

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Liss Viilma

**MAJANDUSE AVATUSE SEOS MAJANDUSKASVUGA LÄÄNE-
BALKANI RIIKIDE NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava RAKENDUSLIK MAJANDUSTEADUS, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Signe Rosenberg, PhD

Tallinn 2021

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele töö koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 7742 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Liss Viilma

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 185181TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: lissviilma@gmail.com

Juhendaja: Signe Rosenberg, PhD:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	4
SISSEJUHATUS	5
1. TEOREETILINE RAAMISTIK JA ÜLEVAADE VARASEMATEST EMPIIRILISTEST UURIMUSTEST	7
1.1. Ajalooline taust ja üldine kontekst	7
1.2. Majanduse avatus ning varasemad mudelid	9
1.3. Majanduse avatuse indeksid	10
1.3.1. Traditsiooniline indeks	10
1.3.2. Alternatiivsed indeksid	12
1.4. Majanduse avatuse seos majanduskasvuga	13
2. ANDMED JA METOODIKA	17
2.1. Andmete ülevaade	17
2.2. Andmete kirjeldav statistika	19
2.3. Meetodite kirjeldused	21
3. EMPIIRILINE ANALÜÜS	24
3.1. Eeltöö mudelite koostamiseks	24
3.2. Mudelite testimine	26
3.3. Järeldused	30
KOKKUVÕTE	33
SUMMARY	35
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	37
LISAD	42
Lisa 1. Ühendatud regressioonmudel	42
Lisa 2. Nelja sõltumatu muutujaga fikseeritud efektidega mudel	43
Lisa 3. Kolme sõltumatu muutujaga fikseeritud efektidega mudel	44
Lisa 4. Kohandatud standardvigade ja ajaefektiga fikseeritud efektidega mudel	45
Lisa 5. Nelja sõltumatu muutujaga juhuslike efektidega mudel	47
Lisa 6. Kohandatud standardvigadega juhuslike efektidega mudel	48
Lisa 7. Lõplik viitaegadega mudel	49
Lisa 8. Lihtlitsents	51

LÜHIKOKKUVÕTE

Tänapäeva globaalses maailmas võib tekkida küsimus, kas välisurgudele orienteeritus on majanduskasvu seisukohalt mõistlik otsus või tuleks panustada kodumaisele turule. Sellest tulenevalt on käesoleva bakalaureusetöö eesmärk modelleerida majanduse avatuse seos majanduskasvuga ning selle olulisus, kasutades majanduse avatuse indeksi ning teisi muutujaid. Varasemad autorid on jõudnud vastakate tulemusteni, mis võivad olla tingitud erinevate mudelite kasutamisest ning riikide eripäradest.

Töös vaadeldakse Lääne-Balkani regiooni, kuhu kuuluvad Albaania, Bosnia ja Hertsegoviina, Kosovo, Montenegro, Põhja-Makedoonia ning Serbia. Valimis on aastased paneelandmed, mis pärinevad info kättesaadavuse tõttu vahemikust 2000-2020. Tulemusteni jõudmiseks kasutatakse ühendatud regressioonanalüüsi ning fikseeritud ja juhuslike efektidega mudelit. Analüüsid teostatakse programmis *Excel* ning vabavarades *EViews* ja *Gretl*. Sõltuvaks muutujaks on reaalse SKP kasvumäär inimese kohta ning sõltumatuteks muutujateks majanduse avatuse indeks, välismaiste otseinvesteeringute sissevoolu suhe SKP-sse, rahvastikutihedus ning kapitali kogumahutuse suhe SKP-sse.

Ökonomeetrilisel analüüsil jõutakse järeldusele, et Lääne-Balkani regioonis on majanduse avatusel positiivne mõju majanduskasvule. Seda ilmestab fakt, et majanduse avatuse indeks on lõplikus mudelis statistiliselt oluline. Teised muutujad ei saavuta statistilist olulisust, ent ka nende parameetrite hinnangud on positiivsed. Autori järeldus on kooskõlas varasemate autorite uuringutega, kes on samuti keskendunud Lääne-Balkani piirkonnale.

Võtmesõnad: Majanduse avatus, majanduskasv, paneelandmed, Lääne-Balkan

SISSEJUHATUS

Iga riik soovib näha oma majandust õitsemas ning selle mõõdupuuks on rahvusvahelisel tasandil kujunenud majanduskasvu määr, mida hinnatakse reaalse sisemajanduse koguprodukti (SKP) tõusu või langusena. Selle alusel koostatakse pingeridu, et kõrvutada riikide näitajaid võrdluses teistega. Ühiskonnas on levinud arusaam, et avatud majandusega riigid, mis teevad omavahel majandusalast koostööd, on oma tulemuste poolest edukamad. Antud fenomeni on majandusteadlaste poolt korduvalt uuritud, kasutades mitmesuguseid ökonomeetrilisi mudeleid ja meetodeid. Autorid on empiirilistes uurimustes jõudnud üksteisele vastukäivatele arvamustele ning erisugustele seisukohtadele. Teema on aktuaalne, kuna puudutab ülemaailmselt kõiki riike ja nende rakendatavaid kaubanduspoliitikaid.

Majanduse avatuse ja majanduskasvu seoste uurimine on laiapõhjaline ning võimaldab kasutada mitmesuguseid lähenemisviise. Avatuse näitajana kasutatakse varasemates uurimustes laialt levinud majanduse avatuse indeksi, mis leitakse jagades impordi ja ekspordi summa sisemajanduse koguproduktiga. Näitaja väärtus annab aimu, milline on riigi kaubanduspoliitika. Samuti saab indeksi väärtusest teada, kas riik on orienteeritud sise- või välisurgudele. Samas tuleb mõnevõrra ettevaatlikkusega suhtuda majanduse avatuse indeksi põhjal pealiskaudsete järelduste tegemisse, kuna selle sisu võib olla mõjutatud teistest aspektidest peale kaubavahetuse.

Töö omapära seisneb valimisse kaasatud riikides. Autor valis Lääne-Balkani riigid (Albaania, Bosnia-Hertsegoviina, Kosovo, Montenegro, Põhja-Makedoonia, Serbia), mis ei ole Euroopa Liiduga liitunud, ent omavad kandidaadistaatust. Taolise valiku põhjuseks on asjaolu, et lugedes teaduskirjanduses ilmunud artikleid ilmnes, et käesoleva teemaga analüüse on läbi viidud nii Aafrikas, Ameerikas, Aasias kui ka Euroopa Liidus, ent Balkanimaad on seni jäänud suurema tähelepanuta. Tegu on olulise tähtsusega piirkonnaga, kuna see moodustab lühima maismaasilla Kesk-Euroopa ja Kagu-Euroopa Euroopa Liidu liikmesriikide vahel. Samuti on piirkonnal juba praegu tihedalt lõimunud kaubandussuhted Euroopa Liiduga, kes on nende olulisim kaubanduspartner. (Dabrowski, Myachenkova 2018) Riikide arenedes muutub Lääne-Balkan üha tähtsamaks regiooniks rahvusvahelisel tasandil.

Antud bakalaureusetöö eesmärk on modelleerida majanduse avatuse seos majanduskasvuga ning selle olulisus, kasutades majanduse avatuse indeksi ning teisi muutujaid. Eesmärgi täitmiseks tuleb leida vastused järgnevatele uurimisküsimustele:

- 1) Milliseid avatuse näitajaid on eelnevad uurimused vaadelnud ning mis tulemusteni on jõutud?
- 2) Kas ja kuidas mõjutab avatuse indeks majanduskasvu?
- 3) Millised muutujad mängivad rolli majanduskasvus majanduse avatuse kontekstis?

Lõputöö empiirilises analüüsis kasutatakse eelpool nimetatud kuue Lääne-Balkani riigi paneelandmeid ajavahemikus 2000-2020. Taolise perioodi valik on tingitud andmete vähesest kättesaadavusest. Endogeenseks muutujaks on SKP reaalne kasvumäär inimese kohta ning eksogeenseteks muutujateks majanduse avatuse indeks, välismaiste otseinvesteeringute sissevoo suhe SKP-sse, rahvastikutihedus ja kapitali kogumahutuse suhe SKP-sse. Ökonomeetiline mudel modelleeritakse, rakendades ühendatud regressioonmudelit ning fikseeritud ja juhuslike efektidega mudelit.

Töö jaguneb kolmeks peatükiks. Esmalt kirjeldatakse ajaloolist tausta, majanduse avatuse sisu, varasemaid mudeleid ning erinevaid teemakohaseid indekseid. Seejärel antakse ülevaade analüüsis rakendavatest andmetest ning esitatakse kirjeldav statistika. Samuti kirjeldatakse tulemuste saamiseks kasutatud mudeleid ja meetodeid. Kolmandas peatükis tutvustatakse analüüsis saadud tulemusi ning tehakse lõplikud järeldused.

1. TEOREETILINE RAAMISTIK JA ÜLEVAADE VARASEMAST EMPIIRILISTEST UURIMUSTEST

Bakalaureusetöö esimeses peatükis vaadatakse majanduse avatuse ajaloolist tausta ning kirjeldatakse erinevaid suundumusi. Selgitatakse majanduse sisu ja varasemaid mudeleid. Samuti antakse ülevaade majanduse avatuse indeksist ning teistest olulisematest majanduse avatuse näitajatest. Peatüki lõpus uuritakse lähemalt, millistele järeldustele on varasemad autorid oma empiirilistes uurimustes jõudnud majanduse avatuse ja majanduskasvu seose osas.

1.1. Ajalooline taust ja üleüldine kontekst

Kaupade vahetamine on inimeste jaoks olulist rolli mänginud juba esimestest tsivilisatsioonidest alates. Tänu sellele ei pidanud inimesed enam iseendale ja oma perele kõike eluks vajalikku kasvatama ja tootma, vaid said kasu algelisest turumajandusest, kui toimus tööliste spetsialiseerumine valdkondade lõikes. Mida aeg edasi, seda suuremaks kasvasid asumid ning muutusid tihedamaks nendevahelised suhted. Tehnoloogia ja infrastruktuuri arenedes, sai võimalikuks kaubitsemine seni mõeldamatutes piirkondades. Selle tuntuimaks näiteks on Siiditee, mis kulges Hiinast Vaheremere-äärsete maadeni ning mille kaudu levisid nii kangad, vürtsid kui ka tehnoloogiad. Analoogsed aktiivsed kaubavahetused käisid käsikäes piirkondade igakülgse arenguga. Inimeste elujärg paranes ning riigid kasvasid jõudsalt.

Pärast teist maailmasõda hoogustus riikideüleste majandus- ja poliitliitude teke, mille eesmärk oli tagada rahu ning jätkusuutlik majandusalane koostöö. Üks tollal alguse saanud ühendus on Euroopa Liit, mis on tänaseks kasvanud üheks olulisemaks riike ühendavaks organisatsiooniks maailmas. Arribas *et al.* (2020) märgivad oma artiklis, et kaubandussuhted Euroopa Liidu liikmesriikide vahel on jõudsalt kasvanud, samal ajal kui suhted liitu mittekuuluvate riikidega on arenenud aeglaselt. See näitab taoliste ühenduste regionaalset olulisust ning nende majandusalast tähtsust.

Töös käsitletavat Lääne-Balkani riigid (Albaania, Bosnia-Hertsegoviina, Kosovo, Montenegro, Põhja-Makedoonia, Serbia) ei ole praeguse seisuga veel Euroopa Liidu liikmesriigid, ent nad on liitunud piirkondliku Kesk-Euroopa Vabakaubandusleppes (CEFTA), millega kaasnevad sarnaselt Euroopa Liidu liikmelisusega tulenevad õigused ja kohustused. Petreski (2013) kirjutab oma töös, et eelmainitud leppe üks põhilisi eesmärke on regioonisisese kaubanduse arendamine, et riikidel oleks hiljem lihtsam kohaneda Euroopa Liidu konkurentsiturudega. Samuti on antud piirkonna riikide liitumine ühe lepingu alla poliitiliselt kasulik, kuna aitab ära hoida tulevasi potentsiaalseid konflikte, mis on regioonis viimastel kümnenditel olnud tõsiseks probleemiks. Petreski (*Ibid.*) sõnul on Kesk-Euroopa Vabakaubanduslepe avaldanud riikide kaubavahetusele suurt positiivset mõju, mis on olnud markantsem kui assotsiatsioonilepingutest saadud kasu.

Vaatamata viimaste lähiaastakümnete reipale majanduse avatuse populariseerimisele, leidub neile vastanduvaid proteksionismimeelseid, kes eelistavad kodumaist ettevõtlust ning selle kaitset välismaiste ettevõtete importkaupade eest. Singh (2020) on oma töös koondanud järgnevad proteksionistide argumentid siseturu esmatahtsustamiseks:

- vajadus kaitsta varajases staadiumis olevat uut tegevusala;
- ekspordi pessimism tingituna vastandlikest kaubavahetuse tulemustest arengumaades;
- umbusk turumehhanismi ja -majanduse toimimisse;
- mure reaalpalkade vähenemise pärast ja kohalike töötajate väljatõrjumine suurenenud välistööjõu tõttu;
- võimalikud kaubavahetusest tekkivad ebasoodsad efektid majanduskeskkonna kvaliteedile.

Vastandina eelnevalt esitatud punktidele on Abboushi (2010) oma artiklis leidnud, et kuigi proteksionistlike meetmete rakendamisel võib väiksema huvigrupi heaolu kasvada, siis seda ainult suurema grupi arvelt. Lisaks järeldab autor, et sellised mustrid on tingitud tugevast poliitilisest survest, mille tagajärjel jääb kannatajaks suur osa elanikkonnast, kelle heaolu on ohustatud kaubandusliku proteksionismiga. Siit lähtub majanduse avatuse oluline roll suuremas plaanis, mis ei aita kaasa ainult majandusele, vaid ka ühiskonna teistele aspektidele.

