

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL

Majandusteaduskond

Karl Kivistik

**KUZNETSI KESKKONNAKÕVER VÄÄVELDIOKSIIDI
EMISSIOONIDE NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Heili Hein, MA

Tallinn 2022

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele selle koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks.

Töö pikkuseks on 6399 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Karl Kivistik

(kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	4
SISSEJUHATUS	5
1. Kuznetsi keskkonnakõver.....	7
1.1. Kuznetsi keskkonnakõvera olemus	7
1.2. Keskkonnasaaste tegurid ja mõjutajad	9
1.3. Varasemate empiiriliste uuringute ülevaade.....	11
2. Kuznetsi keskkonnakõvera empiiriline analüüs	17
2.1. Ülevaade kasutatavatest andmetest ning analüüsimeetoditest	17
2.1.1 Andmete valik	17
2.1.2 Analüüsi meetodika.....	21
3. Empiiriline analüüs.....	25
3.1 Andmeanalüüsi mudel	25
3.2 Andmeanalüüsi järelused.....	29
KOKKUVÕTE	31
SUMMARY	33
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU	34
LISAD	37
Lisa 1. Ühendatud vähimruutude meetodi mudel.....	37
Lisa 2. Kasutatud andmed	39
Lisa 3. Kahesuunaline standardvigadega korrigeeritud fikseeritud efektiga mudel.....	40
Lisa 4. Lõplik kahesuunaline standardvigadega korrigeeritud mudel	42
Lisa 5. Lihtlitsents	44

LÜHIKOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on hinnata Kuznetsi keskkonnakõvera hüpoteesi tõlevastavust riikide vääveldioksiidi emissioonide ning nende sissetulekutaseme vahelise seose uurimise läbi. Eesmärgi täitmiseks uuris autor varasemat kirjandust ning andis ülevaate Kuznetsi keskkonnakõvera olemusest ja taustast, põhilistest keskkonnasaaste tegurite mõõdikutest ning varasemate empiiriliste uuringute tulemustest ja põhilisest kriitikast.

Kuznetsi keskkonnakõvera hüpoteesi uurimiseks koostas autor töö teises pooles ökonomeetrilise analüüsi. Antud analüüsis oli 33 OECD riiki, perioodil 1997 kuni 2014. Andmete modelleerimisel kasutati kõigepealt ühendatud vähimruutude mudelit, siis juhusliku efektiga mudelit ning kõige mõjusamaks mudeliks oli kahesuunaline standardvigadega korrigeeritud fikseeritud efektiga mudel. Antud mudelis oli sõltuvaks muutujaks vääveldioksiidi emissioonid ning sõltumatuteks muutujateks: SKP *per capita*, selle ruut, kogu energiatarbimine inimese kohta ning taastuvenergia tarbimise osakaal kogu energia tarbimisest.

Ökonomeetrilise analüüsi käigus leiti, et SKP *per capita*, selle ruut ja taastuvenergia tarbimine ei ole statistiliselt olulised, seega antud tegurid pole piisavalt mõjusad, et kirjeldada vääveldioksiidide muutumist. Statistiliselt oluline muutuja oli koguenergiatarbimine, mille suurenedes kasvavad ka vääveldioksiidi emissioonid, antud leid on ka kooskõlas varasema empiirilise kirjandusega. Uurides antud teemat rohkem süvitsi, tuleks keskenduda pikematele aegridadele kasutades keerukamaid modelleerimismeetodeid.

Võtmesõnad: Kuznetsi keskkonnakõver, vääveldioksiid, emissioonid

SISSEJUHATUS

Jätkusuutlik areng on inimeste teadlikkuse suurenedes muutunud aktuaalseks teemaks nii teadlaste kui ka poliitikute jaoks. Ülemaailmne keskkonnakvaliteedi halvenemine on pannud avalikkuse muret tundma säästva arengu osas. Teadlased ja poliitikud on teinud ühiseid jõupingutusi antud teema selgemaks mõistmiseks ning majandustegevusest tuleneva saaste vähendamiseks, rakendades üldistele piirangutele ja kontrollmehhanismidele lisaks ka fiskaalseid piiranguid, näiteks ökoloogilist maksureformi.

Kavandatava bakalaureusetöö autor uurib Kuznetzi keskkonnakõvera, et välja selgitada, kuidas on vääveldioksiidi (SO_2) emissioonide tase seotud riikide majandusliku arenguga. Kuznetzi keskkonnakõvera hüpoteesi kohaselt on erinevate saasteainete ja riigi SKP *per capita* vahel ümberpööratud U-kujuline seos. Teoreetilises kirjanduses on läbivaks seoseks keskkonna kvaliteedi halvenemine majandusarengu kasvustaadiumis ning keskkonnasaaste vähenemine hilisemas faasis.

Töö eesmärgiks on hinnata Kuznetzi keskkonnakõvera hüpoteesi tõele vastavust riikide vääveldioksiidi emissioonide ning nende sissetulekutaseme vahelise seose uurimise läbi. Töö eesmärgi saavutamiseks püstitatakse kaks uurimisküsimust:

- Kas ja kuidas on seotud sissetulekutasega keskkonnasaastega?
- Kas sissetulekutaseme kasvades hakkab keskkonnasaaste vähenema ning millal?

Antud uurimistöös püstitatud eesmärgi lahendamiseks ning uurimisküsimustele vastamiseks kasutatakse kvantitatiivseid meetodeid. Töö andmeanalüüsi etapis luuakse regressioonimudel, kus sõltuvaks muutujaks on keskkonnasaaste ehk antud uurimistöös vääveldioksiidi emissioonid ehk SO_2 ning sõltumatutueks muutujateks SKP *per capita*, selle ruut, kogu energiatarbimine ja taastuvenergia tarbimise osakaal kogu energiatarbimisest. Valimisse arvatakse 33 OECD riiki, perioodil 1997 kuni 2014.

Uurimistöös esimeses peatükis tutvustatakse Kuznetzi keskkonnakõvera hüpoteesi ning tehakse ülevaade varasematest empiirilistest uuringutest. Uurimistöös teises peatükis luuakse regressioonimudel paneelandmete modelemiseks. Antud mudelit analüüsitakse ja tõlgendatakse ning leitakse vastused püstitatud uurimisküsimustele.

1. Kuznetsi keskkonnakõver

Antud uurimistöös esimeses peaktüki esimeses alapeatükis antakse ülevaade Kuznets'i keskkonna kõvera olemusest ja peamistest keskkonnasaaste teguritest ning nende olulisusest. Teises alapeatükis antakse ülevaade varasematest empiirilistest uuringutest, analüüsides antud uuringutes kasutatud andmeanalüüsi meetodeid, saadud tulemusi ja tehtud järeldusi.

1.1. Kuznetsi keskkonnakõvera olemus

EKC hüpoteesi sätestab, et keskkonnaprobleeme, mis on enamasti tingitud majandusarengust, on võimalik vältida piisava majanduskasvuga nii arenevates kui ka arenenud riikides (Caviglia-Harris *et al.* 2009). Keskkonnakaitsjad väidavad, et majanduskasv on keskkonda laastanud eriti arenenud riikides, suurema energianõudluse tõttu. Samas majandusteadlased leiavad, et keskkonnaprobleeme on võimalik pikas perspektiivis automaatselt lahendada piisava majanduskasvuga, isegi siis kui see algul kahjustab keskkonda. Seega seos keskkonnamuutuste ja majanduskasvu vahel on itrigeeriv, sest leitakse, et probleemi algne süüdlane on samas ka probleemi lahendus (Muhammad *et al.* 2011).

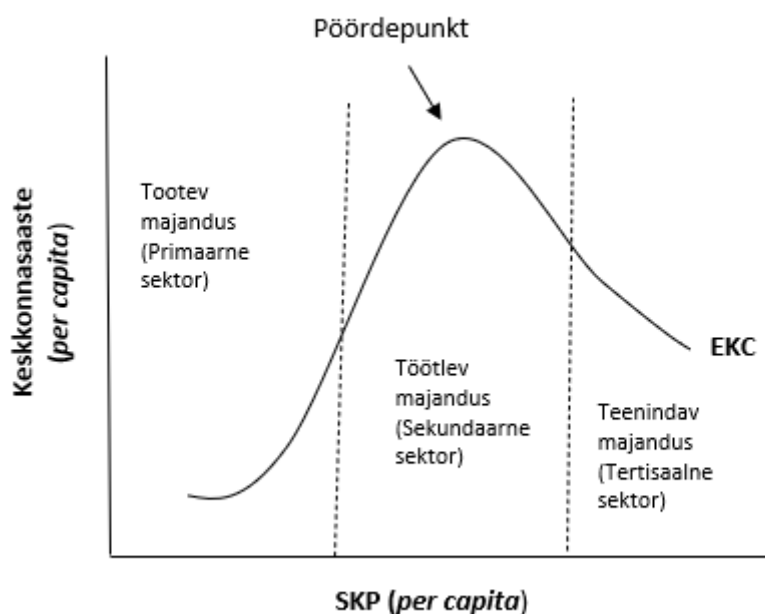
Kuznets'i keskkonnakõver (edaspidi EKC) on saanud oma nimetuse majandusteadlase Simon Kuznetsi järgi (1955) (Stern 2004). Märkimisväärselt suur osa empiirilisest kirjandusest on väitnud, et keskkonnasaaste ja kahju keskkonnale hakkab vähenema, kui SKP *per capita* ületab mingi kindla lävendi. Antud suhet kirjeldatakse kui ümberpööratud U-kujuline kõver, kus SKP *per capita* on sõltumatu muutuja X-teljel ning saastetase või keskkonnakahju on sõltuv muutuja Y-teljel (Raymond 2004). Antud suhet hakati kutsuda Kuznets'i keskkonnakõveraks (EKC), sest varasemalt Kuznets leidis, et sissetulekute ebavõrdsus kõigepealt kasvab ning siis hakkab langema, kui majanduskasv hoogustub, ehk sissetulekute ebavõrdsus ja sissetulekutase elaniku kohta on ümberpööratud U-kujulise seosega. (Stern 2004). Seega keskkonnasaaste ja SKP *per capita* suhe peegeldab otseselt majandusteadlase Simon Kuznetsi leidu (Raymond 2004).

EKC hüpoteesi kohaselt on erinevate keskkonnasaaste näitajate ja SKP *per capita* vahel tagurpidi-U-kujuline seos. Majanduskasvu alguses ehk varases staadiumis keskkonnasaaste hulk kasvab, kuid ületades teatud SKP *per capita* näitaja, trend pöördub. Kõrge sissetulekutaseme juures majanduskasv toob kaasa keskkonna saaste vähenemise ja keskkonna parenemise. Antud

süsteematilist suhet sissetulekute muutuse ja keskkonna kvaliteedi vahel nimetatakse Kuznets'i keskkonnakõveraks (EKC) (Dogan & Turkekul 2015). Lähtudes antud leidudest, siis tihti pakutakse, et parim keskkonnapoliitiline lahendus tagamaks jätkusuutliku arengu ning keskkonnasaaste vähendamise on julgustada ja kiirendada riikide majanduskasvu (Raymond 2004).

EKC kontseptsioon tekkis 1990. aastate alguses, kui Grossman ja Krueger (1991) uurisid Põhja Ameerika Vabakaubanduse Lepingu (NAFTA – North American Free Trade Agreement) mõju keskkonnale. Antud uurimistöös uuriti õhu kvaliteedi ja majanduskasvu vahelist seost 42 riigis. Grossman ja Krueger leidsid, et kahe saasteaine – vääveldioksiidi ja süsihappegaasi – kontsentratsioon õhus tõuseb, vaadeldes riike, kus on madal SKP *per capita* ning kahaneb, kui vaatluse all on kõrgema sissetulekutasemega riigid. Antud valimi põhjal järeldati, et antud saastetegurite ja SKP *per capita* vahel on tagurpidi U-kujuline seos (Grossman & Krueger 1991).

