

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Marit Priisalu

**VÄLISMAISTE OTSEINVESTEERINGUTE MÕJU
MAJANDUSKASVULE IIRIMAA NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Signe Rosenberg, PhD

Tallinn 2022

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele töö koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 7031 sõna sissejuhatusesest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Marit Priisalu

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 193597TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: maprii@ttu.ee

Juhendaja: Signe Rosenberg, PhD:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE.....	5
SISSEJUHATUS	6
1. SISSEVAADE VÄLISMAISTE OTSEINVESTEERINGUTE JA MAJANDUSKASVU VAHELISE SEOSE OLEMUSSE	8
1.1. Majanduskasvu olemuslikkus ning tegurid	8
1.2. Välismaiste otseinvesteeringute põhisisu, selle determinandid ja efektid.....	11
1.3. Eelnevate uurimuste tulemused välismaiste otseinvesteeringute ja majanduskasvu seose kohta	12
2. ÜLEVAADE ANDMETEST JA ANALÜÜSIMEETODITEST	15
2.1. Kasutatavate andmete kirjeldus	15
2.2. Uurimismeetodite kirjeldus	22
3. VÄLISMAISTE OTSEINVESTEERINGUTE JA MAJANDUSKASVU SEOSE EMPIIRILINE ANALÜÜS	26
3.1. Statsionaarsuse kontrollimine.....	26
3.2. Korrelatsioonanalüüsi tulemused	28
3.3. Regressioonmudeli hindamine ja selle analüüs	29
3.4. Järeldused	34
KOKKUVÕTE	36
SUMMARY	38
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	40
LISAD	45
Lisa 1. SKP kasvumäära KPSS testi tulemus	45
Lisa 2. Muutuja VOI KPSS testide tulemused	46
Lisa 3. Muutuja VALITSUS KPSS testide tulemused	47
Lisa 4. Muutuja KKP KPSS testide tulemused	48
Lisa 5. Muutuja AVATUS KPSS testide tulemused	49
Lisa 6. Muutuja POP KPSS testide tulemused	50
Lisa 7. Esialgne mudel.....	51
Lisa 8. Kriise hõlmav mudel.....	52
Lisa 9. Esialgne mudel, muutuja d_AVATUS välja jäetud.....	53
Lisa 10. Kriise hõlmav mudel, muutuja d_AVATUS välja jäetud.....	54
Lisa 11. Kriise hõlmav mudel, muutujad d_AVATUS ja COVID välja jäetud	55

Lisa 12. Lihtlitsents56

LÜHIKOKKUVÕTE

Algava bakalaureusetöö eesmärgina soovitakse tuvastada ning modelleerida välismaiste otseinvesteeringute ja majanduskasvu vaheline seos Iirimaa näitel. Analüüsi läbiviimiseks kasutatakse kättesaadavaid andmeid 1971.–2020. aasta kohta, millel rakendatavate analüüsimeetodite tulemustel täidetakse töö eesmärk, aitamaks hinnata Iirimaa praegusel hetkel rakendatud maksupoliitika muutmise vajalikkust.

Põhilise seose modelleerimise kõrval kaasatakse analüüsi ka kontrollmuutujad valitsuskulutuste, kapitali kogumahutuse põhivarasse, majandusavatuse ja rahvastiku kasvu iseloomustamiseks, tuginedes valikul eelnevatele uurimustele. Kuna vaadeldav periood hõlmab ka kahte suurt kriisi, ülemaailmne finantskriis ja koroonakriis, on nende faktoritega analüüsis arvestatud.

Analüüsimeetoditena rakendatakse esmalt korrelatsioonanalüüsi, mis annab aimu uuritava seose suuna ja tugevuse kohta. Empiirilise osa teises pooles viiakse läbi regressioonanalüüs lihtsal vähimruutude meetodil, millest leitud kirjeldab täpsemini, arvuliselt seose efekti. Eeldusena analüüsides täidetakse statsionaarsuse nõue.

Tehtud analüüsi tulemusena ilmnes korrelatsioonanalüüsist statistiliselt oluline positiivne keskmise tugevusega seos majanduskasvu ja välismaiste otseinvesteeringute vahel. Seda kinnitas ka regressioonanalüüsist leitud, mille kohaselt VOI suurenedes ühe miljardi US dollari võrra SKP kasvumäär tõuseb 0,03 protsendipunkti. Oma olemuselt oli tulem ootuspärane, kuid täpsema võrdluse aluseks ei olnud eelnevatest uuringutest leida piisavalt sobivaid resultate.

Võtmesõnad: välismaised otseinvesteeringud, majanduskasv, Iirimaa

SISSEJUHATUS

Majanduse pikaajalise kasvutrendi saavutamise kui eesmärgi on usutavalt enamik riikidest oma majandustegevuse teesiks seadnud, mille tulemusel jõutaks elanike kõrgema elatustaseme ning parema heaolu ideaalini. Käesoleva bakalaureusetöö kirjutamisele eelnenud kümnel aastal on rohkem kõneainet saanud ka tasaarengu teooria (*degrowth theory*), mille keskmes pole üldsegi mitte majandus ja selle kasv: sissetulekud on jaotatud egalitaarsusele tuginedes, töötunnid on vähendatud läbi tarbimise ja tootmise kohandamise (Kallis *et al.* 2018). Valdavalt maailmas valitsevas kapitalistlikus ühiskonnas on aga taoline viis täna utoopiline, mistõttu enamus siiski majanduskasvu poole püüdleb.

Majanduskasvu nii otseseid kui ka kaudseid mõjureid on läbi aegade rohkelt uuritud. Tänu üpris avatud maailmamajandusele on ettevõtetal võimalus efektiivsemalt toimida läbi tootmisprotsesside ja tegevuse laiendamise üle koduriigi piiride. Välisriiki investeerimise summaarne kasutoov efekt ei kajastu vaid pelgalt investeerija tegevuse optimeerimiselt saadava kasu suurenemises. Sihtriigile seni kättesaamatu võimalus eluolu parendada võib tekkida just välismaiste otseinvesteeringute (VOI) teel ja sellest tekkinud positiivsete välismõjude abil.

Paljud, eriti end arenguseisakust leidvad riigid püüavad tekitada soodsaid tingimusi VOI ligimeelitamiseks. Atraktiivseks võib sihtriik kujuneda nii odava tööjõu, tootmisressursside läheduse kui ka ettevõtlast soosiva maksupoliitika tõttu. Viimane põhjus on aktuaalne ka käesoleva bakalaureusetöö näiteriigi Iirimaa puhul. Madala ettevõtte tulumaksumäära, 12,5%, kehtestamine on Irimaale suisa maksuparadiisi nime omistanud, muutes Iirimaa viimaste aastakümnete üheks menukamaks valikuks rahvusvahelistele ettevõtete välisriiki investeerimise tegemisel.

Tehes ohverdusi madala tulumaksumäära hoidmiseks, jääb seejuures saamata üsna palju maksutulud, mille suunamine majandusse läbi avaliku sektori kulutuste suudaks samuti riigi majandusarengut, ja ehk veelgi täpsemini, toetada. Ometigi loodetakse suuremahulistest VOI-te projektidest tekitada positiivset efekti majanduskasvule. Võttes arvesse, et tegelikult võib

majanduskasvu mõjutada ka läbi maksutulu suunamise, on oluline sihtriigi elanike heaolu ja selle kasvu silmas pidades VOI ning majanduskasvu vahelise seose kehtivuse välja selgitamine.

Käesoleva töö eesmärgiks on tuvastada ning modelleerida välismaiste otseinvesteeringute ja majanduskasvu vaheline seos Iirimaa näitel, et anda ainest Irimaal praegusel hetkel rakendatud maksupoliitika vajaduspõhiseks muutmiseks. Töö eesmärgi saavutamiseks on autor püstitanud kaks uurimisküsimust:

1. Kas välismaiste otseinvesteeringute ja majanduskasvu vahel on statistiliselt oluline seos?
2. Millised kaasatud muutujad panustavad enim majanduskasvu Iirimaa kontekstis?

Töö empiirilises osas viiakse läbi seose tuvastamiseks korrelatsioonanalüüs ja ökonomeetrilise mudeli koostamiseks aegridade analüüs ajavahemiku 1971–2020 Iirimaa kohta pärinevate sekundaarandmete baasil. Töö teoreetilise ja empiirilise kirjanduse ülevaatest ilmes kõige rohkem kasutatavama analüüsimeetodina lihtne vähimruutude meetod (OLS). Vajalikud andmed valitud riigi, Iirimaa, kohta pärinevad World Bank andmebaasist. Töö olemusest tingituna on kasutusel majanduskasvu ilmestamiseks reaalne sisemajanduse koguprodukti (SKP) kasvumäär ning VOI iseloomustamiseks VOI maht hetkelistes US dollarites. Kontrollmuutujatena on kasutusel valitsuse kogukulutused osakaaluna SKP-st, kapitali kogumahutus põhivarasse hetkelistes US dollarites ning lisadena aastane rahvastiku kasvumäär ja avatuse indeks.

Käesolev töö on jaotatud kolme peatükki, mis annab nii teoreetilise kui ka empiirilise ülevaate uuritavatest teguritest, tutvustab andmetega seonduvat ja lõpetuseks kirjeldab analüüsis leitud. Esimeses peatükis keskendutakse majanduskasvu ja VOI olemusele ning antakse ülevaade varasematest empiirilistest uuringutest vaadeldava seose kohta. Teises peatükis kirjeldatakse kasutatavaid andmeid ja valitud meetodeid ning kolmandas peatükis on fookus suunatud analüüsile, selle tulemustele ja järeldustele.

1. SISSEVAADE VÄLISMAISTE OTSEINVESTEEERINGUTE JA MAJANDUSKASVU VAHELISE SEOSE OLEMUSSE

Algavas peatükis süüvitakse esmalt majanduskasvu olemusse, tuuakse välja ning kirjeldatakse lahti põhilised kasvutegurid kaasnevate efektidega. Teises alapeatükis tutvustatakse välismaiste otseinvesteeringute sisu. Peatüki viimasesse osasse koondatakse teemakohase baasi loomiseks varasemate empiiriliste uuringute järeldused majanduskasvu ja välismaiste otseinvesteeringute vahelise seose kohta.

1.1. Majanduskasvu olemuslikkus ning tegurid

Majanduse kui teaduse aktuaalsust tingivaks teguriks ja usutavalt üheks olulisemaks küsimuseks peetakse majanduskasvu soodustamist. Seda eelkõige just põhjusel, et majanduskasv kätkeb endas kõrgemaid sissetulekuid ja seeläbi inimeste elustandardi tõusu. Ajaloost paistab silma, kuidas kiire majanduskasvuga läänemaailm eelmisel ja üle-eelmisel sajandil teistelt, stagnatsioonis vaevunud majandustelt, eest liikus. (Acemoglu 2012) Tekkinud efekt on märgatav inimeste igapäevaelus aastasadu hiljem, mistõttu paljud riigid tänini oluliseks eesmärgiks järjepidevat majandusarengut peavad.

Kuigi eesmärk on sama, tingivad majanduskasvu realiseerumist riikide võrdluses paljud spetsiifilised muutujad, mistõttu kasvumäärad võivad üsnagi palju erineda. Ühe pragmaatilise näitena võib vaadelda Ida-Aasia riike: Hong Kong, Singapur, Lõuna-Korea ja Taiwan – seal aitasid erakordselt kõrged kasvumäärad tagasi teha varasemat kasvuseisakut Läänemaailmaga võrreldes. (Klenow, Rodriquez-Clare 1997) 1960-ndatel oli Aasia näitel tegemist maailma vaeseima, kuid 2/3 maailma rahvastiku koduks oleva kontinendiga, mille tollane tunnetatav majanduskasvu potentsiaal võimalike arendavate tegurite näol hiljem ebalooslikult kõrgete kasvumäärade põhjendusena kajastus. Erinevate muutujate tähtsuse määramiseks kasvumäärade kujunemisel võib tugineda Solow-Swani kasvumudeli kontseptsioonile.

Algselt küll eraldiseisvalt, kuid sarnaselt arendatud mudelid Robert Solow ja Trevor Swan-i poolt kujundasid kombineerituna neoklassikalise kasvuteooria näitamaks, kuidas füüsilise kapitali, tööjõu ja tehnoloogilise protsessi koostoimimine, mõjutustega Cobb-Douglase tootmisfunktsioonist (Cobb, Douglas 1928), riigi kogutoodangu taset mõjutavad (Dimand, Spencer 2008; Guerrini 2006). Loodud mudel on oma kõrge seletusvõime tõttu riikidevahelisel võrdlusel tinginud selle käsitluse kasutamise paljude järgnevate kasvuteooria arenduste juures (Durlauf *et al.* 2001).

Mudelisse kaasatud füüsilise kapitali parameeter seostub eelkõige kapitali akumulatsiooniga, mida Solow-Swani kasvuteooria hästi mõista aitab. Oluliseks determinandiks peetakse siinkohal ühiskonna säästmiskalduvust, mille suurus määrab kapitali akumulatsiooni taseme. (Kaldor 1957) Solow mudeli eeldustel avaldab säästumäär mõju riigi püsiseisundi sissetulekutasemele, mis näitab kõrgema säästumäära puhul riigi kõrgemat rikkuse taset (Mankiw *et al.* 1990). Kuigi Solow mudeli kohaselt on kapitali akumulatsioonimäär põhjuseks, miks riigid rikkustasemeti erinevad, on tänapäeva kontekstis tegemist ühe faktoriga paljudest.

Tööjõud eksogeense faktorina on Solow mudelis esindatud rahvastiku kasvumäära abil, mille kõrge taseme korral riigi püsiseisundi SKP elaniku kohta langeb, mõjutades negatiivselt riigi rikkustaset. Selline käsitlus ei arvesta aga inimkapitali akumulatsiooniga, mistõttu hindab mudel säästmismäära ja rahvastiku kasvumäära mõju õiges suunas, kuid suuremaks tegelikkusest (Mankiw *et al.* 1990). Inimkapitali akumulatsiooni olulisust sissetulekute kontekstis on leida nii mitmetestki varasematest töödest (Azariadis, Drazen 1990; Rauch 1991; Temple 1999), mis selgelt näitavad tendentsi harituse, põhiliselt hariduse kättesaadavuse ning kirjaoskuse ja kõrgemate sissetulekute vahel.

