust. Paljude maksuparadiiside üheks eripäraks on salajasus või läbipaistmatus, mis tagab rahapesijale võimaluse jääda anonüümseks. (Sabatino 2020)

Grewal ja Hendriyetty (2017) keskendusid oma rahapesu analüüsisivas uurimistöös maksudest kõrvalhoidumisele. Kasutusele on võetud selline termin nagu *shadow economy* ehk varimajandus, mis sisuliselt tähendab legaalse tegevusega saadud tulult maksude mitte maksmist. Tihti peale tegelevad sellise rahapesu tüübiga väikeettevõtete omanikud, kes pole oma äri registreerinud. Uuringus käsitleti rahapesu ning maksupettust teineteisest sõltuvana, sest mida rohkem eiratakse makse, seda rohkem on „vaba” raha, et teostada rahapesu. Samuti saab seda seost

vaadata vastupidiselt, kus rahapesu soodustavas keskkonnas on ka rohkem võimalusi maksudest kõrvale hiilimiseks. (*Ibid.*)

Sarnaselt Grewal'i ja Hendriyetty tööle mainis Yaniv (1996) oma uuringus maksupettuse, rahapesu ja optimaalse heidutusteooria kohta asjaolu, et maksuhaldurid ei suuda üldjuhul maksustatava tulu allikat kindlaks määrata, hinnates seda pigem ligikaudsete indeksite alusel nagu näiteks netoväärtuse muutus. Seni kuni maksuhaldurite kontrollisüsteemide puudused võimaldavad rahapesu praktiseerimist, on maksudest kõrvalehoidumine samuti suurem. (*Ibid.*)

Rahapesu empiirilises analüüsis, mis viidi läbi Itaalia 91 provintsi paneelandmetega perioodil 2005-2008, leidsid autorid, et rahapesu keskmine kogumaht oli ligikaudu 7% SKP-st, millest $\frac{3}{4}$ ebaseadusliku kaubandusse tõttu ning $\frac{1}{4}$ seotud altkäemaksudega. Töös toodi välja, et Itaalias on sularaha endiselt laialt kasutusel, sularahata makseviisid pole piisavalt välja töötatud, kuritegelik tegevus teenib märkimisväärset tulu sularahas, mida tuleb pesta. (Ardizzi *et al.* 2013) Uurimistöös rahapesu riski hindamise kohta piirkondade lõikes, mis viidi läbi 110 Itaalia provintsi näitel ning sarnaselt eelmisele uuringule, saadi tulemuseks, et laialdase sularaha kasutuse ning rahapesu vahel on tugev positiivne seos ehk ühe näitaja suurenedes tõuseb ka teine. (Camerini *et al.* 2019)

Sarnaselt eelnevatele empiirilistele analüüsidele, on läbi viidud uuringuid ka arengumaade andmetel. Latif ning Waris (2014) analüüsisid rahapesu Bangladeshis Rahvavabariigis ning tõdesid, et valitsev maksuamnestia riigis suurendas kriminaalse iseloomuga tegevust ning suunas majandust liikuma korrupsiooni suunas. Autorid tõid uuringus näite, mille kohaselt oli Bangladeshis Pank avalikustanud ajalehtedes andmed, et riigis on 23 212 multimiljonäri. *The National Board of Revenue* esimees esitas aga statistilised andmed, mille kohaselt makse, mis ületasid 100 000 Bangladeshis rahaühikut (BDT), maksid 2011-2012 aastatel Bangladeshis alla tuhande inimese. Sealne madalaim maksumäär on 10% ning kõrgeim 25% ning ärimehed, kes rahapesu motiividel näitavad enda tulemusi väiksemana ning maksavad ainult 10%, tekitavad riigis väga suure ebavõrdsuse. Bangladeshis on rahapesu kasvanud väga suureks probleemiks, sest 60%-80% riigi majandusest toimib rahapesul ning ligikaudu 37% SKP kogu mahust moodustab illegaalsel teel teenitud raha. Antud uuring näitab, et arengumaades on võimalused rahapesu kontrollimiseks ning tõkestamiseks peaaegu et olematud. (*Ibid.*)

2020. aastaks on Bangladesh viinud sisse mõningad parendused, et vähendada rahapesu riigis. Riik viis sisse muudatused, vähendades pangaklientide vormistamise ja registreerimise tasusid ning

kaotades digisertifikaatide sertifitseerimistasud. Tänu muudatustele on ettevõtte loomine ja ametlik registreerimine odavam nii Bangladeshis pealinnas Dhakas kui ka linnas Chittagong. Dhakas muudeti ka elektri kättesaadavus kiiremaks ning odavamaks. Samuti parandas Bangladesh juurdepääsu krediitideabele, laiendades krediidiinfo büroo hõlmatust. Läbi muudatuste oodatakse rohkem legaalse ettevõtete registreerimist ning rahapesu vähenemist. (Doing Business 2020)

Näidetena toodud uuringute põhjal on näha, kui suur vahe on arengumaadel ning arenenud riikidel rahapesu osakaalus kogu SKP-st ning maksude mitte maksmisel. Arenenud riikidel on paremad IT-lahendused ning võimalused tagada suuremat kontrolli. Arengumaad aga saavad rahapesu kaudu tuua enda riiki rohkem jõukust. Suurem osa OECD-sse kuuluvatest riikidest on arenenud riigid, kelle majandusseis on stabiilsem ning parema kontrolli all kui arengumaadel.

2.2. Rahapesu mõju SKP-le

Sisemajanduse koguprodukt mõõdab teatud ajaperioodil riigi territooriumil valmistatud kogutoodangu väärtust. Seega näitab SKP riigi majanduse aktiivsust. (Bishop 2009) Erinevate riikide võrdluseks kasutatakse tavaliselt SKP kasvumäära. *International Monetary Fund*-i kohaselt moodustab aastane rahapesu maht maailmas 2%-5% kogu SKP-st, mis on ligikaudu 3000 miljardit USA dollarit. (Hassen *et al.* 2017) PricewaterhouseCoopers (2018) uuringu kohaselt oli 2018. aasta lõpuks rahapesu protsent sama nagu Hassen *et al.* i hinnangul, kuid rahapesu summad muutusid maailma majanduse arengu tõttu suuremaks. 2018. aasta lõpuks oli 30% kõigist rahapesu juhtumitest vahemikus 100 000-5 miljonit USA dollarit. (*Ibid.*)

Rece ja Stancu (2009) uurisid rahapesu seost SKP kasvumääraga. Uuring viidi läbi 15 riigi andmetel, millest 10 kuuluvad ka OECD riikide hulka. Analüüsi käigus vaatlesid autorid üldist kuritegelikkuse taset riigis, pestud raha tekkimist ning võrdlesid selle kogust erinevate kuriteo liikide vahel. Nad jõudsid tulemuseni, et 23,7% SKP reaalkasvust võib olla selgitatud rahapesu muutusest riigis. Autorid leidsid, et näitajate vahel esineb lühiajaline positiivne seos. Kurjategijad investeerivad rahapesu ühingutesse tõstes seeläbi SKP-d investeringute näol. Rece ja Stancu mainisid samuti, et pikaajaliselt võib mõju olla pigem vastupidine, kus ühe muutuja suurenedes teine väheneb. Selline mudeli analüüsi käigus saadud tulemus on vägagi suur, arvestades seda, et SKP tase on mõjutatud mitmetest faktoritest: töötuse määr, loodusvarad, innovatsioon,

väliskaubandus, haridussüsteem, sotsiaalkindlustussüsteem, usulised ja psühholoogilised tegurid. (*Ibid.*)

Sarnaselt leidsid ka Ihsan ning Razi (2012) oma uuringus, kus nad küsitlesid 51 inimest. Vastajad olid ettevõtjad, riigiametnikud ning advokaadid. Uuringust sai järeldada, et respondendid on suures osas teadlikud, et rahapesu omab mõju SKP-le läbi erinevate majanduslike tegurite ning mõjutab negatiivselt välisinvesteeringuid. 96,2% ettevõtjatest nõustus sellega, et rahapesu mõjutab kohalikke ettevõtteid. Uuring viidi läbi Pakistanis, mis oli 2015. aasta veebruari seisuga ka FATF-i mustas nimekirjas, kuhu satuvad kõrge rahapesu näitajaga riigid. Autorid andsid uuringu tulemuste põhjal soovitusi Pakistani valitsusele, kes saab rahapesu riski vähendada tõhusa pangaarvestussüsteemi ning meediakanalite kaudu, kus saab inimeste teadlikkust antud teemal suurendada. (*Ibid.*)

2.3. Rahapesu mõju kaubandusele

Viimaste aastakümnetega on väliskaubandus muutunud veelgi kiiremaks ning tõhusamaks. Riikide vahel on paremad infrastruktuurid ning eksisteerivad paremad regulatsioonid, mis võimaldavad riikidel vabalt kaubelda.

McCallum (1995) kirjeldas oma uuringus situatsiooni, mille kohaselt riigid kauplevad oma naaberriikidega rohkem. 65% kõrgema tõenäosusega toimub kauplemine riikide vahel, kes jagavad riigipiiri. Gravitatsioonimudel majanduses väidab, et jõukamad riigid kauplevad rohkem. Ene (2014) näitas oma uuringus, et Walker'i gravitatsioonimudel kajastab seost sisendite ja väljundite vahel sarnaselt Leontief'i majandusharu tasakaalu mudelile. Walker tutvustab mudeliga ka postulaati, mis sätestab, et kahe riigi kaubavahetuse väärtus on mõjutatud mõlema riigi elanike arvust, riikidevahelisest atraktiivsusest ning vahemaast, mis neid riike eraldab. Mudeli hüpoteesideks sätestati, et kriminaaltegevus on levinud üle terve maailma, ebaseaduslik riigitulu on suurem keerukate kuritegelike võrgustike korral ning riikides, kus SKP elaniku kohta on kõrge, on kurjategijate tulud suuremad. Walker'i gravitatsiooni mudel on esitatud järgnevalt (*Ibid.*):

$$\frac{F_{ij}}{M_i} = \frac{SKP \text{ per capitaj} \cdot (3SB_j + AG_j + SWIFT_j - 3CFL_j - COR_j + 15)}{\text{riikide vaheline kaugus}^2} \quad (1)$$

Fij/Mi on riigist i riiki j üle kantud illegaalne sissetulekute osa;
SKPj – rahvamajanduse koguprodukt ühe elaniku kohta riigis j;
SBj – pangasaladusindeks riigis j;
AGj- valitsuse hoiakute indeks riigis j;
SWIFTj - SWIFT-süsteemi olemasolu või puudumine riigis j;
CFLj – sõjad riigi j territooriumil;
CORj – korrupsiooni indeks riigis j;
Kaugus kahe riigi vahel on väljendatud ruutkilomeetrites.

Walker (1999) kasutas sama mudelit ka rahapesu selgitamisel ning väitis, et arenenud riigid on rahapesuga tegelevatele ettevõtetele atraktiivsemad, sest rahasummad, mida on võimalik pesta, on suuremad.

Sarnaselt McCallumile uuris rahapesu ning riigi ekspordi-impordi suhet Bartlett (2002), kes kirjutas oma uuringus, et rahapesu riigis moonutab ekspordi ja impordi suhet. Rahapesijad impordivad luksuskaupu rahapesemise eesmärgil, mille tulemusena kannatab koduriigi majandus, tõuseb töötuse määr ning väheneb kohalike ettevõtete kasumlikkus. (*Ibid.*)

Üheks tuntuks kaubanduslikuks rahapesu viisiks on hindadega mängimine – importkaupade ülehindlus ning eksportkaupade allahindlus. Näiteks importija soovib osta masina 1 miljoni eest, kuid pakub hinnatõusu 1.1 miljonile ning soovib, et see lisandunud 100 000 paigutatakse tema eest eksportija riigis olevale pangakontole. (Busuioic *et al.* 2006)

Lisaks hindadega manipuleerimisele hõlmab kaubandusel põhinev rahapesu ka muid skeeme, mis võimaldavad sularaha illegaalset päritolu varjata juba protsessi alguses. Kõige tuntum kaubanduspõhine rahapesu meetod USA-s oli *Black Market Peso Exchange* (BMPE), kus narkokaubitsejad vahetasid USA-s teenitud illegaalseid dollareid Kolumbias „puhaste“ peesode vastu. Tuntud on ka kuritegelikul teel teenitud tulu kasutamine, et soetada juveele või väärismetalle. Altinkaya ja Yucel (2013) mainisid enda uuringus asjaolu, et väärismetalle ning muid luksuskaupu kasutatakse sularaha alternatiivina, et transportida see väiksema tähelepanuga välismaale. Väärismetallid on rahapesijatele atraktiivsed, sest neid on transpordi ajal kerge varjata, nende reaalselt kvaliteediväärtust on kerge võltsida ning kuna neid kaevandatakse erinevates maailma piirkondades, siis nende lähteallikas on praktiliselt jälitamatu. Kaubanduspõhine

rahapesu võimaldab kurjategijatel rahapesu kuriteost distantseeruda, mis raskendab kurjategijate identifitseerimise. (*Ibid.*)