Loogika EKC toimimise kohta on mõneti huvitav. Industrialiseerimise esimeses etapis keskkonna saastetase kasvab kiirelt (joonis 1.1), sest prioriteet on suurendada sisemajanduse toodangut ning inividid on rohkem huvitatud töö tegemisest ja sissetulekust, kui puhtast veest ja õhust (Dasgupta *et al.* 2002).



Joonis 1.1. Kuznetsi Keskkonnaköver (EKC).

Allikas: Autori koostatud Kaika & Zervas (2013) põhjal.

Kiire kasv toob vältimatult kaasa suurema looduslike ressursside kasutamise ja saasteainete hulga, mis omakorda suurendab mõju keskkonnale (joonis 1.1). Indiviidide elatustase on liiga madal, et tulla toime kiire majanduskasvuga ja maksta keskkonnasaaste vähendamise eest. Industrialiseerimise hilisemas etapis, kui sissetulekud kasvavad, hakkavad inimesed rohkem keskkonda hindama ning regulatiivsed institutsioonid muutuvad tõhusamaks ja keskkonna saastetase väheneb (joonis 1.1). EKC võtab kokku mõned olulisemad aspektid indiviidide kollektiivses käitumises kahemõõtmelises ruumis (S. Dinda 2004).

1.2. Keskkonnasaaste tegurid ja mõjutajad

Enamikes empiirilistes uuringutes on saastemõõdikuks üks alljärgnevatest kategooriatest:

- 1) Saasteemissioonide hulk;
- 2) Saaste kontsentratsioon õhus.

Antud muutujaid kasutatakse vaheldumisi, aga need peegeldavad erinevaid aspekte keskkonnasaaste kohta. Emissioonid ehk heitmete hulk, kujutavad endas aktiivse

majandustegevuse saastehulka, võtmata arvesse konkreetse ala suurust, kuhu need saasteained emiteeruvad. Konsentratsioonid mõõdavad saasteainete kogust pindala või ruumalaühiku kohta, võtmata arvesse, mis neid tekitas. Nii emissioonid kui ka konsentratsioonid ei mõõda eraldiseisvalt kõiki keskkonnasaaste aspekte. Seega tuleks võtta arvesse nende kahe meetme omapärasid ning vastavalt sellele ka andmeanalüüsi mudeli tulemusi tõlgendada (Kaufmann *et al* 1998).

Emissioonid on seotud praeguse majandustegevuse tasemega, seega need mõõdavad majandustegevuse potentsiaalseid kahjusid keskkonnale ja ka indiviidi tervisele. Rõhk on sõnal potentsiaalsed, sest emissioonid ei ole otseselt korrelatsioonis keskkonnasaastega. Nende mõju sõltub mitmetest teguritest – näiteks ruumi suurus, kuhu need emiteeruvad. *Ceteris paribus*, 100 tonni väävli emiteeritud Hiina poolt on väiksema mõjuga sealsele keskkonnale, kui 100 tonni väävli emiteeritud Luksemburgi poolt (Kaufmann *et al* 1998).

Kasutades konsentratsiooni õhus peaks antud probleemi lahendama, kuid saastetegurite konsentratsioon atmosfääris omab teisi puudusi. Konsentratsioon atmosfääris ei pruugi olla korrelatsioonis keskkonna saastatusega, sest otsene seos konsentratsiooni ja kokkupuute ala vahel võib puududa (Kaufmann *et al* 1998). Konsentratsioonid ei pruugi olla otseselt seotud majandustegevusest tingitud keskkonna halvenemisega, kuna saasteained võivad olla pärit varasemast ajast või ilmnunud mõne lagunemise protsessi käigus. Seega saasteainete konsentratsioon õhus varieerub ajas ja ruumis (Kaufmann *et al* 1998). Sellest tulenevalt kasutatakse antud töö andmeanalüüsi läbiviimiseks saasteainete emissioone (Kaufmann *et al* 1998).

Andmete usaldusväärsus on nii emissioonide kui ka konsentratsioonides lõikes erinev. Üldjuhul on konsentratsioonide andmed täpsemad kui heiteandmed. Konsentratsioonide andmed saadakse tavalise füüsikalise mõõtmise abil, seega nende täpsus sõltub mõõteseadmete töökindlusest, mis on üldjuhul üsna täpsed. Emissioonide andmed saadakse enamasti arvutuste teel, rakendades majandusnäitajatele koefitsente, millega tuletatakse emissioonide kogused. Antud meetodi tõttu võivad olla emissioonide näidud ebausaldusväärsed ning seda eriti arengumaades. Näiteks vääveldioksiidi emissioonide kogus leitakse kasutatava kivisöe koguse ja kivisöe kvaliteedi järgi. Antud viisil leitud emissioonide kogus võib olla ebatäpne ning seega on analüütikud sunnitud tegema olulisi lihtsustavaid oletusi. Näiteks Panyataou (1993) arvutas vääveldioksiidi emissioonide koguse eeldusel, et nii arenendus kui ka arengumaades on sarnane väävlisisaldus kivisöes ning sama tehnoloogiline varustus (Kaufmann *et al* 1998).

Varasemad empiirilised uuringud EKC kohta kasutavad reaalselt SKP *per capita* näitajat sissetuleku mõõtmiseks. Antud parameetrit kasutatakse laialdaselt ka teistes ökonomeetrilistes analüüsides, kuid SKP *per capita* on ainuke mõõdik, mille kasutamisel on esindatud tohutud muutused, mis kaasnevad sissetulekute tõusu või langusega. Antud lähenemine põhineb eeldusel, et hetk, millal riigid töötavad välja poliitika liigse saaste vähendamiseks sõltub tehnoloogia arengust, avalikkuse survest ning narratiivist. Need kõik tegurid on korrelatsioonis sissetulekute kasvuga (Stern 2004).

Lisaks sissetulekute ja keskkonnasaaste vahelisele suhtele on hakatud järjest rohkem uurima ka energia, keskkonna ja sissetulekute vahelise seose kohta (Bölük & Mert 2014). Energia kasutamine ei ole põhisisend mitte ainult tootmiseks, vaid ka tarbimiseks. Energia on majanduskasvu üks aluseid. Uurides keskkonna, majanduskasvu ja energia vahelist seost, aitab kaasa kasvavale kirjandusele, sest mõlema muutuja kasutamine annab võimaluse võrrelda kahte EKC haru (Özokcu & Özdemir 2017). Shahbaz *et al.* (2013) väitsid, et energiasuurendamine on üks suurimaid võimalikest süsinikdioksiidi heitgaaside põhjuseid mitmetes Aafrika riikides. Nende tulemused kinnitavad põhjuslikku seost *per capita* sissetulekute ja süsiniku emissioonide vahel ning kui energia intensiivsus suurendab majanduskasvu, mis omakorda suurendab süsiniku kontsentratsiooni atmosfääris, siis kinnitab see energia-EKC hüpoteesi (Zaman *et al.* 2016).

1.3. Varasemate empiiriliste uuringute ülevaade

EKC uurimise tulemused on näidanud, et majanduskasv võib endaga kaasa tuua keskkonnaseisundi paranemise, kui rakendatakse vastavaid poliitikaid. Sissetulekute kasv soodustab efektiivse keskkonnapoliitika rakendamist (Dinda 2004). Ilmselge on, et enne vastava poliitika rakendamist on tähtis mõista majanduskasvu ja keskkonnakvaliteedi vahelist seost ja olemust (Coondoo & Dinda, 2002). Seega on tähtsal kohal küsimus: kas majanduskasv võib olla pigem keskkonnaprobleemide lahendus kui algne põhjus? Antud küsimus on olnud EKC empiiriliste uuringute peamine alus, mille vastamiseks otsitakse seoseid sissetulekute ja keskkonnaseisundi halvenemise vahel. Alates 1990. aastast hakati EKC hüpoteesi ulatuslikult uurima, testides seda mitmete saasteainete suhtes (Dinda 2004). Pärast Grossmani ja Kruegeri (1991) mõjukat artiklit on mitmed teadlased uurinud EKC hüpoteesi erinevates riikides ja piirkondades, kasutades mitmesuguseid meetodikaid. (Alkhars *et al.* 2022).

Mitmed empiirilised uuringud, mis kasutasid suuri valimeid, leidsid kinnitust EKC olemasolule, Shafik ja Bandyopadhyay (1992) 149 riigis; Panayotou (1993) 68 riigis; Stern ja Common (2001) 73 riigis; York *et al.* (2003) 142 riigis; Ben Jebli *et al.* (2013) 25 OECD riigis; Zaman ja Abd-el Moemen (2017) 90 riigis; Haseeb *et al.* (2019) Brasiilia, Venemaa, India, Hiina ja Lõuna Aafrika riikides; Alshubiri ja Elheddad (2019) 32 OECD riigis; Doan ja Inglesi_lotz (2020) 7 Euroopa Liidu riigis; Kong ja Khan (2019) 14 arenenud ja 15 arenevates riikides. Teisalt, mitmed suure valimiga uuringud leidsid vastupidist ja ei kinnitatud EKC teooriat, Gangadharan ja Valenzuela (2001) 51 riigis; Acaravci ja Ozturk (2010) 19 Euroopa Liidu riigis; Antonakakis *et al.* (2017) 106 riigis; Cai *et al.* (2018) G-7 majandustes; Hu *et al.* (2018) 25 arenevas riigis. (Jebli *et al.* 2022).

Lisaks on mitmeid empiirilisi töid, kus osade piirkondade kohta kehtib EKC hüpotees ja teistel jälle mitte. Lee *et al.* (2010) leidsid, et esineb taguripidi-U-kujuline seos majanduskasvu ja saaste vahel Ameerikas ja Euroopas, kuid mitte Aafrikas, Aasias ja Okeaanias. Sarnaselt, Akadiri *et al.* (2021) järeldasid, et EKC hüpotees kehtib Brasiilias, Venemaal, Indias, Hiinas ja Lõuna-Aafrikas, aga ainult pikas perspektiivis. Mõningad uuemad empiirilised uuringud testisid EKC hüpoteesi kasutades detailsemaid ja kaasavamaid mõõdikuid, nagu Al-Mulali *et al.* (2015), Ozturk *et al.* (2016) ning Ulucak ja Bilgili (2018), kes kasutasid ökoloogilist jalajälge; Bimonte ja Stabile (2017) uurisid maakasutuse ja sissetulekute vahelist seost lähtudes EKC teooriast; Mehmood ja Tariq (2020) leidsid U-kujulise seose globaliseerumise ja süsinikdioksiidi vahel 8 Lõuna-Aafrika riigis. Wang *et al.* (2020) testisid EKC paikapidavust urbaniseerumise ja õhusaaste vahel. (Jebli *et al.* 2022). Varasemad empiirilised uuringud erinevad nii mudeli parameetrite, ajavahemiku, selgitavate muutujate kui EKC kuju alusel. Seetõttu võivad mõned uuringud leida toetust EKC hüpoteesile, teised aga mitte (Alkhars *et al.* 2022).