Mankiw *et al.* (1990) koostatud täiendustega mudel suutis seletada suurema osa rahvusvahelistest erinevustest sissetulekutasemetes läbi füüsilise ja inimkapitali koostoime, kuid ei uurinud täpsemalt, miks vaadeldud muutujad riigiti sedavõrd palju varieeruvad. Säästmismäära puhul on erinevusi vaadatud mitme nurga alt. Carrol *et al.* (1994) uurisid inimeste kultuurse tausta seost säästmismääraga, kuid tuvastasid vaid kultuuriliste efektide mõju käitumisele. Ka Chen (2013), kes uuris seost keele jätkusuutlikkuse ja säästmise vahel, leidis, et kuigi seos ilmnes olulisena, peab interpretatsioonil arvestama võimalusega, et jätkusuutliku keele mõju ei pruugi olla madala säästmishuvi põhjuseks, vaid refleksioon sügavamatest erinevustest, mis säästmiskäitumist suunavad.

Säästmismäärade mõjud võivad olla seotud ka riigi võimega luua inimestele toetav keskkond. Suurbritannia ja Itaalia võrdlusest leitu pöörab tähelepanu piiratud ligipääsuga kapitali- ja hüpoteeklaenu turule, mille tõttu itaallastel, eriti noores eas, vähem võimalusi laenata on ning selle tulemusena rohkem säästavad (Kirsanova, Sefton 2007). Samuti on säästmiskäitumise muutumist märganud õigusnormide ja omandiõiguse kvaliteedi tõttu. Freytag ja Voll (2013) töid välja, et tugevate omandiõiguste ja õigusnormide kehtestamine on vägagi vajalikud säästmiskalduvuse tõstmiseks.

Rahvastiku kasvumäära puhul peetakse üheks olulisemaks determinandiks viljakust, eelkõige selle multiplikaatorefekti tõttu (Lutz, Qiang 2002). Tähtsat mõju avaldab ka suremus, mille jaotuse muutumine toob kaasa rahvastiku kasvumäära muutumise: madalama laste suremuse tõttu on tulevikus rohkem täiskasvanuid, kes ise omakorda vastavalt kasvumäära enda laste sündimisega panustavad. Kõrvutades omab ühiskonna madalam suremus väiksemat efekti, kuna keskmise eluea pikenemine ei panusta tööjõu produktiivsusesse. (*Ibid.*)

Hoopiski mitte kõik majandusteadlased pole nõustunud Solow-Swani eksogeense kasvuteooriaga, seades kahtluse alla neoklassikalise kasvuteooria kahaneva piirtootlikkuse eelduse. Endogeenne kasvuteooria, mille rajajateks põhiliselt Romeri (1986) ja Lucase (1988) töid peetakse, kaasab tehnoloogia parameetri kasvumudelisse endogeense muutujana. Johtuvalt nende käsitlusest on tehnoloogia arendatud läbi teadmiste ja innovatsiooni, seades majanduskasvu kontekstis oluliseks ka tehnoloogiliste muutuste kajastamise. (Gokmen 2021) Nonneman ja Vanhoudt (1996) leidsid oma uurimuses, et täiendatud Solow-Swani mudeliga võrreldes on, teadus- ja arendustegevust hõlmav mudel märgatavalt kõrgema seletusvõimega. Romer (1986) tööle tuginedes on just teadus- ja arendustegevus jõuks tehnoloogiliste innovatsioonide kujunemisel, mis kinnitab tehnoloogia põhjendatud käsitlemist endogeense muutujana.

20. sajandil plahvatuslikult tõusnud rahvastiku kasvumäära ja seeläbi looduslike ressursside ammendamise valguses on ka majanduskasvu kontekstis hakatud mõtlema jätkusuutlikule arengule. Ka siinkohal on leitud seoseid haridustasemega, mille kasvades inimesed keskkonda vähemkahjustavaid valikuid teevad, kuid samas siiski majanduse arengusse panustavad (Smulders 1995). Rikkamate riikide puhul on ka täheldatud inimeste tähelepanu ja nõudluse kasvu mittemajanduslike aspektide, sealhulgas õhu- ja veepuhtuse, kõrgele kvaliteedile (Grossman, Krueger 1994). Seega motiveerib majanduskasv ja sellega kaasnev heaolu vaatama ka enda ümber olevasse ning hindama selle väärtust.

1.2. Välismaiste otseinvesteeringute põhisisu, selle determinandid ja efektid

Majanduse globaliseerumise ja seeläbi rahvusvahelise kaubanduse hoogustumise üheks determinandiks peetakse välismaist kapitalivoogu (Siklar, Kocaman 2018). Rahvusvaheliste korporatsioonide (MNE — *multinational enterprise*) kiire kasv just VOI vormis on jõudsamalt edenenud kui ükski teine riikide vaheline kaubavoog (Blonigen 2005). Nii mõnelgi riigil moodustab VOI olulise osa arengustrateegiast, mistõttu proovitakse luua tingimusi VOI stimuleerimiseks (Crespo, Fontoura 2007). Taolise trendi valguses tuleks vaadelda, millised komponendid riiki VOI kontekstis atraktiivseks teevad ja missugune mõju nendega kaasneb.

Sihtriigile, eriti arengumaale, on VOI läbi riiki edasikanduv tootlikkus üliolulise tähendusega just koduste firmade jaoks. Ometigi on uurimustes (Kinoshita 2001; Keller, Yeaple 2003) leitud, et MNE tõttu tekkivat välismõju on võimalik ära kasutada vaid neil, kes ise rohkem teadus- ja arendustegevusse on investeerinud. Ka tehnoloogilise lõhe vähendamine pole osutunud lihtsakoeliseks. Kokko (1994) töö näitab, et märgatavalt keerukama ja kapitaliintensiivse VOI puhul on välismõju kodusele tootlikkusele väiksema tõenäosusega saavutatav, kuid Alfaro *et al.* (2004) uurimusest ilmnev õppimine läbi vaatluse (*learn-by-observing*) ja tekkiv võrgustik edendavad kodust turgu.

Algsete uuringute kohaselt tekkis välismaale väärtustlisava investeeringu otsus paljuski riigi geograafilisest asukohast sõltuvate determinantide tõttu. Dunning (2009) töö kohaselt omasid just asukohale iseloomulikud muutujad, sh loodusvarade hind ja kvaliteet, võtmetähtsust MNE poolt tehtaval VOI sihtriigi valikul. Otsiti efektiivsust tootmis-, transpordi- ja palgakulude kujundamiseks: VOI-d soosivad muutujad eriti kompleksseks ei osutunud.

Aastatega on motiivid muutunud ning rohkem toetatakse valikul makroökonomiliste parameetrite hinnagutele. Valikul on olulised nii inflatsioonimäär, mis iseloomustab majanduse stabiilsust, kui ka vahetuskurss, mille depretsatsioon sihtriigis seal tootmist välisriigile soosib. (Boateng *et al.* 2015) Lisaks on VOI määra seostatud (Fedderke, Romm 2006; Goh, Wong 2011) turu suuruse, suuremal turul suurem potentsiaal (Buckley *et al.* 2007), ja kaubanduse avatusega: MNE-l võimalus usaldusväärsetl sihtriigi erisused teada saada ja nendega arvestada.

Riigi atraktiivseks muutmiseks VOI ligi tõmbamise tarvis kasutatakse ka erinevaid siseriiklikke poliitikaid, eesmärgiga eelnevalt mainitud positiivse kõrvalmõju läbi kohalikku käekäiku arendada

(Kok, Acikgoz Ersoy 2009). Seatud finants- ja fiskaalstiimulid ei pruugi aga oma täit potentsiaali sihtriigile saavutada, kui keskkond, eriti kohalik finantsturg, on alaarenenud (Alfaro *et al.* 2004). Rääkimata puuduliku tasemega finantsturust on uurimustes leitud ka erinevaid tulemusi maksustiimuli mõjust VOI-le. Cleeve (2008) leidis, et Sahara-taguse Aafrika puhul VOI ahvatlemiseks seatud maksupuhkus osutus vägagi oluliseks, samas OECD riikide puhul (Benassy-Quere *et al.* 2005) madalam maksumäär efekti ei kujundanud.

Siinkohal peab adekvaatse ülevaate andmiseks arvestama ka tulemustega, mis on täheldanud VOI negatiivset mõju. Vastuolulise teemana on kaua üleval olnud VOI mõju keskkonnale. Acharyya (2009) tööst ilmneb, et kuigi VOI-l on olnud positiivne mõju majanduskasvule läbi SKP kasvu, siis selgelt on nähtav negatiivne mõju keskkonnale läbi CO₂ emissioonide tõusu. Rahvusvaheliste standardite loomine ja jätkusuutlikkuse kui ettevõtte hea maine osa arendamine on laienemas MNE-delt nende arengumaades asuvatesse filiaalidesse, mis tõstavad teadlikkust ja samal ajal panustavad keskkonna eksploateerimise vähendamisesse (Topple *et al.* 2017). Selle kinnituseks on leitud ka VOI positiivset efekti keskkonnale (Demena, Afesorgbor 2020) ja just arenenud riikides.

1.3. Eelnevate uurimuste tulemused välismaiste otseinvesteeringute ja majanduskasvu seose kohta

Varasemad uuringud VOI ja majanduskasvu vahelise seose kohta on suuremal määral vaadelnud mõju arengumaades. Olles eelnevalt VOI determinantidega tutvunud, on see ka mõnevõrra mõistetav: riigid, millistel endal oskuste ja tehnoloogia vilumus puudub, püüavad seda hankida läbi VOI-st tekkiva positiivse kõrvalmõju. Järgnevalt antakse ülevaade, kas ja mil määral VOI omakorda majanduskasvu, mis pea kõigi kaugem eesmärk, panustab.

Üldise tendentsina ilmneb töödest endogeense kasvumudeli kohaselt, et VOI omab positiivset efekti majanduskasvule. Nii Wang (2009) kui ka Chakraborty, Nunnenkamp (2008) leiavad, et mõju hindamist on oluline teha sektorite tasandil. India kohta tehtud uurimuses leidsid Chakraborty ja Nunnenkamp (2008) pikemas perspektiivis tugeva positiivse seose just tööstussektori puhul, samas kui teenindussektori jaoks oli mõju mööduv. Ka tosinas Aasia riigis läbiviidud uurimus näitab majanduskasvu kontekstis tööstussektoris suunatud VOI olulisust,

mittetööstussektorites samal ajal efekti ei täheldatud (Wang 2009). Kooskõlas tulemused seose määramisel võiksid pakkuda ainest tulevikus läbiviidavate uurimustele.

Erinevatest uurimustest ilmneb ka majanduskasvu ja VOI positiivse seose eeldusena sobiv sihtriigi keskkond. Azman-Saini *et al.* (2010) uurimusest selgus, et positiivne mõju avaldub alles pärast sihtriigi jõudmist piisavale finantsturu arengutasemele. Nigeeria andmetele tuginenud töös järeldati, et kuigi tööstussektoriga näitas VOI uuringu hetkel hoopis negatiivset seost, on see refleksioon halvast keskkonnast, mida on võimalik, tööstussektori puhul, parendada vajaliku infrastruktuuri välja arendamisega (Ayanwale 2007). Need tulemused tähtsustavad veelgi eelpool mainitud riigi ja selle poliitiliste otsuste olulisust VOI saamisel.

Seos majanduskasvu ja VOI vahel võib olla ka vastupidine tavapäraselt leitule. Malaisia puhul Karimi ja Yusop (2009) põhjuslikku seost SKP ja VOI vahel ei leidnud, kuid tuvastasid hoopis kasvumäära olulise rolli, inimkapitali ja kogutootlikkusteguri kõrval, VOI kujunemisel. Uurimuses järeldati, et Malaisia puhul on VOI näol tegemist kaudset mõju, läbi tehnoloogia välismõjude ning tootlikkuse, majanduse kasvumäärale osutava teguriga. Ometigi pole sarnaseid tulemusi täheldatud teistes uurimustes, mistõttu suhtumine järeldatusse võiks olla skeptiline.

Paljude arengumaade uuringute kõrval on siiski ka mõned tööd lähemalt vaatluse alla võtnud Euroopa riigid. Üldjoontes kattuvad tulemused arengumaade omadega: nii Rumeenia, Slovakkia kui ka Kesk- ja Ida-Euroopa kohta tehtud tööd tuvastasid VOI positiivse seose majanduskasvuga (Nistor 2014; Szkorupova 2014; Popescu 2014). Arvuliselt kõige informatsioonirohkeim nimetatutest on Szkorupova (2014) uurimusest Slovakkia kohta tehtud järeldus, et 1% VOI kasv toob endaga kaasa 0,074% kasvu SKP-s.

Ka eurotsooniülene uurimus leidis statistiliselt olulise positiivse seose VOI ja majanduskasvu vahel. Makroökonomilise stabiilsuse ja moonutatud turgude vähendamise omadused on seetõttu relevantseid praegustele ja tulevastele eurotsooni liikmetele. (Pegkas 2015) Perioodil 2002–2012 kasvatas 1% VOI kapitali ja reservi suurenemine SKP kasvumäärana 0,036%. Kõrvutades tulemust Szkorupova (2014) poolt leituga võib täheldada kooskõla, mis tekitab usalduse ning võimaliku aluse käesoleva töö empiirilise analüüsi tulemustega võrdlemiseks.

Iirimaad on bakalaureusetöö autorile teadaolevalt VOI ja majanduskasvu kontekstis uuritud vaid üle-eurotsoonilise analüüsi käigus, mille üldine järeldus kinnitas VOI ja majanduskasvu vahelist

positiivset seost (Pegkas 2015). Fookusesse üksiti võetuna annab antud uurimus panuse seose selgitamiseks riigis, kus on VOI-le tuginemine ja selle soodustamine aktuaalne.