1.2. Majanduse avatus ning varasemad mudelid

Majanduse avatus on lai mõiste, mida saab defineerida mitut moodi. Sellel ei ole ühtset kõiki rahuldavat seletust. Teadlased on aastate jooksul antud kontseptsiooni tõlgendanud erinevalt. Whitman (1969) kirjeldab majanduse avatuse sisu kui majanduslike voogude suhtelist tähtsust riigipiiride üleselt või ka regionaalsel tasandil. Harrison (1996) toob avatusest rääkides paralleele neutraalsusega ning rõhutab impordi asendusest saadavate säästude ja ekspordi sissetulekute objektiivsust. Krueger (1978) argumenteerib oma raamatus, et riik võib olla täielikult liberaliseeritud ja samal ajal rakendada äärmiselt kõrgeid tariife, et innustada impordi asendamist kodumaise toodanguga. Tänapäeval on majanduse avatuse mõiste võrdsustunud vabakaubanduse olemusega, mille raames saavad ettevõtted vabalt piiriüleselt kaubitseda. See kätkeb endas lihtsat ja kiiret rahvusvahelist ettevõtlust.

Rahvusvaheline kaubandus ja majanduskasv on olnud kaasatud mitmetesse kasvuteooriatesse, mis annavad hinnangu, miks riikideüleselt kaupu vahetatakse. Teooriaid kategoriseeritakse uuteks ja vanadeks. Nende peamine erinevus seisneb selles, et uue teooria mudelites kasutatakse keerukamaid meetodeid rohkemate reaaleluliste faktoritega (Deraniyagala, Fine 2001). Klassikalisele vabakaubanduse teooriale pani aluse Adam Smith, kes toonitas tarbimise tähtsust tootmise ees, mis tähendab, et tarbijate huvid peaksid olema esikohal. Samuti rõhutas ta, et proteksionismi rakendamine toob kasu tootjatele mitte tarbijatele, seega riigil on mõistlik lasta turul ennast ise reguleerida. (Smith 1776)

Rahvusvahelise kaubanduse tuntumaid mudeleid on Ricardo mudel, mis põhineb suhtelise eelise kontseptsioonil. Riigid peaksid keskenduma selliste kaupade tootmisele, milles neil on suhteline eelis. Ülejäänud kaubad imporditakse teistest riikidest. Taoline avatus toob kõikidele osapooltele heaolu tõusu ning kasu muude vabakaubandusest tulenevate eeliste näol. (Ricardo 1821) Samas tuleb meeles pidada, et tegu on siiski lihtsustatud mudeliga, kus riigid erinevad teineteisest vaid tööjõu efektiivsuse poolest. Järgmiseks võib välja tuua Heckscher-Ohlin mudeli, mida nimetatakse ka 2x2x2 mudeliks. Taoline nimetus tuleneb faktist, et mudelis on kaks riiki, kaks kaubaartiklit ning kaks tegurit, milleks on kapital ja tööjõud. Riigid ekspordivad neid kaupu, mille puhul on neil vastavalt kas tööjõu või kapitali intensiivsus suurem. (Leamer 1995)

Uued kaubavahetuse teooriad kaasavad mudelitesse näitajaid, mis on reaalsusega rohkem kooskõlas. Need sisaldavad nelja uuendust (Deraniyagala, Fine 2001): turutõrked, osapoolte

käitumine, uus kasvuteooria ja poliitilised argumendid. Olulisel kohal on tehnoloogilise innovatsiooniga arvestamine, mis on viimastel aastakümnetel mänginud riikide arengus ja selle kiiruses tähtsat rolli. Lisaks eelmainitule uuritakse lähemalt mastaabisäästu efekti, kus väline mõju toimub tööstusharu tasandil ning sisene mõju ettevõtte tasandil.

Romeri endogeense tehnoloogilise muutuse mudelist lähtub, et riik saab kasu rahvusvahelisest majandusest, kuna mudelis turu suurust väljendava inimkapitali hulk kasvab, mis aitab tõsta majanduse kasvumäära. Kui riik ei saa suunata inimkapitali liikumist sektorite vahel, siis sellest järgmine samm oleks inimkapitali akumulatsiooni subsideerimine. (Romer 1990) Sarnaselt Romeriga kasutavad endogeenset kasvuteooriat Grossman ja Helpman. Oma mudelist järeldavad autorid, et vähem arenenud riigid saaksid rahvusvahelistest suhetest potentsiaalselt enim kasu, kuna see tooks endaga kaasa arenenud riikidest pärit teadmised. Samas tõdevad Grossman ja Helpman, et taoline teadmiste ja tehnoloogia liikumine ei ole automaatne, vaid nõuab läbimõeldud mehhanisme. (Grossman, Helpman 1990)

Uutel ja vanadel kasvuteooriatel on mõneti erinev lähenemisviis, et tõlgendada majanduskasvu olemust. Vanadest teooriatest peegeldub selgesti, et majanduskasv tuleneb kaubavahetusest. Uute teooriate puhul keskendutakse spetsiifilisemalt sellele, kuidas tänu majanduse avatuse tagatud võimalustele aidata riigil edasi areneda. Mõlemad koolkonnad peavad nii majanduse avatust kui ka rahvusvahelist kaubandust olulisteks teguriteks.

1.3. Majanduse avatuse indeksid

1.3.1. Traditsiooniline indeks

Majandusteadlased on viimaste aastakümnete jooksul välja töötanud mitmeid erinevaid näitajaid, mille alusel on võimalik hinnata riikide majanduse avatust. Neist populaarseim on kahtlemata majanduse avatuse indeks, mille ingliskeelne nimetus on *openness index* või *trade share*. Nimetusest lähtub, et näitaja väärtuse leidmiseks jagatakse väliskaubanduse käive, ehk impordi ja ekspordi summa, sisemajanduse koguproduktiga, mis esitatakse protsentuaalselt. Mida suurem on majanduse avatuse indeksi väärtus, seda olulisemat rolli mängib rahvusvaheline kaubandus riigi majanduses.

Indeksi kasutamine on olnud niivõrd laiaulatuslik eelkõige andmete kättesaadavuse tõttu, mis hõlbustab teadustöodes ökonomeetriliste mudelite koostamist ning nende tulemuste põhjal järelduste tegemist. Samuti on eksport ja import rahvusvahelise kaubanduse kontekstis määrava tähtsusega. Harrisoni (1996) sõnul on just tegelikul kaubavahetusel põhinevad indeksid kõige lihtsamad ja tavapärasemad. Taoliste indeksite all peab ta silmas impordi ja ekspordi suhet SKP-sse ning nii ekspordi kui ka impordi kasvumäära.

Maailmapanga andmebaasis leidub informatsiooni ekspordi ja impordi kohta olenevalt riigist alates 1960. aastast (World Bank, tabel NE.TRD.GNFS.ZS). Samuti on seal eraldi näitajana välja toodud kaubavahetuse suhe SKP-sse. Eksport näitab kaupade ja teenuste väärtust, mis on viidud välisurgudele. Import näitab kaupade ja teenuste väärtust, mis on toodud riiki sisse. Suurima majanduse avatuse indeksiga riik on 2020. aasta seisuga Luksemburg, mille näitaja väärtus on 390,3% (*Ibid.*). See näitab, et rahvusvahelisel kaubandusel on relevantne mõju riigi majandusele. Taoliste anomaalsete väärtustega riigid tuleb mudelite koostamisel eemalda. Niiviisi käitusid oma töös Frankel ja Romel (1999), kes uurides kaubavahetuse mõju majanduskasvule, olid sunnitud valimist eemaldama Luksemburgi ja Singapuri, mis kallutasid lõpptulemust.

Hoolimata indeksi populaarsusest, on mitmed varasemad autorid kritiseerinud näitaja sobivust majanduse avatuse hindamisel. Gräbner *et al.* (2021) juhivad oma töös tähelepanu asjaolule, et tugevate kodumaiste majanduskeskkondadega riigid on antud indeksi pingereas tagapool. Autorid märgivad, et taolised riigid on näiteks Ameerika Ühendriigid, Jaapan ja Hiina, kel on vaieldamatult rahvusvahelise majanduse kontekstis väga oluline tähtsus. Näitaja küsitavusele on tähelepanu juhtinud ka Fuji (2019), kes väidab, et indeksile saab mitmetähenduslikult läheneda, mistõttu on selle tõlgendamine empiirilistes uurimustes keeruline. Ta jõuab oma töös järeldusele, et riikidevahelised erinevused antud näitajas on tingitud pigem SKP varieeruvusest kui võrd kaubavahetusest. Lisaks võib indeksi puhul esineda endogeensuse probleem, seda eriti koos teiste SKP-ga seotud muutujatega. Frankel ja Romel (1999) kirjeldavad, et kui riik võtab samal ajal omaks nii rahvusvahelise kui ka kodumaise vabakaubanduse ning loob stabiilse fiskaal- ja monetaarpoliitika keskkonna, siis kuna viimased neist mõjutavad suure tõenäosusega sissetulekuid, siis on riigi kaubanduspoliitika korrelatsioonis sissetuleku võrrandist pärit teguritega.

1.3.2. Alternatiivsed indeksid

Lisaks traditsioonilisele majanduse avatuse indeksile, mida arvutatakse ekspordi ja impordi summa suhtena SKP-sse, leidub ka teisi näitajaid, mida on teadustöötajad kasutatud majanduse avatuse hindamiseks. Sachs ja Warner (1995) töötasid välja süsteemi, mille abil kategoriseerida riike vastavalt kas suletud või avatud majandusega riikideks. Nad hindasid riiki suletuks, kui täidetud oli vähemalt üks järgnevast viiest kriteeriumist:

- 1) mittetariifsed kaubandustõkked moodustavad 40% või rohkem kaubavahetusest;
- 2) keskmised tariifimäärad on 40% või rohkem;
- 3) musta turu vahetuskurss on vähemalt 20% madalam kui ametlik vahetuskurss;
- 4) sotsialistlik majandussüsteem;
- 5) riigi monopol põhilistel eksporditartiklitel.

Antud indeksit kasutades saab määrata, mis aastal muutus riigi majandus avatuks. Sachs ja Warneri tehnikat on kasutatud mitmetes teadustöötajades. Nendest olulisemateks on Wacziargi ja Welchi (2008) artikkel, kus nad pikendavad riikide avatuse uurimist 1990-ndateni. Samuti on antud kategoriseerimist rakendatud Edwards (1998), kes võrdleb oma töös erinevate näitajate antud tulemusi.

Teise alternatiivse lahendusena on Frankel ja Romer (1999) koostanud meetme, mis võtab arvesse riigi geograafilisi komponente, mis aitavad määratleda nende mõju rahvusvahelisele kaubandusele. Valemis on kasutatud riigi suurust, riikidevahelisi distantse ning ühis- ja merepiiri olemasolu. Käesolevat geograafilist lähenemist on oma töös kasutanud Irwin ja Terviö (2002), et uurida riikideülese kaubavahetuse mõju reaalsele sissetulekutele. Samuti on Frankeli ja Romeri meetet rakendanud Felbermayr *et al.* (2010) jõudmaks arusaamani, kas immigratsioon võimendab sissetulekut elaniku kohta.

Peale eelmainitud kahe meetodi on oluline nimetada Dollari (1992) kavandatud riigi väljapoole hoiaku indeksit. See on leitud reaalse vahetuskursi kõrvalekalde ja muutlikkuse baasil. Oma töös uuris Dollar, kas välisurgudele keskendunud riigid kasvavad kiiremini kui siseturu suunitlusega riigid. Muuhulgas kasutas sama indeksit Eusufzai (1996), kes pühendus oma artiklis majanduse avatuse seose leidmisele kõrgema sotsiaal-majandusliku tasemega.

1.4. Majanduse avatuse seos majanduskasvuga

Majanduse avatuse seost majanduskasvuga on uuritud mitmetes teadustöodes, kus autorid on kasutanud mitmeid erinevaid fookuspunkte ja analüüsimeetodeid. Teema on laiaulatuslik, mistõttu nõuab see kindlapiirilist eesmärki ja uurimissuunda. Varasemates töodes on autorid keskendunud konkreetsetele küsimustele, et anda muidu niivõrd mitmeti tõlgendatavas teemas selged järeldused spetsiifilisemates niššides. Kindlale alavaldkonnale keskendumine aitab hõlpsamini määrata tulemusi ning nende põhjal tehtud järeldusi. Samas leidub ka töid, kus on teemale lähenetud laiemas plaanis.

Marelli ja Signorelli (2011) uurisid oma töös Hiina ja India majanduskasvu riikide lõimumise kontekstis rahvusvahelisse majandusse. Andmeid on kasutatud nii aegridadena kui ka paneelandmetena ning need pärinevad vahemikust 1980-2007. Meetoditena on rakendatud fikseeritud efektidega mudelit ning kaheastmelist vähimruutude meetodit. Sõltuvaks muutujaks on SKP kasvumäär inimese kohta ning sõltumatuteks muutujateks majanduse avatuse indeks ja välismaised otseinvesteeringud suhtena SKP-sse. Kontrollmuutujana on kaasatud kapitali kogumahutus põhivarasse, mille olemasolu on vajalik, kuna see võib mõjutada riigi pikaajalise väljundi näitajat inimese kohta. Autorid leidsid, et majanduse avatuse ja välismaiste otseinvesteeringute mõju majanduskasvule jääb statistiliselt positiivseks kõikide mudeli spetsifikatsioonide puhul.

Sarnaselt eelpool mainitud autoritele on Adhikary (2011) kasutanud endogeense muutujana reaalse SKP muutust ning eksogeensete muutujatena välismaiseid otseinvesteeringuid jagatuna SKP-ga, kapitali kogumahutust jagatuna SKP-ga ja traditsioonilist majanduse avatuse indeksit. Autor kasutab Bangladeshis andmeid aegridade kujul perioodil 1986-2008 ja rakendab analüüsiks VECM-mudelit. Tulemustest lähtub, et välismaiste otseinvesteeringute mahul ja kapitali kogumahutusel on oluline positiivne mõju reaalse SKP muutusele. Seevastu majanduse avatusel on negatiivne efekt majanduskasvu näitajale. Autor põhjendab, et taoline tulemus võib tuleneda faktist, et Bangladeshis on toimunud valuuta vahetuskursi odavnemine, suurte materjalikoguste importimine ning negatiivne kaubandusbilanss. Marelli ja Signorelli (2011) ning Adhikary (2011) uurimustest järeldub, et kuigi mudelisse kaasatud muutujad võivad olla samad, siis tulemused olenevad valitud mudelist ja riigi spetsiifikast.