Stern (2004) järeldas, et tõendeid on liiga vähe kinnitamaks lihtsa taguripidi-U-kujulise graafiku olemasolu, mida riigid järgivad sissetuleku kasvades. Võib esineda taguripidi-U-kujuline seos mõne saasteaine ja sissetulekute vahel linnakeskkonnas, kuid seda tuleks rangemalt testida aegridade või paneelandmete meetodil. Paljude saasteainete emissioonide kogused ühe toodanguühiku kohta on aja jooksul arenenud riikides vähenenud, tänu rangematele keskkonnanäeskirjadele ja tehnoloogilisele innovatsioonile. Kuid segu saasteainetest on muutunud, väävel- ja lämmastikdioksiididele lisaks tekib nüüd rohkem süsinikdioksiidi ja tahkeid jäätmeid, seega üldine saastatuse tase on endiselt kõrge ning *per capita* saaste ei pruugi olla vähenenud (Stern 2004).

Uurides varasemaid teoreetilisi ja empiirilisi töid EKC kohta, leidsid Copeland ja Taylor (2004), et lihtsa ja prognoositava seose olemasolu saastatuse ja SKP *per capita* vahel on pigem ebatõenäoline (Stern 2004). Dinda (2004) uuris EKC varasemat kirjandust ning järeldas, et paljud varasemad tööd on seadnud EKC hüpoteesi paikapidavuse kahtluse alla. Ainult mõned õhukvaliteedi näitajad, just kohalikud saasteained, viitavad EKC hüpoteesi õigsusele. Lisaks pole varasemas kirjanduses üksmeelt, millisel sissetulekutasemel keskkonna halvenemine hakkab paranema, ehk kus asub pöördepunkt (Dinda 2004).

Miah *et al.* (2010) uurisid EKC hüpoteesi süsinikdioksiidi, väävel- ja lämmastikoksiidide kohta. Nad avastasid, et süsinikdioksiidi emissioonid järgivad enamasti sirget monotoonset joont. Vääveloksiidid järgisid EKC täielikku trajektoori enamikel juhtudel ning lämmastikoksiidid kinnitasid EKC hüpoteesi ainult arenenud riikides (*ibid*). Ahmed ja Sayed (2013) uurisid viit enimlevinud saastetegurit (CO₂, SO₂, BOD, SPM10 ja GHG), perioodil 1961 kuni 2009, neljakümnes riigis. Paneelandmete analüüsimisel selgus, et EKC hüpotees kehtib enamikes riikides (*ibid*).

Uuemal perioodil on uuritud rohkem süsihappegaasi ja majanduskasvu seost, seoses kliimasoojenemise aktuaalseks muutumisega. Dogan ja Inglesi-Lotz (2020) võtsid vaatluse alla majanduskasvu ja süsihappegaasi emissioonid Euroopa riikides, perioodil 1980 kuni 2014. Nad leidsid U-kujulise seose majanduskasvu ja süsihappegaasi emissioonide vahel, mis kinnitas EKC hüpoteesi paikapidavust. Modelleerides paneelandmeid FMOLS meetodiga, Destek ja Sinha (2020) uurisid majanduskasvu ja süsihappegaasi emissioonide mõju EKC hüpoteesi raamistikus, perioodil 1980 kuni 2014. Nad leidsid samuti U-kujulise suhte vääveldioksiidi emissioonide ja majanduskasvu vahel. Sarkodie ja Ozturk (2020) uurisid EKC Keenias, perioodil 1971-2013. Kasutades ARDL meetodit empiirilise analüüsi käigus, leiti kinnitust ümerpööratud U-kujulise kõvera kohta. Seega EKC hüpotees antud perioodil pidas paika (Jahanger 2021).

Vääveldioksiidi emissioonide ja majanduskasvu vahelist suhet on uurinud mitmed varasemad empiirilised tööd. Ristandmetel põhinevad empiirilised uuringud (panayotou 1993; Taskin ja Zaim, 2000; Bimonte, 2002; Khanna ja Plassmann, 2004) ning paneelandmetel (selden ja Song, 1994; Shafik, 1994; Grossman ja Krueger, 1995; Galeotti *et al.*, 2006; Al Sayed ja Sek, 2013) ning kõik eelnevad tööd uurisid suuremat riikide hulka. Vähe on empiirilisi töid, mis uurisid EKC hüpoteesi paikapidavust ühe kindla riigi näitel, veele nam riigi näitel, millel on tihe asustatus. Sinha ja

Bhattacharya (2017) uurisid EKC 139 India linna, perioodil 2001 kuni 2013, jagades linnad veel kolme kategooriasse: madal, keskmine ja kõrge sissetulekutase. Nad leidsid, et kõrge sissetulekutasemega industriaallinnades esineb tagurpidi-U-kujuline EKC, kuid teistes linnades on see N-kujuline või hoopis lineaarne. Lineaarset kõverat täheldati ainult residentsiaalsetel aladel ning N-kujulist kõverat ainult tööstusaladel (Sinha & Bhattacharya 2017).

Jahanger (2021) uuris globaliseerumise mõju süsinikdioksiidi emissioonidele arenevates riikides lähtudes EKC hüpoteesist. Valimisse arvati 78 riiki, perioodil 1990 kuni 2016. Üldistatud momentide meetodit kasutades leiti, et inimkapital ja poliitiline globaliseerumine vähendavad keskkonnasaastet, samas kui majanduslik, sotsiaalne ja üleüldine globalisatsioon vähendavad keskkonna kvaliteeti (*ibid*). Koc ja Bulus (2020) uurisid taastuvenergia ja EKC hüpoteesi paikapidavust Lõuna-Korea riigi näitel, kasutades ARDL mudelit. Nad leidsin, et pikas perspektiivis on eksisteerib Lõuna-Koreas EKC hüpotees. Taastuvenergia ning kaubandusele avatus avaldasid kahanevat efekti kasvuhoonegaaside emissioonidele. Kogu energiatarbimine aga suurendas emissioonide hulka, ehk emissioonid ja energiatarbimine olid positiivses korrelatsioonis. (*ibid*). Leitão (2021) uuris korrupsiooni, majanduskasvu, taastuvenergia ja rahvusvahelise kaubanduse mõju süsinikdioksiidi emissioonidele. Autori valimisse kuulusid Portugal, Hispaania, Itaalia, Iirimaa ja Kreeka, perioodil 1995 kuni 2015. Autor leidis, et majanduskasv ja korrupsioon suurendavad emissioone ning rahvusvaheline kaubandus ja taastuvenergia osakaal avaldavad emissioonidele negatiivset mõju ning indikeerivad keskkonna parenemisele (*ibid*).

Luzzati ja Orsini (2009) uurisid seost energia tarbimise ja SKP *per capita* näitajate vahel, 113 riigis, perioodil 1971 kuni 2004. Nad järjeldasid, et eeldused ei teota energia tarbimise EKC hüpoteesi. Aasta hiljem, Acaravci ja Ozturk (2010) uurisid süsinikdioksiidi emissioonide, energiatarbimise ja majanduskasvu vahelist seost, kasutades ARDL meetodit, 19 Euroopa riigis. Saadud tulemused näitasid positiivset, pikaajalist elastust emissioonide ja energia tarbimise vahel, Taanis, Saksamaal, Kreekas, Itaalias ja Portugalis. Fodha ja Zaghdoud (2010) uurisid majanduskasvu, energiatarbimise ja saasteainete vahel, võikeses avatud majanduses – Tuneesias, perioodil 1961 kuni 2004. Nad leidsid ümberpöörtatud U-kujulise seose vääveldioksiidi emissioonide ja SKP *per capita* vahel. Shahbaz *et al.* (2010) Uurisid süsinikdioksiidi emissioonide, energia tarbimise, majanduskasvu ja kaubanduse avatuse seost Pakistani näitel. Nad leidsid, et esineb pikaajaline suhe antud muutujate vahel ning EKC eksisteerib nii lühi- kui ka pikasperspektiivis. Atici (2009) uuris seoseid SKP *per capita*, energia tarbimine *per capita* ja

kaubanduse avatuse vahelist seost süsinikdioksiidi emissioonidega, Euroopa ida- ja keskregioonides. EKC esines Bulgaarias, Ungaris, Rumeenias ja Türgis. Tamazian ja Rao (2010) uurisid 24 üleminekumajandust, perioodil 1993 kuni 2004. Autorid leidsid toetust EKC hüpoteesile ning juhtisid erilist tähelepanu nii institutsionaalsele kvaliteedile ja majandus finantsilisele arengutasemele (*ibid*).

Empiirilised uuringud on leidnud, et EKC hüpotees, saastatuse ja majandusliku arengu vahel on tagurpidi U-kujuline seos. Vaatamata ulatuslikele varasematele empiirilistele uuringutele on hakatud rohkem tähelepanu pöörama EKC kõvera hüpoteesi puudustele just üldise keskkonnateooria seisukohalt. Antud puudused või väljakutsed on seotud pigem empiirilistes uuringutes kasutatavate keskkonnasaaste või keskkonnataastumisvõime näitajate valikuga. Lisaks esineb puudusi ka Kuznetsi kõvera funktsiooni uurimises, kus tähelepanu on liikunud ristanndmete uurimiselt hoopis aegridadele, lisaks vähene tähelepanu EKC põhjuslikule selgitusele (Chowdhury & Moran 2012).

Indikaatorite vaheline valik on äärmiselt keeruline just keskkonna probleemide mitmemõõtmelisuse tõttu. Õhu kvaliteet, ligipääs puhtale joogiveele, metsavarud ja metsakatte taastumise määrad, bioloogilise mitmekesisuse tase ja süsiniku heitekogused on vaid mõned üksikud laialdasemad keskkonnakvaliteedi näitajad või hindajad. Shafik ja Bandhopadhyay (1992) uurisid 149 riiki, aastatel 1960 kuni 1990 ning leidsid, et vaid ainult kaks kümnest uuritud keskkonnasurve näitajast järgisid Kuznetsi kõvera kuju. Ümbritsevate tahkete osakeste ja vääveldioksiidi tase õhus moodustasid antud valimis ümberpööratud U-kujulise kõvera, samas kui puhas joogivesi, linna sanitaartingimused, metsade raadamine, raadamise määrad, lahustatud hapnik ja fekaalsed kolibakterid jõgedes ning olmejäätmed ja süsinikdioksiidi heitkogused elaniku kohta, ei järginud EKC kõvera hüpoteesi kuju. Näiteks leidsid autorid, et sissetulek ei mõjutanud metsade raadamist elaniku kohta, ehk nende tulemus rääkis täielikult vastu Kuznetsi leiule (Chowdhury & Moran 2012).

Suur osa EKC empiirilistest töödest on keskendunud selle teoreetilistele aspektidele ja ennustanud või testinud korrelatsiooni arengu ja keskkonna indekse vahel, kasutades vähim vormimudeleid sidudes sissetulekutaseme ja saastetaseme otseselt omavahel, näiteks Grossman ja Krueger (1994). Selle asemel, et tuvastada protsessid või muutujad nagu tehnoloogia, regulatsioonid, arenguetapiline koosseis, mis seovad keskkonnaseisundi arenguprotsessidega. Vähendatud vormi mudelid on primitiivsemad ja ei vaja täiendavat andmekogumist mitme muutuja puhul, kuid nende

piiratud kasulikkus üleminekuperioodil või mitme põhjusliku protsessi lahtiharutamises on piiratud ning nende funktsionaalsed vormid mõjutavad EKC uuringutes keskkonnaseisundi ja arengutaseme suhete kuju. Näiteks Shafik ja Bandhopadhyay (1992) leidsid ristanndmete analüüsimisel, et ruutfunktsionaalne vorm sobib kõige paremini, et hinnata vääveldioksiidi sõltuvust sissetulekutasemest, nende leitud pöördepunktiks oli 3670 dollarit *per capita* sissetuleku kohta. Lisaks sobis ruutfunktsioon hästi hindamaks ka metsade raadamise ja sissetulekute vahelist seost, kuid antud funktsioon ei aidanud selgitada sissetulekute ja veekvaliteedi vahelist seost. Antud töös autorid leidsid, et kuup funktsioon selgitas kõige paremini just sissetulekute ja fekaalsete kolibakterite sisaldust jõvees, näidates, et fekaalide kogus suurenes kuni sissetulekutasemeni 1375 dollarit *per capita* ning peale seda hakates alanema, kuni sissetulekutasemeni 11400 dollarit *per capita*, kus see uuesti pöördus ning alustas uuesti kasvu. Autorid põhjendasid antud nähtust väheneva murega seoses veekvaliteediga, kuna inimesed sõltuvad vähem otsesest jõveest (Chowdhury & Moran 2012).