2. ÜLEVAADE ANDMETEST JA ANALÜÜSIMEETODITEST

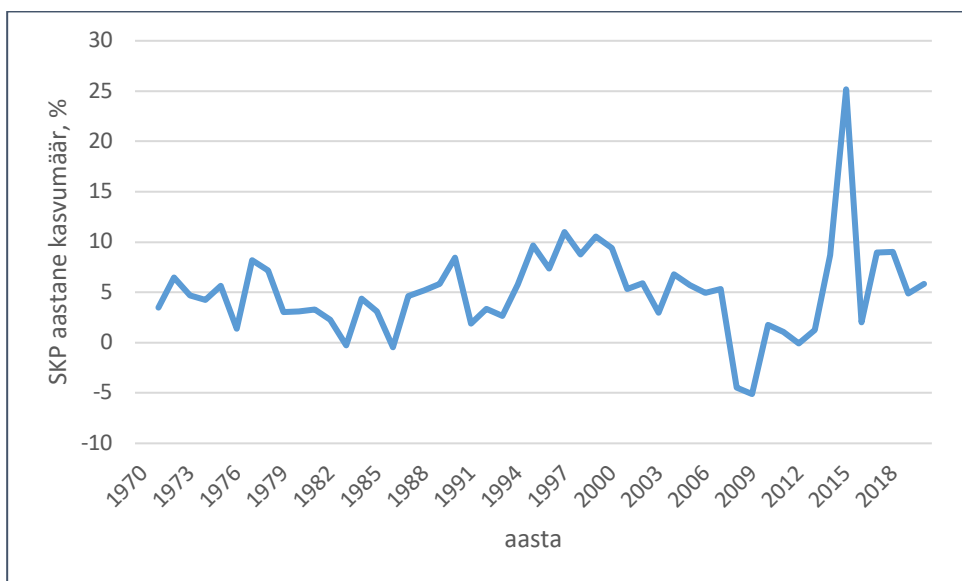
Algavas peatükis kirjeldatakse uurimistöö empiirilise analüüsi käigus kasutatud andmeid ning tutvustatakse valitud analüüsimeetodeid. Esmalt esitatakse ülevaade seose põhi- ja kontrollmuutujate andmete kohta. Peatüki teises osas selgitatakse täpsemalt analüüsi tarbeks valitud meetodeid ning esitatakse ökonomeetrilise mudeli baaskuju. Viimaks tutvustatakse peatükis mudeli kontrollimiseks kasutatavaid statistilisi teste.

2.1. Kasutatavate andmete kirjeldus

Antud uurimuse fookuses kasutatakse majanduskasvu ja VOI vahelise seose analüüsi teostamiseks Iirimaa kohta leiduvaid sekundaarandmeid Maailmapanga (*World Bank*) andmebaasist. Perioodi valikul lähtuti andmete kättesaadavusest, mistõttu rakendatakse aastaseid andmeid ajavahemiku 1971–2020 kohta. Aegread on välja võetud kuue erineva muutuja kohta, kaasates analüüsi lisaks põhiseose uurimisele ka esimeses peatükis kirjeldatud kontrollmuutujaid majanduskasvu mudeli paremaks määramiseks. Järgnevalt iseloomustatakse kõiki kasutatavaid muutujaid graafilise toe ning kirjeldava statistika abil.

Koostatava ökonomeetrilise mudeli majanduskasvu selgitavaks muutujaks on valitud aastane SKP kasvumäär, mis on andmebaasist leitud reaalsel kujul. Sõltuva muutuja kohta loodud graafikult Joonisel 1 nähtub, et eeldatavasti on tegemist statsionaarse aegreaga, mis väljendab viimaste kümnendite stabiilset majanduse kasvutempot. Nähtav on ka 2000ndate aastate lõpus aset leidnud finantskriisi mõju, mis viis esmalt kasvutempo langusesse ja seejärel majanduse kahanemisesse.

Veelgi parema ülevaate vaadeldavast ligi neljakümne aasta pikkusest perioodist annab SKP kasvumäära kohta Tabelis 1 välja toodud kirjeldav statistika. Kogu pika perioodi vältel on SKP kasvumäära mediaanväärtus olnud 5% juures, mis näitab, et kasv on olnud kiirem kui soovitatav 2–3% stabiilne majanduskasv. 4,5% juures olev standardhälve ilmestab toimunud kasvumäära muutuste mastaapi perioodi kulgemisel.



Joonis 1. SKP kasvumäär 1971–2020

Allikas: Maailmapanga andmebaas, autori arvutused veebitabelis Priisalu (2022) toodud andmete alusel

Miinumiväärtus -5% on siinkohal eelpool mainitud ülemaailmse finantskriisi madalpunkt 2009. aastal. Ülimalt kõrge maksimumväärtuse, $25,1\%$ põhjuslikkus on aga antud töö kontekstis vägagi oluline. Nimelt tugineb taoline hüppeline tõus 2015. aastal Iirimaa juurutatud madalale ettevõtte maksumääradele, mille tulemusena rahvusvahelised suurkorporatsioonid VOI läbi sihtriiki investeerimist hoogustasid (Irish ... 2016). Johtuvalt faktist, et rahvusvaheliste ettevõtete suurus on Iirimaa kontekstis tohutu, esineb ka efekt Iirimaa vastavalt. Antud tõus majanduskasvus on selgelt nähtav ka Joonisel 1.

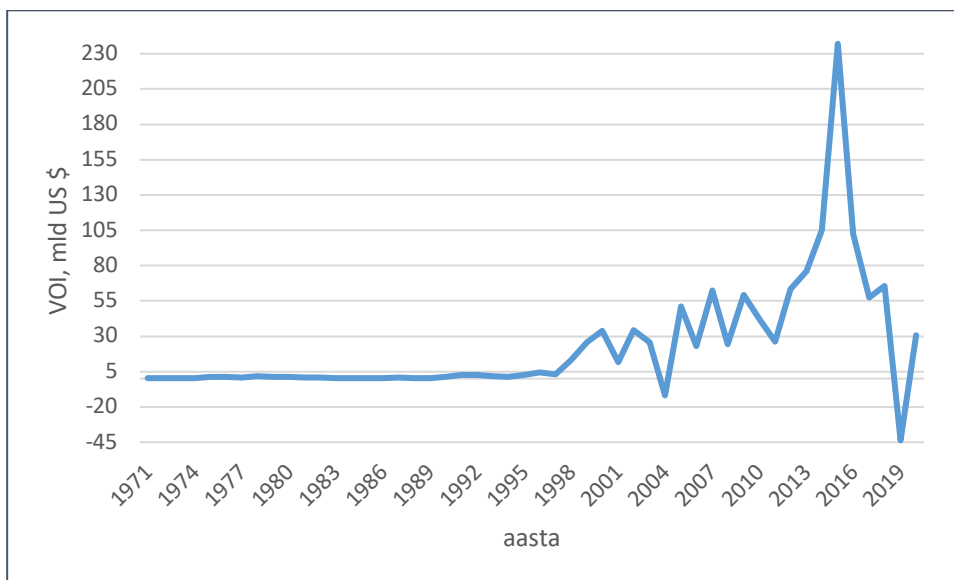
Tabel 1. SKP kasvumäära kirjeldav statistika

	Aritmeetiline keskmine	Mediaan	Miinum	Maksimum	Standardhälve	Variatsiooni-kordaja
SKP kasvumäär, %	5,01	4,95	$-5,10$	25,18	4,51	0,90

Allikas: Maailmapanga andmebaas, autori arvutused veebitabelis Priisalu (2022) toodud andmete alusel

Uuritava seose teine pool ehk VOI on kajastatud analüüsis absoluutarvu läbi, mis mõõdab VOI sissevoolu hetkelistes (*current*) US dollarites. Muutuja kohta leitud andmetest lähtuvalt on vajalik nominaalse VOI muutmise reaalseks, et arvestada inflatsiooni mõjuga. Korrigeerimine viidi läbi

algandmetega SKP deflaatori abil, mille baasaastaks on võetud 2015. Inflatsiooniga korrigeeritud VOI dünaamika on väljendatud alloleval Joonisel 2. Andmed on esitatud parema kirjeldatavuse eesmärgil miljardites US dollarites.



Joonis 2. VOI 1971–2020

Allikas: Maailmapanga andmebaas, autori arvutused veebitabelis Priisalu (2022) toodud andmete alusel

Kirjeldavast statistikast Tabelis 2 ilmneb, et perioodi reaalne VOI sissevoolu väärtus küündis 23,0 miljardi US dollarini. Näinud ka Jooniselt 2 väärtuste suurt erinevust, häälbimine lausa 42,7 mld US dollarit, annab siinkohal täpsema hinnangu VOI mediaanväärtus, mis ekstreemsetest väärtustest mõjutatud ei ole. Sarnaselt eelpool mainitud põhjusele SKP hüppelises kasvumääras 2015. aastal on vastavalt ka VOI puhul maksimumväärtus saavutatud aastal 2015, kui täheldati VOI sissevoolu üle 237,1 miljardi US dollari ulatuses.

Kõrge kukkumine vaadeldava perioodi miinumini pärast Iirimaa jaoks hästi sujunud VOI stimuleerimist madala ettevõtte maksumäära abil tekkis Covid-19 pandeemia koidikul, mil ülemaailmselt rahvusvahelised ettevõtted oma investeeringuid UNCTAD (*United Nations Conference on Trade and Development*) andmetel ümber hindasid (Trade ... 2021). Hüppelisi muutusi kinnitab ka kõrge variatsioonikordaja väärtus teiste kasutatavate tunnustega võrreldes, mis näitab muutuja VOI suurimat hajumist keskmisest.

Tabel 2. VOI kirjeldav statistika

	Aritmeetiline keskmine, mld	Mediaan, mld	Miinum, mld	Maksimum, mld	Standardhälve, mld	Variatsiooni-kordaja
VOI, US \$	22,96	2,48	-43,71	237,10	42,70	1,86

Allikas: Maailmapanga andmebaas, autori arvutused veebitabelis Priisalu (2022) toodud andmete alusel

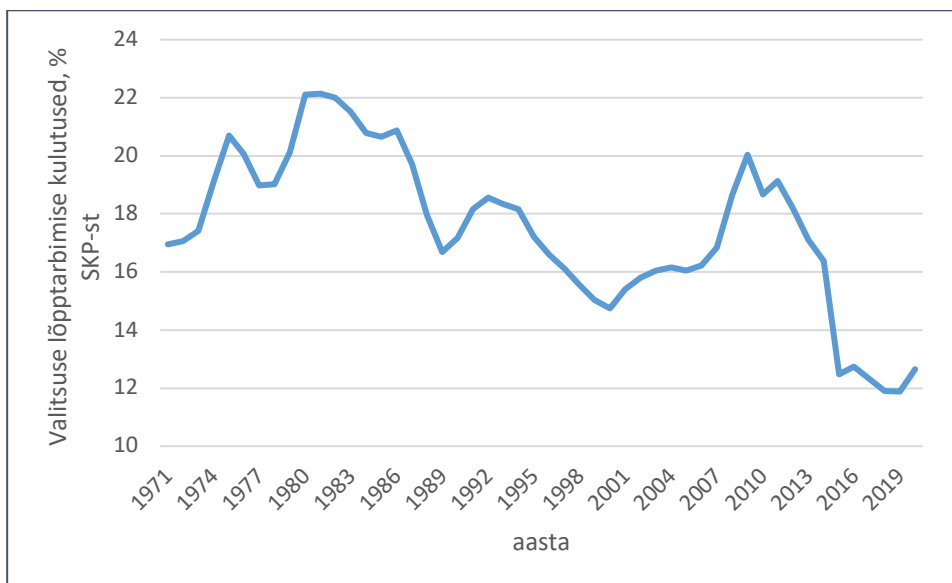
Kontrollmuutujate valikul arvestati eelkõige VOI ja majanduskasvu seose eelnevate uurimuste modelleerimistes kasutatud muutujatega, kuid kaasatud on ka mõned teised välised muutujad, mis on eelnevates töedes majanduskasvu kirjeldavate mudelite kohta näidanud statistilist olulisust. Nistor-i (2014) uurimus VOI ja majanduskasvu vahelise seose kohta Rumeenia näitel, mis on antud töö üheks põhilisemaks suunakujundajaks, kasutab kontrollmuutujatena valitsuse kulutusi ning kapitali kogumahutust põhivarasse. Otsese teemaseotuse tõttu on kaasatud nimetatud muutujad käesoleva töö analüüsi.

Varasematest töedest valitsuskulutuste ja majanduskasvu vahelise seose kohta kindlat suunda ei ilmne. Kuigi valitsuse kogukulutused võivad näidata negatiivset efekti SKP *per capita* puhul, on samal ajal ühiskonna heaolu kasv aga vägagi võimalik. Paljuski olenevad majanduskasvu seose karakteristikud valitsuse poliitilistest valikutest. (Landau 1983) Euroopa Liidu liikmete, sh Iirimaa kohta tehtud uurimus näitas Iirimaa puhul korrelatsioonanalüüsi tulemusena valitsuskulutuste ja majanduskasvu vahelist nõrka seost, kuid seda lühemal perioodil, mistõttu käesolevasse töösse muutuja siiski lisatakse (Dudzevičiūtė *et al.* 2018). Valitsuskulutuste kajastamiseks on antud töös kasutatud üldvalitsuse lõpptarbimise kulutusi osakaaluna SKP-st, mis on graafiliselt kujutatud Joonisel 3.

Graafikult ilmnevad valitsuse püüdlused ülemaailmse finantskriisi ja Covid-19 pandeemia ajal valitsuskulutuste tõstmise läbi inimeste kehvat käekäiku kompenseerida. Kõrged väärtused 1980ndatel kirjeldavad riigis läbitud rahanduse kriisi, millest erinevate fiskaalpoliitika korrektuuride abil kümnendi lõpuks väljuti (Honohan 1992). Välisel vaatlusel tundub aegrida mittestatsionaarne, kuid täpse hinnangu saamiseks kontrollitakse eeldatut enne analüüsi alustamist.

Kapitali kogumahutust põhivarasse (edaspidi KKP), mis on teatud ka kui investeeringud, väljendav samanimeline muutuja on mõõdetud hetkeliselt US dollarites. Seetõttu on ka siinkohal

korregeeritud näitaja inflatsiooniga SKP deflaatori abil. Lisaks Nistor (2014) tööle on koos VOI-ga seda muutujat kasvumudelisse kaasanud ka Boamah *et al.* (2018), kes tuvastas nii VOI kui ka KKP puhul positiivse efekti majanduskasvule.