Mõned autorid on majanduse avatuse ja majanduskasvu seoste uurimiseks leidnud unikaalseid lähenemisviise. Yanikkaya (2003) kaasab valimisse 80 riigi andmed perioodil 1970-1997 ning rakendab analüüsiks tavalist ja kolmeastmelist vähimruutude meetodit, pealtnäha mitteseotud regressiooni ning fikseeritud efektidega mudelit. Ta jagab artiklis avatuse meetmed kahte kategooriasse: kaubavahetuse maht ja kaubandustõkked. Esimesse gruppi kuuluvad majanduse avatuse indeks, eraldi impordi ja ekspordi suhe SKP-sse, rahvastikutihedus, USA kaubavahetus OECD riikidega, mitte-OECD riikidega ja USA kahepoolne kaubavahetus. Mahu mõõdikute seosest majanduskasvuga selgub, et USA kaubandus arenenud riikidega ei erine eriti kaubandusest arengumaadega. Kaubavahetuse hulk edendab positiivselt majanduse käekäiku tehnoloogia ülekandumise, mastaabisäästu ja suhtelise eelise kaudu. Samuti mõjutab rahvastikutihedus positiivselt majanduskasvu, kuna sellega kaasnevad kasvavad kaubamahud. Teise kategooria tulemustest lähtub, et töös kasutatud kaubandustõkete näitajad, milleks on impordi, ekspordi ja rahvusvahelise kaubanduse lõivud, kahepoolsetest kokkulepetest tulenevad piirangud ning muud kaubandust takistavad kitsendused, on oluliselt ja positiivselt majanduskasvuga seotud. See tähendab, et kaubandustõkked võivad teatud tingimustel, eriti arengumaade puhul, aidata kaasa majanduse arenemisele.

Mitmetes teadustöodes on tähelepanu pööratud erinevate näitajate kvaliteedi seosele majanduskasvuga. Huchet-Bourdon *et al.* (2018) uurivad majanduse avatuse seost majanduskasvuga ning avatuse mõõtmelena on nad lisaks kaasanud ekspordi kvaliteedi indeksi (Hausmann *et al.* 2007) ja ekspordikaupade varieeruvuse indeksi (Feenstra, Kee 2008). 169 riigi paneelid on esitatud nelja aasta keskmistena vahemikus 1988-2014. Autorid rakendavad üldistatud momentide ehk GMM-meetodit. Tulemustest selgub, et rahvusvahelisel kaubandusel võib olla negatiivne mõju majanduskasvule, kui riigid on spetsialiseerunud madala kvaliteediga toodete ekspordile. Enamike arengumaade puhul on avatusel, mida antud töös esitatakse ekspordi ja SKP suhtena, seda suurem mõju SKP-le inimese kohta, mida kõrgem on ekspordikaupade varieeruvus. Lisaks ekspordi kvaliteedinäitajatele on teised autorid keskendunud ka seadusandluse kvaliteedi ja majanduskasvu seostele. Silberberger ja Königer (2016) kasutavad sarnaselt eelnevalt nimetatud autoritele GMM-meetodit ning samuti fikseeritud efektidega mudelit ning ühendatud mudelit. Andmeid on kaasatud 106 riigi kohta ajaperioodil 1970-2009. Nad järeldavad, et seadusandlusel on suurem ja robustsem seos majanduse arenguga kui kaubandusel. Viimane toob kasu kõrgema sissetulekuga riikidele, aga just keskmise sissetulekuga riigid on need, kes saavad enim kasu seadusandluse kvaliteedist. Samas kui vähim arenenud riigid võivad enim haridusest ja investeringutest.

Nagu eelnevatest artiklitest selgub, siis mängib olulist rolli tõsiasi, kas riik kuulub arenenud maade või arengumaade sekka. Kim (2011) järeldeb oma töös, et suurem majanduse avatus toob enim kasu majanduskasvule ja reaalsele sissetulekutele arenenud riikides, kuid arengumaade puhul on efekt negatiivne. Andmeteks on 61 riigi keskmised vahemikust 1960-2000. Endogeenseks muutujaks on reaalse SKP kasvumäär inimese kohta. Eksogeenseteks muutujateks on reaalne SKP inimese kohta, kogutootlikkuse kasv, majanduse avatuse indeks, eraldi ekspordi ja impordi suhe SKP-sse, keskmine koolis käidud aastate arv, valitsuse kulutused SKP-sse, inflatsioonimäär, laenu erasektorile suhe SKP-sse ning revolutsioonide, poliitiliste atendaatide ja etnilise mitmekesisuse näitajad. Mudelite analüüsimiseks rakendatakse vähimruutude ja GMM-meetodit. Kaubavahetuse mõju majanduskasvule ilmneb kapitali akumulatsiooni ja produktiivsuse kasvu kaudu. Madala inflatsioonitaseme säilitamine aitab saada kasu majanduse avatusest.

Analoogselt Kimile (*Ibid.*) leiavad ka Dowrick ja Golley (2004), et avatusega kaasnev kasv on iseloomulik just rikkamatele majandustele. Samas esineb autorite töödes oluline erinevus. Nimelt Dowrick ja Golley märgivad, et taoline tendents algas alles 1980. aastatel ning 1960.-1970. aastatel oli olukord vastupidine, kui majanduse avatus andis suuremat efekti vähem arenenud riikidele. Taoline vahe võib autorite sõnul olla tingitud tõsiasiast, et ülekanduv tehnoloogia muutus tol perioodil teadmistest ja kapitalikaupadest keerukate info- ja kommunikatsioonitehnoloogiateni, mida arengumaadel oli keeruline omaks võtta vajaliku inimkapitali ja infrastruktuuri puudumise tõttu. Lisaks võib rolli mängida see, et arengumaad, kes 1980. aastatel otsustasid avatud majanduse kasuks ülemaailmsete majandusorganisatsioonide survele, ei olnud välja töötanud sobilikke sisepoliitikaid ja institutsioone.

Lääne-Balkani riikide majanduse avatuse seost majanduskasvuga on varasemalt uuritud vaid mõnes üksikus töös. Popovic *et al.* (2020) kasutavad paneelandmeid aastatest 2005-2017 ning rakendavad fikseeritud ja juhuslike efektidega mudelit ning VAR-mudelit. Sõltuv muutuja on SKP kasv, sõltumatud muutujad on majanduse avatuse indeks ja institutsioonide kvaliteedi näitaja. Fiktiivmuutujad (*dummy variables*) on assotsiatsioonilepingu allkirjastamine ja Euroopa Liidu kandidaadistaatus ning kontrollmuutuja on välismaised otseinvesteeringud. Autorid leiavad, et majanduse avatus on ainuke statistiliselt oluline muutuja, mis mõjutab positiivselt majanduskasvu. Teine statistiliselt oluline muutuja, institutsioonide kvaliteedi näitaja, mõjutab majanduskasvu negatiivselt ning aeglustab selle edasist arengut. Lääne-Balkani riigid on lisaks muudele Kagu-Euroopa riikidele kaasatud Fetahi-Vehapi *et al.* (2015) uurimusse, kus autorid kasutavad fikseeritud efektidega mudelis, GMM-meetodis ja ühendatud mudelis paneelandmeid vahemikust

1996-2012, et uurida avatuse mõju majanduskasvule. Endogeenne muutuja on SKP kasvumäär ja eksogeensed muutujad on sissetulek inimese kohta, inimkapital, mille näitajaks kasutatakse teise taseme hariduse omandamise määra, kapitali kogumahutus, välismaised otseinvesteeringud, töajõud ja majanduse avatus. Kõik näitajad on logaritmitud kujul. Tulemustest järeldub, et Kagu-Euroopa riikide majanduse avatusel on positiivne ja statistiliselt oluline mõju majanduskasvule, mis kinnitab Popovic *et al.* (2020) saadud tulemust. Autorid jõudsid arusaamale, et majanduse avatusest võidavad riigid, millel on kõrgem SKP inimese kohta ning suuremad kapitali kogumahutus ja välismaised otseinvesteeringud.

2. ANDMED JA METOODIKA

Käesolevas peatükis antakse detailne ülevaade andmetest, mida autor kasutab lõputöö eesmärgi täitmiseks. Tulenedes eelnevatele empiirilistele uurimustele, põhjendatakse valitud muutujate sisu, ning esitatakse andmete kirjeldav statistika. Peatüki lõpus selgitatakse töös kasutatavaid mudeleid, meetodeid ja teste, mille abil jõutakse reaalsete tulemusteni.

2.1. Andmete ülevaade

Analüüsi kaasatud andmete valik on ajendatud varasematest empiirilistest uurimustest. Muutujate valikul on toetatud autorite töödele, mis annavad põhjenduse taoliste näitajate kaasamiseks. Käesolevas töös on sõltuv muutuja reaalse SKP kasvumäär inimese kohta ning sõltumatud muutujad majanduse avatuse indeks, välismaiste otseinvesteeringute sissevoo suhe SKP-sse, rahvastikutihedus ja kapitali kogumahutuse suhe SKP-sse.

Antud töös on endogeenseks muutujaks majanduskasv, mille näitajaks on valitud reaalse SKP kasvumäär inimese kohta. Antud näitajat on varasemates artiklites majanduskasvu mõõdikuna kasutanud Blomström *et al.* (1996), Grossman ja Krueger (1995) ning Barro (1991). Reaalse SKP kasvumäär inimese kohta näitab majanduskasvu protsentuaalse muutusena eelmise perioodi suhtes, mistõttu kirjeldab antud näitaja hästi majanduse arengu tõusu või langust.

Lähtuvalt bakalaureusetöö eesmärgist, mille üks osa on modelleerida majanduse avatuse seos majanduskasvuga, on mudelitesse kaasatud tähtsaim eksogeenne muutuja majanduse avatuse indeks. Näitaja leidmiseks jagatakse ekspordi ja impordi summa SKP-ga. Taolist indeksit on oma töödes rakendanud Hye ja Lau (2015), Jin (2004), Rahman *et al.* (2017), Sarkar (2008) ja paljud teised. Kui Hye ja Lau (2015) leiavad, et majanduse avatus mõjutab pikaajses vaates majanduskasvu negatiivselt, siis seevastu Rahman *et al.* (2017) tööst lähtub, et valimisse kuuluvatel kolmel arenenud riigil ja kolmel arengumaal, on mõlema puhul tegemist kahesuunalise positiivse mõjuga majanduse avatuse ja majanduskasvu vahel. Sarkari (2008) paneeländmete

analüüsist selgub, et kõrgema avatusega kaasneb suurem reaalne kasv, kuid seda ainult 11 rikkama ja enam kauba liikumisest sõltuvate riikide puhul.

Järgmise sõltumatu muutujana kasutatakse välismaiste otseinvesteeringute sissevoo suhet SKP-sse, mis on üks majanduse avatuse indikaatoritest. Rahvusvaheline raha liikumine ja investeerimine võõrriikidesse on oluline märk globaliseerunud maailmast. Iamsiraroj (2016) kirjutab, et enamik riike üritab meelitada välisinvestoreid, kuna see toob endaga kaasa pikaajalise lisavahendite stabiilse sissevoo, arenenumad tehnoloogiad, oskused ning teadus- ja arendustegevuse. Välismaiste otseinvesteeringute olulisuse tõttu rahvusvahelises majanduses on antud näitajat kaasatud paljudesse teadustöösse, mis käsitlevad avatuse mõju majanduskasvule. Balasubramanyam *et al.* (1996) järeldasid, et välismaiste otsinvesteeringute mõju majanduskasvule on suurem riikides, kus rakendatakse välisurgudele avatud poliitikat. Johnsoni (2006) tööst selgub, et välismaiste otseinvesteeringute sissevool on sihtriigi majanduskasvule positiivne efekt arengumaades, kuid arenenud riikides see nii ei ole, sest arengujärgult edasijõudnud riikide puhul ei ole kodustel ja välismaistel investeeringutel enam vahet. Samas leiavad nii Carkovic ja Levine (2005) kui ka Azman-Saini *et al.* (2019), et välismaiste otseinvesteeringute sissevool ei ole iseseisvat mõju majanduskasvule.

Lisaks majanduse avatuse indeksile ja välismaistele otseinvesteeringutele on mitmed autorid oma uurimustes avatuse näitajana kasutanud rahvastikutihedust, mis leitakse rahvaarvu jagamisel riigi pindalaga. Sachs ja Warner (1995) kaasavad antud näitajat oma töös, kuna autorite meelest on kõrgema rahvastikutihedusega riigid suurema tõenäosusega avatud ning sellistel riikidel on rohkem rahvusvahelisi kontakte. Sachs ja Warner (*Ibid.*) leiavad statistilist tõendust, et suurem rahvastikutihedus tõstab riikide tõenäosust avaneda varem rahvusvahelisele kaubandusele. Samuti on näitajat kasutanud Yanikkaya (2003), kes järeldab, et rahvastikutihedus, kui majanduse avatuse indikaator, mõjutab positiivselt majanduskasvu, kuna kõrgema rahvastikutihedusega riikides on suuremad kaubavahetuse mahud.

Majanduse avatuse ja majanduskasvu mudelites on varasemad autorid kasutanud kontrollmuutujaid, mis mängivad olulist rolli majanduse arengus. Üheks taoliseks näitajaks on kapitali kogumahutus põhivarasse, mida esitatakse suhtena SKP-sse. Adhikary (2011) põhjendab muutuja olulisust tõsiasjaga, et kui riigis on kapitali puudujääk, siis pikaajaliste investeeringute kaasamine, milleks on näiteks välismaised otseinvesteeringud, tõstab kapitali piirprodukti lühiajaliselt, ja taoline produktiivsuse tõus mõjutab majanduskasvu pikaajases plaanis. Fetahi-

Vehapi *et al.* (2015) kirjeldavad, et kapitali kaasamisega lisandub oskusteave, mis kasvatab mastaabitulu ning tänu sellele edendab majanduskasvu. Eelnevalt nimetatud autorid leiavad, et kapitali kogumahutusel on positiivne efekt majanduskasvule.