Usaldusväärsete pikaajaliste paneelandmete puudumise tõttu on enamik Kuznetsi kõvera uuringutes kasutatud ristanndmeid. Seega selle asemel, et jälgida riigi keskkonnaseisundit läbi aja ning kuidas see areneb või muutub SKP *per capita* kasvades, on tüüpiliselt analüüsitud riikide keskkonna- ja majandustingimusi mingil kindlal ajahetkel või arenguetapil ühes kitsas ajavahemikus. Seejärel eeldatakse, et tuvastatud suge ruumis, tekib konkreetsete riikide näitel läbi aja. Mather *et al.* (1999) leidsid, et uurides Kuznetsi kõverat ristanndmetel, ei too välja ühe riigi arengut mingi perioodi vältel, vaid hüpoteesi testitakse mitme erinevad arengutasemega riigi näitel, kus esineb mitmeid funamentaalseid erinevusi rahuvslikul ja institutsionaalsel tasandil. Antud probleemist lähetudes, uurisid De Bruyn *et al.* (1998) saasteandmete aegridasid, perioodil 1960 kuni 1993, väiksema valimi puhul, kuhu kuulusid Holland, Saksamaa, Suurbritannia ja USA. Kuigi nad leidsid mittelineaarse trendi, mis kinnitas EKC hüpoteesi, täheldasid nad ka olulisi erinevusi riikide kõverates (Chowdhury & Moran 2012).

2. Kuznetsi keskkonnakõvera empiiriline analüüs

Antud peaktükk annab ülevaate uurimistöö andmeanalüüsis kasutatavatest komponentidest, analüüsimeetoditest ja andmete valikust. Peatüki lõpuks antakse ülevaade saadud tulemuste analüüsist ning tuuakse välja seosed analüüsitud muutujate vahel, kirjeldatakse saadud tulemusi ja tehakse järeldusi.

2.1. Ülevaade kasutatavatest andmetest ning analüüsimeetoditest

2.1.1 Andmete valik

Selleks, et leida kinnitust EKC hüpoteesile, et SKP *per capita* ehk sissetulekutaseme ja keskkonnasaaste vahel esineb ümberpööratud U-kujuline seos, selgitati välja töö esimeses pooles, mis on need lisanduvad kontrollmuutujad mida andmeanalüüsis kasutada, lisaks SKP *per capita*'le. Selleks, et EKC hüpotees leiaks kinnitust ja sissetulekutaseme ning keskkonnasaastatuse vahel tekiks ümberpööratud U-kujuline seos, võetakse ka muutujate hulka SKP *per capita* ruut, mis indikeerib graafikul funktsiooni U-kuju. Antud muutuja peab tulema negatiivse märgiga, mis indikeerib alla poole avanavat parabooli, ehk ümberpööratud U-kuju. Töö teises osas viiakse läbi andmeanalüüs paneelandmetega ning koostatakse ökonomeetrilised mudelid, millest valitakse parim võimalik kirjeldamiseks antud seost. Esimene analüüs tehakse ühendatud (*pooled OLS*) meetodil, siis kasutatakse fikseeritud efektiga (*fixed effect*) mudelit ning vaadeltakse ka juhusliku efektiga mudelit (*random effect*) ning valitakse parim võimalik mudel.

Mudelisse on kaasatud andmed perioodil 1990-2014. Aastatel 2015-2021 olid mitmed andmed puudulikud, seega tuli lühendada algset ajaperioodi ning koostada mudel lühemas perspektiivis. Kõikide mudelite valimid koosnevad 33 OECD riigist, kuhu kuuluvad Saksamaa, Prantsusmaa, Jaapan, USA, Kanada, Itaalia, Suurbritannia, Austraalia, Austria, Belgia, Taani, Eesti, Tšehhi, Hispaania, Soome, Kreeka, Ungari, Leedu, Luksemburg, Läti, Holland, Costa Rica, Iirimaa, Island, Norra, Uus-Meremaa, Poola, Portugal, Slovakkia, Sloveenia, Türgi, Šveits ja Roosti. Kokku on 18 ajaperioodi ning vaatluste koguarvuks on 594. Andmeanalüüs viiakse läbi just antud riikide põhjal, sest nende andmete kättesaadavus ja usaldusväärsus on väga hea ning antud majandused on ühed suurimad maailmas. Töös kasutatavad andmed on võetud OECD ja Maailmapanga andmebaasidest. Andmeanalüüsi läbiviimiseks ja andmete töötlemiseks kasutatakse tasuta ökonomeetria programmi Gretl.

Järgmisena kirjeldatakse antud töös kasutatud muutujaid kogu vaatlusperioodi ulatuses. Tabelis 1 tuuakse välja ökonomeetrilise mudeli muutujate statistika. Mudelis on sõltuvaks muutujaks vääveldioksiidi emissioonide kogus kilogrammi *per capita* näitajana. Esimene sõltumatu muutuja on SKP *per capita* dollarites, 2015 aasta konstantsetes hindades. SKP *per capita* on EKC hüpoteesi uurimisel kõige olulisem muutuja ning lisaks sellele on kaks kontrollmuutujat: kogu energia tarbimine, mille ühikuks on kg nafta ekvivalenti ühe elaniku kohta ning taastuvenergia, mis on esitatud protsentuaalse osakaaluna kogu energiatarbimisest. Varasemast kirjandusest käib läbi argument, et energia tootmine on äärmiselt ressursimahukas ning tekitab palju keskkonnasaastet, seega on oluline antud muutuja kaasata mudelisse. Lisaks taastuvenergia osakaalu suurenemine peaks varasemale kirjandusele tuginedes vähendama keskkonnasaastet, sest väiksem hulk energiat toodetakse fossiilsetest kütustest, mis on põhilised keskkonnasaaste tekitajad. Seega antud näitaja koefitsent peaks tulema mudelis negatiivse märgiga.

Tabel 1. Muutujate kirjeldav statistika

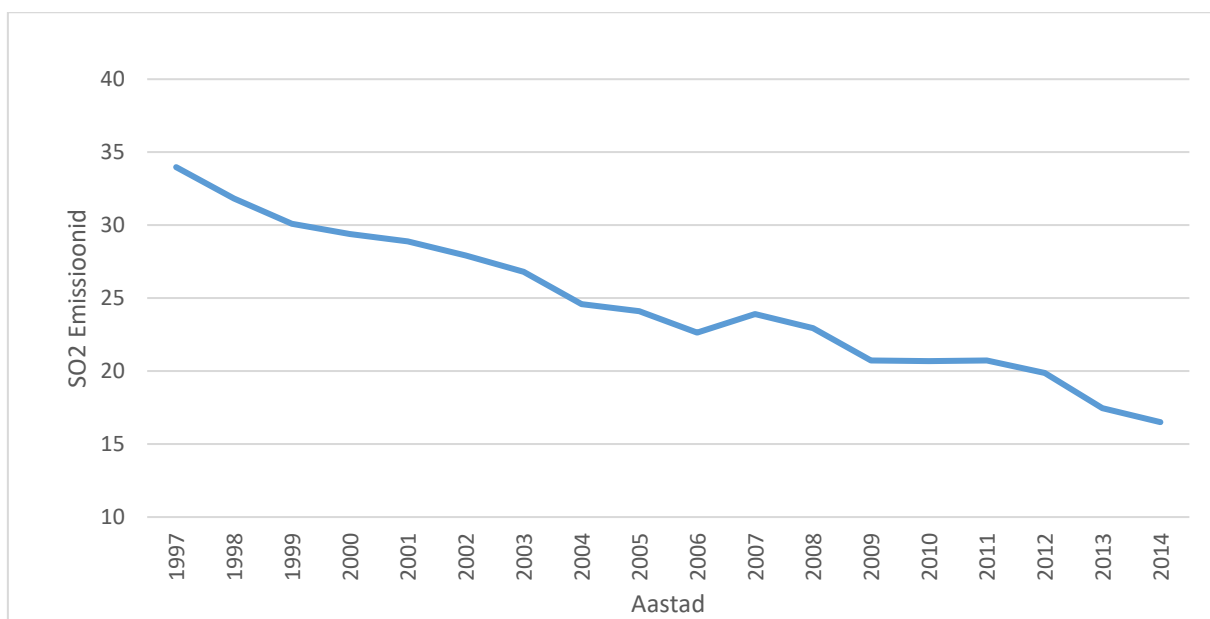
Kirjeldav statistika				
Vaatlusi: 594	SO2_EM	GDP	ENE_C	ENE_RE
Keskmine	23,62	34178,00	4301,90	18,20
Standardhälve	36,45	21385,00	2470,30	15,86
Variatsioonikordaja	1,54	0,63	0,57	0,87
Maksimum	264,76	112420,00	18178,00	77,82
Miinumum	0,36	5669,00	626,69	0,85

Allikas: koostatud lisas 2 toodud andmete alusel

Tabelis 1 on välja toodud kõikide näitajate vaatlusarv, mis on igal näitajal sama 594, ehk andmeanalüüsi saab koostada ilma vaatlusi välistamata ja valimit muutmata. Lisaks keskmisele on tablis ka välja toodud variatsioonikordaja, mis leitakse standardhälbe ja keskmise jagatise tulemusel. Kõige tugevam varieeruvus on vääveldioksiidi emissioonidel, kus variatsioonikordaja on 1,54 ning kõige väiksem varieeruvus on kogu energia tarbimisel 0,57. SKP vahemik on äärmiselt laialdane, kus maksimaalseks väärtuseks on 112420 dollarit 2015 aasta konstantsetes (Luksemburg aasta 2007) hindades ning vähimaks väärtuseks 5669 dollarit (Läti aasta 1997) 2015 aasta konstantsetes hindades. Lisaks on taastuvenergia osakaalul kogu energiatarbimisest suur erinevus, kus minimaalseks väärtuseks on 0,85 protsenti kogu tarbimisest ning maksimaalseks väärtuseks 77,82 protsenti kogu energia tarbimisest.