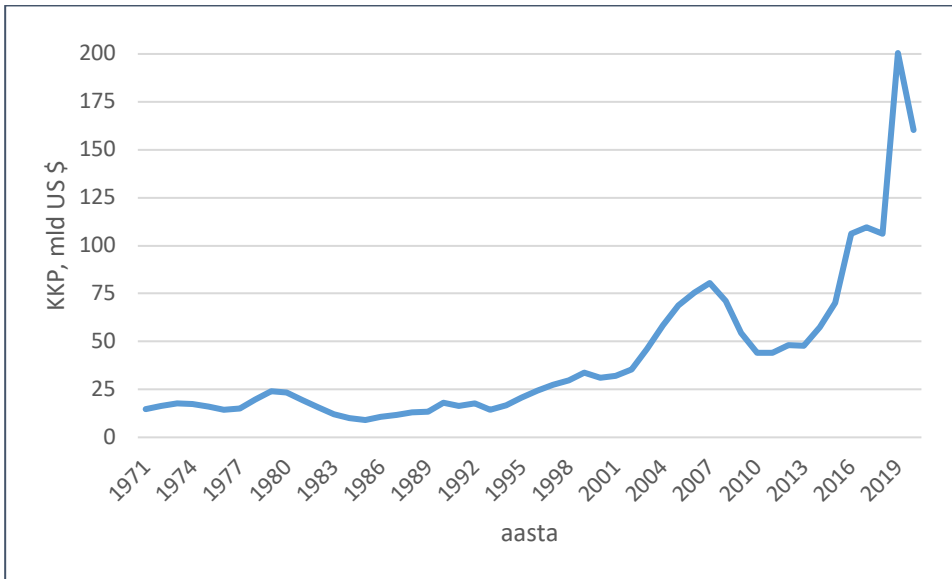


Joonis 3. Valitsuse lõpptarbimise kulutused 1971–2020

Allikas: Maailmapanga andmebaas, autori arvutused veebitabelis Priisalu (2022) toodud andmete alusel

Väljendatuna Joonisel 4 on selgelt nähtav muutuja KKP positiivne trend läbi vaadeldava perioodi, mis annab ilmingu aegrea mittestatsionaarsuse kohta. Muutuja dünaamikas on äratuntav nii finantskriisi kui ka Covid-19 pandeemia mõju vastavalt 2000ndate lõpul ning 2019. ja 2020. aasta võrdlusel. Sarnaselt VOI muutujale on andmed parema ettekujutuse tekitamiseks esitatud miljardites.

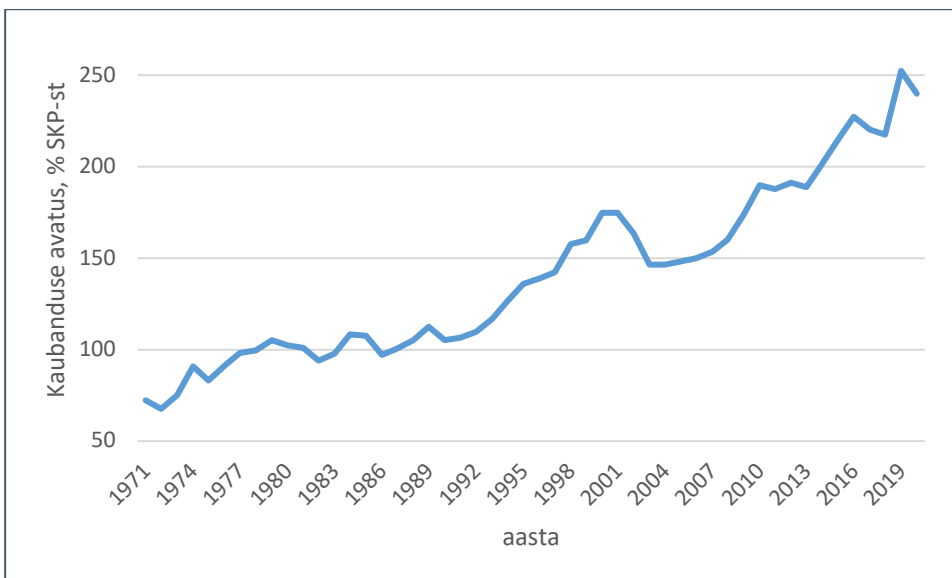
Ainest riigi eksporti ja importi väljendavate muutujate kaasamiseks andsid tööd, mis on rahvusvahelisele kaubandusele kasvumootori (*engine of growth*) nimetuse tituleerinud. Varasemate tööde põhjal on nimetatud muutujate seose suund majanduskasvuga riigi karakteristikutest olenev (Yanikkaya 2003). Bahmani-Oskooee ja Niroomand (1999) leidsid pikaajalises perspektiivis avatuse positiivse efekti majanduskasvule, mistõttu kasutatakse käesolevas uurimuses just avatuse indeksit, oluliseks on ekspordi kõrval ka impordi panus (Awokuse 2008), ehk kaubanduse osakaalu SKP-st. Kasutatava suhtarvu dünaamika on nähtav alloleval Joonisel 5.



Joonis 4. KKP 1971–2020

Allikas: Maailmapanga andmebaas, autori arvutused veebitabelis Priisalu (2022) toodud andmete alusel

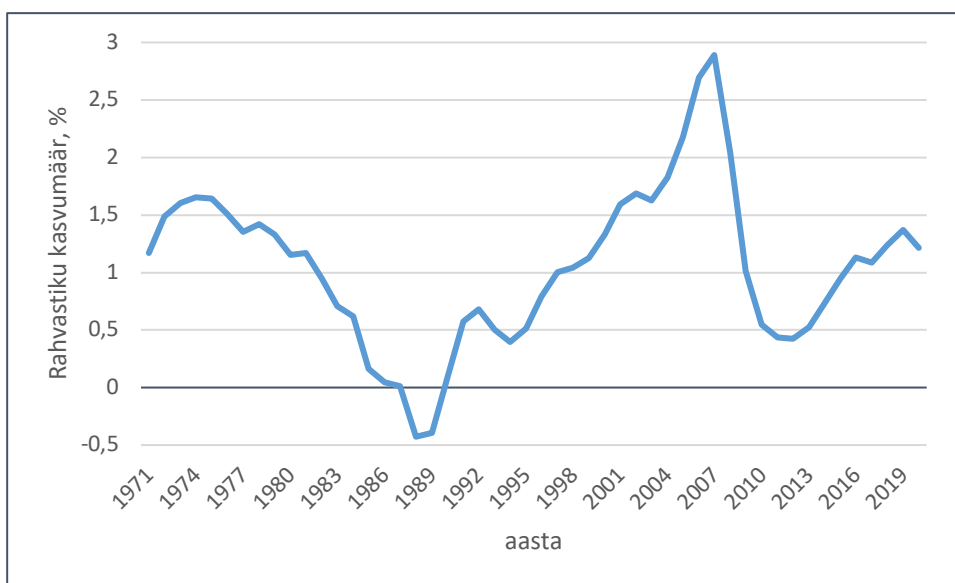
Avatuse indeks, mis on oma olemuselt ekspordi ja impordi summa jagatud SKP-ga, ületab suuremas osas perioodist saja protsendi piiri (Joonis 5), näidates Iirimaa kaubanduse head toimimist. 2000ndatest alates on väikse erandiga kasvutrendile eriti hoogu andnud erinevate teenuste, iseäranis äri-, IT-teenuste ning keemiatööstuse saaduste eksport. (Purdue, Huang 2016)



Joonis 5. Kaubanduse avatus, % SKP-st 1971–2020

Allikas: Maailmapanga andmebaas, autori arvutused veebitabelis Priisalu (2022) toodud andmete alusel

Neljanda kontrollmuutujana, kujutatud järgneval Joonisel 6, kaasatakse analüüsi populatsiooni ilmestav aastane rahvastiku kasvumäär. Teadmine, et arengumaade puhul suurem hulk inimesi vähendab SKP-d *per capita* ning alandab produktiivsust läbi kõrgema intensiivsusega kapitali, maa ja ressursside kasutamise, on leitud mittekehtivat arenenud riikide puhul. Populatsiooni kasv arenenud ühiskonnas toetab spetsialiseerumist ja haridusse panustamist, mille efekt kaalub üle kahanevast piirtootlikkusest tekkiva negatiivse efekti. (Becker *et al.* 1999) Kuna Iirimaa puhul on tegemist arenenud riigiga, tekitab see huvi leitu kontrollimiseks.



Joonis 6. Rahvastiku aastane kasvumäär 1971–2020

Allikas: Maailmapanga andmebaas, autori arvutused veebitabelis Priisalu (2022) toodud andmete alusel

Viimase kontrollmuutuja graafikut vaadates on rahvastiku kasvumäära jooniselt ilmsed märgatavad fluktuatsioonid 1980ndate ning 2000ndate aastate lõpus. Esimene neist on seotud karmi majandussurutisega Iirimaa 1980ndatel, kui kümned tuhanded inimesed emigreerusid, väljavoolu riigist on mõneti nimetatud uueks laineks (*new wave*), Ameerika Ühendriikidesse (Lobo, Salvo 1998). Sarnane on põhjendus ka teise suure languse puhul 2010. aastal, mil emigreeruti Iirimaa ülemaailmse finantskriisi tagajärgede tõttu.

Kontrollmuutujate kirjeldav statistika annab järgnevas Tabelis 3 arvulise tagapõhja graafikutelt väljenduvale. Suur erinevus avatuse indeksi minimaalse ja maksimaalse väärtuse vahel ilmestab peaaegu kogu perioodi vältel kestnud positiivset kasvutrendi. Populatsiooni minimaalne väärtus – 0,43% – pärineb aastast 1988, kui leidis aset varasemalt kirjeldatud suur rahvastiku väljavool.

Korrigeeritud KKP puhul on maksimaalväärtuse juures tegemist 2019. aasta ehk Covid-19 pandeemia eelse kirjega, mis näitab pandeemiaeelset soodsat seisu läbi kõrge investeringute taseme. Valitsuskulutuste puhul on täheldatav üldine stabiilsus, mis on aga teiste Euroopa riikidega võrreldes siiski tasemelt üks madalamaid (World Bank, 2022f).

Tabel 3. Kontrollmuutujate kirjeldav statistika

	Analüüsis kasutatavad kontrollmuutujad			
	VALITSUS, % SKP	KKP, mld US \$	AVATUS, % SKP	POP, %
Aritmeetiline keskmine	17,48	41,23	140,60	1,05
Mediaan	17,32	24,19	137,50	1,11
Miinumum	11,88	9,04	67,63	-0,43
Maksimum	22,14	200,50	252,30	2,89
Standardhälve	2,72	39,37	47,92	0,69
Variatsioonikordaja	0,16	0,95	0,34	0,66

Allikas: Maailmapanga andmebaas, autori arvutused veebitabelis Priisalu (2022) toodud andmete alusel

Kõikide kasutusel olevate algandmetega Maailmapanga andmebaasist on võimalik tutvuda veebitabelis (Priisalu 2022). Koostatud tabelisse on kaasatud nii korrigeerimata kui ka korrigeeritud andmed VOI ja KKP kohta. Välja on toodud ka SKP deflaator, millega korrektuurid inflatsiooniga arvestamiseks Maailmapanga andmebaasis avaldatud andmetega hetkelistes US dollarites tehti.

2.2. Uurimismeetodite kirjeldus

Käesoleva uurimistöo sissejuhatuses püstitatud uurimisküsimusele: "Kas välismaiste otseinvesteringute ja majanduskasvu vahel on statistiliselt oluline seos?" leitakse vastus korrelatsioonanalüüsi kaudu Pearson-i korrelatsioonikordaja abil. Lisaks seose olulisuse tuvastamisele ilmneb ka majanduskasvu ja VOI vahelise seose suund, positiivne märk näitab suundade ühtivust, ning tugevus, suurem kordaja näitab tugevamat seost, mida võrreldakse uurimuse järelduste osas varasematest töödest leituga. Leitud korrelatsioonikordajate olulisust kontrollitakse korrelatsioonikoeffitsientide kriitilise väärtuse toel. Läbiviidud analüüsi tulemus panustab suures osas püstitatud eesmärgi, seose tuvastamise, saavutamisesse.

Küsimusele, missugused muutujad mõjutavad enim majanduskasvu Iirimaa puhul, antakse vastus regressioonanalüüsi tulemuste põhjal. Eelnevates uurimustes on selleks kasutatud erinevaid analüüsimeetodeid, sh Grangeri põhjuslikkust, lihtsat vähimruutude meetodit (*Ordinary Least Squares* – OLS) ja selle erinevaid edasiarendusi (*Fully Modified OLS* – FMOLS, *Dynamic OLS* – DOLS). Käesolevas töös langetati otsus, tuginedes vabavaraprogrammi *Gretl* olemasolevatele statistikaprogrammidele, mille tõttu valiti regressioonanalüüsi meetodiks lihtne vähimruutude meetod. Regressioonanalüüsi tulemusel valmib ökonomeetiline mudel, mis täidab teise osa eesmärgiks seatust – modelleerida majanduskasvu ja VOI vaheline seos.

Ökonomeetiline mudel hõlmab endas eelmises alapeatükis täpsemalt kirjeldatud põhi- ja kontrollmuutujaid. Fiktiivmuutujate abil tuuakse mudelisse ka viimaste aegade mõjusamad kriisid: Covid-19 pandeemia 2020. aastal ning kümnekonna aasta tagune ülemaailmne finantskriis aastatel 2008–2010. Üldine mudeli baaskuju on esitatud alljärgnevalt:

$$SKP_t = \beta_0 + \beta_1 \times VOI_{t-1} + \beta_2 \times \ln VALITSUS_{t-1} + \beta_3 \times \ln KKP_{t-1} + \beta_4 \times AVATUS_{t-1} + \beta_5 \times POP_t + \beta_6 \times FIN_K_t + \beta_7 \times COVID_t + \varepsilon \quad (1)$$

kus

SKP – aastane SKP kasvumäär, %

β_0 – vabaliige

β_n – $n = 1...7$ lineaarliikme kordaja

VOI – reaalne välismaiste otseinvesteeringute sissevool US dollarites

VALITSUS – valitsuse kogukulutused lõpptarbimisele, % SKP-st

KKP – reaalne kapitali kogumahutus põhivarasse US dollarites

AVATUS – avatuse indeks, % SKP-st

POP – aastane rahvastiku kasvumäär, %

FIN_K – fiktiivne muutuja finantskriisi kohta: 1 = kriisiaasta, 0 = tava-aasta

COVID – fiktiivne muutuja Covid-19 pandeemia kohta: 1 = pandeemia-aasta, 0 = tava-aasta

ε – juhuslik komponent

t – ajalise dimensiooni näidik

Mudeli koostamise hetkeks on kõikide muutujate puhul täidetud OLS-i statsionaarsuse eeldus.

Ühikjuure testimiseks on kasutusel KPSS (*Kwiatkowski – Phillipsi – Schmidti – Shini*)

statsionaarsuse test, mille nullhüpoteesi vastuvõtmisel on tegemist statsionaarse aegrega. Statsionaarsustesti valik kujunes selliseks eelkõige põhjusel, et KPSS testi võib kasutada nii deterministlike kui ka stohhastiliste trendidega aegridade analüüsil (Kwiatkowski *et al.* 1992). Samuti on KPSS hinnangute kindlus suurem (Jafari *et al.* 2012), mistõttu seda meetodit eelistatakse näiteks ADF-ile ning kasutatakse antud töös statsionaarsuse testimiseks.