2.4. Rahapesu mõju tööturule

Rahapesu riigis soodustab suuremat importi, tõstab intressimäära ja seetõttu on finantssektoris vähem investeringuid. Väiksemad investeringud viivad väiksema majanduskasvuni, suurema tööpuuduseni ja äärmuslikes olukordades suureneb laenu maksejõuetuse võimalus. (Kutubi 2011) Sarnaselt kirjutasid oma uuringus ka Masciandaro *et al.* (2007), et rahapesu suunab ressursid ümber kõrge produktiivsusega aladelt, nagu näiteks riiete ning jalanõude tootmine, sellistele aladele, mis on väiksema efektiivsusega, nagu näiteks juveelitooted ja kunst. Kunsti investeerimine on ammu ajast tuntud ning tihti peale tehakse seda oksjonitel, mis loob suure riski rahapesule. Selline ressursside jaotumine vähendab toodangut ning läbi selle suureneb tööpuudus. (*Ibid.*)

Üldine teoreetiline lähenemine kuritegevusele kui võimalikule tööturu mõjutajale on kahetine. Esiteks võib kuritegevus mõjutada tööjõu pakkumise poolt üksikisiku tasandil, vähendades tööhõive tõenäosust varem karistatud kurjategijate seas, kelle vastu on tööandjatel väiksem usaldus ning tihti peale peetakse neid madala tootlikkusega töötajateks. Teiseks võib kuritegevus mõjutada tarbijate nõudluse poolt, kohalikul tasandil olemasolevaid ettevõtteid ära ajades ja eemale tõugates potentsiaalsed uusi tööandjaid, viies tööhõive kasvu aeglustumiseni. Kui teatud piirkonnas on kuritegelikkuse tase kõrgem, siis on seal samas piirkonnas suurem ka töötuse määr. (Calvo-Armengol, Zenou 2003)

Williams (2001) kirjutas oma uuringus, et organiseeritud kuritegevus pakub sageli töötule teatud töösuhte kriminaalset vormi, siis kui muid pakkumisi tööturul pole leida. Ühiskondades, kus suurteil elanikkonna rühmadel puudub täielik juurdepääs tööpakkumistele või kui need võimalused pole hästi välja arendatud, võib kuritegeliku ühenduse liikmeks saamine tunduda atraktiivne. Kriminaalse taustaga ühendused tekivad ja arenevad sageli vaesuse tingimustes, sotsiaalse vastupanu eesmärgil või poliitiliste vaadete vastuolul. (*Ibid.*)

3. ANDMED JA ANALÜÜS

Antud bakalaureusetöös analüüsitakse töötuse määra, väliskaubanduse, SKP kasvumäära ning maksude seotust rahapesuga riigis. Analüüs viiakse läbi kolmekümne kolme OECD riigi alusel (Austraalia, Austria, Belgia, Kanada, Tšehhi, Tšiili, Taani, Prantsusmaa, Suurbritannia, Kreeka, Ungari, Eesti, Soome, Saksamaa, Itaalia, Iirimaa, Iisrael, Ameerika Ühendriigid, Sloveenia, Slovakkia, Rootsi, Portugal, Poola, Uus-Meremaa, Norra, Holland, Läti, Leedu, Mehhiko, Jaapan, Lõuna-Korea, Luksemburg, Hispaania). Andmed on kogutud erinevatest andmebaasidest ning raportitest: OECD andmebaas, *The Global Competitiveness Report* aastatel 2013-2015, *Basel AML Index Report* aastatel 2015-2018. Lõputöös kasutatud andmed on autori poolt kättesaadavaks tehtud *Google Sheets* keskkonnas.

Uuringu periood ning riikide valim tuleneb iga käsitletava parameetri kättesaadavate andmete ühisest osast ning analüüsiks on valitud maksimaalne võimalik periood. See võimaldab autoril tulemuste põhjal teha usaldusväärsemaid järeldusi.

Antud bakalaureusetöös kasutati balansseeritud paneelandmeid, mis tähendab, et erinevatele objektidele vastavad aegread on ühepikkused. Paneelandmete kasutamise eeliseks on põhjalikum informatiivsus, väiksem kollineaarsus muutujate vahel ning hinnangute suurem efektiivsus. (Baltagi 2012)

Lähtudes antud töös käsitletud teooriast, koostab autor neli erinevat mudelit, kus sõltuva muutujana on kasutatud töötuse määra, SKP kasvumäära, ekspordi ning maksutulu. Igas mudelis on kasutatud ühe sõltumatu muutujana fookustunnust Basel AML indeksit ning muid kontrolltunnuseid. Kõik mudelid on koostatud kasutades paneelandmeid, mille tõttu nelja mudeli analüüsimisel kasutatakse sama meetodikat. Enne modelleerimisega alustamist kontrolliti kõigi parameetrite kollineaarsust. Kõikide mudelis kasutatud näitajate korral oli VIF (*variance inflation factors*) alla 10, mis tähendab seda, et kollineaarsuse probleemi antud mudelites ei esinenud.

Paremaks andmete ülevaateks koostas autor tabeli, kus on näha kõigis mudelites kasutatud parameetrite tähist, tunnust eesti keeles, tunnuse nimetust *Gretl*'is inglise keeles, mudeli numbrit ning ühikut.

Tabel 1. Mudelites kasutatud parameetrite kirjeldused

| Tähis | Tunnus (eesti keeles) | Tunnuse nimetus <i>Gretl</i> 'is (inglise keeles) | Mudeli number töös | Ühik |
|----------------|--|---|--------------------|-----------------|
| Y ₁ | Maksutulu | Tax revenue | 2 | % |
| Y ₂ | SKP kasvumäär | GDP growth rate | 3 | % |
| Y ₃ | Eksport % SKP-st | Export % of GDP | 4 | % |
| Y ₄ | Töötuse määr, % tööjõust | Unemployment rate, % of labor force | 5 | % |
| X ₁ | Basel AML indeks | AML INDEX | 2,3,4,5 | pallides |
| X ₂ | SKP inimese kohta | GDP per capita | 2,4 | tuh US dollarit |
| X ₃ | Maksud isiklikult sissetulekult | Tax on personal income | 2 | % |
| X ₄ | Tööjõus osalemise määr | Labour force participation rate | 3,4 | % |
| X ₅ | Tööhõive määr | Employment rate | 3 | % |
| X ₆ | Investeeringud inimese kohta | Investments per person | 3 | % |
| X ₇ | Inflatsiooni aastane kasvumäär | Annual growth rate of inflation | 4, 5 | % |
| X ₈ | Säästud, % kodumajapidamiste kasutatavast tulust | Savings, % of household disposable income | 5 | % |
| X ₉ | SKP töötunni kohta USA dollarites | GDP per hour worked US dollars | 5 | US dollarites |

Allikas: Autori koostatud mudelites kasutatud parameetrite põhjal

Analüüs ning vajalikud ökonomeetrilised testid viidi läbi programmis *Gretl*. Modelleerimaks mudeleid kasutati regressioonanalüüsi, mille abil testiti parameetrite statistilist olulisust nivool 0,05. Lisaks regressioonanalüüsile kasutas autor järgnevaid teste: Hausman'i, Wald'i ning Breusch-Pagan'i teste.

3.1. Maksude ja rahapesu mudel

Tuginedes kirjandusele ning sarnastele empiirilistele uuringutele, koostas autor maksude ning rahapesu vahelise seoses uurimiseks mudeli, milles sõltuvaks muutujaks on maksutulu näitaja ning

sõltumatuteks muutujateks on Basel AML Indeks, SKP inimese kohta ning maksud isiklikult sissetulekult.

Regressioonimudel on esitatud järgnevalt:

$$Y_1 = \alpha_1 + \beta_1 \cdot X_1 + \beta_2 \cdot X_2 + \beta_3 \cdot X_3 + u_1 \quad (2)$$

kus Y_1 – maksutulu;

α_1 – riigipõhine vabaliige;

X_1 – Basel AML Indeks;

X_2 – SKP inimese kohta;

X_3 – maksud isiklikult sissetulekult;

u_1 – vealiige.

Mudeli andmete parema ülevaate andmiseks koostas autor tabeli kõigi valimis olevate riikide parameetrite kirjeldava statistikaga, kuhu on koondatud miinimum, maksimum ning keskvärtus. Samuti mediaan, standardhälve ja variatsioonikordaja.

Tabel 2. Kirjeldav statistika

| | Kesk- värtus | Mediaan | Variatsiooni- kordaja | Standard- hälve | Miinimum | Maksimum |
|--|-----------------|---------|--------------------------|--------------------|----------|----------|
| SKP inimese kohta, tuh US dollarites | 42,34 | 40,21 | 0,39 | 16,54 | 17,46 | 116,60 |
| Maksud isiklikult sissetulekult, % SKP-st | 8,19 | 7,53 | 0,52 | 4,29 | 1,41 | 26,25 |
| Maksutulu, % SKP-st | 34,25 | 33,61 | 0,21 | 7,25 | 13,30 | 48,53 |
| Basel AML indeks | 4,67 | 4,79 | 0,16 | 0,76 | 1,78 | 6,39 |

Allikas: autori koostatud mudelis kasutatud andmete alusel

Kirjeldav statistika näitab, et riikide lõikes jäi keskmine maksutulu 34,25% juurde riigi SKP-st. Keskmine rahapesu riski näitaja Basel AML indeks oli valimi riikides keskmiselt 4,67 palli. Indeksit mõõdetakse skaalal 0-10, kus 0 on madala riski ning 10 kõrge riski näitaja. Variatsioonikordaja on valimi standardhälbe ja aritmeetilise keskmise suhe, mis võimaldab võrrelda erinevate tunnuste hajumist. Suurima varieerumisega näitaja oli maksud isiklikult sissetulekult, mis on ootuspärane, sest käsitletud riikides on erinevad maksusüsteemid ning

maksumäärad. Väikseim varieeruvus oli näitajal Basel AML indeks, mis on samuti ootuspärane, sest tunnused esinevad skaalal 0-10 ning valim oli küllaltki homogeenne.

Mudeli paremaks mõistmiseks ning tunnuste omavahelise seose interpreteerimiseks kasutatakse korrelatsioonimaatriksit.

Tabel 3. Korrelatsioonimaatriks

| | SKP inimese kohta, tuh US dollarites | Maksud isiklikult sissetulekult, % SKP-st | Maksutulu, % SKP-st | Basel AML indeks |
|---|--------------------------------------|---|---------------------|------------------|
| SKP inimese kohta, tuh US dollarites | 1,000 | 0,436 | 0,290 | 0,196 |
| Maksud isiklikult sissetulekult, % SKP-st | - | 1,000 | 0,592 | -0,003 |
| Maksutulu, % SKP-st | - | - | 1,000 | -0,045 |
| Basel AML indeks | - | - | - | 1,000 |

Allikas: autori koostatud mudelis kasutatud andmete alusel

Maksutulu ning maksud isiklikult sissetulekult olid omavahel seotud kõige tugevamalt. Kõige nõrgemini olid omavahel seotud maksud isiklikult sissetulekult ning AML indeks.

Paneelandmete modelleerimiseks kasutati ühendatud mudelit kõigi riikidega. LSDV mudelit antud töö raames ei analüüsitud ühegi mudeliga, sest erinevaid objekte oli väga palju, mis tegi antud mudeli kasutamise keeruliseks. Samuti analüüsiti kõigi nelja mudeli juhuslike ning fikseeritud efektidega mudeleid.

Autor alustas fikseeritud efektiga mudeli võrdlemisest ühendatud (OLS) mudeliga. (Lisa 1) Selle jaoks kasutatakse objektispetsiifiliste vabaliikmete statistilise olulisuse testi olulisuse tõenäosust, mis antud seose puhul oli $2,55 \cdot 10^{-140} < 0,05$. (Lisa 2) Vastu võeti sisukas hüpotees, mis tähendas, et objektispetsiifilised vabaliikmed olid olulised ning fikseeritud efektiga mudel oli parem kui ühendatud mudel.