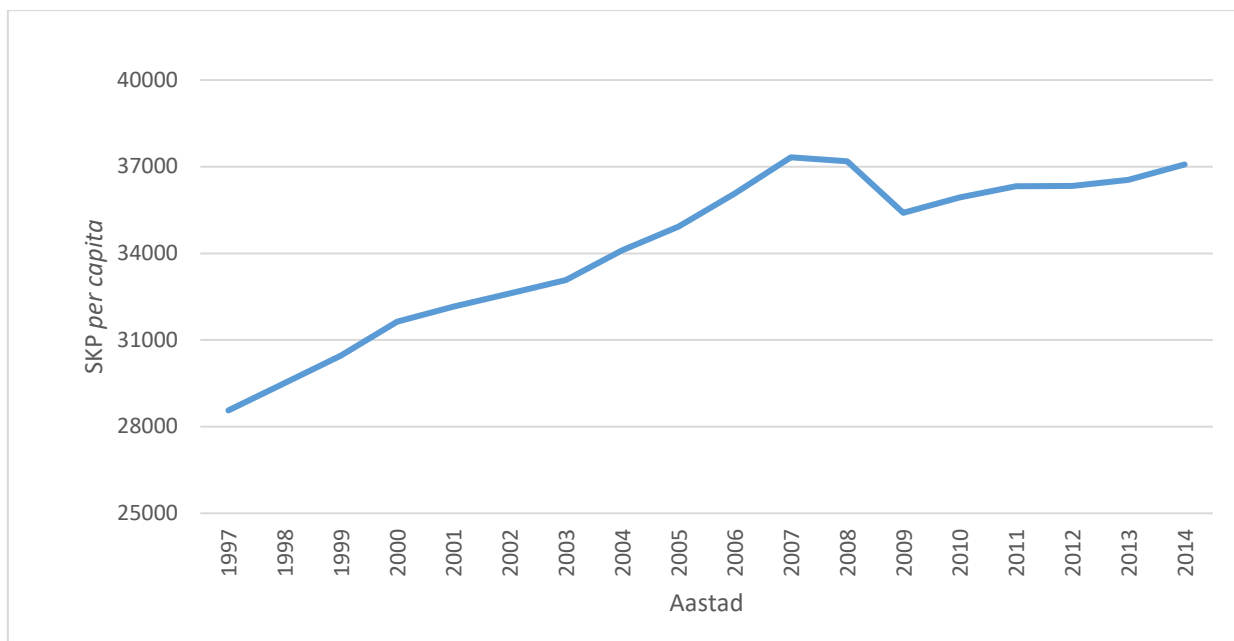
Joonisel 2.1 on toodud välja kogu valimi, ehk 594 vaatluse aastate keskmine süsinikdioksiidi kogus *per capita* näitajana. Iga aasta kohta perioodil 1997 kuni 2014 on 33 vaatluse keskmine ning

esitatud saadud tulemused graafiliselt. Näeme, et valitud 33 riigis on keskmise vääveldioksiidide tase alanenud ning moodustub selge alla poole kaldu trend. Aastal 1997 oli süsinikdioksiidi emissioone ligikaudu 34 kilogrammi ühe elaniku kohta ning aastaks 2014 on see langenud 16,5 kilogrammi peale elaniku kohta.



Joonis 2.1. Keskmise SO₂ emissiooni tase valimis perioodil 1997 kuni 2014
Allikas: (OECD 2022a); autori arvutused

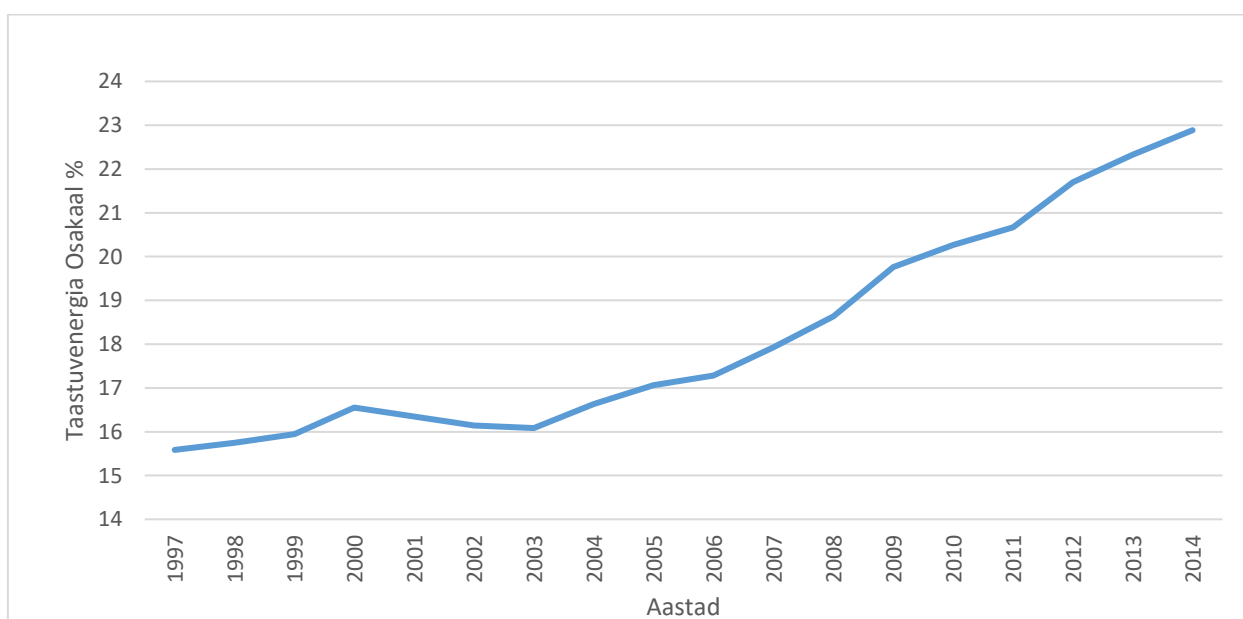
Joonisel 2.2 on välja toodud SKP *per capita* näitaja iga-aastane keskmine dollarites, 2015 aasta konstantsetes hindades. Graafikul esineb selge ülespoole trend, kus SKP *per capita* on kasvanud 28500 dollarilt 37000 dollari peale. SKP *per capita* keskmine on tõusnud ligikaudu 30% antud perioodil.



Joonis 2.2 . Keskmise SKP *per capita* tase valimis perioodil 1997 kuni 2014

Allikas: (Worldbank 2022b); autori arvutused

Joonisel 2.3 on esitatud taastuenergia osakaal kogu energia tarbimisest, protsentuaalse näitajana, perioodil 1997 kuni 2014. Joonistub välja selge trend, kus taastuenergia osakaal on suurenenud ligikaudu 47% võrreldes aastaga 1997. Valimis olevate 33 riigi taastuenergia osakaal kogu energiatarbimisest on märgatavalt suurenenud 15,58 protsendilt 22,88 protsendini vaadeldaval perioodil.

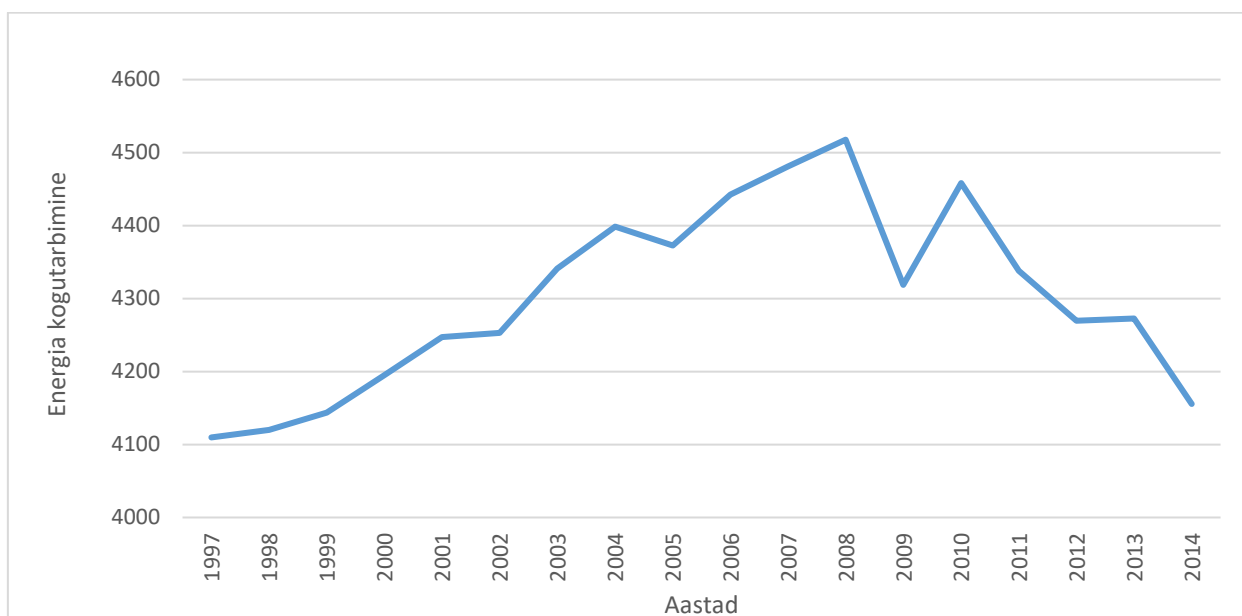


Joonis 2.3 Taastuenergia osakaal kogu energia tarbimisest perioodil 1997 kuni 2014

Allikas: (Worldbank 2022c); autori arvutused

Joonisel 2.3 on esitatud taastuenergia osakaal kogu energia tarbimisest, protsentuaalse näitajana, perioodil 1997 kuni 2014. Joonistub välja selge trend, kus taastuenergia osakaal on suurenenud ligikaudu 47% võrreldes aastaga 1997. Valimis olevate 33 riigi taastuenergia osakaal kogu energiatarbimisest on märgatavalt suurenenud 15,58 protsendilt 22,88 protsendini vaadeldaval perioodil.

Joonisel 2.4 on välja toodud kogu energia tarbimise keskmine, kg naftaekvivalenti ühe elaniku kohta, vaadeldaval perioodil.



Joonis 2.4 Kogu energia tarbimine kg nafta ekvivalenti elaniku kohta, perioodil 1997 kuni 2014
Allikas: (Worldbank 2022d); autori arvutused

Graafikul joonistub välja selge U-kujuline joon, mis varasemale kirjandusele võib ka indikeerida EKC hüpoteesi paikapidavust antud valimis, millele vastus leitakse andmemudeli modelleerimisel. Energia tarbimise keskmine on suurenenud alates 1997 kuni 2008, peale mida on toimunud langus peaaegu samale tasemele tagasi.

2.1.2 Analüüsi meetodika

Andmeanalüüsi käigus uuritakse EKC hüpoteesi paikapidavust antud valimi korral. Selleks, et leida, kas SKP *per capita* ja keskkonnasaaste vahel on ümberpööratud U-kujuline seos, töödeldakse OECD ja Maailmapanga andmebaasidest saadud andmed paneelandmete kujule, et saaks antud andmed edastada statistikaprogrammi *Gretl*. Peale edukat andmete importimist, koostatakse antud programmis ökonomeetiline mudel. Paneelandmete modelleerimiseks on Gretli programmis 3 võimalust. Esimene on ühendatud mudel (*pooled model*), teine on fikseeritud

efektiga (*fixed effects*) mudel ning kolmas on juhusliku efektiga (*random effects*) mudel. Fikseeritud efektiga mudelis on vabaliige erinev iga objekti puhul ning mudel ei laiene teistele objektidele valimist väljaspool. Juhusliku efektiga mudeli kasutamisel ei ole uurimise all olev objekt unikaalne, vaid on üks esindaja selles grupis ning mudeli hindamisel kasutatakse üldistatud vähimruutude meetodit (*generalized least squares*). (Wooldridge 2013). Ühendatud regressioonimudel on esitatud alljärgneval kujul:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta x_{it} + \varepsilon_{it}$$

kus

Y – sõltuv muutuja,

β – koefitsient,

x – sõltumatu muutuja,

ε – vealiige,

i – objekt,

t – aeg.