Mittestatsionaarse protsessi leidmisel kasutatakse esmalt teisendamiseks logaritmimeist, kus on võimalik, ning seejärel vajaduspõhiselt diferentsi võtmist. Samuti arvestatakse lineaarse regressiooni eeldust, mis hõlmab vaid sama järku diferentside kasutamist. Eelpool kirjeldatud analüüsimeetodeid rakendatakse ainult algselt statsionaarsete ja statsionaarseks muudetud aegridade puhul.

Regressioonimudeli kontrollimiseks võetakse kasutusele erinevad statistilised testid, mille olulisus on seotud regressioonanalüüsi eelduste täitmisega. Esmalt kontrollitakse mudeli hindamise järel White-i testiga heteroskedastiivsust. Nullhüpoteesi vastuvõtmisel on vealiikmete dispersioon konstantne ja heteroskedastiivsus puudub. Järgnevalt viiakse läbi jääkliikmete normaaljaotuse testimine Doornik-Hanseni testi abiga, kus sarnaselt heteroskedastiivsuse testile on nullhüpoteesi vastu võtmisel tegemist korras mudeliga – jäägid alluvad normaaljaotusele.

Multikollineaarsuse kontrolliks kasutatakse varieeruvusindeksit VIF (*Variance Inflation Factor*), mille kümnet ületav väärtus võib viidata multikollineaarsuse probleemile, s.t regressorid võivad olla omavahel lineaarselt seotud. Multikollineaarsuse esinedes võivad tegelikult olulised regressorid näida statistiliselt ebaolulistena, mistõttu saame vale info mudelist eemaldamist vajavate muutujate kohta. Oluline on ka kontrollida lineaarse regressioonimudeli kuju sobivust Ramsey RESET (*Regression Equation Specification Error*) testi abil. Nullhüpoteesi vastu võtmine kinnitab, et valitud kuju on antud mudeli jaoks õige.

Autokorrelatsiooni kontrollimiseks testitakse, kas aegrea järjestikkused liikmed omavahel korreleeruvad. Selleks on kasutusel DW (*Durbin-Watson*) test, mille abil leitakse DW kriitilised väärtused. Autokorrelatsioon esineb, kui DW väärtus on suurem ülemisest või väiksem alumisest kriitilisest väärtusest. Kriitiliste piiride vahele jääva DW kohta autokorrelatsiooni esinemist öelda ei saa. Sellisel juhul kasutatakse autokorrelatsiooni kindlaksmääramisel Breusch-Godfrey testi LMF statistikut, mis on mõeldud kasutamiseks väikeste valimi mahtude korral. Nullhüpoteesi

vastuvõtmisel on tõestatud autokorrelatsiooni puudumine. Kõikide kirjeldatud testide puhul tehakse otsused olulisuse nivool 5%.

3. VÄLISMAISTE OTSEINVESTEEERINGUTE JA MAJANDUSKASVU SEOSE EMPIIRILINE ANALÜÜS

Algava peatüki esmaseks sihiks on korrelatsioon- ja regressioonanalüüsi läbiviimine ning seeläbi uurimuse eesmärgi täitmine. Esmalt kontrollitakse kõikide aegridade statsionaarsust, mis on eelduseks OLS-i rakendamisel. Seejärel hinnatakse läbiviidud analüüsides leitud ning peatüki viimases osas formuleeritakse tulemuste põhjal uurimuse järeldused.

3.1. Statsionaarsuse kontrollimine

Lineaarse regressioonanalüüsi meetodi, nagu OLS seda on, kasutamisel tuleb enne mudeli hindamist veenduda aegridade statsionaarsuses. Statsionaarsuse eeldus on vajalik näiva regressiooni vältimiseks, mis võib kõikide teiste testide läbimise kõrval näidata statistiliselt olulist seost aegrida puhul, mille vahel tegelikult seos puudub. Kontrollimiseks kasutatakse KPSS testi teststatistikut ja p-väärtust, mille kohaselt võetakse vastu nullhüpotees, et aegrida on statsionaarne, või sisukas hüpotees, et aegrida on mittestatsionaarne. Mittestatsionaarsete protsesside muutmisel statsionaarseteks kasutatakse diferentsi võtmist. Järgnevalt kirjeldatakse kogu statsionaarsuse kontrollimise kulgu.

Nii SKP kui ka rahvastiku kasvumäära dünaamika Joonistel 1 ja 6 andis alust arvata, et tegemist on statsionaarsete protsessidega. Sellest hoolimata testitakse mõlemaid muutujaid KPSS statsionaarsuse testiga. KPSS testide puhul võeti vastu nullhüpoteesid ($p > 0,1$) näidates SKP ja rahvastiku kasvumäära aegridu statsionaarsete protsessidena. Testide tulemused, mis põhinevad kasutatud programmi *Gretl* aruannetel, on leitavad vastavalt Lisast 1 ja 6.

Teiseks uuriti põhilise sõltumatu muutuja, VOI, statsionaarsust, mille puhul trend Joonisel 2 toodud graafikul ei ole tuvastatav. VOI puhul alustati statsionaarsuse kontrolli juba inflatsiooniga korrigeeritud ehk reaalse VOI-ga, mille puhul mõlemad läbiviidud testid mittestatsionaarse protsessi tuvastasid. Aegridade stabiliseerimiseks ei olnud võimalik VOI-d logaritmidena, kuna VOI sissevoolu negatiivsed väärtused oleksid tekitanud logaritmituna aegreale puuduvaid suuruseid.

Logaritmime asemel võeti kohe 1. järku diferents, mille tulemusena KPSS test nullhüpoteesi vastu võttis, $p > 0,1$, ja seega protsessi statsionaarsust kinnitas. Testide tulemustega saab tutvuda Lisas 2 leitavast tabelist.

Valitsuskulutuste näitaja VALITSUS kontrolli alustati aegrea teisendamisest logaritmime teel. Logaritmime järgselt uuesti testides lükati ümber nullhüpotees, mille tõttu võeti näitajast statsionaarsuse saavutamiseks nüüd ka 1. järku diferents. Diferentsi võtmise efekti mõjul muutus KPSS testi tulemus: leitud teststatistiku väärtus, 0,19 on väiksem kriitilisest väärtusest, 0,46, nivool 5%, mis kinnitab aegrea statsionaarsust. Kolme järjestikkuse testimise aruanded on koondatud Lisasse 3.

Kapitali kogumahutuse näitaja KKP puhul alustati näitaja aegrea teisendamisest. Muutuja puhul viidi läbi logaritmine, mille tulemusel aga aegrida siiski statsionaarseks ei muutunud. Seejärel kasutati diferentsi võtmist: 1. järku diferentsi võtmine logaritmitud KKP-st lükkas eelnevalt vastu võetud sisuka hüpoteesi ümber, millega kinnitati protsessi statsionaarsus: KPSS testi p-väärtus ületas isegi olulisuse nivoo 10%. KKP kohta läbiviidud statsionaarsuse kontrolli tulemused on väljendatud Lisas 4 asuvas tabelis.

Kaubandusavatust ilmestav näitaja ei olnud algselt statsionaarne nagu enamik käsitletavatest muutujatest. Esimest järku diferentsi võtmine muutis aegrea statsionaarseks näidates testi aruandes, nähtav Lisas 6, teststatistiku väiksemat väärtust kriitilisest väärtusest ning $p > 0,1$. Alljärgnevas Tabelis 4 on koondatud kõikide statsionaarsuse saavutanud näitajate statsionaarsust kinnitanud testi teststatistiku väärtus võrdlusena kriitilise väärtusega nivool 5%.

Tabel 4. KPSS testi statsionaarsust kinnitanud tulemused

	Aegrea teisendamine	Diferentsi võtmine	KPSS test statistik	KPSS kriitiline väärtus nivool 5%
SKP	–	–	0,100	0,462
VOI	–	1. järk	0,038	0,462
VALITSUS	ln VALITSUS	1. järk	0,188	0,462
KKP	ln KKP	1. järk	0,164	0,462
AVATUS	–	1. järk	0,164	0,462
POP	–	–	0,157	0,462

Allikas: Maailmapanga andmebaas, autori arvutused veebitabelis Priisalu (2022) toodud andmete alusel

Läbiviidud kontrolli ja vajaliku korrigeerimise, 1. järku diferentsi võtmise näol, lõpetatuna on täidetud lineaarse regressioonanalüüsi eeldus – aegread on viidud statsionaarsele kujule. Eelnevat arvestades võib nüüd alustada ökonomeetrilise analüüsi läbiviimist, mille esimeseks sammuks on korrelatsioonanalüüsi teostamine.

3.2. Korrelatsioonanalüüsi tulemused

Statsionaarsete aegridade eelduse täitmisega liigutakse antud uurimuse järgmisesse osasse, mil on suur väärtus käesoleva töö eesmärgi saavutamisel. Järgnevalt viiakse läbi korrelatsioonanalüüs vaatluse alla valitud teguritega, millest saadakse teada kasutatavate muutujate vaheliste seoste suund ja tugevus. Korrelatsioonanalüüsis kasutatakse eelmises alapeatükis saavutatud statsionaarseid aegridu, s.t aegread on vajadusel korrigeeritud 1. järku diferentsiga.

Analüüsi läbiviimiseks kasutati vabavaraprogrammi *Gretl*, mille abil koostati korrelatsioonmaatriks reaalse SKP kasvumäär ja VOI seose suuna ning tugevuse kindlaksmääramiseks. Allpool Tabelina 5 kujutatud korrelatsioonmaatriksist ilmneb reaalse SKP kasvumäära ja VOI ühtiv suund. Samasuunalisuse põhimõttel liiguvad muutujad samal kursil: nähes reaalse SKP kasvumäära positiivset kasvu, liigub ka VOI samamoodi positiivses suunas. Saadud tulemus on autorile ootuspärane, kuna ühtib eelnevatest uurimustest, näiteks Nistor (2014), Szkorupova (2014), Popescu (2014), Pegkas (2015), leituga.

Tabel 5. Korrelatsioonmaatriks

	SKP, %	d_VOI, US \$	d_1_VALITSUS	d_1_KKP	D_AVATUS	POP
SKP, %	1,000	0,379	-0,626	0,364	0,095	0,036
d_VOI, US \$		1,000	-0,339	-0,328	-0,215	-0,031
d_1_VALITSUS			1,000	-0,151	-0,258	0,385
d_1_KKP				1,000	0,185	0,077
d_AVATUS					1,000	-0,036
POP						1,000

Allikas: Maailmapanga andmebaas, autori arvutused veebitabelis Priisalu (2022) toodud andmete alusel

Tabelist 5 on võimalik lugeda informatsiooni reaalse SKP kasvumäära ja VOI vahelise seose suuna kõrval ka selle tugevuse kohta. Korrelatsioonanalüüsi puhul on seos seda tugevam, mida lähemal on väärtuse absoluutväärtus ühele. Antud juhul on seose korrelatsioonikoefitsiendiks 0,379, mis

näitab keskmiselt tugevat seost vaadeldavate muutujate vahel. Teistest omavahelistest seostest paistab enim silma seos valitsuskulutuste ja SKP kasvumäära vahel, mille korrelatsioonikoefitsient $-0,626$ näitab üsna tugevat seost ning negatiivne märk, mis tundub loogiline eelnevalt loetu kontekstis, muutujate vastupidist liikumise suunda.

Korrelatsioonikoefitsientide põhjal järelduste tegemisel on oluline kontrollida seoste statistilist olulisust. Selleks võrreldakse aruandes ilmnenu korrelatsioonikoefitsiendi kriitilist väärtust eelnevalt Tabelis 5 välja toodud korrelatsioonikordajatega. Nivool 5% andis aruanne kriitiliseks väärtuseks $0,279$, mille alusel tehakse otsus nullhüpoteesi vastuvõtmises. Olukorras, kus korrelatsioonikoefitsiendi absoluutväärtus ületab leitud kriitilist väärtust on tõestatud statistiliselt oluline lineaarne seos. Uuritud seose korrelatsioonikoefitsient on suurem kriitilisest väärtusest ning oluliselt erinev nullist – tuvastatud on statistiliselt oluline positiivne lineaarne seos SKP kasvumäära ja VOI vahel.

Järgmise sammuna liigutakse analüüsiploki teise osasse, kus viiakse läbi regressioonanalüüs. Ökonomeetrilise mudeli koostamise annab ainek äsja kirjeldatud korrelatsioonanalüüs, mis lubab eeldada VOI statistilist olulisust eelnevalt alapeatükis 2.2 välja toodud majanduskasvu kätkevas lineaarses mudelis.

3.3. Regressioonmudeli hindamine ja selle analüüs

Töö algul püstitatud uurimisküsimustest esimene sai eelneva alapeatüki jooksul ammendava vastuse, kuid leidmaks vastust teisele uurimisküsimusele, tuleb koostada ökonomeetiline mudel peatükis 2.2 väljendatud baasvõrrandi näitel. Kujundatava mudeli aluseks on statsionaarsed aegread, millele kohandatakse analüüsimeetodina lihtsat vähimruutude meetodit. Mudeli sõltuva muutujana on kasutusel majanduskasvu mõõtmiseks reaalne SKP kasvumäär ning põhiliseks sõltumatuks muutujaks inflatsiooniga korrigeeritud VOI, mis kajastab välismaiste otseinvesteeringute komponenti.

Sobiva mudeli leidmiseks alustati regressioonanalüüsi läbiviimist kõiki eelpool nimetatud kontrollmuutujaid kaasates. Saadud mudel koos mõningate mudeli sobivust hindavate testide tulemustega on leitav Lisas 7. Esialgne mudel tervikuna on statistiliselt oluline, seejuures ainsana osutus sõltumatutest muutujatest statistiliselt mitteoluliseks majandusavatust ilmestav indeks.

Antud uurimuse tähtsaim komponent VOI on statistiliselt oluline nivool 5% ning ootuspäraselt annab positiivset efekti majanduskasvule kui sõltuvale muutujale.

Kuigi esimene mudel näitas oodatud suunda, on oluline kontrollida OLS-i kasutades tehtud eelduste paikapidavust ja sobivust, et tehtavad järeldused oleksid põhjendatud. Mudeli kontrolliks tehakse läbi järgnevad testid:

1. Ramsay RESET test mudeli kuju sobivuse kontrolliks. Nullhüpooteesi vastuvõtmine näitab, et mudelile on valitud sobiv kuju.
2. White-i test heteroskedastiivsuse kontrollimiseks. Homoskedastiivsus kui OLS-i üks eeldus on kinnitatud, kui White-i test annab vastuseks nullhüpooteesi vastuvõtmise.
3. Jääkide normaaljaotuse testimine Doornik-Hanseni testiga. Sisuka hüpooteesi ümberlükkamine tõendab jääkide allumist normaaljaotusele.
4. Autokorrelatsiooni testimine Breusch-Godfrey testiga. Sarnaselt eelmiste testidega on mudel korras, autokorrelatsioon puudub, kui vastu võetakse nullhüpootees.
5. Multikollineaarsuse testimine VIF (*Variance Inflation Factors*) indikaatoriga. Multikollineaarsuse probleem ei ole aktuaalne, kui VIF väärtus on väiksem kui 10.