Seejärel võrreldi juhuslike efektidega mudelit ja ühendatud mudelit. Esmalt kasutas autor Breusch-Pagan'i testi, et veenduda milline mudel on parem. Antud analüüsi käigus tuli testi olulisuse tõenäosuseks $1,02 \cdot 10^{-105} < 0,05$, mis tähendas, et nullhüpotees objektispetsiifilise vealiikme puudumise kohta oli ümber lükatud ning eelistada tuli juhuslike efektidega mudelit. (Lisa 3)

Viimasena võrdles autor fikseeritud ja juhuslike efektidega mudelit, kasutades selleks Hausman'i testi, mille olulisuse tõenäosus oli $0,03 < 0,05$, mis tähendas, et juhuslike efektidega mudelit kasutada ei tohi ning eelistada tuli fikseeritud efektiga mudelit. (Lisa 3)

Edasi modelleeriti fikseeritud efektiga mudelit ning kontrolliti grupiviisilise heteroskedastiivsuse esinemist. Wald'i test tulemuseks saadi, et olulisuse tõenäosus on $3,34 \cdot 10^{-309} < 0,05$, mis tähendas, et vastu tuli võtta sisukas hüpotees, mis sätestab, et antud mudelis esineb grupiviisiline heteroskedastiivsus. Autor kasutas edasisel modelleerimisel kohandatud standardvigadega mudelit, mis arvestab heteroskedastiivsusega. (Lisa 2)

Seejärel eemaldas autor mudelist ükshaaval ebaolulisi parameetreid ning lõplikuks mudeliks jäi:

$$Y_1 = 20,4 + 1,78 \cdot X_3 - 0,164 \cdot X_1 + u_1 \quad (2.1)$$

(2,86) (0,31) (0,20)

$$n = 198, R^2 = 0,992$$

Selles mudelis Basel AML indeks ei olnud küll oluline, kuid selle parameetri eemaldades muutus üldine mudeli selgitusvõime ning Akaike kriteerium kehvemaks. Ilma AML indeksita mudelis oli Akaike kriteerium 448,4 ning selgitusvõime 53,6%. (Lisa 4). Vastavalt AML-iga mudelis olid näitajad 447,8 ning 54,2%. (Lisa 5). Sellest tulenevalt järeldas autor, et parameetril on mudelile terviklikult oluline mõju ning jättis antud parameetri mudelisse.

Mudeli lõplik kuju ning parameetrite märgid tunduvad autorile loogilised. (Lisa 5) Kui maksud isiklikult sissetulekult (X_3) suurenevad ühe protsendi võrra, siis maksutulu (Y_1) riigis suureneb 1,78 dollarit. Kui AML indeks (X_1) suureneb 1 palli võrra, siis maksutulu riigis langeb 0,164 dollarit. Antud tulemus on loogiline, sest mida suurem on AML indeks, seda suurem on rahapesu risk riigis ning seda vähem makstakse sissetulekutelt makse. (Lisa 5)

3.2. SKP kasvumäära ja rahapesu mudel

Sarnaselt eelmisele seosele, koostas autor SKP ja rahapesu vahelise seose uurimiseks mudeli. Antud mudelis kasutati sellist muutujat nagu investeringud inimese kohta. Autor jagas

investeeringute mahu riigis vastava riigi ning aasta kogu populatsiooniga. Tulemusena sai autor mudeli, mis on esitatud järgmiselt:

$$Y_2 = \alpha_2 + \beta_1 \cdot X_1 + \beta_4 \cdot X_4 + \beta_5 \cdot X_5 + \beta_6 \cdot X_6 + u_2 \quad (3)$$

kus Y_2 – SKP kasvumäär;

α_2 – riigipõhine vabaliige;

X_1 – Basel AML Indeks;

X_4 – töajõus osalemise määr;

X_5 – tööhõive määr;

X_6 – investeeringud inimese kohta;

u_2 – vealiige.

Autor kasutas mudelis sõltuva tunnuseks SKP kasvumäära ning sõltumatute muutujatena kasutati Basel AML indeksit, tööhõive määra, töajõus osalemise määra ning investeeringuid inimese kohta.

Andmete ülevaate tagamiseks koostas autor tabeli, milles on näha muutujate keskvaartust, mediaani, variatsioonikordajat, standardhälvet ning miinimum- ja maksimumvaartust.

Tabel 4. Kirjeldav statistika

| | Kesk- vaartus | Mediaan | Variatsiooni- kordaja | Standard- hälve | Miinimum | Maksimum |
|---------------------------------|------------------|---------|--------------------------|--------------------|----------|----------|
| SKP kasvumäär | 2,49 | 2,33 | 0,91 | 2,26 | -3,24 | 25,16 |
| Basel AML Indeks | 4,67 | 4,79 | 0,16 | 0,76 | 1,78 | 6,39 |
| Töajõus osalemise määr | 67,77 | 68,56 | 0,09 | 6,05 | 48,80 | 77,46 |
| Investeeringud inimese kohta | 0,92 | 0,89 | 0,43 | 0,40 | 0,31 | 2,58 |
| Tööhõive määr | 73,54 | 74,11 | 0,06 | 4,54 | 63,30 | 82,92 |

Allikas: autori koostatud mudelis kasutatud andmete alusel

Tabelist 4 näeme, et riikide keskmine SKP kasvumäär on 2,49%, mis vastab ootusele ning teoreetilistele käsitlustele. Miinimumnäitaja -3,24% viitab perioodile, kus tegu oli majanduslangusega. Keskmiselt 67,77% riikide elanikkonnast on töötav rahvastik ning keskmiselt 0,92% riigis tehtavatest investeeringutest on inimeste personaalsed investeeringud. Suurim varieeruvus oli SKP kasvumääral, mis on ootuspärane, sest valimis olid erinevas arenguetapis

riigid. Väikseim hajuvus oli näitajal tööhõive määr, mis näitab, et valimis olevates riikides on see näitaja ligikaudu samas suurusjärgus.

Parameetrite omavaheliste seoste paremaks mõistmiseks luuakse korrelatsioonimaatriksi tabel, mis võimaldab paarikaupa võrrelda tunnuste seoseid.

Tabel 5. Korrelatsioonimaatriks

| | SKP kasvumäär | Basel AML Indeks | Tööjõus osalemise määr | Investeeringud inimese kohta | Tööhõive määr |
|------------------------------|---------------|------------------|------------------------|------------------------------|---------------|
| SKP kasvumäär | 1,000 | -0,205 | 0,123 | 0,258 | 0,029 |
| Basel AML Indeks | - | 1,000 | -0,210 | 0,091 | -0,211 |
| Tööjõus osalemise määr | - | - | 1,000 | 0,448 | 0,838 |
| Investeeringud inimese kohta | - | - | - | 1,000 | 0,291 |
| Tööhõive määr | - | - | - | - | 1,000 |

Allikas: autori koostatud mudelis kasutatud andmete alusel

Maatriksist on näha, et kõige tugevamalt korreleeruvad omavahel tööhõive määr ja tööjõus osalemise määr, mis on loogiline, sest ühe suurenedes suureneb ka teine. Kõige nõrgemalt on omavahel seotud SKP kasvumäär ja tööjõus osalemise määr. Nende näitajate vahel on positiivne seos, mis on vastavuses ootustega, sest mida suurem osa rahvastikust on töötav, seda kiiremini saab majandus kasvada. Varasemalt käsitletud teooriale vastab ka seos SKP kasvumäära ning Basel AML indeksi vahel, milleks on antud maatriksis -0,205. SKP kasvades rahapesu risk väheneb, ehk läheneb 0-le.

Mudeli edasiseks modelleerimiseks tuli viia läbi samad sammud nagu esimese mudeli korral. Autor alustas ühendatud mudeli võrdlusest fikseeritud mudeliga objektispetsiifiliste vabaliikmete statistilise olulisuse testi abil, mille olulisuse tõenäosus oli antud mudeli korral $1,50 \cdot 10^{-8} < 0,05$, mis tähendab, et eelistada tuli fikseeritud efektiga mudelit. (Lisa 6)

Järgmise sammuna võrreldi juhuslike efektidega mudelit ning ühendatud mudelit Breusch-Pagan'i testi abil. Olulisuse tõenäosus antud testi puhul oli $5,72 \cdot 10^{-9} < 0,05$ ning sai järeldada, et juhuslike efektidega mudel oli parem kui ühendatud mudel. (Lisa 7)

Viimase paarina analüüsiti fikseeritud efektiga ja juhuslike efektidega mudelit. Neid võrreldi Hausman'i testi abil, mille tulemuseks käsitletavas mudelis saadi, et fikseeritud efektiga mudel oli parem kui juhuslike efektidega mudel. Kehtis sisukas hüpotees, et juhuslike efektidega mudeli hinnangud ei ole efektiivsed ning antud mudelit ei tohtinud kasutada, sest olulisuse tõenäosus oli $0,023 < 0,05$. (Lisa 7) Sarnase tulemuse andis ka Akaike kriteeriumi alusel kontroll, mille korral on parim see mudel, mille AIC näitaja on väiksem. Antud mudeli korral oli fikseeritud efektiga mudeli AIC 819,2 ja juhuslike efektidega mudeli AIC oli 869,50. (Lisa 6,7)

Autor modelleeris edasi fikseeritud efektiga mudelit. Esimese sammuna kontrolliti grupiviisilise heteroskedastiivsuse esinemist Wald'i testi abil. Antud testi korral tuli olulisuse tõenäosuseks $p=0$, mis tähendas, et antud mudelis esines heteroskedastiivsus. Sellest tulenevalt tuli kasutada kohandatud standardvigadega mudelit, mis ei eemalda heteroskedastiivsust, vaid arvestab selle olemasoluga. (Lisa 7)

Seejärel eemaldas autor ebaolulised tunnused ning lõplik mudel jäi kujule:

$$Y_2 = -12,9 + 0,260 \cdot X_5 - 0,491 \cdot X_1 + u_2 \quad (3.1)$$

(4,18) (0,05) (0,28)

$$n = 198, R^2 = 0,503$$

LSDV mudeli determinatsioonikordaja näitab, kui hästi on sõltuva tunnuse hajumine ära seletatud regressorite ja objektidele vastavate fiktiivsete tunnuste abil. Antud mudeli LSDV determinatsioonikordajaks saadi 50,3%. Grupisisene determinatsioonikordaja (*Within R-squared*) oli 12%, mis on makronäitajate puhul keskmine tulemus. (Lisa 8)

Mudeli lõplik kuju ning parameetrite märgid tunduvad autorile loogilised. Kui tööhõive määr (X_5) tõuseb 1 protsendi võrra, siis SKP kasvumäär (Y_2) tõuseb 0,260 protsendipunkti. Selline seos vastab varasematele teoreetilistele käsitlustele, sest mida aktiivsem on rahvastik tööturul, seda kiiremini saab majandus areneda. Kui AML indeks (X_1) tõuseb 1 palli võrra, siis SKP kasvumäär (Y_2) langeb 0,491 protsendipunkti. Tuginedes teoreetilisele kirjandusele ning varasematele empiirilistele uuringutele on selline rahapesu riski ja SKP kasvumäära seos ootuspärane. Kui Basel AML indeks tõuseb, siis rahapesu risk riigis suureneb, mis tähendab tihti peale kuritegelikkuse ning vaesuse kiiremat kasvu ehk SKP kasvumäära aeglustumist. Antud mudeliga suutis autor selgitada ning tõestada SKP kasvumäära ning rahapesu vahelist seost.

3.3. Kaubanduse ja rahapesu mudel

Kaubanduse ning rahapesu vahelise seose uurimisel keskendus autor Bartlett'i ning McCallum'i lähenemisele ning uuris, kuidas riigi eksport on seotud rahapesu riskiga. Seose uurimiseks koostas autor järgmise mudeli:

$$Y_3 = \alpha_3 + \beta_1 \cdot X_1 + \beta_2 \cdot X_2 + \beta_4 \cdot X_4 + \beta_7 \cdot X_7 + u_3 \quad (4)$$

kus Y_3 – eksport % SKP-st;

α_3 – riigipõhine vabaliige;

X_1 – Basel AML indeks;

X_2 – SKP inimese kohta;

X_4 – töajõus osalemise määr;

X_7 – inflatsiooni aastane kasvumäär;

u_3 – vealiige.

Tuginedes teoreetilistele käsitlustele kasutas autor sõltuva muutujana eksport % SKP-st ning sõltumatute parameetritena Basel AML indeksit, töajõus osalemise määra, inflatsiooni aastast kasvumäära ning SKP inimese kohta, mis on tuhandetes USA dollarites.

Parameetrite detailsemaks ülevaateks koostas autor sarnaselt eelnevale kirjeldava statistika tabeli keskvaartuse, mediaani, variatsioonikordaja, standardhälve, miinimum- ning maksimumvaartusega.

Näitajate paremaks ülevaateks ning seoste kirjeldamiseks koostas autor korrelatsioonimaatriksi tabeli, mis võimaldab tunnuseid paarikaupa võrrelda.

Tabelist 6 on näha, et keskmiselt 55% kogu SKP-st moodustab eksport ning keskmine inflatsiooni aastane kasvumäär on 1,18%. Suurim varieeruvus oli näitajal inflatsiooni aastane kasvumäär ning väikseima varieeruvusega näitaja oli töajõus osalemise määr.