2.2. Andmete kirjeldav statistika

Lõputöös kasutatavad sekundaarandmed on võetud Maailmapanga andmebaasist ning need on esitatud aastaste väärtustena (Viilma 2021). Vaadeldavaks ajaperioodiks on vahemik 2000-2020, mis tuleneb suuresti faktist, et valitud piirkonna andmete kättesaadavus on piiratud. Töös käsitletava Lääne-Balkani regiooni kuuluvad järgnevad riigid: Albaania, Bosnia ja Hertsegoviina, Kosovo, Montenegro, Põhja-Makedoonia ja Serbia.

Paneelandmete puhul on tegu andmetüübiga, kus erinevatele objektidele vastavad aegread. Antud töös on mitu erinevat riiki erinevatel perioodidel. Andmeanalüüsis kasutatakse mudelite modelleerimiseks kõikide riikide andmeid üheaegselt. Tiwari ja Mutascu (2011) toovad välja, et paneelandmed võimaldavad arvesse võtta heterogeensust. Samuti saab sellisel kujul esitatud andmetega luua keerukamaid ökonomeetrisi mudeleid, kuna paneelandmete kasutamine vähendab multikollinearsuse probleemi (Popovic *et al.* 2020). Töös rakendatavad paneelandmed on balansseerimata, mis tähendab, et aegread on erineva pikkusega. Ajaperioode on rohkem kui vaadeldavaid objekte. See tuleneb suuresti Kosovo andmete vähesest kättesaadavusest ning samuti Montenegro ja Serbia lünkadest välismaistes otseinvesteeringutes.

Endogeenne muutuja reaalse SKP kasvumäär inimese kohta (World Bank, tabel NY.GDP.PCAP.KD.ZG) on autori arvutatud, korrigeerides nominaalväärtust inflatsiooniga (World Bank, tabel NY.GDP.DEFL.KD.ZG). Eksogeensed muutujad majanduse avatuse indeks (World Bank, tabel NE.TRD.GNFS.ZS), välismaiste otseinvesteeringute sissevoo suhe SKP-sse (BX.KLT.DINV.WD.GD.ZS), rahvastikutihedus (World Bank, tabel EN.POP.DNST) ja kapitali kogumahutus SKP-sse (World Bank, tabel NE.GDI.TOTL.ZS) on võetud otse Maailmapanga andmebaasist.

Eelmises lõigus loetletud muutujate kirjeldav statistika on esitatud tabelis 1, kus on välja toodud näitajate miinimum- ja maksimumväärtused, keskmised, standardhälbed ning variatsioonikordajad. Autori poolt leitud väärtused on esitatud muutujate lõikes. Selline esitusviis

annab kiire ülevaate andmete statistilistest suurustest ning võimaldab saada informatsiooni anomaalsetest väärtustest. Tabelis 1 ja edaspidi kasutatakse järgnevaid lühendeid: reaalne SKP kasv inimese kohta (SKP), majanduse avatuse indeks (MAI), välismaiste otseinvesteeringute sissevool SKP-st (FDI), rahvastikutihedus (RT) ja kapitali kogumahutus SKP-st (GFCF).

Tabel 1. Andmete kirjeldav statistika

	Miinumum	Maksimum	Keskmine	Standardhälve	Var.kordaja
SKP (%)	-42,694	15,899	-0,857	7,132	8,318
MAI (%)	22,492	138,827	87,649	19,466	0,222
FDI (%)	0,536	37,272	6,725	5,240	0,779
RT (in/km ²)	44,978	166,999	89,867	34,971	0,389
GFCF (%)	9,165	41,177	25,182	5,937	0,236

Allikas: Maailmapanga andmebaas (2021), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Kirjeldavast statistikast lähtub, et SKP reaalne kasvumäär inimese kohta kõigub valimis vahemikus -42,694 kuni 15,899. Miinumumväärtus pärineb Serbiast aastast 2001 ning maksimumväärtus Kosovost aastast 2003. Selline suur negatiivne kasvumäär Serbias on tingitud 2000-ndate algusaastate hüperinflatsioonist ning Kosovo sõja järelmõjudest (Ex Post ... 2013). Lääne-Balkani regiooni keskmine SKP reaalne kasvumäär inimese kohta on vahemikus 2000-2020 olnud negatiivne, mis näitab, et antud piirkonna riikide majandustele pole viimased kümnendid olnud just kuigi edukad.

Majanduse avatuse indeksi puhul on väärtuste hajuvus protsendipunktides küllaltki suur, mida iseloomustab standardhälbe tulemus 19,466. Väikseim indeksi väärtus on pärit 2000. aasta Serbiast ning suurim väärtus 2019. aasta Makedooniast. Riikide kaubanduspoliitika on viimase kahe aastakümne jooksul teinud tõelise arenguhüppe avatuse suunas. Sarnaselt majanduse avatuse indeksile on standardhälve põhjal suure hajuvusega ka rahvastikutihedus, mille miinumumväärtus on umbkaudu 45 inimest ruutkilomeetri kohta ning maksimumväärtus ligi 167 inimest ruutkilomeetri kohta.

Võrreldes standardhälbeid selgub, et välismaiste otseinvesteeringute sissevool SKP-st on muutujatest olnud kõige väiksema hajuvusega. Sarnase standardhälbe väärtusega on ka kapitali kogumahutus SKP-st. Mõlema muutuja puhul on valimisse kuuluvate andmete hajuvus võrdlemisi väike. Välismaiste otseinvesteeringute sissevool suhtena SKP-sse oli suurim Montenegros aastal

2009, mis näitab, et riigiväliste ettevõtete investeeringud moodustasid tol aastal lausa üle ühe kolmandiku sisemajanduse koguproduktist.

Lisaks standardhälbele on arvatud ka variatsioonikordaja, kuna see võimaldab erinevates ühikutes muutujate hajumist paremini võrrelda. Eriti kasutatakse seda juhul, kui vaadeldavate tunnuste aritmeetilised keskmised ja ühikud on väga erinevad. Variatsioonikordaja põhjal saab väita, et väikseima hajuvusega on majanduse avatuse indeks ja kapitali kogumahutus osatähtsusest SKP-sse. Kui standardhälbe puhul oli majanduse avatuse indeks teise suurima hajuvusega, siis variatsioonikordajast selgub, et näitaja on kõikidest muutujatest väikseima väärtusega. Valimi ulatuses varieerus enim majanduskasvu näitaja.

2.3. Meetodite kirjeldused

Bakalaureusetöö empiirilise osa tulemusteni jõudmiseks rakendatakse kolme erinevat paneelidandmete kasutamist võimaldavat mudelit. Nendeks on ühendatud regressioonmudel (*pooled OLS*) ning fikseeritud ja juhuslike efektidega mudel. Antud valik põhineb varasematel teemakohastel artiklitel, kus autorid on kasutanud samasuguseid mudeleid. Siinkohal saab esile tõsta Tiwari ja Mutascu (2011), Adu-Gyamfi *et al.* (2019) ning Dewani ja Husseinini (2001). Tulemusteni jõudmiseks on kasutatud programmi *Excel* ning vabavarasid *Gretl* ja *EViews*.

Jõudmaks lõplikule järeldusele, kumba mudelit eelistada, kas fikseeritud või juhuslike efektidega, tuleb kindlaks teha, milline mudel iseloomustab paremini muutujate vahelisi suhteid. Sellise otsuse langetamiseks kasutatakse Hausmani testi, mis põhineb fikseeritud ja juhuslike efektidega mudelite hinnangute võrdlemisel. Kui veakomponendid ei ole muutujatega korrelatsioonis, siis võetakse vastu nullhüpotees, mis tähendab, et tuleb kasutada juhuslike efektidega mudelit. Kui nullhüpotees ei kehti, siis tuleb kasutada fikseeritud efektidega mudelit.

Esimesena kasutatav ühendatud regressioonmudel võimaldab hariliku vähimruutude meetodil teha kindlaks muutujate statistilise olulisuse. Antud mudeli puhul on sõltumatud muutujad rangelt eksogeensed. Lisaks sellele on need ka mittestohhaatilised, see tähendab, et väärtused on fikseeritud. Samas esineb ühendatud regressioonmudelil ka mitmeid kitsaskohti. Kui panna kõik andmed kokku, siis võivad andmetes peituvad erisused kaotsi minna, mille tagajärjel võib vealiige olla mõne eksogeense muutujaga korrelatsioonis. (Gujarati, Porter 2009) Samuti ei arvesta

ühendatud regressioonimudel erinevusi ajaperioodides ega vaadeldavates tunnustes. Ühendatud regressioonimudel on esitatud järgneval kujul:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta x_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

kus

Y – sõltuv muutuja,

β – koefitsient,

x – sõltumatu muutuja,

ε – vealiige,

i – objekt,

t – aeg.

Ühendatud regressioonimudeli kitsaskohtade parendamiseks kasutatakse fikseeritud efektidega mudelit, mida kutsutakse ka LSDV-mudeliks. Antud mudel võimaldab igal objektil omada iselaadi koefitsienti, mis lubab objektidevahelist heterogeensust. Samas tuleb märkida, et koefitsiendid on ajas muutumatud. Fikseeritud efektidega mudelil leidub samuti mitmeid puuduseid. Mudelites, kus on palju fiktiivseid tunnuseid, võib esineda multikollineaarsuse probleem, mis muudab täpsete järelduste tegemise keeruliseks. Lisaks võib tulla ette olukordi, kus fikseeritud efektidega mudel ei erista ajas muutuvaid ja muutumatuid eksogeenseid muutujaid. (*Ibid.*) Fikseeritud efektidega mudeli üldkuju on järgmine (Brooks 2008):

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + u_{it} \quad (2)$$

kus

Y – sõltuv muutuja,

α – objektispetsiifiline vabaliige,

β – koefitsient,

x – sõltumatu muutuja,

u – vealiige,

i – objekt,

t – aeg.

Lisaks fikseeritud efektidega mudelile kasutatakse töös ka juhuslike efektidega mudelit. Kahe mudeli erinevus seisneb selles, et juhuslike efektidega mudelis koosneb vealiige kahest osast, objektile omasest vealiikmest ning aegrea ja ristanndmete vealiikmest. Lisaks kehtib juhuslike efektidega mudeli puhul arusaam, et vaadeldav objekt on juhuslik valik suuremast grupist. Mudeli puhul on oluline eeldus, et vealiige ei tohi olla mudelisse kaasatud eksogeensete muutujatega korrelatsioonis. (Gujarati, Porter 2009) Juhuslike efektidega mudeli üldkuju on järgmine (Verbeek 2012):

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta x_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad (3)$$

kus

Y – sõltuv muutuja,

β – koefitsient,

x – sõltumatu muutuja,

α – objektile omane vealiige,

u – aegrea ja ristanndmete vealiige,

i – objekt,

t – aeg.

Pelgalt ökonomeetriliste mudelite koostamisest ei piisa, vaid lisaks tuleb teostada mitmesuguseid teste, mis annavad aimu andmete ja mudelite sobivusest. Alapeatüki alguses mainitud Hausmani test pole ainus, mida mudelite võrdlemiseks kasutatakse. F -test võimaldab võrrelda fikseeritud efektidega mudelit ja ühendatud regressioonmudelit. Kui kõikide testide puhul on olulisuse nivoo 0,05, see tähendab usaldatavusega 95%, siis F -testi väärtuse korral, mis on väiksem kui olulisuse nivoo, tuleb vastu võtta sisukas hüpotees, et objektile omased vealiikmed on statistiliselt olulised, mistõttu tuleb eelistada fikseeritud efektidega mudelit. Lisaks rakendatakse Breusch-Pagani test, et võrrelda juhuslike efektidega mudelit ja ühendatud regressioonmudelit.

Mudelite testimise puhul on oluline tunnuse normaaljaotumise testimine, mis viiakse läbi kasutades Doornik-Hanseni testi, mis põhineb jaotuse asümmeerial ja püstakusel. Doornik-Hanseni testi puhul on nullhüpoteesiks, et jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. (Doornik, Hansen 2008) Paneelandmete statsionaarsuse kontrollimiseks viiakse läbi Levin-Lin-Chu ühikjuure test, kus sisukas hüpotees tähendab, et aegread on statsionaarsed. Vaatamata sellele, et paneelandmete kasutamine vähendab multikollineaarsust, tuleb siiski seda kontrollida. Selleks teostatakse korrelatsioonanalüüs ning VIF -test, mille miinimumväärtus on 1,0 ning kui tulemus on suurem kui 10,0, siis võib esineda kollineaarsuse probleem.

Lisaks eelmises lõigus nimetatud testidele on tarvis vaadelda veel autokorrelatsiooni ning heteroskedastiivsust. Autokorrelatsiooni avastamiseks rakendatakse Wooldridge'i test, mille nullhüpotees ütleb, et korrelatsiooni ei esine (Drukker 2003). Heteroskedastiivsuse tuvastamiseks kasutatakse White'i ja Waldi testi. Esimene neist hindab jääkliikmete vahel esinevat ja teine grupisest heteroskedastiivsust. Kui ilmneb, et esineb heteroskedastiivsus või autokorrelatsioon, siis sel juhul tuleb mudeli parandamiseks kasutada kohandatud standardvigu (*robust standard errors*).

3. EMPIIRILINE ANALÜÜS

Lõputöö kolmandas ehk viimases peatükis teostatakse tulemusteni jõudmiseks empiiriline analüüs. Esmalt viiakse läbi korrelatsioonanalüüs, et teha kindlaks muutujate vaheline seos. Seejärel rakendatakse kolme järgnevat mudelit: ühendatud regressioonmudelit ning fikseeritud ja juhuslike efektidega mudelit. Mudelite ja andmete sobivuse tagamiseks teostatakse mitmesuguseid teste. Pärast seda esitatakse tulemused ning peatükk lõpetatakse järelduste tegemisega.