Juhusliku efektiga mudelis eeldatakse, et individuaalsed efektid ei ole korrelatsioonis teiste sõltumatute muutujatega aga fikseeritud efektiga mudelis see nõue ei kehti, antud mudelis võivad fikseeritud efektid olla korreleerunud teiste muutujatega. Seega kui tegu on juhusliku väljavõttega mikroandmetest on mõttekam rakendada juhuslikku efekti ning kui tegu on näiteks balti riikide andmetega ajas, siis on sobivam kasutada fikseeritud efekti (Võrk 2003). Fikseeritud efektiga mudel on esitatud alljärgnevalt:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta x_{it} + u_{it}$$

kus

Y – sõltuv muutuja,

α – objektispetsiifiline vabaliige,

β – koefitsient,

x – sõltumatu muutuja,

u – vealiige,

i – objekt,

t – aeg.

Testimaks, kas on vaja kasutada fikseeritud või juhusliku efektiga mudelit, saab kasutada Hausmani spetsifikatsiooni testi. Hausmani nullhüpotees, tähendab, et juhusliku efektiga mudel on õige ning sisukas hüpotees, et fikseeritud efektiga mudel on õige. (Võrk 2003). Juhusliku efektiga mudel:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta x_{it} + \alpha_i + u_{it}$$

kus

Y – sõltuv muutuja,

β – koefitsient,

x – sõltumatu muutuja,

α – objektile omane vealiige,

u – aegrea ja ristanndmete vealiige,

i – objekt,

t – aeg.

Töös kasutatavate paneelandmete valim koosneb ajaperioodidest (T) ehk aastatest perioodil 1997 kuni 2014 ning vaadeldavatest objektidest ehk riikidest (N). Kuna riikide arv valimis on 33 ja ajaperioodide arv 18 ehk N on suurem kui T, siis aegridade mittestatsionaarsuse probleemi ei pea autor vajalikuks kontrollida.

Tabel 2. Muutujate korrelatsioonimaatriks

	SO2_EM	GDP	ENE_C	ENE_RE	GDP ²
SO2_EM	1	0,0028	0,619	0,2725	-0,049
GDP	-	1	0,5542	0,094	0,9407
ENE_C	-	-	1	0,3721	0,4571
ENE_RE	-	-	-	1	0,0645
GDP ²	-	-	-	-	1

Allikas: koostatud lisas 2 toodud andmete alusel

Tabelis 2 on koostatud muutujate vaheline korrelatsioonimaatriks, kus on võimalik hinnata kõikide mudelis kasutatavate muutujate korrelatsiooni tugevust. Antud muutujad on SO₂ emissioonide hulk kilogrammina elaniku kohta (SO2_EM), SKP *per capita* (GDP), kogu energiatarbimine, kg nafta ekvivalent elaniku kohta (ENE_C), taastuvenergia tarbimise osakaal kogu energia tarbimisest (ENE_RE) ning SKP *per capita* ruut. Tabelis on näha, et kõige tugevam suhe on

vääveldioksiidi emissioonide ja kogu energiatarbimise vahel, ehk kogu energia tarbimise suurenedes tõuseb ka vääveldioksiidi emissioonide arv – mis on kooskõlas ka varasema kirjandusega. Lisaks esineb SKP *per capita* ruudu ja vääveldioksiidi emissioonide vahel nõrk negatiivne korrelatsioon, mis võib viidata ümberpööratud U-kujule, ehk EKC hüpoteesi paikapidavusele antud valimis.

3. Empiiriline analüüs

3.1 Andmeanalüüsi mudel

Andmeanalüüsi osas koostatakse 3 erinevat mudelit, ehk ühendatud regressioonmudel (*pooled OLS*), fikseeritud efektiga mudel (*fixed effect*) ning juhusliku efektiga mudel (*random effect*). Leitakse parim mudel antud valimi ja muutujate jaoks ning vastavalt kohendatakse mudelit standardvigadega ja vajadusel kasutatakse ka ajaefekti. Antud paneelandmete puhul ei ole vaja kontrollida statsionaarsust, sest riikide arv on suurem kui aastate ehk vaadeldava perioodi arv. Valimisse arvati 33 riiki, perioodil 1997 kuni 2014 ning kogu vaatluse arv oli 594. Tabelis 3 on esimeses veerus välja toodud muutuja ning vastav test. Tabelis on lisatud iga mudeli koefitsiendid, koos standardvigadega ning ka välja toodud parameetrite olulisused nivool 0,1, 0,05 ning 0,01, mis on märgitud vastavalt *, ** ja ***. Vastavalt EKC hüpoteesile, peaks andmeanalüüsis osas tulema SKP *per capita* positiivse märgiga ning SKP *per capita* ruut negatiivse märgiga, mis indikeerib parabooli allapoole avanemist, ehk graafikul ümberpööratud U-kuju. Antud tingimuste täitmisel on EKC hüpotees leidnud kinnitust antud valimi korral.

Esimesena rakendatakse antud töös ühendatud regressioonimudelit (*pooled OLS*), kuhu kaasati kõik muutujad, korrigeeritud determinatsioonikordaja oli 0,548, kuid SKP *per capita* ja SKP *per capita* ruudu vahel on esineb multikollineaarsus, kuid SKP *per capita* ruut on oluline, tõestamaks parabooli ehk graafiku U kuju, seega tuleb antud muutuja valimisse jätta.. Uues saadud mudelis Antud mudelis osutusid kõik muutujad statistiliselt oluliseks, nivool 0,05 välja arvatud konstant ja taastuenergia osakaal kogu energia tarbimisest, ENE_RE. Koostatud ühendatud mudeli koondaruanne on esitatud lisa 1 ning üldine ülevaade näitajatest tabelis 3, veerg 2. Saadud mudelis olid statistiliselt olulised näitajad, nivool 0,05, vaid SKP *per capita* ja kogu energiatarbimine. SKP *per capita* saadi negatiivse märgiga ning SKP ruut oli statistiliselt mitteoluline – see võib viidata negatiivsele lineaarsele seosele ning EKC hüpotees antud juhul ei kehtiks selles valimis. Jääkliikmete allumist normaaljaotusele kontrolliti Doornik-Hanseni testiga, mille testi p-väärtus oli väiksem kui 0,00000, mis tähendab, et jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Jääkliikmete mitteallumatus võib tähendada, et parameetrite hinnangud ei ole mõjusad. Kuna Wooldridge testi p- väärtus oli väiksem kui 0,05 siis mudelis esineb autokorrelatsiooni. Lisaks testiti White'i testiga jääkliikmete vahelist heteroskedastiivsust ning p-väärtuseks saadi 0, mis on väiksem kui 0,05 seega heteroskedastiivsus esineb.

Tabel 3. Andmeanalüüsi ökonomeetrilised mudelid ja testid

Muutuja	OLS	FE	RE	FE1	FE2
Konstant	-1,802 (2,96)	32,847*** (5,860)	24,814*** (6,650)	32,847* (16,564)	-24,8147 (28,8347)
GDP	-0,0009*** (0,0001)	-0,0028*** (0,00027)	-0,0024*** (0,00023)	-0,0028*** (0,00068)	-0,000482 (0,00118)
ENE_C	0,0133*** (0,0005)	0,016*** (0,0006)	0,016*** (0,00056)	0,016*** (0,001566)	0,0149*** (0,00138)
ENE_RE	-0,0361 (0,0691)	-0,1977 (0,1282)	-0,2548** (0,11489)	-0,1977 (0,3349)	0,3553 (0,4043)
GDP ²	9,379x10 ⁻¹⁰ (1,495x10 ⁻⁹)	1,35x10 ^{-8***} (2,079x10 ⁻⁹)	1,15x10 ^{-8***} (1,945x10 ⁻⁹)	1,345 x10 ^{-8**} (5,42 x10 ⁻⁹)	4,93x10 ⁻⁹ (6,49x10 ⁻⁹)
R ²	0,55	0,948	0,479	0,948	0,948
Breusch-Pagani testi p- väärtus	-	-	0	-	-
Kitsenduste F-testi p- väärtus	-	1,4967x10 ⁻¹⁰⁹	-	3,196 x10 ⁻¹⁵⁰	-
Hausmani testi p- väärtus	-	-	0,030677	-	-

Allikas: Autori koostatud lisa 2 välja toodud andmete alusel

Märkused:

1. Veerg 2 - Ühendatud mudel
2. Veerg 3 - Fikseeritud efektiga mudel
3. Veerg 4 - Juhusliku efektiga mudel
4. Veerg 5 - Fikseeritud efektiga mudel, kohendatud standardvigadega
5. Veerg 6 - Fikseeritud efektiga mudel kohendatud standardvigade ja lisatud ajaefektiga

Järgmisena viidi läbi fikseeritud efektiga mudeli analüüs, Tabel 3 veerg 3. Fikseeritud efektiga mudeli F-statistiku väärtus on 0, mis on väiksem kui 0,05. Antud mudeli kitsenduste F- testi p- väärtus on $1,4967 \times 10^{-106}$, mis on väiksem, kui 0,05, ehk fikseeritud efektiga mudel on mõjusam kui ühendatud mudel. Mudeli aruandes on statistiliselt olulised muutujad, nivool 0,05, SKP *per capita*, kogu energiatarbimine (ENE_C) ning SKP *per capita* ruut. Mudeli seletusvõime on kõrge,

antud muutujad seletavad 94,2% vääveldioksiidi emissioonidest. Saadud mudelis on SKP *per capita* koefitsient negatiivse märgiga ning SKP *per capita* ruut positiivse märgiga, mis on vastupidiselt hüpoteesile. Antud mudelis on SKP *capita ruut* oluline nivool 0,05, seega antud mudel viitab tavalisele U kujulisele seosele antud riikide seas.

Järgmisena loodi juhusliku efektiga mudel ning hinnatakse kumb mudel on mõjusam, ehk millist mudelit edasi kasutada. Selleks, et hinnata juhusliku efektiga mudeli mõjukust võrreldes fikseeritud efektiga mudeliga, kasutatakse Breusch-Pagani testi, mille nullhüpoteesiks on, et ühendatud mudel on parem, kui juhusliku efektiga mudel. Antud mudeli aruande kokkuvõte on Tabelis 3, veerg 4. Breusch-Pagani testi p- väärtuseks saadi 0, ehk võetakse vastu sisukas hüpotees ning juhusliku efektiga mudel on parem kui ühendatud mudel. Järgnevalt kontrollitakse Hausmani testiga, kas tuleks kasutada fikseeritud efektiga või juhusliku efektiga mudelit. Hausmani testi nullhüpoteesiks on, et juhusliku efektiga mudeli hinnangud on mõjusamad kui fikseeritud efektiga mudeli omad. Hausmani testi p- väärtuseks saadi, 0,03067, mis on väiksem kui 0,05, ehk võetakse vastu sisukas hüpotees ning juhusliku efektiga mudeli hinnangud ei ole mõjusamad kui fikseeritud efektiga mudeli omad. Seega kasutatakse edasi fikseeritud efektiga mudelit.