Tabel 6. Kirjeldav statistika

| | Kesk- väärtus | Mediaan | Variatsiooni- kordaja | Standard- hälve | Miinum | Maksimum |
|--------------------------------|------------------|---------|--------------------------|--------------------|--------|----------|
| Basel AML indeks | 4,67 | 4,79 | 0,16 | 0,76 | 1,78 | 6,39 |
| Eksport % SKP-st | 54,93 | 42,90 | 0,68 | 37,28 | 11,87 | 221,20 |
| Inflatsiooni aastane kasvumäär | 1,18 | 1,10 | 1,01 | 1,20 | -1,74 | 6,04 |
| SKP inimese kohta | 42,34 | 40,21 | 0,40 | 16,54 | 17,46 | 116,60 |
| Tööjõus osalemise määr | 73,54 | 74,11 | 0,06 | 4,54 | 63,30 | 82,92 |

Allikas: autori koostatud mudelis kasutatud andmete alusel

Tabel 7. Korrelatsioonimaatriks

| | Basel AML indeks | Eksport % SKP-st | Inflatsiooni aastane kasvumäär | SKP inimese kohta | Tööjõus osalemise määr |
|--------------------------------|------------------|------------------|--------------------------------|-------------------|------------------------|
| Basel AML indeks | 1,000 | 0,021 | -0,073 | 0,196 | -0,211 |
| Eksport % SKP-st | - | 1,000 | -0,095 | 0,529 | -0,129 |
| Inflatsiooni aastane kasvumäär | - | - | 1,000 | -0,022 | -0,022 |
| SKP inimese kohta | - | - | - | 1,000 | 0,242 |
| Tööjõus osalemise määr | - | - | - | - | 1,000 |

Allikas: autori koostatud mudelis kasutatud andmete alusel

Kõige tugevamalt on omavahel seotud eksport ja SKP inimese kohta. Nende vahel on positiivne seos, ehk ühe näitaja suurenedes suureneb ka teine. Kõige nõrgemalt omavahel korreleeruvad Basel AML indeks ja eksport. Nende näitajate vahel on samuti positiivne korrelatsioon, mis on kooskõlas teoreetilise käsitlusega. Ekspordi suurenedes suureneb ka AML indeks, ehk rahapesu risk riigis tõuseb.

Sarnaselt eelnevale kahele mudelile viis autor läbi samad testid ning analüüsid, alustades fikseeritud ja ühendatud mudeli võrdlusest. Objektispetsiifiliste vabaliikmete statistilise olulise

testi tulemuseks oli $1,62 \cdot 10^{-159} < 0,05$, vastu tuli võtta sisukas hüpotees. Objektispetsiifilised vabaliikmed on olulised ning fikseeritud efektiga mudel on ühendatud mudelist parem. (Lisa 9)

Seejärel võrreldi ühendatud mudelit ja juhuslike efektidega mudelit Breusch-Pagan'i testiga. Antud testi olulisuse tõenäosuseks tuli $8,48 \cdot 10^{-97} < 0,05$, millest sai järeldada, et nullhüpotees objektispetsiifilise vealiikme puudumise kohta oli ümber lükatud ning eelistada tuli juhuslike efektidega mudelit. (Lisa 10)

Lõpuks võrreldi omavahel juhuslike efektidega ning fikseeritud efektiga mudelit, kasutades Hausman'i testi. Vastu tuli võtta sisukas hüpotees, mis viitas sellele, et juhuslike efektidega mudeli hinnangud ei olnud efektiivsed ning antud mudelit ei tohtinud kasutada, sest olulisuse tõenäosus oli $0,02 < 0,05$. (Lisa 10) Akaike kriteeriumi võrdlemise kaudu jõudis autor sama järelduseni, sest fikseeritud efektiga mudeli AIC oli 982,64 ning juhuslike efektidega mudeli AIC oli 1956,96. Eelistada tuleb seda mudelit, mille korral antud kriteerium on väiksem. (Lisa 9,10)

Fikseeritud mudelit edasi modelleerides kontrollis autor grupiviisilise heteroskedastiivsuse esinemist tuginedes Wald'i testile. Sarnaselt eelmisele mudelile tuli ka selle mudeli korral olulisuse tõenäosuseks 0, mis tähendab, et mudelis esines grupiviisile heteroskedastiivsus. Autor kasutas edasisel modelleerimisel kohandatud standardvigadega mudelit, mis võimaldab arvestada esinenud heteroskedastiivsusega. (Lisa 9)

Autor eemaldas mudelist ebaolulised tunnused, ning lõplikuks mudeliks jäi:

$$Y_3 = 33,8 + 0,411 \cdot X_2 + 0,800 \cdot X_1 + u_3 \quad (4.1)$$

(4,82) (0,09) (0,40)

$$n = 198, R^2 = 0,996$$

LSDV mudeli determinatsioonikordaja näitab, kui hästi on sõltuva tunnuse hajumine ära seletatud teiste mudelis esinevate parameetrite abil. Antud mudeli LSDV determinatsioonikordajaks saadi 99,5%. Grupisisene determinatsioonikordaja (*Within R-squared*) oli antud mudeli korral 24,6%. Makroanalüüsi korral on selline tulemus ootuspärane, millest võib järeldada, et regressorid seletavad sõltuva tunnuse muutumist piisavalt. (Lisa 11)

Lõpliku mudeli kuju ja parameetrid on ootuspärased ning on autori arvates loogilised. Kui SKP inimese kohta tuhandetes dollarites (X_2) tõuseb ühe dollari võrra, siis eksport (Y_3) tõuseb 0,411

protsendipunkti. Selline tulemus on loogiline, sest kui majandus tõuseb, siis tõuseb ka SKP inimene kohta ning majanduskasvu faasis on riikides tavaliselt kaubavahetus välisriikidega aktiivsem. Kui AML indeks (X_1) tõuseb 1 palli võrra, siis tõuseb ka eksport (Y_3) 0,800 protsendipunkti. Antud seose tulemus on sarnane Mccallum'i, Bartlett'i kui ka Walker'i teooriale, kus rahapesu ning eksport-import on positiivses seoses. Ekspordi suurenemine riigis võimaldab kurjategijatel kaupade ning teenuste kaudu aktiivsemalt tegeleda rahapesuga. Antud mudeliga suutis autor selgitada ning tõestada kaubanduse, täpsemalt ekspordi, ning rahapesu vahelist seost.

3.4. Töötuse määra ja rahapesu mudel

Autor püstitas mudeli tuginedes sarnastele empiirilistele uuringutele, kasutades sõltuva muutujuna töötuse määra, % tööjõust. Sõltumatute muutujatena kasutatakse Basel AML Indeksit, inflatsiooni kasvumäära ning SKP töötunni kohta dollarites. Lisaks tõi autor sarnaselt Kutub'i käsitlusele mudelisse kodumajapidamiste säästud.

$$Y_4 = \alpha_4 + \beta_1 \cdot X_1 + \beta_7 \cdot X_7 + \beta_8 \cdot X_8 + \beta_9 \cdot X_9 + u_4 \quad (5)$$

kus Y_4 – töötuse määr, % tööjõust;

α_4 – riigipõhine vabaliige;

X_1 – Basel AML Indeks;

X_7 – inflatsiooni aastane kasvumäär;

X_8 – säästud, % kodumajapidamiste kasutatavast sissetulekust;

X_9 – SKP töötunni kohta dollarites;

u_4 – vealiige.

Parameetrite parema ülevaate saab kirjeldava statistika tabelist, kus on välja toodud muutujate keskvärtus, mediaan, variatsioonikordaja, standardhälve, miinimum- ja maksimumvärtus. Tabel 8 kohaselt on keskmine töötuse määr, % tööjõust 7,72% ning keskmine SKP töötunni kohta on 52,3 USA dollarit. Keskmised säästud kodumajapidamiste kasutatavast sissetulekust on 5%. Suurim varieeruvus oli näitajal säästud, % kodumajapidamiste sissetulekust, mis vastab ootusele, sest juba majapidamiste sissetulekud on suure varieeruvusega ning sellest tulenevalt ka säästmine. Mõned inimesed saavad säästa rohkem, mõned vähem. Väikseima hajuvusega näitaja oli Basel AML indeks, mis sarnaneb esimeses mudelis saadud tulemusega.

Tabel 8. Kirjeldav statistika

| | Keskväärtus | Mediaan | Variatsiooni- kordaja | Standard- hälve | Miinumum | Maksimum |
|---|-------------|---------|--------------------------|--------------------|----------|----------|
| Töötuse määr, % tööjõust | 7,72 | 6,38 | 0,60 | 4,61 | 2,24 | 27,47 |
| Basel AML indeks | 4,67 | 4,79 | 0,16 | 0,76 | 1,78 | 6,39 |
| SKP töötunni kohta dollarites | 52,30 | 51,20 | 0,35 | 18,24 | 19,96 | 99,71 |
| Säästud, % kodu- majapidamiste sissetulekust | 4,93 | 5,47 | 1,38 | 6,78 | -17,00 | 18,88 |
| Aastane inflatsiooni kasvumäär | 1,18 | 1,10 | 1,01 | 1,20 | -1,7 | 6,04 |

Allikas: autori koostatud mudelis kasutatud andmete alusel

Autor esitab sarnaselt eelmistele mudelitele korrelatsioonimaatriksi, mis annab ülevaate parameetrite omavahelistest seostest.

Tabel 9. Korrelatsioonimaatriks

| | Töötuse määr, % tööjõust | Basel AML indeks | SKP töötunni kohta dollarites | Säästud, % kodu- majapidamiste sissetulekust | Aastane inflatsiooni kasvumäär |
|--|--------------------------------|---------------------|--|---|--------------------------------------|
| Töötuse määr, % tööjõust | 1,000 | 0,125 | -0,120 | -0,574 | -0,42 |
| Basel AML indeks | - | 1,000 | 0,185 | 0,103 | -0,073 |
| SKP töötunni kohta dollarites | - | - | 1,000 | 0,248 | -0,112 |
| Säästud, % kodu- majapidamiste sissetulekust | - | - | - | 1,000 | 0,314 |
| Aastane inflatsiooni kasvumäär | - | - | - | - | 1,000 |

Allikas: autori koostatud mudelis kasutatud andmete alusel

Tugevaim negatiivne seos on töötuse määra ja majapidamiste säästude vahel, mis vastab ootusele ning majandusteooriale. Mida suurem on töötuse määr riigis, seda väiksem on inimeste sissetulek

ning seda vähem saavad nad raha säästa. Kõige nõrgem korrelatsioon on AML indeksi ja inflatsiooni aastase kasvumäära vahel.

Sarnaselt eelnevatele mudelitele, tuli esialgu võrrelda fikseeritud efektiga mudelit ühendatud mudeliga. Objektispetsiifiliste vabaliikmete statistilise olulisuse testi tulemuseks saadi antud mudeli korral $2,15 \cdot 10^{-56} < 0,05$, mille tulemusena oli võimalik järeldada, et fikseeritud efektiga mudel oli parem. (Lisa 12)

Seejärel võrreldi juhuslike efektidega mudelit ja ühendatud mudelit. Selleks kasutas autor Breusch-Pagan'i testi, mille olulisuse tõenäosuseks oli $1,007 \cdot 10^{-67} < 0,05$, mis tähendab, et vastu tuli võtta sisukas hüpotees ning juhuslike efektidega mudel oli parem. (Lisa 13)

Viimasena analüüsiti fikseeritud efektiga ja juhuslike efektidega mudelit Hausman'i testi abil. Antud testi olulisuse tõenäosus oli $2,99 \cdot 10^{-7} < 0,05$, mis tähendab, et vastu tuli võtta sisukas hüpotees, mis sätestab, et juhuslike efektidega mudeli hinnangud ei ole efektiivsed ning kasutada tuleb fikseeritud efektiga mudelit. (Lisa 13) Sarnase tulemuse andis ka Akaike kriteeriumite võrdlus, mille korral tuleb eelistada väiksema AIC näitajaga mudelit. Antud analüüsis oli fikseeritud efektiga mudeli AIC 724,59 ja juhuslike efektidega mudeli AIC oli 1127,915. (Lisa 12, 13)

Edasise modelleerimise käigus kontrollis autor fikseeritud efektiga mudeli grupiviisilise heteroskedastiivsuse esinemist Wald'i testi abil. Ka selle mudeli korral oli olulisuse tõenäosuseks 0, mis tähendab, et mudelis esines grupiviisiline heteroskedastiivsus ning edasipidises modelleerimises tuli kasutada kohandatud standardvigadega mudelit. (Lisa 12)

Basel AML indeks oli oluline nivool 0,1 fikseeritud efektiga mudelis enne kohandatud standardvigade rakendamist. Eemaldades kohandatud standardvigadega mudelis ebaolulise tunnuse AML indeks, muutus mudeli grupisisene determinatsioonikordaja (*Within R-squared*) ja Akaike kriteerium kehvemaks, mille tõttu jättis autor rahapesu riski näitaja (Basel AML indeksi) mudelisse, sest see parandas mudeli olulisust ning selgitusvõimet. Ilma parameetrita oli grupisisese determinatsioonikordaja tulemus 34,3% ja koos indeksiga 35,7%. Akaike kriteerium oli vastavalt 724,90 ja 722,67. (Lisa 14, 15)