3.1. Eeltöö mudelite koostamiseks

Empiirilise osa alustuseks kontrollis autor esmalt andmete statsionaarsust, mille abil saab hinnata aegridade sobivust. Statsionaarsuse määratlemine on antud juhul kohustuslik, kuna töös on ajaperioode rohkem kui riike, vastavalt 21 perioodi ja 6 riiki. See on vajalik selleks, et tuvastada võimalik mittestationaarsus, mille korral objekti tõenäosusjaotus on igal ajamomendil erinev. Nullhüpoteesi puhul on tegu mittestatsionaarse aegrega, mis tähendab, et esineb ühikjuur. Sisuka hüpoteesi puhul on tegu statsionaarse aegrega, mis tähendab, et ühikjuurt ei esine. (Levin *et al.* 2002) Statsionaarsuse kontrollimiseks kasutatakse vabavara *EViews*, kus rakendatakse Levin-Lin-Chu ühikjuure testi iga aegrea puhul eraldi. Kui kehtib nullhüpotees, siis mittestatsionaarsusest vabanemiseks võetakse esimest järku diferents. Saadud tulemused on esitatud tabelis 3.

Tabel 3. Statsionaarsuse kontrollimine Levin-Lin-Chu ühikjuure testiga

	p-väärtus	Järeldus	1. järku diferents	Järeldus
SKP	0,000	statsionaarne	–	–
MAI	0,116	mittestatsionaarne	0,002	statsionaarne
FDI	0,006	statsionaarne	–	–
RT	0,014	statsionaarne	–	–
GFCF	0,386	mittestatsionaarne	0,000	statsionaarne

Allikas: Maailmapanga andmebaas (2021), autori koostatud vabavaras *EViews*

Statsionaarsust kontrollides selgus, et kahe aegrea puhul kehtib nullhüpotees, mis tähendab, et aegridade puhul esineb mittestatsionaarsus. Ühikjuur esines majanduse avatuse indeksis ja kapitali

kogumahutuses suhtena SKP-sse. Mittestatsionaarsusest vabanemiseks võeti mõlemast esimest järku diferents, mis osutus edukaks ja mille tulemusel muutusid aegread statsionaarseteks. Majanduse avatuse indeksil oli esimest järku diferentsi väärtus 0,002, aga kuna see on väiksem kui nivoo 0,05, siis saab väita, et ühikjuurt ei esine. SKP reaalne kasv inimese kohta, välismaised otseinvesteeringud suhtena SKP-sse ja rahvastikutihedus olid esimesel katsel statsionaarsed, seega neid ei pidanud edasi töötlemata.

Järgmiseks teostas autor korrelatsioonanalüüsi, mille eesmärk on hinnata muutujate omavahelist seost. Samuti näitab korrelatsioonanalüüs seose suunda ja tugevust. Samas ei saa antud analüüsi põhjal hinnata põhjuslikkust. Kumari (2008) märgib oma töös, et kui korrelatsioonikordaja väärtus on suurem kui 0,8, siis võib andmete hulgas esineda multikollineaarsuse probleem. Analüüs viidi läbi vabavaras *EViews* kasutades statsionaarseid andmeid. Korrelatsioonanalüüsi tulemused koos sulgudes olevate p-väärtustega on esitatud maatriksi kujul tabelis 2.

Tabel 2. Korrelatsioonmaatriks

	SKP	d_MAI	FDI	RT	d_GFCF
SKP	1	–	–	–	–
d_MAI	0,267 (0,008)	1	–	–	–
FDI	-0,283 (0,005)	-0,271 (0,001)	1	–	–
RT	0,160 (0,120)	0,063 (0,541)	-0,234 (0,022)	1	–
d_GFCF	0,201 (0,050)	0,422 (0,000)	-0,067 (0,517)	-0,066 (0,525)	1

Allikas: Maailmapanga andmebaas (2021), autori koostatud vabavaras *EViews*

Korrelatsioonmaatriksi põhjal saab väita, et tugevaim seos on kapitali kogumahutusel SKP-sse ja majanduse avatuse indeksi vahel, kus on tegu positiivse statistiliselt olulise seosega. Näitajatest nõrgim suhe on rahvastikutiheduse ja majanduse avatuse indeksi vahel, kus on samuti positiivne seos, ent antud juhul on tegu statistiliselt mitteolulise seosega, kuna p-väärtus 0,541 on suurem kui olulisuse nivoo 0,05. Sarnase nõrga, kuid negatiivse korrelatsioonikordajaga on seosed kapitali kogumahutusel SKP-sse välismaiste otseinvesteeringute ja rahvastikutihedusega, kus mõlemad seosed on mitteolulised.

Majanduskasvul inimese kohta, kui antud töö endogeensel muutujal, on teiste muutujatega võrdlemisi nõrk seos. Korrelatsioonanalüüsi põhjal on näitajal tugevaim statistiliselt oluline seos välismaiste otseinvesteeringute sissevooga, mis mõjutab majanduskasvu negatiivselt. Antud tulemus on kooskõlas nende varasemate autoritega, kes on jõudnud järeldusele, et näitajal üksinda ei ole majanduskasvule mingit positiivset efekti. Ülejäänud muutujatega on majanduskasvul positiivne seos. Olulisim positiivne seos on majanduse avatuse indeksiga, mille p-väärtus on 0,008, seega esineb statistiliselt oluline seos. Taoline tulemus oli oodatav, kuna käesoleva töö temaatika lõikes on tegu tähtsaima eksogeense muutujaga. Ainus statistiliselt mitteoluline seos on majanduskasvul rahvastikutihedusega, mille p-väärtus on 0,120. Kõigi korrelatsioonikordajate absoluutväärtused on väiksemad kui 0,8, seega esmapilgul ei ole põhjust arvata, et muutujate vahel võiks esineda multikollineaarsust (Kumari 2008).

3.2. Mudelite testimine

Esimese mudelina rakendati bakalaureusetöös ühendatud regressioonmudelit, mille puhul on sõltumatud muutujad rangekujuliselt eksogeensed. Lisaks ei arvestata mudelis erinevusi ajaperioodides ega vaadeldavates objektides. Mudeli koostamisel arvestati eelnevalt leitud kahe aegrea mittestatsionaarsusega, mistõttu nende näitajate kaasamisel võeti mõlemast esimest järku diferents. Teised muutujad kaasati mudelisse oma algsel kujul.

Esimese ühendatud regressioonmudeli, kuhu olid kaasatud kõik muutujad, korrigeeritud determinatsioonikordaja oli 0,105. Antud mudelis osutus statistiliselt oluliseks nivool 0,05 vaid välismaiste otseinvesteeringute sissevool suhtena SKP-sse. Edasistel katsetel selgus, et parim mudeli kuju saavutatakse siis, kui eemaldatakse mudelist rahvastikutihedus, mille p-väärtus oli eelnevalt konstanti arvestamata kõige suurem. Antud ühendatud regressioonmudeli *Gretli* koondaruanne on esitatud lisa 1 ning ülevaatlikud näitajad tabelis 3.

Tabel 3. Lõpliku ühendatud regressioonmudeli tulemused

Näitaja	Koefitsient	Standardviga	P-väärtus
Konstant	1,393	0,554	0,014
d_MAI	0,067	0,050	0,181
FDI	-0,154	0,063	0,017
d_GFCF	0,129	0,113	0,258

Allikas: Maailmapanga andmebaas (2021), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Eelnevast tabelist selgub, et lisaks välismaiste otseinvesteeringute sissevoole oli lõplikus mudelis statistiliselt oluline ka konstant. Ühendatud regressioonmudeli tulemuste põhjal saab väita, et välismaiste otseinvesteeringute sissevoo suurenemine mõjutab majanduskasvu negatiivselt. Ülejäänud eksogeensetel muutujatel oli parameetri hinnang positiivne. Mõnevõrra üllatavalt oli esimest järku majanduse avatuse diferentsi parameetri hinnang kõigest 0,067 ning tulemus statistiliselt mitteoluline. Lisas 1 esitatud koondaruanne näitab, et mudeli korrigeeritud determinatsioonikordaja oli 0,106, mille suurenemine annab märku mudeli paranemisest. Antud mudeli determinatsioonikordaja, mis on ühtlasi seletusvõime näitaja, oli 0,134, seega mudel seletab 13,4% ulatuses majanduskasvu muutumist antud ajavahemikus. Mudeli p-väärtus oli 0,004, seega mudel on statistiliselt oluline nivool 0,05.

Järgnevalt viidi läbi teises peatükis nimetatud testid, mille tulemused on samuti leitavad lisast 1. Korrelatsioonanalüüs *VIF*-testiga näitas, et mudelis ei esine kollineaarsuse probleemi. Kõigi muutujate väärtused jäid alla 10, mis on kriitiline piir potentsiaalse kollineaarsuse olemasoluks. Jääkliikmetete normaaljaotuse allumise testimiseks teostatud Doornik-Hanseni test näitas, et vastu tuleb võtta sisukas hüpotees. Testi p-väärtus oli 0,001, mis tähendab, et jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Allumatuse korral ei pruugi parameetrite hinnangud olla mõjusad. Seejärel kontrolliti autokorrelatsiooni Wooldridge'i testiga, mille nullhüpoteesi vastu võtmise korral autokorrelatsioon puudub. P-väärtus oli 0,416, mis on suurem kui 0,05, seega autokorrelatsiooni ei esine. White'i testist selgus, et jääkliikmete vahel heteroskedastiivsust ei esine, kuna p-väärtus 0,448 on suurem kui 0,05.

Seejärel teostatakse andmeanalüüs, kasutades fikseeritud efektidega mudelit. Antud mudeliga on võimalik modelleerida grupiefekti, mis tähendab, et mudelis on lubatud objektidevahelised erinevused. Fikseeritud efektidega mudelis puudub ajaefekt. Esimesse mudelisse, mis on esitatud lisas 2, kaasati kõik muutujad ning tuginedes eelnevale statsionaarsuse kontrollile kaasati majanduse avatuse indeksi ja kapitali kogumahutuse suhte SKP-sse esimest järku diferentsid. Saadud mudelis oli nivool 0,05 statistiliselt oluline üks näitaja, milleks oli välismaised otseinvesteeringud suhtena SKP-sse. Nivool 0,1 oli statistiliselt oluline majanduse avatuse indeks. Mudeli grupisisene determinatsioonikordaja oli 0,174, mis on parem kui ühendatud regressioonmudelil. Lisaks näitas *F*-test, mille väärtus oli 0,002, et vastu tuleb võtta sisukas hüpotees, see tähendab, et fikseeritud efektidega mudel on parem kui ühendatud regressioonmudel. Samuti on mudel üleüldiselt oluline nivool 0,05, kuna p-väärtus oli 0,000. Wooldridge'i testist selgus, et p-väärtus oli 0,225, mis tähendab nullhüpoteesi aktsepteerimist, et autokorrelatsiooni ei

esine. Heteroskedastiivsuse Waldi testist ilmnes, et p-väärtus oli $3,617 \cdot 10^{-26}$, seega tuli vastu võtta sisukas hüpotees, et mudelis esineb heteroskedastiivsus. Sarnaselt ühendatud regressioonmudelile ei allunud ka antud mudel normaaljaotusele.

Mudeli parandamiseks kasutati kohandatud standardvigu, mis arvestab heteroskedastiivsuse olemasoluga, ning selle tagajärjel vähenes statistiliselt oluliste näitajate hulk. Uus fikseeritud efektidega mudeli kuju saavutati, kui esmasest mudelist eemaldati rahvastikutihedus, mille p-väärtus oli 0,301. Antud fikseeritud efektidega mudeli tulemused on esitatud lisas 3, kust selgub, et nüüd on ka konstant statistiliselt oluline. Samuti vähenesid kõigi näitajate standardvead. *F*-testi tulemus 0,001 näitab, et eelistada tuleb just fikseeritud efektidega mudelit ning võrreldes eelneva mudeliga on näitaja väärtus vähenenud. Mudelis ei esine autokorrelatsiooni, ent Waldi heteroskedastiivsuse ja Doornik-Hanseni normaaljaotuse testi mudel edukalt ei läbinud. Grupisisene determinatsioonikordaja on võrreldes eelneva mudeliga veidi vähenenud, omades väärtust 0,164.

Autor katsetas erinevaid mudelite kujusid, ent jõudis arusaamale, et mudelit ei ole võimalik niiviisi modelleerida, et jääkliikmed alluksid normaaljaotusele. Fikseeritud efektidega mudel, kus Doornik-Hanseni p-väärtus oli maksimaalselt 0,004, saavutati, kui kaasati nii kohandatud standardvigu kui ka ajaefekti ning mudelist eemaldati rahvastikutihedus. Mudel koos testidega on esitatud lisas 4, kust selgub, et lisaks Doornik-Hanseni p-väärtuse suurendamisele, õnnestus esimest korda fikseeritud efektidega mudelis kaotada heteroskedastiivsus, kuna Waldi testi p-väärtus oli 0,504. Samuti ei esine antud mudelis ka autokorrelatsiooni, sest Wooldridge'i testi p-väärtus oli 0,169. Grupisisene determinatsioonikordaja, väärtusega 0,406, on võrreldes eelnevate mudelitega kõvasti paranenud. Samas tuleb märkida, et antud mudelis on nivool 0,05 statistiliselt oluline vaid konstant ning nivool 0,1 majanduse avatuse indeksi esimest järku diferents. Lisaks suurenesid kahe sõltumatu muutuja standardvead.

Järgmise mudelina rakendati bakalaureusetöös juhuslike efektidega mudelit. Esmalt kaasati kõik muutujad ning saadud tulemused on esitatud lisas 5. Mudeli üldine determinatsioonikordaja oli 0,140 ning nivool 0,05 oli statistiliselt oluline välismaiste otseinvesteeringute sissevool suhtena SKP-sse ning nivool 0,1 majanduse avatuse indeksi esimest järku diferents. Breusch-Pagani testi p-väärtus oli 0,001, mis tähendab, et juhuslike efektidega mudel on parem kui ühendatud regressioonmudel. Hausmani testist selgub, et vastu tuleb võtta nullhüpotees, kuna p-väärtus oli 0,428, seega juhuslike efektidega mudeli eeldus on täidetud ja seda mudelit võib kasutada. Mudelis

ei esinenud autokorrelatsiooni, kuid sarnaselt eelnevatele mudelile, ei allunud ka siin jääkliikmed normaaljaotusele.