Esialgse mudeli aruandest (nähtav Lisas 7) ilmnevad mõningad kitsaskohad seoses kontrolltestide tulemustega. Kuigi heteroskedastiivsust ega multikollineaarsust ei esine ja jäägid alluvad normaaljaotusele, on RESET testi kohaselt mudeli kuju mitte kõige sobilikum. Samuti annab Breusch-Godfrey test tulemuseks autokorrelatsiooni esinemise. Eelnevat arvestades proovitakse leida parema spetsifikatsiooniga mudel, mille kõik testid kinnitaksid mudeli sobivust.

Ebasobiv mudeli spetsifikatsioon, s.t ebasobiv kuju RESET testi alusel, võib tuleneda nii oluliste muutujate välja jäämisest kui ka seose mittelineaarsusest. Järgnevalt proovitakse mudelisse kaasata fiktiivsete muutujatena vaadeldavat perioodi enim mõjutanud kriisid, mis eelmise peatüki andmegraafikuid lugenuna võivad oluliselt olla saadavate tulemuste mõjutajateks. Finantskriisina väljendatakse aastad 2008–2010, koroonakriis on kajastatud vaadeldava perioodi piiratuse tõttu vaid 2020. aasta näol.

Järgnevalt saadud kriise hõlmava mudeli aruandega on võimalik tutvuda Lisas 8, kus on välja toodud ka varasemalt lahti seletatud kasutatavate kontrolltestide tulemused. Pelgalt teste kõrvutades on tugevamad hinnangud nullhüpooteeside vastuvõtmiseks kriise hõlmaval mudelil. Mõlemal juhul näitab VIF-i põhjal tehtud otsus, et multikollineaarsust ei esine. Mudelitele peale

vaadates nähtub sarnasus leitud statistiliselt oluliste koefitsientide puhul. Nivool 5% on oluliste tegurite märgid mõlema mudeli puhul kattuvad ning muutuja avatuse indeksi kohta on statistiliselt ebaoluline.

Mudelite seletusvõime võrdluseks kasutatakse korrigeeritud determinatsioonikordajat (*adjusted R-squared*), mille suurem väärtus kõrvutamisel näitab paremat mudeli seletusvõimet. Seega kriise hõlmava mudeli korrigeeritud R-ruutväärtus 0,613 annab aimu, et tegemist on parema mudeliga algse variandiga (korrigeeritud $R^2 = 0,566$) võrreldes. Parima mudeli väljaselgitamiseks kasutati ka AIC (*Akaike Information Criterion*) kriteeriumi, mille rohkem kui kahe ühiku võrra väiksem väärtus mudelite kõrvutamisel oluliselt paremat mudelit näitab. AIC kriteeriumi väärtuseks leiti alguses mudelis 256,50 kriise arvestava mudeli väärtuse 252,38 kõrval. Siinkohal korrigeeritud R-väärtuse ja AIC kriteeriumi toel tehtud otsused ühtisid, mistõttu võib üpris kindlalt väita kriise hõlmava mudeli paremust.

Analüüsi algul otsustatu alusel, et kõik kontrollmuutujad lisatakse korruga ning vajadusel eemaldatakse ükshaaval, prooviti ka mõlemast mudelist eemaldada statistiliselt ebaoluliseks osutunud avatuse indeksit. Esialgse mudeli korrigeeritud determinatsioonikordaja väärtus suurenes 0,574-ni, kriise hõlmava mudeli oma aga 0,620-ni. AIC kriteeriume vaadeldes võib aga öelda, et muutus ei ole olnud märkimisväärne, kuna AIC väärtuse muut oli mõlemal juhul väiksem kui kaks ühikut. Mõlemad mudelid majandusavatust iseloomustava muutujata on vastavalt leitavad Lisades 9 ja 10.

Kuigi üksnes avatuse välja jätmine mudelit paremaks ei teinud, proovitakse siiski ka eemaldada Covid-19 mõju kajastav muutuja, kuna see ei ole statistiliselt oluline ning p-väärtus pole lähedal olulisuse nivoole 5%. Fiktiivmuutuja COVID välja jätmine parendas pisut mudelit nii korrigeeritud determinatsioonikordaja kui ka AIC kriteeriumi alusel (leitav Lisas 11), kuid kontrolltestide tulemused kallutasid otsuse lõplikul valikul kriise hõlmava mudeli poole. Veenvamaks osutusid tulemused nii mudeli kaju testiva RESET testi kui ka autokorrelatsiooni testiva Breusch-Godfrey testi puhul, kus p-väärtused olid kindlamad nullhüpoteesi vastuvõtmiseks. Lõpliku mudeli testide tulemused on koondatud järgnevasse Tabelisse 6.

Tabel 6. Regressioonanalüüsi lõpliku mudeli kontrolltestide tulemused

Test	P-väärtus	Vastu võetud hüpotees
RESET test	0,088	H0: mudeli kuju on sobiv
White-i test	0,387	H0: heteroskedastiivsust ei esine
Doornik-Hanseni test	0,307	H0: jäägid alluvad normaaljaotusele
Breusch-Godfrey test	0,124	H0: autokorrelatsiooni ei esine

Allikas: Autori mugandatud Lisas 8 leitava mudeli aruande põhjal

Veendunud mudeli sobivuses, alustatakse interpretatsiooni faasi, mille hõlpsamaks jälgimiseks on olulisemad väärtused kokku koondatud allolevasse Tabelisse 7 tulenevalt Lisas 8 väljatoodust. Üldjoontes on tegemist statistiliselt olulise mudeliga, kuna F-testi olulisuse tõenäosusele tuginedes võetakse vastu sisukas hüpotees, mis näitab vähemalt ühe kordaja erinevust nullist. Mudeli kirjeldusvõime, mida hinnatakse tavalise determinatsioonikordaja abil, on aruande alusel ligikaudu 67%. See tähendab, et 67% kogu sõltuva muutuja hajuvusest on moodustunud tehtud regressiooni hajuvusest. Lähtuvalt kontekstist, et tegu on analüüsiga majandusteaduses, hinnatakse saadud väärtust kõrge kirjeldusvõimega mudeli iseloomustajaks.

Tabel 7. Regressioonanalüüsi lõpliku mudeli tulemused

Sõltuv muutuja: SKP			
Muutuja	Koefitsient	Standardviga	Olulisuse tõenäosus
Konstant	2,872	0,809	0,001
FIN K	-4,814	1,960	0,018
d 1 KKP	6,683	2,767	0,020
POP	1,638	0,655	0,016
d_VOI	$3,09 \times 10^{-11}$	$1,38 \times 10^{-11}$	0,031
d_1_VALITSUS	-41,536	9,135	$4,57 \times 10^{-05}$
COVID	3,130	3,120	0,321
d_AVATUS	0,028	0,052	0,599
Determinatsioonikordaja (R^2)			0,669
Olulisuse tõenäosus			$2,41 \times 10^{-08}$
Vaatluste arv			50

Allikas: Autori mugandatud Lisas 8 leitava mudeli aruande põhjal

Heites pilgu muutujate olulisuse tõenäosustele on lihtsalt märgatavad kaks tegurit, d_AVATUS ja COVID, mis ei ole statistiliselt olulised. Juba ka varasemalt mainitule tuginedes on muutujad alles jäetud põhjusel, et käesoleva mudeli kontrolltestid andsid kõige veenvamad tulemused ning statistiliselt ebaoluliste muutujate eemaldamine suurt efekti ei omanud. Kõik ülejäänud muutujad

on statistiliselt olulised vähemalt nivool 5%, valitsuskulutusi iseloomustav muutuja ning konstant lausa nivool 1%.

Lõpliku mudeli statistiliselt oluliste muutujate koefitsientide märgid tunduvad teemalise teaduskirjanduse põhjal enamjaolt ootuspärased. Statistiliselt ebaoluliste muutujate puhul tekitab küsitavust COVID muutuja märk, kuid saadud olulisuse tõenäosusega arvestades ei tekita selline tulemus probleeme. Kõige kaheldavam statistiliselt olulistest muutujatest on valitsuskulutusi ilmestava teguri negatiivne märk, mis on erinevates töödes erineva suunaga efekti näidanud (Marica, Piras 2018). Barro (1990) tööle tuginedes on mõju vaesemates riikides, kus avalik sektor on väike, positiivne, kuid rikkamates riikides nagu Iirimaa võib tekkiva efekti suund pöörduda ning näidata negatiivset tulemit.

Täpsemateks järelduseks vaadeldakse tuvastatud seose suundi koefitsiendi suurustega kombineerituna. Finantskriisi ilmestava muutuja koefitsiendi ootuspäraselt negatiivne väärtus näitab, et finantskriisi hõlmaival aastal oli keskmine reaalne SKP kasvumäär kriisi tõttu 4,8 protsendipunkti võrra madalam tavalisest. Teise fiktiivse muutuja, COVID, positiivne suurus koefitsiendina tundub ebarealistlik, kuid sarnaselt eelpool mainitule ei tasu järelduste tegemisse seda kaasata, kuna tegur ei osutunud statistiliselt oluliseks. Ootustele vastavalt on KKP koefitsient positiivne suurus, mille kohaselt KKP suurenemine ühe protsendipunkti võrra tõstab SKP kasvumäära 0,07 protsendipunkti.

Tugev positiivne efekt on märgata ka rahvastiku kasvumäära seose puhul, kus ühe protsendipunktiline rahvastiku kasvumäära tõus suurendab reaalse SKP kasvumäära 1,64 protsendipunkti võrra. Siinkohal on positiivne seos vägagi ootuspärane, sest tegemist on arenenud riigiga, kus keskmise riiki sündinud kodaniku panus on väärtuslikum kui arengumaades, kus tihti kiire rahvastiku kasvumäär negatiivset efekti omab. Vastuolulise mõjuga valitsuskulutuste hindamisest ilmneb, et 1% valitsuskulutuste protsentuaalse osakaalu SKP-st suurenemine vähendab reaalse SKP kasvumäära 0,42 protsendipunkti võrra. Uurimuse keskne muutuja VOI omab positiivset seost SKP-ga: VOI kasvamine ühe miljardi dollari võrra suurendab SKP kasvumäära 0,03 protsendipunkti võrra.

Järgnevalt viiakse saadud tulemused konteksti ning püütakse kokku panna empiirilise analüüsi sisukad järeldused. Leitu põhjal otsustatakse, kas ja mil määral suudeti täita töö alguses püstitatud eesmärk ning leida vastused selleni viivatele uurimisküsimustele.

3.4. Järeldused

Töö algul seatud eesmärgi tuvastada ning modelleerida välismaiste otseinvesteeringute ja majanduskasvu vaheline seos Iirimaa näitel aitasid täita läbiviidud korrelatsioon- ja regressioonanalüüs. Koondades tulemused analüüsides ning andes leitule tausta, vastatakse eesmärgi saavutamise tarbeks püstitatud uurimisküsimustele ning täidetakse seeläbi antud töö sissejuhatuses sõnastatud uurimistöö üldine eesmärk.

Korrelatsioonanalüüsi tulemused toetasid kirjandusest loetut. Suuremast osast varasematest töödest järeldatud VOI ja majanduskasvu vaheline statistiliselt oluline positiivne seos sai kinnitust ka antud töö empiirilise uuringu käigus. Olulisust omab asjaolu, et just Euroopa kohta tehtud uurimustes ilmnenud positiivne seos (Nistor 2014; Szkorupova 2014; Popescu 2014; Pegkas 2015) kattub käesolevas töös leituga, kuna arvestades uuritavat riiki, Iirimaad, on see parim võimalik alus võrdlusmomenti tekitamiseks.

Regressioonanalüüsist leitu põhjal on arvuliselt keeruline erinevate mõõtühikute kasutamise tõttu vastata sissejuhatuses püstitatud küsimusele, millised muutujad kasutatutest enim SKP kasvumäära panustavad. Vaadeldes küsimust seose tugevuse kontekstis saab, aga väita, et tugevaim on kasutatud regressoritest seos valitsuskulutuste ja SKP kasvumäära vahel. Järgnevate sõltumatute muutujatega, fiktiivmuutuja finantskriisi kohta ja rahvastiku kasvumäär, võrreldes on statistiline olulisus valitsuskulutuste puhul märgatavalt tugevam ja kindel juba nivool 1%.

Uurimuse põhilise muutuja, VOI koefitsient on oma märgi poolest ootuspärane ning ühtib korrelatsioonanalüüsi kohta tehtud järeldusega. Kõige lähedasem leitud töö Pegkase (2015) poolt: 1% VOI kapitali ja reservide väärtuse tõus kasvatab SKP kasvumäära 0,036 protsendipunkti võrra perioodi 2002–2012 üleeurotsoonilistele andmetele tuginedes. Paraku ei sobi seegi tulemus hästi käesolevas töös leitu kohta sisuka võrdluse tegemiseks, kuna kasutab VOI mõõtmiseks teisiti, protsentuaalselt väljendatud muutujat.

Seega on keeruline hinnata antud töö tulemuste panust ning paikapidavust, kuna võrdlemiseks napib sarnaseid varasemaid uuringuid. Ometigi võiks see olla hea võimalus töö teema edasiarenduseks – uurida parameetritelt sarnaste riikide näiteid, võimalik võrdlusmoment Ungariga, kus on sarnaselt Iirimaaiga rakendatud madalat ettevõtte tulumaksu (9%), ning seejärel neid omavahel võrrelda. Leitud 0,03 protsendipunktiline SKP kasvumäära suurenemine ühe

miljardi US dollari võrra suurema VOI mahu korral ei oma hetkel piisavat konteksti, et tabada selle erilisus – kas Iirimaa püüdlused oma soodsa poliitikaga VOI meelitamiseks on ennast teiste riikidega võrdluses ära tasunud või mitte.