Mudeli lõplikuks kujuks jäi:

$$Y_4 = 22,9 + 0,442 \cdot X_1 - 0,318 \cdot X_9 - 0,490 \cdot X_7 + u_4 \quad (5.1)$$

$$(4,22) \quad (0,36) \quad (0,06) \quad (0,12)$$

$$n = 198, R^2 = 0,926$$

Kui antud mudelis AML indeks (X_1) tõuseb 1 palli võrra, siis töötuse määr, % tööjõust (Y_4) tõuseb 0,442 protsendipunkti. Antud tulemus vastab Calvo-Armengol ja Zenou teooriale, kus mainiti, et piirkonnad, kus on suurem töötuse määr on suurem ka kuritegelikkus. Arvestades seda, et rahapesu on üks kuritegelikkuse vormidest, siis on selline tulemus ootuspärane. Kui SKP töötunni kohta (X_9) tõuseb 1 dollari võrra, siis töötuse määr, % tööjõust (Y_4) langeb 0,318 protsendipunkti. Selline tulemus on samuti loogiline, sest kui tunnis teenitud tasu suureneb, siis on inimesed rohkem motiveeritud töötama, mille tulemusena töötuse määr langeb. Kui inflatsiooni aastane kasvumäär (X_7) tõuseb 1 protsendi võrra, siis töötuse määr, % tööjõust (Y_4) väheneb 0,490 protsendipunkti. Inflatsiooni kasvumäära tõustes jääb inimestele kätte vähem raha, mille tõttu on nad sunnitud rohkem töötama ning selline muster võib vähendada töötuse määra riigis. Kuna AML indeks jäeti mudelisse selgitusvõime parandamiseks ning Akaike kriteeriumi põhjal, siis mudeliga suutis autor osaliselt selgitada ning tõestada töötuse määra ning rahapesu riski seost. (Lisa 15)

3.5. Järeldused

Käesolevas töös modelleeriti nelja mudelit, millest kahega suudeti rahapesu riski seost makronäitajatega tõestada ning kahega suudeti seos tõestada osaliselt. Autor püstitas hüpoteesi, et rahapesu mõjub riigi makroökonomilistele näitajatele negatiivselt, ning antud hüpotees sai tõestatud. Riigi majanduslik seis rahapesu esinemisel halveneb. Mudelite seletusvõimed olid makronäitajate jaoks ootuspärased. Allolevas tabelis esitab autor kõigi nelja lõpliku mudeli põhilised näitajad ning kriteeriumid.

Tabel 10. Kõigi lõplike fikseeritud efektiga mudelite põhilisemad näitajad

| Mudeli number töös | Sõltuv tunnus | Seletavad tunnused (koefitsient) | Grupisisene Determinatsiooni-kordaja (%) | Akaike |
|--------------------|--------------------------|--|--|--------|
| 2.1 | Maksutulu | 1) Maksud isiklikult sissetulekult (1,78) 2) Basel AML indeks (-0,16) | 54,2 | 447,8 |
| 3.1 | SKP kasvumäär | 1) Töötuse määr, % tööjõust (0,26) 2) Basel AML indeks (-0,49) | 12,0 | 815,8 |
| 4.1 | Eksport % SKP-st | 1) SKP inimese kohta (0,41) 2) Basel AML indeks (0,80) | 24,6 | 987,9 |
| 5.1 | Töötuse määr, % tööjõust | 1) Basel AML indeks (0,44) 2) SKP töötatud tunni kohta (-0,32) 3) Aastane inflatsiooni kasvumäär (-0,49) | 35,7 | 722,7 |

Allikas: Autori koostatud töö käigus analüüsitud mudelite põhjal

Märkus: Kõik seletavad tunnused on statistiliselt olulised nivool 0,05

Maksude ja rahapesu mudelis osutus Basel AML indeks ebaoluliseks, mis võib olla tingitud mudeli valest kujust või oluliste tunnuste puudumisest. Autor jättis AML indeksi sisse, sest parameeter parandas mudeli selgitusvõimet ning tuginedes Akaike kriteeriumile oli AML indeksiga mudel parem. Kui maksud isiklikult sissetulekult suurenevad antud mudelis ühe protsendi võrra, siis maksutulu riigis suureneb 1,78 dollarit. Kui AML indeks suureneb 1 palli võrra, siis maksutulu riigis langeb 0,164 dollarit. Antud tulemus on loogiline, sest mida suurem on AML indeks, seda suurem on rahapesu risk riigis ning seda vähem makstakse sissetulekutelt makse.

SKP ja rahapesu mudeliga jõudis autor järelduseni, et kui AML indeks tõuseb 1 palli võrra, siis SKP kasvumäär langeb 0,491 protsendipunkti, mis viitab näitajate vahelisele negatiivsele seosele. Selline tulemus on ootuspärane ning sarnane Rece ja Stancu uuringule. Nemad jõudsid järelduseni, et 23,7% SKP kasvust võib olla selgitatud rahapesu muutusest riigis. Autor jõudis töös käsitletud mudeliga järeldusele, et 12% SKP kasvust saab olla selgitatud rahapesu riskiga riigis.

Kaubandus ja rahapesu mudel tõestas samuti näitajate vahelist seost. Autor jõudis analüüsi käigus järelduseni, et AML indeksi tõus 1 palli võrra viib ekspordi tõusuni 0,800 protsendipunkti. Antud tulemust toetab ka töö teoreetilises pooles käsitletud varasem kirjandus ning empiirilised uuringud.

McCallum'i, Bartlett'i kui ka Walker'i teooria tulemused olid sarnased, sest mainiti ekspordi ning rahapesu positiivset seost. Kaubanduse suurenemine riigis võib avada kurjategijatele uued ning tõhusamad viisid rahapesu kuritegudeks.

Viimase seosena käsitles autor rahapesu ja töötuse määra seost. Mudeli analüüsi käigus selgus, et AML indeks mudelis ei olnud oluline, kuid parameetri eemaldades muutus mudeli selgitusvõime ning Akaike kriteerium kehvemaks. Sellest tulenevalt jättis autor parameetri mudelisse sisse. Tõus 1 palli võrra viib töötuse määra, % tööjõust tõusuni 0,442 protsendipunkti. Sarnase tulemuseni jõudsid ka Calvo-Armengol ja Zenou, kelle töö oli teoreetilises osas käsitletud. Nende uuringu kohaselt on vaesemad piirkonnad suurema töötuse määraga ning seetõttu esineb seal rohkem kuritegelikkust. See tähendab, et töötuse määra ning rahapesu riski vahel oli nende käsitluse järgi positiivne seos. Antud töö raames jõudis autor samale järeldusele.

Käesolevat tööd võiks edasi arendada keskendudes rahapesust saadud tuludele ning vaadata, millistes riikides on see näitaja suurim. Teise võimalusena võiks käsitluse alla võtta kaks riiki ning aegridu kasutades uurida, kuidas rahapesu risk reageerib erinevatele majandusarengu faasidele ning kas rahapesu riski näitaja on protsükliline või mitte.

KOKKUVÕTE

Rahapesu on sisuliselt kriminaaltegevusega teenitud vara konverteerimine läbi finantssüsteemi legaalsesse varasse, et varjata omandi esialgset illegaalset päritolu.

Viimase 40 aasta jooksul on rahapesu tõkestavaid seadusi laiendatud ning kohandatud kiirelt muutuva majanduskeskkonnaga. Enamik maailma jurisdiktsioonidest tugineb viimasele *Financial Action Task Force's* soovitudele. Tähtis on KYC (*Know your customer*) meede, mis sisuliselt võimaldab tutvuda enda kliendiga ning tema raha päritoluga. Samuti tutvustati töö käigus hea maine meedet, mis võimaldab rõhuda organisatsioonidel rakendama hoolsusmeetmeid, et hoida head mainet.

Seotust rahapesu ja makronäitajate vahel on empiirilisel ning teoreetiliselt uurinud mitmed majandusteadlased ning levinud on teadmine, et rahapesu mõjutab riigi makroökonomiliste andmete usaldusväärsust, majandusanalüüsi efektiivsust ning majanduspoliitikat.

Maksude rahapesu seisneb saadud tulult maksude mitte maksmises. Tihtipeale tegelevad sellise rahapesu tüübiga väikeettevõtete omanikud, kes pole oma äri registreerinud. Rahapesu ning maksupettus on teineteisest sõltuvad, sest mida rohkem eiratakse makse, seda rohkem on vaba raha, et teostada rahapesu.

Rahapesu mõju SKP-le on sarnane maksudega. Kurjategijad investeerivad rahapesu ühingutesse tõstes seeläbi SKP-d investeringute näol. Töös analüüsitud uuringus tutvustati asjaolu, et pikaajaliselt võib mõju olla pigem vastupidine, kus ühe muutuja suurenedes teine väheneb.

Kaubanduse uurimisel tutvustas autor uuringut, kus käsitleti Walker'i mudelit, mis sätestab, et kahe riigi kaubavahetuse väärtus on mõjutatud mõlema riigi elanike arvust, riikidevahelisest atraktiivsusest ning vahemaast, mis neid riike eraldab. Rahapesu riigis moonutab ekspordi ja impordi suhet, sest rahapesijad impordivad luksuskaupu rahapesemise eesmärgil, mille

tulemusena kannatab koduriigi majandus, tõuseb töötusemäär ning väheneb kohalike ettevõtete kasumlikkus.

Rahapesu riigis soodustab suuremat importi, tõstab intressimäära ja seetõttu on finantssektoris vähem investeringuid. Väiksemad investeringud viivad majanduskasvu aeglustumiseni, suurema tööpuuduseni ja äärmuslikes olukordades suureneb laenu maksejõuetuse risk.

Bakalaureusetöö eesmärgiks oli uurida, kas nende näitajate vahel eksisteerib seos ning kuidas rahapesu risk mõjutab makroökonomilisi majandusnäitajaid. Autor püstitab läbitöötatud kirjanduse põhjal hüpoteesi, et suurem rahapesu risk riigis mõjutab makroökonomilisi näitajaid negatiivselt suunas. Seoste uurimiseks koostas autor neli erinevat mudelit, et uurida rahapesu riski seost kaubanduse, töötuse määra, SKP kasvumäära ning maksutuluga. Kahe mudeliga suudeti seost täielikult kirjeldada ning kaks mudelit andsid osalise kinnituse näitajate seosele. Parima tulemuse andis töötuse ja rahapesu mudel, mis suutis näitajate vahelist seost selgitada kõige täpsemini.

Maksude ja rahapesu lõplikust mudelist tegi autor järelduse, kui maksud isiklikult sissetulekult suurenevad antud mudelis ühe protsendi võrra, siis maksutulu riigis suureneb 1,78 dollarit. Kui AML indeks suureneb 1 palli võrra, siis maksutulu riigis langeb 0,164 dollarit. Antud tulemus on loogiline, sest mida suurem on AML indeks, seda suurem on rahapesu risk riigis ning seda vähem makstakse sissetulekutelt makse.

SKP ja rahapesu mudeliga saavutati järeldus, et Basel AML indeksi tõus 1 palli võrra viib SKP kasvumäära languseni -0,491 protsendipunkti. Samuti saavutati mudeliga järeldus, et 12% SKP kasvust saab olla selgitatud rahapesu riskiga riigis.

Kaubandus ja rahapesu mudel tõestas näitajate vahelist seost. AML indeksi tõus 1 palli võrra viib ekspordi tõusuni 0,800 protsendipunkti. Kaubanduse suurenemine riigis võib avada kurjategijatele uued ning tõhusamad viisid. Samuti võib liiga suur ekspordi osakaal viia riigi kaubandusbilansi tasakaalust välja, mille tulemusena kohalikud ettevõtted ning rahvastik võib kannatada, sest põhirõhk on toodete väljaveol.

Viimase seosena käsitles autor rahapesu ja töötuse määra seost. Analüüsi käigus selgus, et AML indeksi tõus 1 palli võrra viib töötuse määra tõusuni 0,442 protsendipunkti. Antud mudel kinnitas

töös püstitatud hüpoteesi, et rahapesu risk mõjub makronäitajatele negatiivselt. Suurem töötuse määr riigis põhjustab SKP kasvu aeglustumist, suuremat vaesust ning kõrgemat kuritegelikkuse taset.

Autor soovib antud uuringut edasi arendada, keskendudes rahapesust saadud tuludele ning vaadata, millistes riikides on see näitaja suurim. Teise võimalusena võiks käsitluse alla võtta kaks riiki ning aegridu kasutades uurida, kuidas rahapesu risk reageerib erinevatele majandusarengu faasidele ning kas rahapesu riski näitaja on protsükliline või mitte.

SUMMARY

AN ANALYSIS OF MONEY LAUNDERING RISK ON MACROECONOMICS

Liisa Pasioko

With the development of world internationalism and open trade, there is an increasing need to pay attention to the reliability of the country's economic environment indicators. The global trend of money laundering crime has been growing in recent years and the number of money laundering scandals has been increasing.

The aim of this bachelor's thesis is to study how and whether the risk of money laundering affects macroeconomic indicators.

In order to fulfil the aim of the thesis, the author sets the following research tasks:

1. To introduce the nature of money laundering and the possibilities of its prevention.
2. Describe the impact of money laundering on certain macroeconomic indicators based on theoretical literature and empirical research.
3. To analyse the impact of money laundering on macroeconomic indicators in the course of empirical analysis.