Statistiliselt mitteoluliste muutujate järk-järguline eemaldamine ei parandanud antud mudeli determinatsioonikordajat, normaaljaotusele allumatuse probleemi ega suurendanud parameetrite hinnanguid. Samas muutis kohandatud standardvigade kaasamine juhuslike efektidega mudelis pea kõiki muutujaid statistiliselt olulisemaks. Lisaks välismaistele otseinvesteeringutele saavutas majanduse avatuse indeksi esimest järku diferents statistilise olulisuse nivool 0,05, omades p-väärtust 0,019. Kohandatud standardvigadega mudelis vähenesid muutujate standardvead, välja arvatud kapitali kogumahutusel. Kui nii Breusch-Pagani ja Wooldridge'i testi puhul võeti vastu sarnaselt eelnevale mudelile samasugused hüpoteesid, siis Hausmani testi puhul oli tulemus erinev. Kohandatud standardvigadega juhuslike efektidega mudelis oli Hausmani testi väärtus 0,024, mis tähendab, et tuleb kasutada fikseeritud efektidega mudelit. (Lisa 6)

Parima fikseeritud efektidega mudeli, mis on esitatud lisa 4, tulemuste parandamiseks otsustati proovida viitaegade lisamist. Viitaegade lisamist katsetati kuni viienda järguni, kuid parim mudeli kuju saavutati, kui mudelisse olid kaasatud esimest järku viitajad, mis antud juhul näitab eksogeense näitaja mõju endogeensele näitajale üheaastase viitega. Mudel on esitatud lisa 7, kust selgub, et parima mudeli puhul jäeti kõrvale rahvastikutihedus ning kasutati välismaiste otseinvesteeringute ja kapitali kogumahutuse esimest järku viitaegasid, mis on tabelis 4 tähistatud vastavalt FDI_1 ja d_GFCF_1. Lisaks kohandatud standardvigade kaasamisele, arvestas autor mudelis ka ajaefektiga, mille tulemusel saavutas Waldi heteroskedastiivsuse test p-väärtuse 0,617. Mudel läbis edukalt autokorrelatsiooni ja jääkliikmete normaaljaotuse testid. Grupisisene determinatsioonikordaja oli 0,588, mis on senistest mudelitest kõrgeim. See näitab, et 58,8% majanduskasvu muutusest on seletatav sõltumatute muutujate muutumisega.

Tabelis 4 näidatud tulemustest selgub, et lõplikus mudelis osutusid kõikide eksogeensete näitajate parameetrite hinnangud positiivseks, seega mudelisse kaasatud näitajate tõus suurendab majanduskasvu. Ainult konstandi parameetri hinnang oli negatiivne. Võrreldes eelnevate mudelitega on esmakordselt välismaiste otseinvesteeringute sissevoo parameetri hinnang positiivne. Nivool 0,05 olid statistiliselt olulised majanduse avatuse indeksi esimest järku diferents ja konstant. Kõrgeim parameetri hinnang oli majanduse avatuse indeksil, mis on käesoleva töö põhirõhku arvestades väga tähtis. Kui majanduse avatuse indeks kasvab ühe protsendipunkti võrra, siis reaalse SKP kasvumäär inimese kohta tõuseb 0,172 protsendipunkti.

Tabel 4. Lõpliku fikseeritud efektidega mudeli tulemused

Näitaja	Koefitsient	Standardviga	P-väärtus
Konstant	-4,736	1,823	0,048
d_MAI	0,172	0,043	0,011
FDI_1	0,078	0,098	0,463
d_GFCE_1	0,036	0,110	0,756
dt_3	4,763	1,864	0,050
dt_4	4,269	2,243	0,115
dt_5	6,178	2,279	0,042
dt_6	8,512	3,152	0,043
dt_7	5,115	2,659	0,112
dt_8	4,767	1,852	0,050
dt_9	3,054	2,933	0,345
dt_10	3,474	3,140	0,319
dt_11	2,462	2,070	0,288
dt_12	2,160	2,215	0,374
dt_13	2,481	2,559	0,377
dt_14	5,771	2,209	0,048
dt_15	4,037	2,209	0,127
dt_16	6,738	1,947	0,018
dt_17	5,756	1,521	0,013
dt_18	4,477	2,078	0,084
dt_19	5,583	1,772	0,025
dt_20	6,663	2,095	0,025

Allikas: Maailmapanga andmebaas (2021), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisaks sõltumatute muutujate ja konstandi tulemustele on tabelis 4 esitatud ka aja fiktiivsete tunnuste koefitsiendid, standardvead ja p-väärtused. *Gretl* eemaldas modelleerimisel tunnuse dt_21, kuna esines tugev kollineaarsus. Tulemustest selgub, et nivool 0,05 olid statistiliselt olulised tunnused, mis vastasid aastatele 2004, 2005, 2013, 2015, 2016, 2018 ja 2019. Nivool 0,01 olid statistiliselt olulised tunnused, mis vastasid aastatele 2002, 2007 ja 2017.

3.3. Järeldused

Antud bakalaureusetöö eesmärk oli modelleerida majanduse avatuse seos majanduskasvuga Lääne-Balkani riikide näitel ajavahemikus 2000-2020. Töösse kaasatud muutujate valik tugineb varasemalt koostatud teadustöödele. Samuti on kasutatavad mudelid, milleks on ühendatud

regressioonimudel ning fikseeritud ja juhuslike efektidega mudel, valitud varasemate empiiriliste tööde põhjal.

Teostatud ökonomeetrisest uurimusest selgus, et majanduse avatuse indeksil on positiivne mõju majanduskasvule, mis on antud töös väljendatud reaalse SKP kasvuna inimese kohta. Lõplik mudel näitab, et indeksi kasvul ühe protsendipunkti võrra suureneb majanduskasv 0,172 protsendipunkti. Taoline tulemus oli ootuspärane ning igati loogiline. Positiivset seost majanduse avatuse ja majanduskasvu vahel on oma töödes täheldanud ka Marelli ja Signorelli (2011), Popovic *et al.* (2020) ning Fetahi-Vehapi *et al.* (2015). Neist viimased kaks on oma tööde empiirilises osas samuti keskendunud Lääne-Balkani piirkonnale. Sarnaselt antud lõputöö autorile leiavad ka Popovic *et al.* (2010), et majanduse avatuse indeks on ainuke statistiliselt oluline töösse kaasatud näitaja, millel on positiivne mõju majanduskasvule.

Välismaised otseinvesteeringud osatähtsusega SKP-sse ei saavutanud küll lõplikus viitaegadega mudelis statistilist olulisust, kuid parameetri hinnang oli positiivne. See muutis mudelit loogilisemaks, kuna algsetes mudelites oli näitaja negatiivse märgiga. Välismaiste otseinvesteeringute positiivset seost märkisid oma artiklis Balasubramanyam *et al.* (1996), kes jõudsid järeldusele, et välismaiste otseinvesteeringute mõju majanduse arengule on kaalukam riikides, kus valitseb väliskaubandusele avatud poliitika. Carkovic ja Levine (2005) ning Azman-Saini *et al.* (2019) kirjutasid, et välismaiste otseinvesteeringute sissevool ei ole iseseisvat mõju majanduskasvule. Seda võib järeldada ka antud tööst, kuna näitaja ei olnud statistiliselt oluline.

Kapitali kogumahutusel SKP-sse oli mudelite lõikes positiivne parameetri hinnang, ent statistilist olulisust ei täheldatud üheski teostatud mudelis. Samas oli näitaja kaasamine mudelitesse vajalik, kuna selle eemaldamisel muutusid testide tulemused halvemaks. Adhikary (2011) ja Fetahi-Vehapi *et al.* (2015) leidsid, et näitajal on positiivne efekt majanduskasvule. Käesolevas töös iseseisvat efekti ei tuvastatud. Sama kehtib ka rahvastikutiheduse kohta, mida kaasati vaid ühendatud regressioonimudeli ning fikseeritud ja juhuslike efektidega mudelite esmasel testimisel. Näitaja oli läbivalt statistiliselt mitteoluline ning selle eemaldamine mudelitest parandas nii mudeli seletusvõimet kui ka teiste testide tulemusi. Seetõttu ei saa töö autor antud juhul nõustuda Yanikkayaga (2003), kes järeldas, et rahvastikutihedus mõjutab positiivselt majanduskasvu.

Mudelite analüüsimisel oli suurimaks probleemiks normaaljaotusele allumatus, mis esines esmastel katsetel nii ühendatud regressioonimudeli kui ka fikseeritud ja juhuslike efektidega

mudeli puhul. Jääkliikmete normaaljaotusele allumine saavutati, kui fikseeritud efektidega mudelis katsetati mudeli efektiivsuse suurendamiseks viitaegade lisamist. Majanduse avatuse ja majanduskasvu seost uurivates artiklites on viitaegasid rakendanud ka Karras (2003), Yanikkaya (2003) ning Nair-Reichert ja Weinhold (2001).

Vaatamata sellele, et lõpuks saavutati ökonomeetriliselt korrektne mudel, leidub siiski mudelil ka arenguruumi. Nimelt võiks ideaalis olla mudeli seletusvõime suurem kui praegune 0,588, kuigi arvestades valimit ja kättesaadavate andmete hulka, võib tulemusega rahule jääda. Lisaks saavutas lõplikus mudelis töösse kaasatud eksogeensetest muutujatest vaid üks statistiliselt olulise tulemuse. Tulevikus võiks sarnastes töödes lisada ka teisi potentsiaalselt olulisi muutujaid, mis antud lõputöös kasutamata jäid. Ökonomeetrilisel analüüsil võiks mudeli efektiivsuse parandamiseks rakendada üldistatud momentide meetodit ja ARDL-meetodit nagu seda on varasemalt teinud Huchet-Bourdon *et al.* (2018), Hye ja Lau (2015) ning Shahbaz ja Rahman (2012).

KOKKUVÕTE

Majanduskasvu kujunemisel mängivad rolli paljud faktorid ning antud töös keskendutakse majanduse avatusele ja selle mõjule. Käesoleva bakalaureusetöö eesmärk oli modelleerida majanduse avatuse seos majanduskasvuga ning selle olulisus, kasutades majanduse avatuse indeksit ning teisi muutujaid. Töö eesmärgi täitmiseks tuli kirjanduse ülevaate ning empiirilise analüüsi põhjal leida vastused järgnevatele küsimustele:

- 1) Milliseid avatuse näitajaid on eelnevad uurimused vaadelnud ning mis tulemusteni on jõutud?
- 2) Kas ja kuidas mõjutab avatuse indeks majanduskasvu?
- 3) Millised muutujad mängivad rolli majanduskasvus majanduse avatuse kontekstis?

Varasemad autorid on majanduse avatuse mõju majanduskasvule uurides jõudnud vastakate järeldusteni. See võib tuleneda mudelitesse kaasatud erisugustest eksogeensetest muutujatest, erinevate mudelite rakendamisest ning valitud riikide eripäradest. Samas on antud teema puhul alati kaasatud konkreetne majanduse avatuse näitaja, millest levinum on majanduse avatuse indeks, mis leitakse jagades ekspordi ja impordi summa SKP-ga. Antud töös käsitletud eelnevate uurimuste üheks läbivaks jooneks on tõsiasi, et avatuse positiivne mõju majanduskasvule on iseloomulik just edasijõudnud riikidele. See võib olla tingitud parematest poliitsüsteemidest ja regulatsioonidest ning riikide kuulumisest majanduslikesse ja poliitilistesse ühendustesse.

Käesolevas lõputöös hinnati majanduse avatuse mõju majanduskasvule Lääne-Balkani regioonis, kuhu kuuluvad Albaania, Bosnia ja Hertsegoviina, Kosovo, Montenegro, Põhja-Makedoonia ja Serbia. Andmete kättesaadavusest tulenevalt valiti ajaperioodiks 2000-2020 ning analüüsiks rakendati paneelandmeid. Piirkonna tähtsus globaalses kontekstis on kasvuteel, kuna riigid on potentsiaalsed Euroopa Liiduga liitujad, mistõttu on oluline uurida antud piirkonnale iseloomulikke majandusmõjusid ja -protsesse.

Empiirilisest analüüsist selgus, et Lääne-Balkani regioonis mõjutab majanduse avatus majanduskasvu positiivselt. Antud tulemus on kooskõlas varasemate autorite töödega, kes on uurinud samuti Lääne-Balkani piirkonda. Lõplikust viitaegadega fikseeritud efektidega mudelist selgus, et majanduse avatuse indeksi tõus ühe protsendipunkti võrra toob endaga kaasa majanduskasvu suurenemise 0,172 protsendipunkti. Näitaja oli mudelis statistiliselt oluline nivool 0,05. Mudelitesse olid eksogeensete muutujatena kaasatud veel välismaiste otseinvesteeringute sissevoog suhtena SKP-sse, rahvastikutihedus ja kapitali kogumahutus suhtena SKP-sse. Parimad mudeli kujud saavutati, kui analüüsist eemaldati rahvastikutiheduse näitaja. Lõplikus mudelis olid sõltumatute muutujate parameetrite hinnangud positiivsed, ent peale majanduse avatuse indeksi ei saavutanud üksi näitaja statistilist olulisust.