KOKKUVÕTE

Maailmamajanduse laiaulatuslik avatus on suunanud riike pingsalt mõtlema majanduskasvu pikaajalise trendi hoidmise viiside üle, mille najal elanike heaolu paraneks. Nii mõnedki riigid näevad kasvupotentsiaali välismaiste otseinvesteeringute läbi, mis oma olemuse tõttu paljugi sihtriigi arengusse välismõjudena panustavad. Algselt loodusressursside lähedusel ja odaval tööjõul või tootmisel tuginenud stiimul välismaale investeerida, on kaasajal leidnud uusi sisendeid, sh ettevõtetele soodsa maksusüsteemi rakendamine.

Keskmisest madalam maksumäär võib kujuneda piisavaks ajendiks välismaiste otseinvesteeringute ligitõmbamisel, kuid efekti ülekanne majanduse kasvumäära on andnud eelnevatele uurimustele tuginedes mittelõplikke järeldusi. Käesoleva töö fookuses olev Iirimaa on just üks neist, kes maksupoliitika ümberkujundamisega VOI-d oma riigis soodustas, kuid märkimisväärsete investeeringute mõju majanduskasvule ei ole tänini uuritud.

Panuse edasiste valikute tegemiseks ja hinnangu maksupoliitika vajaduspõhise muutmise üle otsustamiseks annab antud töö seatud eesmärgiga tuvastada ja modelleerida välismaiste otseinvesteeringute ja majanduskasvu vaheline seos Iirimaa kohta. Sihile jõudmiseks esitati protsessi algul kaks uurimisküsimust:

1. Kas välismaiste otseinvesteeringute ja majanduskasvu vahel on statistiliselt oluline seos?
2. Millised kaasatud muutujad panustavad enim majanduskasvu Iirimaa kontekstis?

Püstitatud küsimustele vastamiseks võeti kasutusele Maailmapanga andmebaasi aastased andmed perioodi 1971–2020 kohta, mida rakendati korrelatsioon- ja regressioonanalüüsi läbiviimisel. Lisaks uuritava seose põhilistele muutujatele, SKP reaalsele kasvumäärale ja VOI-le, olid analüüsi kaasatud ka eelnevates töödes kasutatud kontrollmuutujad: KKP, avatuse indeks, rahvastiku kasvumäär ning valitsuse kulutused. Regressioonmudelid olid kajastatud ka perioodi kaks olulisemat majandussurutist, finantskriis 2000ndate lõpul ja Covid-19 pandeemia.

Korrelatsioonanalüüs andis autorile ootuspärase tulemi kinnitades loetut VOI ja majanduskasvu vahelise seose kohta. Korrelatsioonikoefitsient 0,379 annab mõista seose keskmisest tugevusest ning kinnitab muutujate samasuunalisust. Saadud tulemuste põhjal saab vastata jaatavalt eesmärgi saavutamise tarbeks esitatud esimesele uurimisküsimusele.

Läbiviidud regressioonanalüüs kinnitas korrelatsioonanalüüsis leitud: majanduskasvu ja VOI vahel on positiivne statistiliselt oluline seos. Lisaks VOI-le osutusid kasvumudelil oluliseks ka KKP, valitsuse kulutused, rahvastiku kasvumäär ning fiktiivmuutuja ülemaailmse finantskriisi ilmestamiseks. Teisele esitatud uurimisküsimusele annab leitu vastuse olulisuse tasandil: tugevaimat seost majanduskasvuga omas valitsuskulutusi kajastav muutuja. Märkatavalt väiksema olulisuse tõenäosusega järgnesid valitsuskulutustele rahvastiku kasvumäär ja fiktiivmuutuja finantskriisi kohta.

Kuigi üldjoontes sai seatud eesmärk täidetud on keeruline teha võrdlust eelnevate uurimuste tulemustega andmete erinevate mõõtühikute tõttu. Sellegipoolest annab leitu alust põhjalikumate järelduste tegemiseks uurimuse edasiarendamisel. Võimaliku variandina tuleks maksusüsteemi puudutava põhjuslikuma panuse saamiseks modelleerida ja analüüsida sarnasel rajal liikuva teise riigi kasvumudelit. Kõrvutades tulemusi võib kindlamalt väita, kas madalam maksumäär on VOI ja majanduskasvu vahelise positiivse efekti tekitanud.

SUMMARY

THE IMPACT OF FOREIGN DIRECT INVESTMENT ON ECONOMIC GROWTH IN IRELAND

Marit Priisalu

The openness of the global economy has led countries to discuss about ways to maintain the long-term trend of economic growth and improve the well-being of their populations. Many countries see growth potential through FDI, which, by its very nature, contributes much to the development of the destination country through externalities. The incentive to invest abroad, originally based on the proximity of natural resources and cheap labour or production, has now found new inputs, including the implementation of a favourable tax regime for companies.

A lower than average tax rate may be a sufficient incentive to attract FDI, but translating the effect into economic growth has yielded inconclusive results based on previous studies. Ireland, the focus of this paper, is one of the countries that has promoted FDI through tax policy reforms, but the impact of significant investment on economic growth has not been studied so far.

The contribution of this work to the identification and modelling of the relationship between FDI and economic growth in Ireland is to inform future policy choices and the assessment of the need for tax policy change. Two research questions were posed at the outset of the process in order to achieve this objective:

1. Is there a statistically significant relationship between FDI and economic growth?
2. Which variables contributed most to Ireland's economic growth in this analysis?

To answer these questions, annual data from the World Bank database for the period 1971–2020 were used to conduct correlation and regression analysis. In addition to the main variables of the relationship under investigation, the real GDP growth rate and the FDI, the control variables used in previous works were also included in the analysis: GFCF, the openness index, the population

growth rate and government expenditure. The regression model also included the two most important economic shocks of the period, the financial crisis in the late 2000s and the Covid-19 pandemic.

The correlation analysis gave the author the expected result confirming the findings of a statistically significant relationship between FDI and economic growth. The correlation coefficient of 0,379 suggests the average strength of the relationship and confirms the co-directionality of the variables. Based on the results obtained, the first research question for the purpose can be answered in the affirmative.

The regression analysis carried out confirmed the correlation analysis results: there is a positive statistically significant relationship between economic growth and FDI. In addition to FDI, GFCF, government expenditure, population growth rate and a dummy variable to illustrate the global financial crisis were also found to be significant in the growth model. The second research question posed is answered at the level of significance: the strongest relationship with growth was found for the variable reflecting government expenditure, which was followed by the population growth rate and the dummy variable on the financial crisis with a significantly lower probability of significance.

Although the objective was broadly met, it is difficult to make comparisons with the results of previous studies due to the different units of measurement used for the data. Nonetheless, the findings provide a basis for more in-depth conclusions in the further development of the study. A possible alternative would be to model and analyse the growth model of another country on a similar path in order to obtain a more causal contribution from the tax system. By comparing the results, a more robust argument can be made as to whether a lower tax rate has generated a positive effect between FDI and growth.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Acemoglu, D. (2012). Introduction to economic theory. *Journal of Economic Theory*, 147 (2), 545–550.
- Acharyya, J. (2009). FDI, growth and the environment: evidence from India on CO2 emission during the last two decades. *Journal of Economic Development*, 34 (1), 43–58.
- Alfaro, L., Chanda, A., Kalemil-Ozcan, S., Sayek, S. (2004). FDI and economic growth: The role of local financial markets. *Journal of International Economics*, 64 (1), 89–112.
- Ayanwale, A. B. (2007). FDI and economic growth: Evidence from Nigeria. *AERC Research Paper*, No. 165. Nairobi: African Economic Research Consortium.
- Azariadis, C., Drazen, A. (1990). Threshold externalities in economic development. *The Quarterly Journal of Economics*, 105 (2), 501–526.
- Azman-Saini, W.N.W., Law, S. H., Ahmad, A. H.. (2010). FDI and economic growth: New evidence on the role of financial markets. *Economics Letters*, 107 (2), 211–213.
- Bahmani-Oskooee, M., Niroomand, F. (1999). Openness and economic growth: An empirical investigation. *Applied Economics Letters*, 6 (9), 557–561.
- Barro, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogeneous growth. *Journal of Political Economy*, 98 (5).
- Becker, G. S., Glaeser, E. L., Murphy, K. M. (1999). Population and economic growth. *The American Economic Review*, 89 (2), 145–149.
- Benassy–Quere, A., Fontagne, L., Lahreche–Revil, A. (2005). How does FDI react to corporate taxation? *International Tax and Public Finance*, 12, 583–603.
- Blonigen, B. A. (2005). A Review of the empirical literature on FDI determinants. *Atlantic Economic Journal*, 33, 383–403.
- Boamah, J., Adongo, F. A., Essieku, R., Lewis Jr., J. A. (2018). Financial depth, gross fixed capital formation and economic growth: Empirical analysis of 18 Asian economies. *International Journal of Scientific and Education Research*, 2 (4), 120–130.
- Boateng, A., Hua, X., Nisar, S., Wu, J. (2015). Examining the determinants of inward FDI: Evidence from Norway. *Economic Modelling*, 47, 118–127.
- Buckley, P. J., Clegg, L. J., Cross, A. R., Liu, X., Voss, H., Zheng, P. (2007). The determinants of Chinese outward foreign direct investment. *Journal of International Business Studies*, 38, 499–518.
- Carrol, C. D., Rhee B.-K., Rhee, C. (1994). Are there cultural effects on saving? Some cross-sectional evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, 109 (3), 685–699.

- Chakraborty, C., Nunnenkamp, P. (2008). Economic reforms, FDI and economic growth in India: A sector level analysis. *World Development*, 36 (7), 1192–1212.
- Chen, M. K. (2013). The effect of language on economic behavior: evidence from savings rates, health behaviors, and retirement assets. *The American Economic Review*, 103 (2), 690–731.
- Cleeve, E. (2008). How effective are fiscal incentives to attract FDI to sub-Saharan Africa? *The Journal of Developing Areas*, 42 (1), 135–153.
- Cobb, C. W., Douglas, P. H. (1928). The theory of production. *The American Economic Review*, 18 (1), 139–165.
- Crespo, N., Fontoura, M. P. (2007). Determinant factors of FDI spillovers – what do we really know? *World Development*, 35 (3), 410–425.
- Demana, B. A., Afesorgbor, S. K. (2020). The effect of FDI on environmental emissions: Evidence from meta-analysis. *Energy Policy*, 138.
- Dimand, R. W., Spencer B. J. (2008). Trevor swan and the neoclassical growth model. *NBER Working Paper*, No. 13950. Cambridge.
- Dudzevičiute, G., Šimelyte, A., Liučvaitiene, A. (2018). Government expenditure and economic growth in the European Union countries. *International Journal of Social Economics*, 45 (2).
- Dunning, J. H. (2009). Location and the multinational enterprise. *Journal of International Business Studies*, 40, 20–34.
- Durlauf, S. N., Kourtellos A., Minkin, A. (2001). The local Solow growth model. *European Economic Review*, 45 (4–6), 928–940.
- Fedderke, J. W., Romm, A. T. (2006). Growth impact and determinants of foreign direct investment into South Africa, 1956–2003. *Economic Modelling*, 23 (5), 738–760.
- Freytag, A., Voll, S. (2013). Institutions and savings in developing and emerging economies. *Public Choice*, 157 (3–4), 475–509.
- Goh, S. K., Wong, K. N. (2011). Malaysia`s outward FDI: The effects of market size and government policy. *Journal of Policy Modelling*, 33 (3), 497–510.
- Gokmen, O. (2021). The relationship between foreign direct investment and economic growth: A case of Turkey. *International Journal of Economics and Finance*, 13 (7), 85–97.
- Grossman, G. M., Krueger, A. B. (1994). Economic growth and the environment. *NBER Working paper series*, No. 4634, Cambridge.
- Guerrini, L. (2006). The Solow-Swan model with a bounded population growth rate. *Journal of Mathematical Economics*, 42 (1), 14–21.

- Honohan, P. (1992). Fiscal adjustments in Ireland in the 1980s. *The Economic and Social Review*, 23 (3), 285–314.
- Irish GDP up by 26,3% in 2015?* (2016). OECD. Kättesaadav: <https://www.oecd.org/sdd/na/Irish-GDP-up-in-2015-OECD.pdf>, 10. aprill 2022.
- Jafari, Y., Othman, J., Nor, A. H. S. M. (2012). Energy consumption, economic growth and environmental pollutants in Indonesia. *Journal of Policy Modelling*, 34 (6), 879–889.
- Kaldor, N. (1957). A Model of Economic Growth. *The Economic Journal*, 67, 591–624.
- Kallis, G., Kostakis, V., Lange, S., Muraca, B., Paulson, S., Schmelzer M. (2018). Research on degrowth. *Annual Review of Environment and Resources*, 43, 291–316.
- Karimi, M. S., Yusop, Z. (2009). FDI and economic growth in Malaysia. *Asian African Journal of Economics and Econometrics*, 9, 101–112.
- Keller, W., Yeaple, S. R. (2003). Multinomial enterprises, international trade and economic growth: firm level evidence from the United States. *NBER Working Paper*, No. 9504. Cambridge.
- Kinoshita, Y. (2001). R&D and technology spillovers through FDI: Innovation and absorptive capacity. *CEPR Discussion Papers*. No. 2775. London.
- Kirsanova, T., Sefton, J. (2007). A comparison of national saving rates in the UK, US and Italy. *European Economic Review*, 51 (8), 1998–2028.
- Klenow, P. J., Rodriguez-Clare A. (1997). Economic growth: A review essay. *Journal of Monetary Economics*, 40, 597–617.
- Kok, R., Acikgoz Ersoy, B. (2009) Analyses of FDI determinants in developing countries. *International Journal of Social Economics*, 36 (1–2), 105–123.
- Kokko, A. (1992). Foreign direct investment, host country characteristics, and spillovers. *EFI*. Stockholm.
- Kwiatkowski, D., Phillips, C. B., Schmidt, P., Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, 54 (1–3), 159–178.
- Landau, D. (1983). Government expenditure and economic growth: A cross-country study. *Southern Economic Journal*, 49 (3), 783–192.
- Lobo, A. P., Salvo, J. J. (1998). Resurgent Irish immigration to the US in the 1980s and early 1990s: A socio-demographic profile. *International Migration*, 36 (2), 257–280.
- Lucas, R. E. Jr. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22, 3–42.