Fikseeritud efektida mudelis kontrollitakse kõigepealt autokorrelatsiooni Durbin-Watsoni testiga, Antud mudeli nullhüpoteesiks on, et autokorrelatsiooni ei esine. Durbin-Watsoni testi p- väärtuseks saadi $1,210 \times 10^{-6}$, mis on väiksem kui 0,05, seega tuleb vastu võtta sisukas hüpotees ning mudelis esineb autokorrelatsiooni. Järgnevalt testiti Waldi testiga, kas mudelis esineb heteroskedastiivsust. Waldi testi nullhüpoteesiks on, et valimis ei esine heteroskedastiivsust. Kuna Waldi testi statistiku p-väärtus oli 0, siis tuleb vastu võtta sisukas hüpotees ning valimis esineb heteroskedastiivsust. Autokorrelatsiooni ja heteroskedastiivsuse esinemise tõttu viis autor läbi uue modelleerimise, kus kasutati kohandatud standardvigu, Tabel 3, veerg 5. Parameetrite hinnangud jäävad mudelis samaks, kuid nende statistiline olulisus võib muutuda kohandatud standardvigade tõttu. Kõik muutujad on olulised nivool 0,05 välja arvatud konstant ning taastuenergia tarbimise osakaal kogu energia tarbimisest. Kitsenduste F-testi väärtuseks saadi $3,195 \times 10^{-150}$, seega kehtib sisukas hüpotees ning fikseeritud efektiga mudel on parem kui juhusliku efektiga mudel. Saadud mudeli kuju on alljärgnev:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta x_{1it} + \beta x_{2it} + \beta x_{3it} + \beta x_{4it} + u_{it}$$

kus

Y – vääveldioksiidi emissioonid (kilogrammi *per capita*),
 α – objektispetsiifiline vabaliige,
 $\beta_{x_{1it}}$ – SKP *per capita*, dollarit 2015 aasta konstantsetes hindades,
 $\beta_{x_{2it}}$ – Kogu energiatarbimine, ekvivaltselt kg naftat *per capita*
 $\beta_{x_{3it}}$ – Taastuvenergia tarbimine %, kogu energia tarbimisest,
 $\beta_{x_{4it}}$ – SKP *per capita* ruut
 u – vealiige,
 i – objekt,
 t – aeg.

Saadud mudelile lisati ka ajaefekt, et vaadata kas ajaspetsiifilised fiktiivsed tunnused mõjutavad antud mudelit. Mudeli aruanne on näha Lisa 3. Mudelit kontrolliti Waldi testiga, mille nullhüpotees tähendab, et ajaefekt ei oluline ning lisatud fiktiivsete muutujate eemaldamisel on mudel mõjusam. Waldi testi p -väärtuseks saadi $9,13 \times 10^{-21}$, mis on väiksem, kui 0,05 seega tuleb vastu võtta sisukas hüpotees. Mis tähendab, et ajaefekt on mudelis oluline. Saadud kahe-suunalise fikseeritud efektiga mudeli koefitsiendid on tabelis 3, veerg 6. Statistiliselt oluline nivool 0,05 oli ainult üks muutuja, ehk kogu energiatarbimine ühe elaniku kohta. Mudelist eemaldati mitteolulised muutujad alustades suurimast p -väärtusega muutujast. Kõigepealt eemaldati SKP *per capita*, mille p -väärtus oli 0,687, seejärel muutus mudelis konstant statistiliselt oluliseks nivool 0,01. Mudelist eemaldati järgnevalt SKP *per capita* ruut, mille p -väärtus oli 0,377 ning järgmisena eemaldati taastuvenergia tarbimise osakaal kogu energia tarbimisest, mille p -väärtus oli 0,455. Lõplik mudel:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_{x_{2it}} + u_{it}$$

kus

Y – vääveldioksiidi emissioonid (kilogrammi *per capita*),
 α – objektispetsiifiline vabaliige,
 $\beta_{x_{2it}}$ – Kogu energiatarbimine, ekvivaltselt kg naftat *per capita*,
 u – vealiige,
 i – objekt,
 t – aeg.

Saadud uues mudeli aruandes Lisa 4 olid statistiliselt olulisteks muutujateks kogu energia tarbimine elaniku kohta ning kõik aja fiktiivsed tunnused nivool 0,01. Antud mudelit testiti veel Doornik-Hanseni testiga, kas mudeli jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. Testi nullhüpotees vastu võtmine tähendab, et jääkliikmed alluvad normaaljaotusele, kuid testi p- väärtus oli väiksem, kui 0,05, ehk tuleb vastu võtta sisukas hüpotees ning antud mudeli jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Antud mudeli grupisisene determinatsioonikordaja oli 0,635, see tähendab, et kogu energiatarbimine seletab 63,5% vääveldioksiidi emissioonide muutusest. Viidi läbi F-test regressorite olulisuse testimiseks ning saadud p-väärtus oli väiksem kui 0,05, ehk regressorid on statistiliselt olulised.

3.2 Andmeanalüüsi järeldused

Antud bakalaureusetöö eesmärk oli uurida EKC hüpoteesi ning kas keskkonnasaaste ja majanduskasvu vahel tekib tagurpidi U-kujuline seos. Uurimistöös uuriti 33 OECD riiki, perioodil 1997 kuni 2014. Töösse kaasati neli muutujat, mis valiti tuginedes varasemale kirjandusele. Andmeanalüüsi osas koostati mitu mudelit ning valiti välja parim, mis kirjeldaks võimalikult mõjusalt valitud valimit.

Kahesuunalises fikseeritud efektidega mudelis jäi statistiliselt oluliseks ainult üks muutuja, kogu energiatarbimine elaniku kohta. Kogu energiatarbimise koefitsient oli 0,0153, ehk kui kogu energiatarbimine suureneb ühe protsendipunkti võrra siis suureneb vääveldioksiidi emissioonide kogus 0,0153 protsendipunkti võrra. Näitaja oli statistiliselt oluline nivool 0,01, ehk vääveldioksiidi ja kogu energiatarbimise vahel esineb tugev seos, mis on kooskõlas ka varasema kirjandusega. Böluk & Mert (2014) leidsid 24 Euroopa Liidu riigis, et energiatarbimise suurenemisel suureneb ka keskkonnasaaste. Kuna peale kogu energiatarbimise ei olnud ükski teine näitaja statistiliselt oluline, siis võib väita, et antud valimi, 33 OECD riigi puhul EKC hüpotees, et majanduskasvu ja keskkonnasaaste vahel esineb tagurpidi U-kujuline seos ei leia kinnitust.

EKC hüpoteesi on uurinud mitmed varasemad uuringud ning mitmed tööd on leidnud kinnitust selle esinemisele, kuid üsna suur osa mitte. Kuna vääveldioksiidi emissioonide ja majanduskasvu vahel ei tekkinud statistiliselt olulist seost valimisse kuulunud 33 OECD riigis, perioodil 1997 kuni 2014, siis võib väita, et antud valimi puhul majanduskasv ei kaasa endas vääveldioksiidi emissioonide vähenemist. Majanduskasvu ja vääveldioksiidi emissioonide vahel ei pruukinud

tekkida ümberpööratud U-kujulist seost, sest OECD riigid on juba enamuses kõrgema sissetulekutasemega riigid ning võivad olla ületanud juba U kõvera pöördepunkti. SKP *per capita* ega ka selle ruut statistiliselt oluline, seega mudelis puudub üleüldine seos emissioonide ja majanduskasvu vahel.

Analüüsid teises peatükis toodud graafikuid on näha, et läbi aja valimi keskmine vääveldioksiidi emissioonide tase on langenud ning samas on valimi keskmine SKP *per capita* tase tõusnud, kui regressioonanalüüsis antud seos ei osutunud statistiliselt oluliseks. Tugev seos oli ainult kogu energiatarbimise ja keskkonnasaaste näitaja vahel. Kuna seos majanduskasvu ja keskkonnasaaste vahel oli statistiliselt ebaoluline, siis ei leitud teisele uurimisküsimusele vastust ning tuleks edasi uurida. Tegemist on üsna pikkade aegridadega ning EKC uurimisel tuleks neid veel pikendada, et saada võimalikult hea ülevaade toimuvast. Võib juhtuda, et fikseeritud efektiga mudel ei ole just kõige parem lahendus antud mõjutegurite hindamiseks, vaid tuleks kasutada hoopis pikkade aegridade modelleerimiseks kasutatavaid mudeleid nagu VAR (*Vector auto-regression*) või ARDL (*autoregressive – distributed lag*) regressiooni meetodeid või uurida ühte kindlat riiki pikema ajaperioodi vältel.

KOKKUVÕTE

Antud uurimistöö eesmärgiks oli välja selgitada EKC hüpoteesi, et majanduskasvu ja keskkonnasaaste vahel tekib ümberpööratud U-kujuline seos, kinnitust. Bakalaureuse töö eesmärgi täitmiseks uuriti varasemat empiirilist kirjandust ning selgitati välja EKC olemus ning taust, põhilised keskkonnasaastetegurid ja nende mõõdikud. Uuritud andmete põhjal viidi läbi ökonomeetriline analüüs programmis *Gretl*. Andmeanalüüsi valimisse kuulusid 33 OECD riiki, perioodil 1997 kuni 2014. Valimisse kuulunud OECD riigid olid: Saksamaa, Prantsusmaa, Jaapan, USA, Kanada, Itaalia, Suurbritannia, Austraalia, Austria, Belgia, Taani, Eesti, Tšehhi, Hispaania, Soome, Kreeka, Ungari, Leedu, Luksemburg, Läti, Holland, Costa Rica, Iirimaa, Island, Norra, Uus-Meremaa, Poola, Portugal, Slovakkia, Sloveenia, Türgi, Šveits ja Roosti. Andmed pärinesid Maailmapanga ja OECD andmebaasidest.

Andmeid modelleeriti kõigepealt ühendatud vähimruutude meetodiga, siis juhusliku efektiga mudeliga ning fikseeritud efektiga mudeliga. Parima mudeli tulemused andis kahesuunaline kohandatud standardvigadega kohandatud fikseeritud efektiga mudel, kus oli sõltuvaks muutujaks vääveldioksiidi emissioonid, kilogrammi ühe elaniku kohta ning sõltumatuteks muutujateks SKP *per capita*, selle ruut, kogu energiatarbimine kg nafta ekvivalenti elanikukohta ning taastuenergia tarbimise osakaal kogu energiatarbimisest. Andmeanalüüsi käigus leiti, et SKP *per capita*, selle ruut ning taastuenergia tarbimise osakaal kogu energia tarbimisest ei ole statistiliselt olulised niivool 0,05, ehk antud muutujad ei ole mõjusad kirjeldama vääveldioksiidi muutusi.

Seega esimesele uurimisküsimusele – kas ja kuidas on seotud sissetulekutase keskkonnasaastega – ei leitud vastust, kuna majanduskasvu näitaja oli statistiliselt ebaoluline. Lisaks ei leitud kinnitust ka teisele uurimisküsimusele ehk küsimusele, kas ja millal hakkab keskkonnasaaste tase vähenema majanduse kasvades. Seega antud valimis EKC hüpotees kinnitust ei leinud. Ainuke statistiliselt oluline näitaja oli kogu energiatarbimine. Kogu energiatarbimise suurenedes ühe protsendipunkti võrra kasvab vääveldioksiidi emissioonide kogus 0,0153 protsendipunkti. Antud seose olemasolu kinnitab ka varasem empiiriline kirjandus. Energiatarbimise kasvades kasvavad ka vääveldioksiidi emissioonid, kuna ressursimahukus suureneb.

Põhjus võib olla, et valimisse kuulunud riikide sissetulekutase oli kõrge ning seega võisid riigid olla juba ületanud künnise punkti, kus peaks keskkonnasaastetase vähenema hakkama. Antud teemat edasi uurides peaks kasutama pikemaid aegridu ning vastavaid meetodeid, millega suuremaid aegridu saab modelleerida nagu VAR meetod. Varasemas kirjanduses on ka soovitatud täpsemaks keskkonnamõju hindamiseks vaadelda ühte kindlat riiki pikemal ajaperioodil.