Antud teema uurimine on oluline, kuna toetab poliitiliste otsuste langetamist. Kui regiooni avatusel on positiivne efekt majanduskasvule, siis tasub rakendada välisurgudele orienteeritud kaubandust. Seevastu kui avatusel on negatiivne efekt majanduskasvule, siis tasub rohkem keskenduda siseturu arendamisele. Tulevastes uurimustes võiks lähtuvalt riikide eripäradest katsetada ökonomeetrilistes mudelites eri valdkondade eksogeensete muutujatega. Samuti võiks modelleerimisse kaasata fiktiivse tunnusega riikide poliit- ja kaubandusliitudega ühinemise, mis annab aimu avatuse ja väliskaubanduse tähtsusest riigi majanduskasvu kontekstis. Mudeli seletusvõime ja täpsuse parandamiseks võiks rakendada ARDL-mudelit, mis võimaldab vaadelda nii lühi- kui ka pikaajaliseid seoseid.

SUMMARY

TRADE OPENNESS AND ECONOMIC GROWTH OF THE WESTERN BALKAN COUNTRIES

Liss Viilma

Gross domestic product (GDP) is one of the most important economic indicators which gives information about a country's economic performance. There are many ways to express GDP and one of the most common ones is the growth rate of real GDP per capita. It's an informative measure to compare countries' economic performance. Countries are eager to maximize their growth rate of real GDP and in order to do that, they should be aware of all the aspects that affect it. Today it is quite common understanding that trade openness has a positive effect on economic growth. Regardless, scientists have reached varying conclusions. This subject is widely discussed, because it affects all the countries in the world and might be crucial for deciding the best trading policy.

Trade openness can be measured by using various indicators. The most commonly used measure is the trade openness index, where the sum of exports and imports is divided by the GDP and the result is shown as a percentage. It gives information about a country's trading policy and whether the country is more focused on foreign or domestic market. Although trade openness index is widely used, it should be used with caution, because it can also be affected by other aspects than trade.

The main goal of this paper is to model how openness is linked to economic growth and measure the significance of this connection. Following questions need to be answered to accomplish the main goal:

- 1) Which openness measures have been used in studies and what conclusions have been made?
- 2) How does the trade openness index affect economic growth?
- 3) Which economic openness variables play a role in economic growth?

Previous authors have reached contrasting conclusions, which can be associated with different exogenous variables, varying models and countries' characteristics. In the articles, which were covered in this paper, economic openness had a positive impact on economic growth in more developed countries. This can be due to the fact that developed countries have better political systems and they are usually part of political and economic unions.

This paper focused on the Western Balkan area, containing countries such as Albania, Bosnia and Herzegovina, Kosovo, North Macedonia, Montenegro and Serbia. Author finds this region important, because these countries are potential new members of the European Union and it is crucial to investigate their economic characteristics and processes. Little amounts of early data from these countries is available and therefore time period 2000-2020 is chosen. This study employs pooled OLS, fixed effects model and random effects model. Empirical analysis with panel data is conducted in *Excel*, *Gretl* and *EViews*. Dependent variable is real GDP per capita and independent variables are trade openness index, foreign direct investment inflow to GDP (FDI), population density and gross fixed capital formation to GDP (GFCF).

Author finds the fixed effects model using lags with time dummies and robust errors to be the most relevant model of them all. The results suggest that trade openness has a positive effect on economic growth in the Western Balkans. This is similar to previous authors' studies, who have investigated a given area. If the trade openness index increases by one percentage point, then real GDP per capita rises by 0,172 percentage points. Trade openness index was the only statistically significant variable at the level of 0,05, although other exogenous variables also had positive values. The biggest problem was the non-normality of residuals, which was solved in the final model, where population density was removed and first lags of FDI and GFCF were used. Also due to non-stationary in trade openness index and GFCF, the first differences of these variables were conducted and used in every model.

Subject explored in this bachelor's thesis is important, because it supports political decision making. If openness has a positive effect on economic growth, then foreign markets should be in focus. If openness has a negative effect on economic growth, then domestic market's development should be in focus. In the future, authors should use more precise models such as ARDL. Also, countries' characteristics should be taken more into account and therefore it would be a good idea to use more specific exogenous variables.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Abboushi, S. (2010). Trade protectionism: Reasons and outcomes. *Competitiveness Review: An International Business Journal*, 20 (5), 384-394.
- Adhikary, B. K. (2011). FDI, trade openness, capital formation, and economic growth in Bangladesh: A linkage analysis. *International Journal of Business and Management*, 6 (1), 16.
- Adu-Gyamfi, G., Nketiah, E., Obuobi, B., Adjei, M. (2019). Trade openness, inflation and GDP growth: Panel data evidence from nine (9) West Africa countries. *Open Journal of Business and Management*, 8 (1), 314-328.
- Arribas, I., Bensassi, S., Tortosa-Ausina, E. (2020). Trade integration in the European Union: Openness, interconnectedness and distance. *The North American Journal of Economics and Finance*, 52, 101167.
- Azman-Saini, W. N. W., Baharumshah, A. Z., Law, S. H. (2010). Foreign direct investment, economic freedom and economic growth: International evidence. *Economic Modelling*, 27 (5), 1079-1089.
- Balasubramanyam, V. N., Salisu, M., Sapsford, D. (1996). Foreign direct investment and growth in EP and IS countries. *The Economic Journal*, 106 (434), 92-105.
- Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106 (2), 407-443.
- Blomström, M., Lipsey, R. E., Zejan, M. (1996). Is fixed investment the key to economic growth?. *The Quarterly Journal of Economics*, 111 (1), 269-276.
- Brooks, C. (2008). *Introductory Econometrics for Finance* (2nd ed.). New York: Cambridge University Press.
- Carkovic, M. V., Levine, R. (2002). Does foreign direct investment accelerate economic growth?. T. H., Moran, E. M., Graham, M., Blomström (toim), *Does Foreign Direct Investment Promote Development?* (195-220). USA: Institute for International Economics.
- Dabrowski, M., Myachenkova, Y. (2018). The Western Balkans on the road to the European Union. Bruegel Policy Contribution, No. 2018/04.
- Deraniyagala, S., Fine, B. (2001). New trade theory versus old trade policy: A continuing enigma. *Cambridge Journal of Economics*, 25 (6), 809-825.

- Dewan, E., Hussein, S. (2001), Determinants of economic growth: Panel data approach. Economics Department, Reserve Bank of Fiji Working Paper No. 01/04.
- Dollar, D. (1992). Outward-oriented developing economies really do grow more rapidly: Evidence from 95 LDCs, 1976-1985. *Economic Development and Cultural Change*, 40 (3), 523-544.
- Doornik, J. A., Hansen, H. (2008). An omnibus test for univariate and multivariate normality. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70, 927-939.
- Dowrick, S., Golley, J. (2004). Trade openness and growth: who benefits?. *Oxford Review of Economic Policy*, 20 (1), 38-56.
- Drukker, D. M. (2003). Testing for serial correlation in linear panel-data models. *The Stata Journal*, 3 (2), 168-177.
- Edwards, S. (1998). Openness, productivity and growth: What do we really know?. *The Economic Journal*, 108 (447), 383-398.
- Eusufzai, Z. (1996). Openness, economic growth, and development: Some further results. *Economic Development and Cultural Change*, 44 (2), 333-338.
- Ex post evaluation of the macrofinancial assistance to Serbia. (2013). European Commission. Kättesaadav: https://ec.europa.eu/dgs/economy_finance/evaluation/pdf/mfa_serbia_final_report.pdf, 28. november 2021.
- Feenstra, R., Kee, H. L. (2008). Export variety and country productivity: Estimating the monopolistic competition model with endogenous productivity. *Journal of International Economics*, 74 (2), 500-518.
- Felbermayr, G. J., Hiller, S., Sala, D. (2010). Does immigration boost per capita income?. *Economics Letters*, 107 (2), 177-179.
- Fetahi-Vehapi, M., Sadiku, L., Petkovski, M. (2015). Empirical analysis of the effects of trade openness on economic growth: An evidence for South East European countries. *Procedia Economics and Finance*, 19, 17-26.
- Frankel, J. A., Romer, D. H. (1999). Does trade cause growth?. *American Economic Review*, 89 (3), 379-399.
- Fujii, E. (2019). What does trade openness measure?. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 81 (4), 868-888.
- Grossman, G. M., Helpman, E. (1990). Trade, innovation, and growth. *The American Economic Review*, 80 (2), 86-91.
- Grossman, G. M., Krueger, A. B. (1995). Economic growth and the environment. *The quarterly Journal of Economics*, 110 (2), 353-377.

- Gräbner, C., Heimberger, P., Kapeller, J., Springholz, F. (2021). Understanding economic openness: A review of existing measures. *Review of World Economics*, 157 (1), 87-120.
- Gujarati, D. N., Porter, D. C. (2009). *Basic Econometrics* (5th ed). New York: McGraw-Hill Irwin.
- Harrison, A. (1996). Openness and growth: A time-series, cross-country analysis for developing countries. *Journal of Development Economics*, 48 (2), 419-447.
- Hausmann, R., Hwang, J., Rodrik, D. (2007). What you export matters. *Journal of Economic Growth*, 12 (1), 1-25.
- Huchet-Bourdon, M., Le Mouél, C., Vijil, M. (2018). The relationship between trade openness and economic growth: Some new insights on the openness measurement issue. *The World Economy*, 41 (1), 59-76.
- Hye, Q. M. A., Lau, W. Y. (2015). Trade openness and economic growth: empirical evidence from India. *Journal of Business Economics and Management*, 16 (1), 188-205.
- Iamsiraroj, S. (2016). The foreign direct investment–economic growth nexus. *International Review of Economics & Finance*, 42, 116-133.
- Irwin, D. A., Terviö, M. (2002). Does trade raise income?: Evidence from the twentieth century. *Journal of International Economics*, 58 (1), 1-18.
- Jin, J. C. (2004). On the relationship between openness and growth in China: Evidence from provincial time series data. *World Economy*, 27 (10), 1571-1582.
- Johnson, A. (2006). The effects of FDI inflows on host country economic growth. *CESIS Working Paper*.
- Karras, G. (2003). Trade openness and economic growth can we estimate the precise effect?. *Applied Econometrics and International Development*, 3 (1).
- Kim, D. H. (2011). Trade, growth and income. *The Journal of International Trade and Economic Development*, 20 (5), 677-709.
- Krueger, A. O. (1978). *Foreign trade regimes and economic development: Liberalization attempts and consequences*. USA: NBER Books.
- Kumari, S. S. (2008). Multicollinearity: Estimation and elimination. *Journal of Contemporary Research in Management*, 3 (1), 87-95.
- Leamer, E. E. (1995). The Heckscher-Ohlin model in theory and practice. *Princeton Studies in International Finance*, No. 77.
- Levin, A., Lin, C. F., Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108 (1), 1-24.

- Marelli, E., Signorelli, M. (2011). China and India: Openness, trade and effects on economic growth. *The European Journal of Comparative Economics*, 8 (1), 129.
- Nair-Reichert, U., Weinhold, D. (2001). Causality tests for cross-country panels: A new look at FDI and economic growth in developing countries. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63 (2), 153-171.
- Petreski, M. (2013). Southeastern European trade analysis: A role for endogenous CEFTA-2006?. *Emerging Markets Finance and Trade*, 49 (5), 26-44.
- Popovic, G., Eric, O., Stanic, S. (2020). Trade openness, institutions and economic growth of the western Balkans countries. *Montenegrin Journal of Economics*, 16 (3), 173-184.
- Rahman, M. M., Saidi, K., Mbarek, M. B. (2017). The effects of population growth, environmental quality and trade openness on economic growth: A panel data application. *Journal of Economic Studies*, 44 (3), 456-474.
- Ricardo, D. (1821). *On the Principles of Political Economy and Taxation* (3rd ed.). Ontario, Kanada: Batoche Books.
- Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98 (5), S71-S102.
- Sarkar, P. (2008). Trade openness and growth: Is there any link?. *Journal of Economic Issues*, 42 (3), 763-785.
- Sachs, J. D., Warner, A. (1995). Economic reform and the process of global integration. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1995 (1), 1-118.
- Shahbaz, M., Rahman, M. M. (2012). The dynamic of financial development, imports, foreign direct investment and economic growth: Cointegration and causality analysis in Pakistan. *Global Business Review*, 13 (2), 201-219.
- Silberberger, M., Königer, J. (2016). Regulation, trade and economic growth. *Economic Systems*, 40 (2), 308-322.
- Singh, T. (2010). Does international trade cause economic growth? A survey. *The World Economy*, 33 (11), 1517-1564.
- Smith, A. (1776). *An Inquiry Into the Nature and Causes of the Wealth of Nations* (4th ed.). Metalibri Digital Library.
- Tiwari, A. K., Mutascu, M. (2011). Economic growth and FDI in Asia: A panel-data approach. *Economic Analysis and Policy*, 41 (2), 173-187.
- Verbeek, M. (2012). *A Guide to Modern Econometrics* (4th ed.). Chichester: Wiley.
- Viilma, L. (2021). Bakalaureusetöö algandmed. Kättesaadav: https://livettu-my.sharepoint.com/:x/g/personal/liviil_ttu_ee/ERAUenYSyelBkGxTF5TDe_wBIk28QpZ7YnffqwtPkAzaHA?e=y724UQ, 23. november 2021.

- Wacziarg, R., Welch, K. H. (2008). Trade liberalization and growth: New evidence. *The World Bank Economic Review*, 22 (2), 187-231.
- Whitman, M. V. (1969). Economic openness and international financial flows. *Journal of Money, Credit and Banking*, 1 (4), 727-749.
- World Bank (2021). BX.KLT.DINV.WD.GD.ZS: Foreign direct investment, net inflows (% of GDP) [Online]. Kättesaadav:
<https://data.worldbank.org/indicator/BX.KLT.DINV.WD.GD.ZS?end=2020&locations=AL-BA-XK-MK-ME-RS&start=2000>, 2. november 2021.
- World Bank (2021). EN.POP.DNST: Population density (people per sq. km of land area) [Online]. Kättesaadav:
<https://data.worldbank.org/indicator/EN.POP.DNST?end=2020&locations=AL-BA-XK-ME-MK-RS&start=2000>, 2. november 2021.
- World Bank (2021). NE.GDI.TOTL.ZS: Gross capital formation (% of GDP) [Online]. Kättesaadav:
<https://data.worldbank.org/indicator/NE.GDI.TOTL.ZS?end=2020&locations=AL-BA-XK-ME-MK-RS&start=2000>, 2. november 2021.
- World Bank (2021). NE.TRD.GNFS.ZS: Trade (% of GDP) [Online]. Kättesaadav:
<https://data.worldbank.org/indicator/NE.TRD.GNFS.ZS>, 2. november 2021.
- World Bank (2021). NY.GDP.DEFL.KD.ZG: Inflation, GDP deflator (annual %) [Online]. Kättesaadav:
<https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.DEFL.KD.ZG?end=2020&locations=AL-XK-BA-ME-RS-MK&start=2000>, 2. november 2021.
- World Bank (2021). NY.GDP.PCAP.KD.ZG: GDP per capita growth (annual %) [Online]. Kättesaadav:
<https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.KD.ZG?end=2020&locations=AL-BA-XK-ME-MK-RS&start=2000>, 2. november 2021.
- Yanikkaya, H. (2003). Trade openness and economic growth: A cross-country empirical investigation. *Journal of Development Economics*, 72 (1), 57-89.