- Lutz, W., Qiang, R. (2002). Determinants of human population growth. *Philos Trans R Soc Lond B Biol Sci*, 1425 (357).
- Mankiw, N. G., Romer, D., Weil, D. N. (1990). A contribution to the empirics of economic growth. *NBER Working papers series*, No. 3541, Cambridge.
- Marica, S., Piras, R. (2018). The relationship between government spending and growth: A survey. *Rivista Internazionale Di Scienze Sociali*, 126 (2), 123–151.
- Nistor, P. (2014). FDI and economic growth, the case of Romania. *Procedia Economics and Finance*, 15, 577–582.
- Nonneman, W., Vanhoudt, P. (1996). A further augmentation of the Solow model and the empirics of economic growth for OECD countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 111 (3), 943–953.
- Pegkas, P. (2015). The impact of FDI on economic growth in Eurozone countries. *The Journal of Economic Asymmetries*, 12 (2), 124–132.
- Popescu, G. H. (2014). FDI and economic growth in Central and Eastern Europe. *Sustainability*, 6, 8149–8163.
- Priisalu, M. (2022). *Bakalaureusetöö andmed*. Kättesaadav: https://docs.google.com/spreadsheets/d/1Ozu8S5nMB_2GQPn3G45ObGGIWAAdXgYz34pww0b3RgE/edit?usp=sharing.
- Purdue, D., Huang, H. (2016). Irish exports: The facts, the fiction, the risks. *Dublin: National Treasury Management Agency*.
- Rauch, J. E. (1991). Productivity gains from geographic concentration of human capital: Evidence from the cities. *NBER Working papers series*, No. 3905, Cambridge.
- Romer, P. M. (1986). The origins of endogenous growth. *Journal of Economic Perspectives*, 8 (1), 3–22.
- Siklar, I., Kocaman, M. (2018). FDI and macroeconomics stability: The Turkish case. *European Financial and Accounting Journal*, 1, 19–40.
- Smulders, S. (1995). Entropy, environment, and endogenous economic growth. *International Tax and Public Finance*, 2, 319–340.
- Szkorupova, Z. (2014). A casual relationship between foreign direct investment, economic growth and export for Slovakia. *Procedia Economics and Finance*, 15, 123–128.
- Temple, J. (1999). A positive effect of human capital on growth. *Economics Letters*, 65 (1), 131–134.
- Topple, C., Donovan, J. D., Masli, E. K., Borgert, T. (2017). Corporate Sustainability assessments: MNE engagement with sustainable development and the SDGs. *Transnational Corporations*, 24 (3), 61–72.

- Trade and investment under COVID-19*. (2021). UNCTAD. Kättesaadav: https://unctad.org/system/files/official-document/osginf2021d1_en.pdf, 10. aprill 2022.
- Wang, M. (2009). Manufacturing FDI and economic growth: evidence from Asian economies. *Applied Economics*, 41 (8), 991–1002.
- Worldbank. (2022a). *Foreign direct investment, net inflows (BoP, current US\$)* [Online]. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/indicator/BX.KLT.DINV.CD.WD>, 5. aprill 2022.
- Worldbank. (2022b). *Gross fixed capital formation (current US\$)* [Online]. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/indicator/NE.GDI.FTOT.CD>, 5. aprill 2022.
- Worldbank. (2022c). *Trade (% of GDP)* [Online]. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/indicator/NE.TRD.GNFS.ZS>, 5. aprill 2022.
- Worldbank. (2022d). *Population growth (annual %)* [Online]. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/indicator/SP.POP.GROW5>, 5. aprill 2022.
- Worldbank. (2022e). *GDP growth (annual %)* [Online]. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG>, 5. aprill 2022.
- Worldbank. (2022f). *General government final consumption expenditure (% of GDP)* [Online]. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/indicator/NE.CON.GOVV.ZS>, 5. aprill 2022.
- Worldbank. (2022g). *GDP deflator (base year varies by country)* [Online]. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.DEFL.ZS>, 5. aprill 2022.
- Yanikkaya, H. (2003). Trade openness and economic growth: A cross-country empirical investigation. *Journal of Development Economics*, 72 (1), 57–89.

LISAD

Lisa 1. SKP kasvumäära KPSS testi tulemus

KPSS test for SKP

T = 50

Lag truncation parameter = 3

Test statistic = 0.100459

	10%	5%	1%
Critical values:	0.351	0.462	0.724

P-value > .10

Allikas: Autori koostatud vabavaraprogrammis *Gretl*

Lisa 2. Muutuja VOI KPSS testide tulemused

KPSS test for korrigeeritud_voi

T = 50

Lag truncation parameter = 3

Test statistic = 0.71432

	10%	5%	1%
Critical values:	0.351	0.462	0.724
Interpolated p-value	0.012		

KPSS test for VOI

T = 50

Lag truncation parameter = 3

Test statistic = 0.0384244

	10%	5%	1%
Critical values:	0.351	0.462	0.724
P-value	> .10		

Allikas: autori koostatud vabavaraprogrammis *Gretl*

Lisa 3. Muutuja VALITSUS KPSS testide tulemused

KPSS test for valitsus

T = 50

Lag truncation parameter = 3

Test statistic = 0.735164

	10%	5%	1%
Critical values:	0.351	0.462	0.724
P-value < .01			

KPSS test for l_valitsus

T = 50

Lag truncation parameter = 3

Test statistic = 0.738911

	10%	5%	1%
Critical values:	0.351	0.462	0.724
P-value < .01			

KPSS test for VALITSUS

T = 50

Lag truncation parameter = 3

Test statistic = 0.188135

	10%	5%	1%
Critical values:	0.351	0.462	0.724
P-value > .10			

Allikas: autori koostatud vabavaraprogrammis *Gretl*

Lisa 4. Muutuja KKP KPSS testide tulemused

KPSS test for korrigeeritud_kkp

T = 50

Lag truncation parameter = 3

Test statistic = 0.979194

 10% 5% 1%
Critical values: 0.351 0.462 0.724
P-value < .01

KPSS test for l_korrigeeritud_kkp

T = 50

Lag truncation parameter = 3

Test statistic = 1.1346

 10% 5% 1%
Critical values: 0.351 0.462 0.724
P-value < .01

KPSS test for KKP

T = 50

Lag truncation parameter = 3

Test statistic = 0.164198

 10% 5% 1%
Critical values: 0.351 0.462 0.724
P-value > .10

Allikas: autori koostatud vabavaraprogrammis *Gretl*

Lisa 5. Muutuja AVATUS KPSS testide tulemused

KPSS test for openness

T = 50

Lag truncation parameter = 3

Test statistic = 1.27292

	10%	5%	1%
Critical values:	0.351	0.462	0.724
P-value <	.01		

KPSS test for AVATUS

T = 50

Lag truncation parameter = 3

Test statistic = 0.163772

	10%	5%	1%
Critical values:	0.351	0.462	0.724
P-value >	.10		

Allikas: Autori koostatud vabavaraprogrammis *Gretl*

Lisa 6. Muutuja POP KPSS testide tulemused

KPSS test for POP

T = 50

Lag truncation parameter = 3

Test statistic = 0.157446

	10%	5%	1%
Critical values:	0.351	0.462	0.724
P-value >	.10		

Allikas: Autori koostatud vabavaraprogrammis *Gretl*

Lisa 7. Esialgne mudel

Model 4: OLS, using observations 1971-2020 (T = 50)

Dependent variable: SKP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	2.77693	0.839011	3.310	0.0019	***
d_1_KKP	9.25229	2.68587	3.445	0.0013	***
POP	1.54236	0.693022	2.226	0.0312	**
d_VOI	3.63002e-11	1.40723e-11	2.580	0.0133	**
d_1_VALITSUS	-42.7704	9.34678	-4.576	<0.0001	***
d_AVATUS	-0.0229178	0.0517041	-0.4432	0.6598	
Mean dependent var	5.013182	S.D. dependent var		4.514814	
Sum squared resid	389.1980	S.E. of regression		2.974123	
R-squared	0.610332	Adjusted R-squared		0.566052	
F(5, 44)	13.78333	P-value(F)		4.14e-08	
Log-likelihood	-122.2486	Akaike criterion		256.4971	
Schwarz criterion	267.9692	Hannan-Quinn		260.8658	
rho	0.356170	Durbin-Watson		1.281029	

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 42) = 3.43923$

with p-value = $P(F(2, 42) > 3.43923) = 0.0413778$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 19.9952

with p-value = $P(\text{Chi-square}(20) > 19.9952) = 0.458232$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 2.51265

with p-value = 0.284698

LM test for autocorrelation up to order 1 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 6.40116

with p-value = $P(F(1, 43) > 6.40116) = 0.0151486$

Allikas: Autori koostatud vabavaraprogrammis *Gretl*

Lisa 8. Kriise hõlmav mudel

Model 3: OLS, using observations 1971-2020 (T = 50)

Dependent variable: SKP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	2.87170	0.808503	3.552	0.0010	***
FIN_K	-4.81448	1.96029	-2.456	0.0183	**
d_1_KKP	6.68254	2.76667	2.415	0.0201	**
POP	1.63803	0.655384	2.499	0.0164	**
d_VOI	3.08454e-11	1.38355e-11	2.229	0.0312	**
d_1_VALITSUS	-41.5359	9.13466	-4.547	<0.0001	***
COVID	3.13000	3.11939	1.003	0.3214	
d_AVATUS	0.0276967	0.0523271	0.5293	0.5994	
Mean dependent var	5.013182	S.D. dependent var		4.514814	
Sum squared resid	330.9066	S.E. of regression		2.806907	
R-squared	0.668694	Adjusted R-squared		0.613476	
F(7, 42)	12.11014	P-value(F)		2.41e-08	
Log-likelihood	-118.1923	Akaike criterion		252.3845	
Schwarz criterion	267.6807	Hannan-Quinn		258.2094	
rho	0.227547	Durbin-Watson		1.544818	

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 40) = 2.58668$

with p-value = $P(F(2, 40) > 2.58668) = 0.0878119$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: $LM = 27.4284$

with p-value = $P(\text{Chi-square}(26) > 27.4284) = 0.387143$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 2.35901$

with p-value = 0.307432

LM test for autocorrelation up to order 1 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: $LMF = 2.46213$

with p-value = $P(F(1, 41) > 2.46213) = 0.124307$

Allikas: Autori koostatud vabavaraprogrammis *Gretl*

Lisa 9. Esialgne mudel, muutuja d_AVATUS välja jäetud

Model 6: OLS, using observations 1971-2020 (T = 50)

Dependent variable: SKP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	2.74418	0.828256	3.313	0.0018	***
d_1_KKP	9.25870	2.66175	3.478	0.0011	***
POP	1.50688	0.682211	2.209	0.0323	**
d_VOI	3.82707e-11	1.32319e-11	2.892	0.0059	***
d_1_VALITSUS	-41.3024	8.66201	-4.768	<0.0001	***
Mean dependent var	5.013182	S.D. dependent var	4.514814		
Sum squared resid	390.9358	S.E. of regression	2.947450		
R-squared	0.608592	Adjusted R-squared	0.573800		
F(4, 45)	17.49240	P-value(F)	1.00e-08		
Log-likelihood	-122.3599	Akaike criterion	254.7199		
Schwarz criterion	264.2800	Hannan-Quinn	258.3604		
rho	0.336634	Durbin-Watson	1.318708		

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 43) = 3.14664$

with p-value = $P(F(2, 43) > 3.14664) = 0.0530441$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 9.76422

with p-value = $P(\text{Chi-square}(14) > 9.76422) = 0.779211$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 2.27304

with p-value = 0.320933

LM test for autocorrelation up to order 1 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 5.78104

with p-value = $P(F(1, 44) > 5.78104) = 0.0204762$

Allikas: Autori koostatud vabavaraprogrammis *Gretl*

Lisa 10. Kriise hõlmav mudel, muutuja d_AVATUS välja jäetud

Model 5: OLS, using observations 1971-2020 (T = 50)

Dependent variable: SKP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	2.89429	0.800590	3.615	0.0008	***
FIN_K	-4.45343	1.82234	-2.444	0.0187	**
d_1_KKP	6.87282	2.72016	2.527	0.0153	**
POP	1.66943	0.647207	2.579	0.0134	**
d_VOI	2.90420e-11	1.32967e-11	2.184	0.0345	**
d_1_VALITSUS	-43.2412	8.47582	-5.102	<0.0001	***
COVID	3.00938	3.08490	0.9755	0.3348	

Mean dependent var	5.013182	S.D. dependent var	4.514814
Sum squared resid	333.1139	S.E. of regression	2.783314
R-squared	0.666484	Adjusted R-squared	0.619947
F(6, 43)	14.32155	P-value(F)	6.86e-09
Log-likelihood	-118.3585	Akaike criterion	250.7169
Schwarz criterion	264.1011	Hannan-Quinn	255.8137
rho	0.264000	Durbin-Watson	1.471827

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 41) = 2.71936$

with p-value = $P(F(2, 41) > 2.71936) = 0.0778079$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: $LM = 21.2541$

with p-value = $P(\text{Chi-square}(20) > 21.2541) = 0.382316$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 2.48663$

with p-value = 0.288427

LM test for autocorrelation up to order 1 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: $LMF = 3.37539$

with p-value = $P(F(1, 42) > 3.37539) = 0.0732593$

Allikas: Autori koostatud vabavaraprogrammis *Gretl*

Lisa 11. Kriise hõlmav mudel, muutujad d_AVATUS ja COVID välja jäetud

Model 7: OLS, using observations 1971-2020 (T = 50)

Dependent variable: SKP

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	3.02263	0.789272	3.830	0.0004	***
FIN_K	-4.62799	1.81253	-2.553	0.0142	**
d_1_KKP	6.66251	2.71011	2.458	0.0180	**
POP	1.63249	0.645743	2.528	0.0151	**
d_VOI	3.29924e-11	1.26581e-11	2.606	0.0124	**
d_1_VALITSUS	-41.0763	8.17562	-5.024	<0.0001	***
Mean dependent var	5.013182	S.D. dependent var		4.514814	
Sum squared resid	340.4860	S.E. of regression		2.781783	
R-squared	0.659103	Adjusted R-squared		0.620364	
F(5, 44)	17.01423	P-value(F)		2.44e-09	
Log-likelihood	-118.9057	Akaike criterion		249.8114	
Schwarz criterion	261.2835	Hannan-Quinn		254.1801	
rho	0.264501	Durbin-Watson		1.462244	

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 42) = 2.91705$

with p-value = $P(F(2, 42) > 2.91705) = 0.0651247$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: LM = 14.0669

with p-value = $P(\text{Chi-square}(18) > 14.0669) = 0.724717$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 2.85748

with p-value = 0.239611

LM test for autocorrelation up to order 1 -

Null hypothesis: no autocorrelation

Test statistic: LMF = 3.38046

with p-value = $P(F(1, 43) > 3.38046) = 0.0728867$

Allikas: Autori koostatud vabavaraprogrammis *Gretl*

Lisa 12. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Marit Priisalu

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose "Välismaiste otseinvesteeringute mõju majanduskasvule Iirimaa 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.

12.05.2022

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