With this work, the author wants to find answers to the following research questions:

1. How does the risk of money laundering affect certain macroeconomic indicators?
2. Which indicators are most affected by the risk of money laundering?
3. Is there a negative link between money laundering and macroeconomic indicators?

In the theoretical part of the work, the author discussed the relationship between money laundering and the unemployment rate, GDP, taxes and trade. Based on all the theoretical sources discussed, the author was able to maintain the hypothesis that the impact of money laundering on macroeconomic indicators is negative and worsens the general economic situation.

Empirical analysis was performed based on the theory discussed with the four models. Author analysed the relationship between tax and money laundering in the first model. The final model and variables seemed logical. When taxes from a personal income rise (X_3) by 1 unit, then tax revenue increases by \$ 1.78. If the AML index (X_1) increases by 1 point, then the tax revenue in the country falls by \$ 0.164. This result is logical, because the higher the value of the AML index, the higher the risk of money laundering in the country and the lower the tax on income.

The author was able to prove the connection between money laundering and trade with the model used in the work. The author gained confidence that if the Basel AML index increases by 1 unit, then exports also increase by 0.800 units. The result of this relationship is similar to McCallum's, Bartlett's and Walker's theory, where money laundering and export-import have a positive relationship. The increase in exports in the country enables criminals to engage more actively in money laundering through goods and services.

The relationship between money laundering and the unemployment rate was also proved to be partly important. If in this model the AML index increases by 1 unit, then the unemployment rate increases by 0.442 units. This result is in line with the Calvo-Armengol and Zenou theory, which mentioned that areas with higher unemployment rates also have higher crime rates.

There was also a relationship between GDP and money laundering, which indicated that if the money laundering indicator rises by 1 unit, the GDP growth rate falls by 0.491 units. When the Basel AML index rises, the risk of money laundering in a country increases, which often means a faster growth of crime and poverty, i.e. a decrease in the GDP growth rate. With this model, the author was able to explain and prove the connection between GDP and money laundering.

In conclusion, it is safe to say that money laundering has a negative impact on the economy and slows down economic growth through impacting various macroeconomic indicators.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Altinkaya, Z., Yucel, O. (2013). The effects of international trade on international money laundering from the perspectives of international law and international trade in Turkey.– *European Scientific Journal*, Vol. 1. 116-124.
- Ardizzi, G., Petraglia, C., Piacenza, M., Schneider, F., Turati, G. (2013). Money laundering as a financial sector crime a new approach to measurement, with an application to Italy. – *Center for Economic Studies & Ifo Institute Working Paper* No. 4127.
- Baltagi, H. B. (2012). *Econometric analysis of panel data*. 4th ed. New York: John Wiley & Sons, 7.
- Bartlett, L. B. (2002). The negative effects of money laundering on economic development – *The Asian Development Bank*, Project No. 5967, 28-29.
- Basel Institute on Governance (2018). Basel AML Index 2018 Report. Kättesaadav: https://www.baselgovernance.org/sites/default/files/201902/basel_aml_index_10_09_2018.pdf, 15.02.2020.
- Basel Institute on Governance (2017). Basel AML Index 2017 Report. Kättesaadav: https://www.adgm.com/documents/financial-crime-prevention-unit/useful-links/basel_aml_index_report_2017.pdf, 16.02.2020.
- Basel Institute on Governance (2016). Basel AML Index 2016 Report. Kättesaadav: <https://www.uaf.cl/asuntos/descargar.aspx?arid=989>, 14.02.2020.
- Basel Institute on Governance (2015). Basel AML Index 2015 Report. Kättesaadav: https://www.prevencionblanqueo.com/wpcontent/uploads/2014/02/Basel_AML_Index_Report_2015.pdf, 14.02.2020.
- Busuioic, M., Ferwerda, J., Kruijf, D. W., Rawlings, G., Siegel, M., Unger, B., Wokke, K. (2006). The amounts and the effects of money laundering. – Report for the Ministry of Finance.
- Bishop, M. (2009). *Essential economics: An A to Z Guide*. New York: Bloomberg Press.
- Calvo-Armengol, A., Zenou, Y. (2003). Does crime affect unemployment? The role of social network – *Annales d'Économie et de Statistique*, No. 71/72, 173-188.
- Camerini, D., Milani, R., Riccardi, M. (2019). Assessing money laundering risk across regions. An application in Italy – *European Journal on Criminal Policy and Research*, Vol. 5, 21-43.
- Ene, M. C. (2014). Measuring money laundering using „The Walker gravity model“.– *Annales Universitatis Apulensis Series Oeconomica*, Vol. 16.

- Gordon, R. K. (2011). Losing the war against dirty money: Rethinking global standards on preventing money laundering and terrorism financing – *Duke Journal of Comparative & International Law*, Vol. 21, No 3, 503-566.
- Gnutzmann, H., McCarthy, J. K., Unger, B. (2010). Dancing with the devil: Country size and the incentive to tolerate moneylaundering – *International Review of Law and Economics*, Vol. 30, Is. 3, 244-252.
- Grewal, S. B., Hendriyetty, N. (2017). Macroeconomics of money laundering: effects and measurements – *Journal of Financial Crime*, Vol. 24, No. 1, 65-81.
- Hannan, M., Ross, S. (2007). Money laundering regulation and risk-based decision-making – *Journal of Money Laundering Control*, Vol. 10, No. 1.
- Harvey, J., Lau, F. S. (2008). Crime-money, reputation and reporting – *Crime Law Soc Change*, Vol. 52, Is. 1, 57-72.
- Hassen, T., Issaoui, F., Wassim, T. (2017). The effects of money laundering (ML) on growth application to the Gulf countries – *International Journal of Cyber Warfare and Terrorism*, Vol. 7, Is. 1.
- Ihsan, I., Razi, A. (2012). Money laundering-A negative impact on economy – *Global Journal of Management and Business*, Vol. 12, No. 17.
- International standards on combating money laundering and the financing of terrorism & proliferation – *the FATF Recommendations*. Kättesaadav: www.fatf-gafi.org/, 12.01.2020.
- Kutubi, S. S. (2011). Combating money-laundering by the financial institutions: An analysis of challenges and efforts in Bangladesh – *World Journal of Social Science*, Vol. 1, No.2, 36-51.
- Latif, A. L., Waris, A. (2014). The effect of tax amnesty on anti-money laundering in Bangladesh – *Journal of Money Laundering Control*, Vol. 17, No. 2, 243-255.
- Linde, V. D., Unger, B. (2013). Research handbook on money laundering. USA: Edward Elgar Publishing, Inc.
- Malakoutikhah, Z. (2020). Financial exclusion as a consequence of counter-terrorism financing – *Journal of Financial Crime*.
- Masciandaro, D., Takáts, E., Unger, B. (2007). Black Finance: The economics of money laundering.
- Mathers, C. (2004). Crime School: Money laundering. USA: Firefly Books, 2004.
- McCallum, J. (1995). National borders matter: Canada-U.S. Regional trade patterns – *The American Economic Association*, Vol. 85, No. 3, 615-623.

- Miru, A., Paserangi, H., Paserangi, M., See, B. (2019). Know your customer (KYC) principles relates to bank confidentiality as an effort to prevent money laundering crimes – *Journal of Law, Policy and Globalization*, Vol. 81.
- Mugarura, N. (2014). Customer due diligence (CDD) mandate and the propensity of its application as a global AML paradigm – *Journal of Money Laundering Control*, Vol. 17, No. 1, 76-95.
- Northrup, C. C. (2003). American economy: A historical encyclopedia. Santa-Barbara: ABC-CLIO, 445-580.
- OECD (2020). Employment rate. Labour market statistics (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/emp/employment-rate.htm#indicator-chart>, 16.02.2020.
- OECD (2020). GDP per hour worked. Labour market statistics (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/lprdy/gdp-per-hour-worked.htm>, 14.02.2020.
- OECD (2019). Gross domestic product (GDP). OECD National Accounts Statistics (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/gdp/gross-domestic-product-gdp.htm>, 19.02.2020.
- OECD (2019). Gross domestic product (GDP): GDP, volume – annual growth rates in percentage [Online]. Kättesaadav: <https://stats.oecd.org/index.aspx?queryid=60703>, 23.03.2020.
- OECD (2020). Household savings 2013-2018. OECD National Accounts Statistics (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/hha/household-savings.htm#indicator-chart>, 15.02.2020.
- OECD (2020). Household savings forecast 2019. OECD.Stat (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/hha/household-savings-forecast.htm#indicator-chart>, 15.02.2020.
- OECD (2020). Inflation (CPI). Main Economic Indicators (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/price/inflation-cpi.htm>, 20.02.2020.
- OECD (2020). Investment (GFCF). National Accounts Statistics (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/gdp/investment-gfcf.htm>, 15.02.2020.
- OECD (2020). Labour force. Main Economic Indicators (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/emp/labour-force.htm#indicator-chart>, 14.02.2020.
- OECD (2020). Population. Labour Force Statistics (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/pop/population.htm>, 14.02.2020.
- OECD (2019). Tax on personal income. OECD Tax Statistics (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/tax/tax-on-personal-income.htm>, 14.02.2020.
- OECD (2019). Tax revenue. OECD Tax Statistics (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/tax/tax-revenue.htm>, 14.02.2020.

- OECD (2020). Trade in goods and services. OECD.Stat (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/trade/trade-in-goods-and-services.htm>, 14.02.2020.
- OECD (2020). Unemployment rate. Main Economic Indicators (database) [Online]. Kättesaadav: <https://data.oecd.org/unemp/unemployment-rate.htm>, 14.02.2020.
- Pasieko, L. (2020). *Bakalaureusetöö algandmed*. Kättesaadav: https://docs.google.com/spreadsheets/d/18TgoooO_KOWKTBssgf_GhC1w8hNagW9sajQouHQLO7o/edit?usp=sharing, 09.05.2020.
- PricewaterhouseCoopers. (2018). Pulling fraud out of the shadows. Kättesaadav: <https://www.pwc.com/gx/en/forensics/global-economic-crime-and-fraud-survey-2018.pdf>, 20.02.2020.
- Rahandusministeerium. *Rahapesu ja terrorismi rahastamise tõkestamine*. Kättesaadav: <https://www.rahandusministeerium.ee/et/finants-ja-ettevotluspoliitika/rahapesu-ja-terrorismi-rahastamise-tokestamine>, 15.01.2020.
- Rahapesu ja terrorismi rahastamise tõkestamine ning finantssanktsioonide rakendamise poliitika ja suunised*. Eesti Pangaliit. Kättesaadav: <https://www.pangaliit.ee/rahapesu-tokestamine/hoosusmeetmed>, 14.02.2020.
- Rahapesu ja terrorismi rahastamise tõkestamise seadus. RT I, 19.03.2019, 78.
- Quirk, J. P. (1996). Macroeconomic implications of Money Laundering. –*IMF Working Paper* Vol. 66.
- Rajput, U. V. (2013). Research on know your customer (KYC) –*International Journal of Scientific and Research Publications*, Vol. 3, Is.7.
- Reuter, P., Truman, M. E. (2004). Chasing dirty money: The fight against money laundering – *Institute for international economics*.
- Rece, D., Stancu, I. (2009). The relationship between economic growth and money laundering – a linear regression model – *Theoretical and Applied Economics*.
- Richet, L. J. (2013). Laundering money online: a review of cybercriminal's methods – *United Nations Office on Drugs and Crime*.
- Sabatino, M. (2020). Crime treasure islands: Tax havens, tax evasion and money laundering – *Journal of Economics and Business*, Vol. 3, No. 1, 189-199.
- Sala-i-Martin, X., Schwab, K. (2012). The Global Competitiveness Report 2012-2013. Kättesaadav: http://www3.weforum.org/docs/WEF_GlobalCompetitivenessReport_2012-13.pdf, 20.03.2020.
- Sala-i-Martin, X., Schwab, K. (2013). The Global Competitiveness Report 2013-2014. Kättesaadav: http://www3.weforum.org/docs/WEF_GlobalCompetitivenessReport_2013-14.pdf, 22.03.2020.

- Tibar, I. (2008). Rahapesu kujunemisloost ja olemusest. *Juridica* 2008/8, lk 580.
- Tuuling, T. (2013). *Rahapesu tänapäevased skeemid ja trendid*. Postimees. Kättesaadav: <https://majandus24.postimees.ee/1349260/rahapesu-tanapaevased-skeemid-ja-trendid>, 10.03.2020.
- Värk, J. (2017). *Rekordiline rahapesu läbi Eesti – 1,6 miljardit dollarit*. Postimees. Kättesaadav: <https://www.postimees.ee/4052665/rekordiline-rahapesu-labi-eesti-1-6-miljardit-dollarit>, 01.02.2020.
- Walker, J. (1999). How big is global money laundering? – *Journal of Money Laundering Control*, Vol. 3, No. 1.
- Wand, H., Xie, M., Yin, H. (2006). An effective defense against email spam laundering – The College of William and Mary.
- Williams, P. (2001). Crime, illicit markets, and money laundering. Washington, D.C.: Carnegie Endowment, 106-150.
- World Bank. (2020). Doing Business 2020. Washington, DC: World Bank.
- Yaniv, G. (1999). Tax evasion, risky laundering, and optimal deterrence policy – *International Tax and Public Finance*, Vol. 6, Is. 1, 27-38.