LISAD

Lisa 1. Ühendatud regressioonimudel

OLS: Pooled OLS, using 98 observations
Included 6 cross-sectional units
Time-series length: minimum 13, maximum 19
Dependent variable: SKP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	1,39317	0,553550	2,517	0,0135	**
d_MAI	0,0674574	0,0500801	1,347	0,1812	
FDI	-0,153913	0,0634921	-2,424	0,0173	**
d_GFCF	0,128676	0,113020	1,139	0,2578	
Mean dependent var	0,456208	S.D. dependent var		3,382459	
Sum squared resid	961,2981	S.E. of regression		3,197902	
R-squared	0,133794	Adjusted R-squared		0,106149	
F(3, 94)	4,839734	P-value(F)		0,003549	
Log-likelihood	-250,9385	Akaike criterion		509,8770	
Schwarz criterion	520,2169	Hannan-Quinn		514,0593	
rho	0,198008	Durbin-Watson		1,354981	

Variance Inflation Factors

Minimum possible value = 1.0. Values > 10.0 may indicate a collinearity problem

d_MAI 1,313
FDI 1,083
d_GFCF 1,222

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 14,7079

with p-value = 0,000640056

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = 0$)

Test statistic: $t(5) = 0,886757$

with p-value = $P(|t| > 0,886757) = 0,415819$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 8,88125

with p-value = $P(\text{Chi-square}(9) > 8,88125) = 0,448307$

Allikas: Maaailmapanga andmebaas (2021), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 2. Nelja sõltumatu muutujaga fikseeritud efektidega mudel

FE_1: Fixed-effects, using 96 observations
 Included 6 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 13, maximum 19
 Dependent variable: SKP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	13,7091	11,9287	1,149	0,2536	
d_MAI	0,0840129	0,0476369	1,764	0,0813	*
FDI	-0,163690	0,0805670	-2,032	0,0453	**
RT	-0,134945	0,129801	-1,040	0,3014	
d_GFCF	0,141877	0,105134	1,349	0,1807	
Mean dependent var	0,390988	S.D. dependent var		3,382706	
Sum squared resid	748,4906	S.E. of regression		2,950149	
LSDV R-squared	0,311452	Within R-squared		0,173834	
LSDV F(9, 86)	4,322277	P-value(F)		0,000116	
Log-likelihood	-234,7962	Akaike criterion		489,5924	
Schwarz criterion	515,2359	Hannan-Quinn		499,9579	
rho	-0,051788	Durbin-Watson		1,705194	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(4, 86) = 4,52383$

with p-value = $P(F(4, 86) > 4,52383) = 0,00230157$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: $F(5, 86) = 4,21422$

with p-value = $P(F(5, 86) > 4,21422) = 0,00178914$

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = -0.5$)

Test statistic: $F(1, 5) = 1,91407$

with p-value = $P(F(1, 5) > 1,91407) = 0,225095$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 132,614

with p-value = $3,61697e-26$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 39,1556

with p-value = $3,14389e-09$

Allikas: Maaimeapanga andmebaas (2021), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 3. Kolme sõltumatu muutujaga fikseeritud efektidega mudel

FE_2OK: Fixed-effects, using 98 observations
 Included 6 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 13, maximum 19
 Dependent variable: SKP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	1,42956	0,632777	2,259	0,0263	**
d_MAI	0,0864860	0,0471308	1,835	0,0698	*
FDI	-0,163081	0,0796664	-2,047	0,0436	**
d_GFCF	0,141927	0,104737	1,355	0,1788	
Mean dependent var	0,456208	S.D. dependent var		3,382459	
Sum squared resid	769,6624	S.E. of regression		2,940730	
LSDV R-squared	0,306473	Within R-squared		0,163834	
LSDV F(8, 89)	4,916189	P-value(F)		0,000047	
Log-likelihood	-240,0442	Akaike criterion		498,0884	
Schwarz criterion	521,3531	Hannan-Quinn		507,4985	
rho	-0,032003	Durbin-Watson		1,676983	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(3, 89) = 5,81271$

with p-value = $P(F(3, 89) > 5,81271) = 0,00112744$

Test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: $F(5, 89) = 4,43196$

with p-value = $P(F(5, 89) > 4,43196) = 0,00119027$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 29,4838

with p-value = $3,95981e-07$

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = -0.5$)

Test statistic: $F(1, 5) = 1,8526$

with p-value = $P(F(1, 5) > 1,8526) = 0,231612$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 164,936

with p-value = $5,32841e-33$

Allikas: Maaimeapanga andmebaas (2021), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 4. Kohandatud standardvigade ja ajaefektiga fikseeritud efektidega mudel

FE_3: Fixed-effects, using 98 observations
 Included 6 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 13, maximum 19
 Dependent variable: SKP
 Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	3,15056	1,10866	2,842	0,0362	**
d_MAI	0,0912796	0,0447945	2,038	0,0971	*
FDI	-0,0741585	0,120129	-0,6173	0,5640	
d_GFCF	0,125878	0,243791	0,5163	0,6276	
dt_2	-3,40613	2,33187	-1,461	0,2039	
dt_3	-2,70840	1,36075	-1,990	0,1032	
dt_4	-2,47218	1,28063	-1,930	0,1114	
dt_5	-4,51641	3,94733	-1,144	0,3044	
dt_6	1,82849	3,14407	0,5816	0,5861	
dt_7	-1,53031	0,949727	-1,611	0,1680	
dt_8	-3,31830	1,11276	-2,982	0,0307	**
dt_9	-3,24060	1,79423	-1,806	0,1307	
dt_10	-3,22104	2,77710	-1,160	0,2985	
dt_11	-3,44079	1,45461	-2,365	0,0643	*
dt_12	-4,21104	1,52629	-2,759	0,0399	**
dt_13	-4,25939	1,42461	-2,990	0,0305	**
dt_14	-1,41796	1,43695	-0,9868	0,3691	
dt_15	-2,85137	1,38235	-2,063	0,0941	*
dt_16	-0,337362	0,910745	-0,3704	0,7262	
dt_17	-1,16504	1,04497	-1,115	0,3156	
dt_18	-2,28005	0,801040	-2,846	0,0360	**
dt_19	-1,16696	0,757144	-1,541	0,1839	
Mean dependent var	0,456208	S.D. dependent var		3,382459	
Sum squared resid	546,7111	S.E. of regression		2,774916	
LSDV R-squared	0,507370	Within R-squared		0,406049	
Log-likelihood	-223,2847	Akaike criterion		500,5694	
Schwarz criterion	570,3635	Hannan-Quinn		528,7996	
rho	-0,080060	Durbin-Watson		1,798490	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(3, 5) = 1,74234$

with p-value = $P(F(3, 5) > 1,74234) = 0,273819$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(5, 40,4) = 6,1831$

with p-value = $P(F(5, 40,4) > 6,1831) = 0,000241211$

Lisa 4 järg

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 10,9433

with p-value = 0,00420427

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = -0.5$)

Test statistic: $F(1, 5) = 2,57647$

with p-value = $P(F(1, 5) > 2,57647) = 0,16937$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 5,31481

with p-value = 0,504116

Allikas: Maailmapanga andmebaas (2021), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 5. Nelja sõltumatu muutujaga juhuslike efektidega mudel

Model 7: Random-effects (GLS), using 96 observations
 Included 6 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 13, maximum 19
 Dependent variable: SKP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	0,628058	2,23891	0,2805	0,7791	
d_MAI	0,0862917	0,0470501	1,834	0,0666	*
FDI	-0,149324	0,0755410	-1,977	0,0481	**
RT	0,00628809	0,0212122	0,2964	0,7669	
d_GFCF	0,139732	0,104737	1,334	0,1822	
Mean dependent var	0,390988	S.D. dependent var		3,382706	
Sum squared resid	937,5063	S.E. of regression		3,192223	
Log-likelihood	-245,6041	Akaike criterion		501,2082	
Schwarz criterion	514,0300	Hannan-Quinn		506,3910	
rho	-0,051788	Durbin-Watson		1,705194	

'Between' variance = 2,98386

'Within' variance = 8,70338

mean theta = 0,604259

corr(y, yhat) ^2 = 0,139814

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 17,1002

with p-value = 0,0018482

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 10,1433

with p-value = 0,00144825

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 3,83902

with p-value = 0,428231

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 14,9409

with p-value = 0,000569667

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

Null hypothesis: No first-order autocorrelation (rho = -0.5)

Test statistic: F(1, 5) = 1,91407

with p-value = P(F(1, 5) > 1,91407) = 0,225095

Allikas: Maaimeapanga andmebaas (2021), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 6. Kohandatud standardvigadega juhuslike efektidega mudel

RE_2: Random-effects (GLS), using 96 observations

Included 6 cross-sectional units

Time-series length: minimum 13, maximum 19

Dependent variable: SKP

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>z</i>	<i>p-value</i>	
const	0,628058	1,54763	0,4058	0,6849	
d_MAI	0,0862917	0,0369114	2,338	0,0194	**
FDI	-0,149324	0,0718883	-2,077	0,0378	**
RT	0,00628809	0,00928501	0,6772	0,4983	
d_GFCF	0,139732	0,199675	0,6998	0,4841	
Mean dependent var	0,390988	S.D. dependent var		3,382706	
Sum squared resid	937,5063	S.E. of regression		3,192223	
Log-likelihood	-245,6041	Akaike criterion		501,2082	
Schwarz criterion	514,0300	Hannan-Quinn		506,3910	
rho	-0,051788	Durbin-Watson		1,705194	

'Between' variance = 2,98386

'Within' variance = 8,70338

mean theta = 0,604259

corr(y, yhat) ^2 = 0,139814

Joint test on named regressors -

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 84,0154

with p-value = 2,45371e-17

Breusch-Pagan test -

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

Asymptotic test statistic: Chi-square(1) = 10,1433

with p-value = 0,00144825

Hausman test -

Null hypothesis: GLS estimates are consistent

Asymptotic test statistic: Chi-square(4) = 11,2566

with p-value = 0,0238262

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 14,9409

with p-value = 0,000569667

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

Null hypothesis: No first-order autocorrelation (rho = -0.5)

Test statistic: F(1, 5) = 1,91407

with p-value = P(F(1, 5) > 1,91407) = 0,225095

Allikas: Maailmapanga andmebaas (2021), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 7. Lõplik viitaegadega mudel

FE_viit: Fixed-effects, using 98 observations
 Included 6 cross-sectional units
 Time-series length: minimum 13, maximum 19
 Dependent variable: SKP
 Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-4,73590	1,82327	-2,597	0,0484	**
d_MAI	0,172117	0,0432271	3,982	0,0105	**
FDI_1	0,0782418	0,0983814	0,7953	0,4625	
d_GFCF_1	0,0361474	0,110118	0,3283	0,7560	
dt_3	4,76296	1,86371	2,556	0,0509	*
dt_4	4,26899	2,24288	1,903	0,1154	
dt_5	6,17848	2,27937	2,711	0,0422	**
dt_6	8,51153	3,15240	2,700	0,0428	**
dt_7	5,11536	2,65852	1,924	0,1123	
dt_8	4,76724	1,85235	2,574	0,0498	**
dt_9	3,05442	2,93255	1,042	0,3453	
dt_10	3,47364	3,14004	1,106	0,3190	
dt_11	2,46229	2,06998	1,190	0,2876	
dt_12	2,16032	2,21460	0,9755	0,3741	
dt_13	2,48082	2,55861	0,9696	0,3768	
dt_14	5,77062	2,20873	2,613	0,0475	**
dt_15	4,03683	2,20936	1,827	0,1272	
dt_16	6,73800	1,94671	3,461	0,0180	**
dt_17	5,75640	1,52078	3,785	0,0128	**
dt_18	4,47701	2,07798	2,155	0,0838	*
dt_19	5,58325	1,77226	3,150	0,0254	**
dt_20	6,66283	2,09486	3,181	0,0245	**
Mean dependent var	0,337268	S.D. dependent var		3,526935	
Sum squared resid	416,7563	S.E. of regression		2,422768	
LSDV R-squared	0,654605	Within R-squared		0,587507	
Log-likelihood	-209,9851	Akaike criterion		473,9703	
Schwarz criterion	543,7644	Hannan-Quinn		502,2006	
rho	0,001702	Durbin-Watson		1,713006	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(3, 5) = 6,75085$

with p-value = $P(F(3, 5) > 6,75085) = 0,0329194$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(5, 40,3) = 4,25529$

with p-value = $P(F(5, 40,3) > 4,25529) = 0,00336558$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 1,81974

with p-value = 0,402577

Lisa 7. järg

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = -0.5$)

Test statistic: $F(1, 5) = 0,268504$

with p-value = $P(F(1, 5) > 0,268504) = 0,626442$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: Chi-square(6) = 4,44265

with p-value = 0,617001

Allikas: Maailmapanga andmebaas (2021), autori koostatud vabavaras *Gretl*

Lisa 8. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Liss Viilma

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose “Majanduse avatuse seos majanduskasvuga Lääne-Balkani riikide näitel“,

mille juhendaja on Signe Rosenberg,

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

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

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

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

06.12.2021

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