LISAD

Lisa 1. Ühendatud (OLS) rahapesu ja maksude mudel

OLS Mudel:Pooled OLS, using 198 observations

Included 33 cross-sectional units

Time-series length = 6

Dependent variable: taxrevenueofgdp

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|------------------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|-----|
| const | 27,8059 | 2,73057 | 10,18 | <0,0001 | *** |
| gdppercapitatuhUS dollars | 0,0228323 | 0,0288096 | 0,7925 | 0,4290 | |
| taxonpersonalinco meofGD | 0,961200 | 0,108897 | 8,827 | <0,0001 | *** |
| AMLINDEX | -0,511215 | 0,562216 | -0,9093 | 0,3643 | |
| Mean dependent var | 34,25438 | S.D. dependent var | | 7,248448 | |
| Sum squared resid | 6685,050 | S.E. of regression | | 5,870181 | |
| R-squared | 0,354125 | Adjusted R-squared | | 0,344137 | |
| F(3, 194) | 35,45594 | P-value(F) | | 2,57e-18 | |
| Log-likelihood | -629,3667 | Akaike criterion | | 1266,733 | |
| Schwarz criterion | 1279,886 | Hannan-Quinn | | 1272,057 | |
| rho | 0,983010 | Durbin-Watson | | 0,013010 | |

Allikas: autori koostatud mudelis käsitletud parameetritega, kasutades programmi *Gretl*

Lisa 2. Fikseeritud efektiga rahapesu ja maksude mudel

FE mudel: Fixed-effects, using 198 observations
 Included 33 cross-sectional units
 Time-series length = 6
 Dependent variable: taxrevenueofgdp

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|-----------------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|-----|
| const | 19,5378 | 1,74071 | 11,22 | <0,0001 | *** |
| gdppercapitatuUS dollars | 0,0113250 | 0,0152081 | 0,7447 | 0,4575 | |
| taxonpersonalinco meofGD | 1,80657 | 0,136626 | 13,22 | <0,0001 | *** |
| AMLINDEX | -0,119123 | 0,127016 | -0,9379 | 0,3497 | |
| Mean dependent var | 34,25438 | S.D. dependent var | | 7,248448 | |
| Sum squared resid | 77,86421 | S.E. of regression | | 0,693284 | |
| LSDV R-squared | 0,992477 | Within R-squared | | 0,543426 | |
| LSDV F(35, 162) | 610,6410 | P-value(F) | | 1,6e-154 | |
| Log-likelihood | -188,5531 | Akaike criterion | | 449,1061 | |
| Schwarz criterion | 567,4838 | Hannan-Quinn | | 497,0215 | |
| rho | 0,334252 | Durbin-Watson | | 0,991054 | |

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(3, 162) = 64,2722$
 with p-value = $P(F(3, 162) > 64,2722) = 1,99014e-027$

Test for differing group intercepts -
 Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: $F(32, 162) = 429,58$
 with p-value = $P(F(32, 162) > 429,58) = 2,5478e-140$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -
 Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: $\text{Chi-square}(33) = 1568,68$
 with p-value = $3,34035e-309$

Allikas: autori koostatud mudelis käsitletud parameetritega, kasutades programmi *Gretl*

Lisa 3. Juhuslike efektidega rahapesu ja maksude mudel

RE mude: Random-effects (GLS), using 198 observations
 Included 33 cross-sectional units
 Time-series length = 6
 Dependent variable: taxrevenueofgdp

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>z</i> | <i>p-value</i> | |
|-----------------------------|--------------------|--------------------|----------|----------------|-----|
| const | 21,7103 | 1,90291 | 11,41 | <0,0001 | *** |
| gdppercapitatuUS dollars | 0,00337150 | 0,0147836 | 0,2281 | 0,8196 | |
| taxonpersonalinco meofGD | 1,61421 | 0,120528 | 13,39 | <0,0001 | *** |
| AMLINDEX | -0,174863 | 0,126068 | -1,387 | 0,1654 | |
| Mean dependent var | 34,25438 | S.D. dependent var | | 7,248448 | |
| Sum squared resid | 8102,227 | S.E. of regression | | 6,445920 | |
| Log-likelihood | -648,4009 | Akaike criterion | | 1304,802 | |
| Schwarz criterion | 1317,955 | Hannan-Quinn | | 1310,126 | |
| rho | 0,334252 | Durbin-Watson | | 0,991054 | |

'Between' variance = 37,7235
 'Within' variance = 0,480643
 theta used for quasi-demeaning = 0,953967

Joint test on named regressors -
 Asymptotic test statistic: Chi-square(3) = 194,874
 with p-value = 5,40394e-042

Breusch-Pagan test -
 Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0
 Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 476,89
 with p-value = 1,01513e-105

Hausman test -
 Null hypothesis: GLS estimates are consistent
 Asymptotic test statistic: Chi-square(3) = 8,70718
 with p-value = 0,0334485

Allikas: autori koostatud mudelis käsitletud parameetritega, kasutades programmi *Gretl*

Lisa 4. Fikseeritud efektiga rahapesu ja maksude mudel ilma AML indeksita

kohandatud ilma AML: Fixed-effects, using 198 observations
 Included 33 cross-sectional units
 Time-series length = 6
 Dependent variable: taxrevenueofgdp
 Robust (HAC) standard errors

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|-----------------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|-----|
| const | 19,4049 | 2,33779 | 8,301 | <0,0001 | *** |
| taxonpersonalinco meofGD | 1,81336 | 0,285482 | 6,352 | <0,0001 | *** |
| Mean dependent var | 34,25438 | S.D. dependent var | | 7,248448 | |
| Sum squared resid | 79,17395 | S.E. of regression | | 0,694815 | |
| LSDV R-squared | 0,992351 | Within R-squared | | 0,535746 | |
| Log-likelihood | -190,2045 | Akaike criterion | | 448,4090 | |
| Schwarz criterion | 560,2100 | Hannan-Quinn | | 493,6623 | |
| rho | 0,355015 | Durbin-Watson | | 0,968722 | |

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(1, 32) = 40,3471$
 with p-value = $P(F(1, 32) > 40,3471) = 3,93382e-007$

Robust test for differing group intercepts -
 Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(32, 58,1) = 654,583$
 with p-value = $P(F(32, 58,1) > 654,583) = 1,12502e-063$

Allikas: autori koostatud mudelis käsitletud parameetritega, kasutades programmi *Gretl*

Lisa 5. Fikseeritud efektiga rahapesu ja maksude mudel koos AML indeksiga

Kohandatud koos AML:Fixed-effects, using 198 observations
 Included 33 cross-sectional units
 Time-series length = 6
 Dependent variable: taxrevenueofgdp
 Robust (HAC) standard errors

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|-----------------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|-----|
| const | 20,4174 | 2,86073 | 7,137 | <0,0001 | *** |
| taxonpersonalinco meofGD | 1,78352 | 0,305444 | 5,839 | <0,0001 | *** |
| AMLINDEX | -0,164349 | 0,155443 | -1,057 | 0,2983 | |
| Mean dependent var | 34,25438 | S.D. dependent var | 7,248448 | | |
| Sum squared resid | 78,13074 | S.E. of regression | 0,692336 | | |
| LSDV R-squared | 0,992451 | Within R-squared | 0,541863 | | |
| Log-likelihood | -188,8914 | Akaike criterion | 447,7827 | | |
| Schwarz criterion | 562,8721 | Hannan-Quinn | 494,3671 | | |
| rho | 0,339636 | Durbin-Watson | 0,985388 | | |

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(2, 32) = 23,4633$
 with p-value = $P(F(2, 32) > 23,4633) = 5,3313e-007$

Robust test for differing group intercepts -
 Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(32, 58,3) = 748,608$
 with p-value = $P(F(32, 58,3) > 748,608) = 1,27703e-065$

Allikas: autori koostatud mudelis käsitletud parameetritega, kasutades programmi *Gretl*

Lisa 6. Fikseeritud efektiga SKP ja rahapesu mudel

FE mudel: Fixed-effects, using 198 observations
 Included 33 cross-sectional units
 Time-series length = 6
 Dependent variable: GDPGrowthrate

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|---------------------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|----|
| const | -10,2243 | 13,3361 | -0,7667 | 0,4444 | |
| Employmentrate | 0,318484 | 0,142874 | 2,229 | 0,0272 | ** |
| investmentsperspers onofto | -0,741321 | 1,13279 | -0,6544 | 0,5138 | |
| Laborforceparticip ationrate | -0,0779722 | 0,268407 | -0,2905 | 0,7718 | |
| AMLINDEX | -0,525870 | 0,305117 | -1,723 | 0,0867 | * |
| Mean dependent var | 2,487602 | S.D. dependent var | | 2,262402 | |
| Sum squared resid | 499,8324 | S.E. of regression | | 1,761973 | |
| LSDV R-squared | 0,504300 | Within R-squared | | 0,122865 | |
| LSDV F(36, 161) | 4,549818 | P-value(F) | | 1,34e-11 | |
| Log-likelihood | -372,6244 | Akaike criterion | | 819,2488 | |
| Schwarz criterion | 940,9147 | Hannan-Quinn | | 868,4951 | |
| rho | -0,158971 | Durbin-Watson | | 2,048426 | |

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(4, 161) = 5,63806$

with p-value = $P(F(4, 161) > 5,63806) = 0,00028437$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: $F(32, 161) = 3,75308$

with p-value = $P(F(32, 161) > 3,75308) = 1,50004e-008$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: $\text{Chi-square}(33) = 7353,37$

with p-value = 0

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 143,398$

with p-value = $7,26866e-032$

Allikas: autori koostatud mudelis käsitletud parameetritega, kasutades programmi *Gretl*

Lisa 7. Juhuslike efektidega SKP ja rahapesu mudel

RE mudel: Random-effects (GLS), using 198 observations
 Included 33 cross-sectional units
 Time-series length = 6
 Dependent variable: GDPGrowthrate

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>z</i> | <i>p-value</i> | |
|---------------------------------|--------------------|--------------------|----------|----------------|-----|
| const | 6,77986 | 4,41335 | 1,536 | 0,1245 | |
| Employmentrate | 0,128189 | 0,0729002 | 1,758 | 0,0787 | * |
| investmentsperpers onofto | 1,07525 | 0,627055 | 1,715 | 0,0864 | * |
| Laborforceparticip ationrate | -0,149165 | 0,0948496 | -1,573 | 0,1158 | |
| AMLINDEX | -0,640780 | 0,240477 | -2,665 | 0,0077 | *** |
| Mean dependent var | 2,487602 | S.D. dependent var | | 2,262402 | |
| Sum squared resid | 890,0493 | S.E. of regression | | 2,141934 | |
| Log-likelihood | -429,7478 | Akaike criterion | | 869,4956 | |
| Schwarz criterion | 885,9369 | Hannan-Quinn | | 876,1505 | |
| rho | -0,158971 | Durbin-Watson | | 2,048426 | |

'Between' variance = 1,45407

'Within' variance = 3,10455

theta used for quasi-demeaning = 0,487699

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 20,5783

with p-value = 0,000383837

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 33,9261

with p-value = 5,72463e-009

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 10,858

with p-value = 0,0282066

Allikas: autori koostatud mudelis käsitletud parameetritega, kasutades programmi *Gretl*

Lisa 8. Lõplik fikseeritud efektiga SKP ja rahapesu mudel

LÕPLIK MUDEL: Fixed-effects, using 198 observations
 Included 33 cross-sectional units
 Time-series length = 6
 Dependent variable: GDPGrowthrate
 Robust (HAC) standard errors

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|--------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|-----|
| const | -12,8510 | 4,17864 | -3,075 | 0,0043 | *** |
| Employmentrate | 0,260183 | 0,0491733 | 5,291 | <0,0001 | *** |
| AMLINDEX | -0,490620 | 0,284440 | -1,725 | 0,0942 | * |
| Mean dependent var | 2,487602 | S.D. dependent var | | 2,262402 | |
| Sum squared resid | 501,2821 | S.E. of regression | | 1,753668 | |
| LSDV R-squared | 0,502863 | Within R-squared | | 0,120321 | |
| Log-likelihood | -372,9111 | Akaike criterion | | 815,8223 | |
| Schwarz criterion | 930,9116 | Hannan-Quinn | | 862,4066 | |
| rho | -0,162149 | Durbin-Watson | | 2,065859 | |

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(2, 32) = 27,6226$

with p-value = $P(F(2, 32) > 27,6226) = 1,07283e-007$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(32, 58,4) = 4,96764$

with p-value = $P(F(32, 58,4) > 4,96764) = 6,03756e-008$

Allikas: autori koostatud mudelis käsitletud parameetritega, kasutades programmi *Gretl*

Lisa 9. Fikseeritud efektiga kaubanduse ja rahapesu mudel

FE mude: Fixed-effects, using 198 observations
 Included 33 cross-sectional units
 Time-series length = 6
 Dependent variable: Exportofgdp

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|---------------------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|-----|
| const | 76,6076 | 17,8802 | 4,284 | <0,0001 | *** |
| gdppercapitatuhus dollars | 0,481865 | 0,0639580 | 7,534 | <0,0001 | *** |
| Laborforceparticip ationrate | -0,618642 | 0,252089 | -2,454 | 0,0152 | ** |
| AMLINDEX | 0,730985 | 0,475362 | 1,538 | 0,1261 | |
| Mean dependent var | 54,93407 | S.D. dependent var | | 37,27713 | |
| Sum squared resid | 1152,367 | S.E. of regression | | 2,667091 | |
| LSDV R-squared | 0,995790 | Within R-squared | | 0,273308 | |
| LSDV F(35, 162) | 1094,902 | P-value(F) | | 6,5e-175 | |
| Log-likelihood | -455,3191 | Akaike criterion | | 982,6383 | |
| Schwarz criterion | 1101,016 | Hannan-Quinn | | 1030,554 | |
| rho | 0,209628 | Durbin-Watson | | 1,058427 | |

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(3, 162) = 20,3094$

with p-value = $P(F(3, 162) > 20,3094) = 3,18617e-011$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: $F(32, 162) = 745,758$

with p-value = $P(F(32, 162) > 745,758) = 1,61541e-159$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: $\text{Chi-square}(33) = 16754$

with p-value = 0

Allikas: autori koostatud mudelis käsitletud parameetritega, kasutades programmi *Gretl*

Lisa 10. Juhuslike efektidega kaubanduse ja rahapesu mudel

RE mudel: Random-effects (GLS), using 198 observations
 Included 33 cross-sectional units
 Time-series length = 6
 Dependent variable: Exportofgdp

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>z</i> | <i>p-value</i> | |
|---------------------------------|--------------------|--------------------|----------|----------------|-----|
| const | 83,0049 | 19,0553 | 4,356 | <0,0001 | *** |
| gdppercapitatus dollars | 0,510937 | 0,0643252 | 7,943 | <0,0001 | *** |
| Laborforceparticip ationrate | -0,729064 | 0,257240 | -2,834 | 0,0046 | *** |
| AMLINDEX | 0,810288 | 0,484161 | 1,674 | 0,0942 | * |
| Annualgrowthrateo finflation | 0,102305 | 0,239171 | 0,4277 | 0,6688 | |
| Mean dependent var | 54,93407 | S.D. dependent var | | 37,27713 | |
| Sum squared resid | 216098,8 | S.E. of regression | | 33,37531 | |
| Log-likelihood | -973,4770 | Akaike criterion | | 1956,954 | |
| Schwarz criterion | 1973,395 | Hannan-Quinn | | 1963,609 | |
| rho | 0,208227 | Durbin-Watson | | 1,057626 | |

'Between' variance = 923,686

'Within' variance = 7,14679

theta used for quasi-demeaning = 0,964113

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 68,4385

with p-value = 4,84791e-014

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 435,893

with p-value = 8,47971e-097

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 11,5315

with p-value = 0,0211977

Allikas: autori koostatud mudelis käsitletud parameetritega, kasutades programmi *Gretl*

Lisa 11. Lõplik fikseeritud efektiga kaubanduse ja rahapesu mudel

LÕPLIK MUDEL, FE:Fixed-effects, using 198 observations
 Included 33 cross-sectional units
 Time-series length = 6
 Dependent variable: Exportofgdp
 Robust (HAC) standard errors

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|------------------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|-----|
| const | 33,8108 | 4,81943 | 7,016 | <0,0001 | *** |
| gdppercapitatuhus dollars | 0,410599 | 0,0882878 | 4,651 | <0,0001 | *** |
| AMLINDEX | 0,799835 | 0,400115 | 1,999 | 0,0542 | * |
| Mean dependent var | 54,93407 | S.D. dependent var | | 37,27713 | |
| Sum squared resid | 1195,206 | S.E. of regression | | 2,707869 | |
| LSDV R-squared | 0,995634 | Within R-squared | | 0,246293 | |
| Log-likelihood | -458,9327 | Akaike criterion | | 987,8655 | |
| Schwarz criterion | 1102,955 | Hannan-Quinn | | 1034,450 | |
| rho | 0,229896 | Durbin-Watson | | 1,001914 | |

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(2, 32) = 10,8188$
 with p-value = $P(F(2, 32) > 10,8188) = 0,000257574$

Robust test for differing group intercepts -
 Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(32, 58,3) = 383,786$
 with p-value = $P(F(32, 58,3) > 383,786) = 3,76399e-057$

Allikas: autori koostatud mudelis käsitletud parameetritega, kasutades programmi *Gretl*

Lisa 12. Fikseeritud efektiga töötuse määra ja rahapesu mudel

FE mudel: Fixed-effects, using 198 observations
 Included 33 cross-sectional units
 Time-series length = 6
 Dependent variable: unemploymentrateoflaborfo

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|---------------------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|-----|
| const | 22,8928 | 3,18697 | 7,183 | <0,0001 | *** |
| AMLINDEX | 0,441504 | 0,236872 | 1,864 | 0,0642 | * |
| GDPperhourworke dUSdollars | -0,320148 | 0,0517677 | -6,184 | <0,0001 | *** |
| savingsofhousehol ddisposa | 0,0182651 | 0,0700984 | 0,2606 | 0,7948 | |
| Annualgrowthrateo finflation | -0,488598 | 0,117460 | -4,160 | <0,0001 | *** |
| Mean dependent var | 7,723269 | S.D. dependent var | | 4,612066 | |
| Sum squared resid | 309,8774 | S.E. of regression | | 1,387337 | |
| LSDV R-squared | 0,926051 | Within R-squared | | 0,357340 | |
| LSDV F(36, 161) | 56,00484 | P-value(F) | | 1,02e-73 | |
| Log-likelihood | -325,2929 | Akaike criterion | | 724,5858 | |
| Schwarz criterion | 846,2517 | Hannan-Quinn | | 773,8321 | |
| rho | 0,511950 | Durbin-Watson | | 0,554033 | |

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(4, 161) = 22,3803$
 with p-value = $P(F(4, 161) > 22,3803) = 1,03801e-014$

Test for differing group intercepts -
 Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: $F(32, 161) = 34,2716$
 with p-value = $P(F(32, 161) > 34,2716) = 2,15354e-056$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -
 Null hypothesis: the units have a common error variance
 Asymptotic test statistic: $\text{Chi-square}(33) = 35820,2$
 with p-value = 0

Allikas: autori koostatud mudelis käsitletud parameetritega, kasutades programmi *Gretl*

Lisa 13. Juhuslike efektidega töötuse määra ja rahapesu mudel

RE mudel: Random-effects (GLS), using 198 observations
 Included 33 cross-sectional units
 Time-series length = 6
 Dependent variable: unemploymentrateoflaborfo

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>z</i> | <i>p-value</i> | |
|---------------------------------|--------------------|--------------------|----------|----------------|-----|
| const | 11,0222 | 2,11591 | 5,209 | <0,0001 | *** |
| AMLINDEX | 0,748102 | 0,237876 | 3,145 | 0,0017 | *** |
| GDPperhourworke dUSDollars | -0,103670 | 0,0299627 | -3,460 | 0,0005 | *** |
| savingsofhousehol ddisposa | -0,134304 | 0,0600905 | -2,235 | 0,0254 | ** |
| Annualgrowthrateo finflation | -0,601210 | 0,123753 | -4,858 | <0,0001 | *** |
| Mean dependent var | 7,723269 | S.D. dependent var | | 4,612066 | |
| Sum squared resid | 3282,708 | S.E. of regression | | 4,113536 | |
| Log-likelihood | -558,9574 | Akaike criterion | | 1127,915 | |
| Schwarz criterion | 1144,356 | Hannan-Quinn | | 1134,570 | |
| rho | 0,511950 | Durbin-Watson | | 0,554033 | |

'Between' variance = 11,2299
 'Within' variance = 1,9247
 theta used for quasi-demeaning = 0,833351

Joint test on named regressors -
 Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 69,7772
 with p-value = 2,5295e-014

Breusch-Pagan test -
 Null hypothesis: Variance of the unit-specific error = 0
 Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 302,362
 with p-value = 1,00715e-067

Hausman test -
 Null hypothesis: GLS estimates are consistent
 Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 35,9306
 with p-value = 2,99043e-007

Allikas: autori koostatud mudelis käsitletud parameetritega, kasutades programmi *Gretl*

Lisa 14. Fikseeritud efektiga töötuse määra ja rahapesu mudel ilma AML-ita

FE mudel, kohandatud, ilma AML,:Fixed-effects, using 198 observations
 Included 33 cross-sectional units
 Time-series length = 6
 Dependent variable: unemploymentrateoflaborfo
 Robust (HAC) standard errors

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|---------------------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|-----|
| const | 26,4907 | 3,47585 | 7,621 | <0,0001 | *** |
| GDPperhourworke dUSdollars | -0,346945 | 0,0673570 | -5,151 | <0,0001 | *** |
| Annualgrowthrateo finflation | -0,524714 | 0,138472 | -3,789 | 0,0006 | *** |
| Mean dependent var | 7,723269 | S.D. dependent var | 4,612066 | | |
| Sum squared resid | 316,7074 | S.E. of regression | 1,393912 | | |
| LSDV R-squared | 0,924421 | Within R-squared | 0,343175 | | |
| Log-likelihood | -327,4512 | Akaike criterion | 724,9025 | | |
| Schwarz criterion | 839,9918 | Hannan-Quinn | 771,4868 | | |
| rho | 0,516339 | Durbin-Watson | 0,543383 | | |

Joint test on named regressors -
 Test statistic: $F(2, 32) = 29,2736$
 with p-value = $P(F(2, 32) > 29,2736) = 5,92115e-008$

Robust test for differing group intercepts -
 Null hypothesis: The groups have a common intercept
 Test statistic: Welch $F(32, 58,4) = 21,2029$
 with p-value = $P(F(32, 58,4) > 21,2029) = 5,41148e-022$

Allikas: autori koostatud mudelis käsitletud parameetritega, kasutades programmi *Gretl*

Lisa 15. Lõplik fikseeritud efektiga töötuse määra ja rahapesu mudel koos AML-iga

FE mudel, kohandatud standardvi: Fixed-effects, using 198 observations

Included 33 cross-sectional units

Time-series length = 6

Dependent variable: unemploymentrateoflaborfo

Robust (HAC) standard errors

| | <i>Coefficient</i> | <i>Std. Error</i> | <i>t-ratio</i> | <i>p-value</i> | |
|---------------------------------|--------------------|--------------------|----------------|----------------|-----|
| const | 22,8650 | 4,21627 | 5,423 | <0,0001 | *** |
| AMLINDEX | 0,441914 | 0,362024 | 1,221 | 0,2311 | |
| GDPperhourworke dUSdollars | -0,317909 | 0,0622210 | -5,109 | <0,0001 | *** |
| Annualgrowthrateo finflation | -0,489677 | 0,124073 | -3,947 | 0,0004 | *** |
| Mean dependent var | 7,723269 | S.D. dependent var | 4,612066 | | |
| Sum squared resid | 310,0081 | S.E. of regression | 1,383340 | | |
| LSDV R-squared | 0,926020 | Within R-squared | 0,357069 | | |
| Log-likelihood | -325,3346 | Akaike criterion | 722,6693 | | |
| Schwarz criterion | 841,0469 | Hannan-Quinn | 770,5846 | | |
| rho | 0,513842 | Durbin-Watson | 0,551081 | | |

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(3, 32) = 22,7133$

with p-value = $P(F(3, 32) > 22,7133) = 4,5651e-008$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(32, 58,4) = 23,9029$

with p-value = $P(F(32, 58,4) > 23,9029) = 2,43556e-023$

Allikas: autori koostatud mudelis käsitletud parameetritega, kasutades programmi *Gretl*

Lisa 16. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina, Liisa Pasioko,

1. annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Rahapesu mõju riigi makroökonomilistele näitajatele OECD riikide näitel aastatel 2013-2018“, mille juhendaja on Avo Org, Ako Sauga,

1.1 reprodutseerimiseks lõputöö säilitamise ja elektroonse avaldamise eesmärgil, sh TalTechi raamatukogu digikogusse lisamise eesmärgil kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni;

1.2 üldsusele kättesaadavaks tegemiseks TalTechi veebikeskkonna kaudu, sealhulgas TalTechi raamatukogu digikogu kaudu kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni.

1. Olen teadlik, et käesoleva lihtlitsentsi punktis 1 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.

2. Kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei rikuta teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse seadusest ning muudest õigusaktidest tulenevaid õigusi.

¹*Lihtlitsents ei kehti juurdepääsupiirangu kehtivuse ajal, välja arvatud ülikooli õigus lõputööd reprodutseerida üksnes säilitamise eesmärgil.*