SUMMARY

ENVIRONMENTAL KUZNETS CURVE AND SULPHUR DIOXIDE EMISSIONS

Karl Kivistik

The aim of this paper is to give an overview of environmental Kuznets curve, discovering the relationship between sulphur dioxide (SO₂) emissions and GDP *per capita*. Kuznets hypothesis states that the relationship between pollution and income form inverted U-shape curve. It indicates that in the early state of countries development the pollution is on incline and after certain threshold income level starts to decline again and the quality of the environment starts to improve.

In order to reach these goals, the author analysed 33 OECD countries over years 1997 to 2014. Previous empirical and theoretical work was studied in order to determine the main variables for the model. SO₂ emissions were the indicators of the environmental quality and explanatory variables were gross domestic product *per capita*, total energy use per capita and renewable energy consumption. The best model to describe the relationship between the variables and sulphur dioxide emissions was fixed effect model with time dummies and adjusted standard errors.

The result of the econometrical analysis did not find a relationship between the sulphur dioxide emissions and gross domestic product. Only total energy consumption *per capita* had a effect on SO₂ emissions, the rest of the explanatory variables were statistically insignificant. Total energy consumption had positive effect on SO₂ emissions, which is also noted in previous empirical and theoretical studies.

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Sayed, M. R. A., Siok, K. S. (2013). Environmental kuznets Curve: Evidences from Deleoped and Developing Economies. *Applied Mathematical Sciences*, 7 (22), 1081-1092.
- Atici, C. (2009). Carbon Emissions in Central and Eastern Europe: Environmental Kuznets Curve and Implications for Sustainable Development, *Sustain. Dev*, 17, 155-160.
- Acaravci, A., Ozturk, I. (2010). On the relationship between energy consumption, CO2 emissions and economic growth in Europe. *Energy*, 35, 5412-5420.
- Alkhars, A. M., Alwahaishi, S., Fallatah, R. M., Kayal, A. (2022) A Literature review of the Environmental Kuznets Curve in GCC for 2010-2020. *Environmental and Sustainability Indicators*, 14.
- Bölük, G., and Mert, M. (2014). Fossil and renewable energy consumption, GHGs (greenhouse gases) and economic growth: Evidence from a panel of EU (European Union) countries. *Energy*, 74, 439-446.
- Chowdhury, R. R., Moran, E. F. (2012). Turning the curve: A critical review of Kuznets approaches. *Applied Geography*, 32, 3-11.
- Caviglia-Harris, J. L., Chambers, D., and Kahn, J. R. (2009). Taking the “U” out of Kuznets: A comprehensive analysis of the EKC and environmental degradation. *Ecological Economics*, 68 (4), 1149-1159.
- Coondoo, D., Dinda, S. (2002). Causality between income and emission: a country group-specific econometric analysis. *Ecological Economics*, 40 (3), 351-367.
- Dasgupta, S., Laplante, B., Wang, H., Wheeler, D. (2002). Confronting the Environmental Kuznets Curve. *Journal of Economic Perspectives*, 16 (1), 147 – 168.
- Dinda, S. (2004). Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey. *Ecological Economics*, 49, 431-455.
- Dogan, E., Turkekul, B. (2015). CO2 emissions, real output, energy consumption, trade, urbanization and financial development: testing the EKC hypothesis for the USA. . *Environmental Science and pollution Research*, 23, 1203-1213.
- Fodha, M., Zaghoud, O. (2010). Economic growth and pollutant emissions in Tunisia: An empirical analysis of the environmental Kuznets curve. *Energy Policy*, 38, 1150-1156.
- Grossman, G. M., Krueger, A. B. (1991). Environmental Impacts Of A North American Free Trade Agreemen. National Bureau of economic research, No. 3914.
- Jahanger, A. (2021). Impact of globalization on CO2 emissions based on EKC hypothesis in developing world: the moderating role of human capital. *Environmental Science and Pollution Research*, 29, 20731-20751.

- Nakhli, S. M., Shahbaz, M., Jebli, B. M. (2022) Nexus between economic policy uncertainty, Renewable and non-renewable energy and carbon emissions: Contextual evidence in carbon neutrality dream of USA. *Renewable Energy*, 185, 75-85.
- Kaufmann, R. K., Davidsdottir, B., Garnham, S., Pauly, P. (1998). The determinants of atmospheric SO₂ concentrations: Recondisering the environmental Kuznets curve. *Ecological Economics*, 25, 209-220.
- Koc, S., Bulus, G. C. (2020). Testing validity of the EKC hypothesis in South Korea: Role of renewable energy and trade openness. *Environ. Environmental Science and pollution Research*, 27. 29043–29054.
- Leitão, N. C. (2021). The effects of corruption, renewable energy, trade and CO₂ emissions. *Economies*, 9, 62.
- Luzzati, T., Orsini. M. (2009). Investigating the energy-environmental Kuznets curve, *Energy*, 34, 291-300.
- Miah, D., Masum, H. F., Koike, M. (2010). Global observation of EKC hypothesis for CO₂, SO_x and NO_x emission: A policy understanding for climate change mitigation in Bangladesh. *Energy Policy*, 38 (8), 4643-4651.
- Muhammad, S., and Mutascu, M., and Parvez, A. (2011). Environmental Kuznets Curve in Romania and the Role of Energy Consumption. MPRA, No. 32254
- Raymond, L. (2004). Economic Growth as Environmental Policy? Reconsidering the Environmental Kuznets Curve. *Journal of Public Policy*, 24 (3), 327-348.
- Shahbaz, M., Ozturk, I., Afza, T., Ali, A. (2013). Revisiting the environmental Kuznets curve in a global economy. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 25, 494-502.
- Sinha, A., Bhattacharya, J. (2017). Estimation of environmental kuznets curve for SO₂ emission: A case of Indian cities. *Ecological Indicators*, 72, 881-894.
- Stern, D. I. (2004). The Rise and Fall of The Environmental Kuznets Curve, *World Development*, 32 (8), 1419-1439.
- Zaman, K., Shahbaz, M., Loganathan, N., Raza, A. S. (2016). Tourism development, energy consumption and Environmental Kuznets Curve: Trivariate analysis in the panel of developed and developing countries. *Tourism Management* 54, 275-283.
- Tamazian, A., Rao, B. (2010). Economic, financial and institutional developments matter for environmental degradation? Evidence from transitional economies, *Energy Economics*, 32, 137- 145.
- Vörk, A. (2003). *Staatilised paneelandmete mudelid*. Kättesaadav: <https://www.yumpu.com/xx/document/view/32240197/staatilised-paneelandmete-mudelid-tartu-alikooli->

- Wooldridge, J., M. (2013). *Introductory Econometrics: A Modern Approach*. 5th ed. South-Western: Cengage Learning.
- Ökokcu, S., Özdemir, Ö. (2017) Economic Growth, Energy and Environmental Kuznets Curve. Renewable and Sustainable. *Energy Reviews*, 72, 639-647.
- World Bank. (2022b). NY.GDP.PCAP.KD GDP per capita (constant 2015 US\$)
[E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.KD>
(22. november 2022)
- World Bank. (2022c). EG.FEC.RNEW.ZS % kogu energiatarbimisest
[E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/indicator/EG.FEC.RNEW.ZS>
(22. november 2022)
- World Bank. (2022d). EG.USE.PCAP.KG.OE kg nafta ekvivalent elaniku kohta
[E-andmebaas]. Kättesaadav:
<https://data.worldbank.org/indicator/EG.USE.PCAP.KG.OE> (22. november 2022)
- OECD. (2022a). Emissions of air pollutants vääveloksiidid
[E-andmebaas]. Kättesaadav:
https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=AIR_EMISSIONS#, (22. november 2022)

LISAD

Lisa 1. Ühendatud vähimruutude meetodi mudel

Model 74: Pooled OLS, using 594 observations
Included 33 cross-sectional units
Time-series length = 18
Dependent variable: SO2_EM

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-1,80234	2,96790	-0,6073	0,5439	
ENE_C	0,0133290	0,000543732	24,51	<0,0001	***
GDP	-0,00093007	0,000152672	-6,092	<0,0001	***
sq_GDP	9,37893e-010	1,49538e-09	0,6272	0,5308	
ENE_RE	-0,0361583	0,0691083	-0,5232	0,6010	
Mean dependent var	24,61498	S.D. dependent var	36,45054		
Sum squared resid	353916,5	S.E. of regression	24,51279		
R-squared	0,550802	Adjusted R-squared	0,547751		
F(4, 589)	180,5562	P-value(F)	7,2e-101		
Log-likelihood	-2740,661	Akaike criterion	5491,322		
Schwarz criterion	5513,256	Hannan-Quinn	5499,864		
rho	0,969773	Durbin-Watson	0,048224		

RESET test for specification -

Null hypothesis: specification is adequate

Test statistic: $F(2, 587) = 62,6898$

with p-value = $P(F(2, 587) > 62,6898) = 2,11085e-025$

White's test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: heteroskedasticity not present

Test statistic: $LM = 104,464$

with p-value = $P(\text{Chi-square}(14) > 104,464) = 6,57722e-016$

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

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

Test statistic: $t(32) = 52,269$

with p-value = $P(|t| > 52,269) = 1,46566e-032$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: $\text{Chi-square}(33) = 5,89529e+006$

with p-value = 0

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 337,667

with p-value = 4,74936e-074

Lisa 2. Kasutatud andmed

Antud uurimistöös kasutatud andmed on kättesaadavad alljärgneval lingil:

<https://docs.google.com/spreadsheets/d/1KNVs2qA3jCrAuUi3a8sygdIxKosZOrryONVGsX-srj8/edit?usp=sharing>

Lisa 3. Kahesuunaline standardvigadega korrigeeritud fikseeritud efektiga mudel

Model 75: Fixed-effects, using 594 observations

Included 33 cross-sectional units

Time-series length = 18

Dependent variable: SO2_EM

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-24,7203	28,8347	-0,8573	0,3976	
ENE_C	0,0149087	0,00138855	10,74	<0,0001	***
GDP	-0,00048200	0,00118584	-0,4065	0,6871	
sq_GDP	4,93259e-09	6,49643e-09	0,7593	0,4532	
ENE_RE	0,355292	0,404349	0,8787	0,3861	
dt_2	-2,28558	1,18119	-1,935	0,0619	*
dt_3	-4,40253	1,83341	-2,401	0,0223	**
dt_4	-6,03924	2,73577	-2,208	0,0346	**
dt_5	-7,22342	3,26307	-2,214	0,0341	**
dt_6	-8,14939	3,65007	-2,233	0,0327	**
dt_7	-10,4861	3,96579	-2,644	0,0126	**
dt_8	-13,6986	4,55244	-3,009	0,0051	***
dt_9	-13,8922	5,23030	-2,656	0,0122	**
dt_10	-16,4360	6,03667	-2,723	0,0104	**
dt_11	-16,0129	6,80545	-2,353	0,0249	**
dt_12	-17,7156	6,90131	-2,567	0,0151	**
dt_13	-17,3904	6,04671	-2,876	0,0071	***
dt_14	-19,7078	6,56413	-3,002	0,0052	***
dt_15	-17,9291	7,07110	-2,536	0,0163	**
dt_16	-18,1339	7,26708	-2,495	0,0179	**
dt_17	-20,8189	7,50552	-2,774	0,0092	***
dt_18	-20,1893	8,21854	-2,457	0,0196	**
Mean dependent var	24,61498	S.D. dependent var	36,45054		
Sum squared resid	40828,29	S.E. of regression	8,695283		
LSDV R-squared	0,948180	Within R-squared	0,641736		
Log-likelihood	-2099,234	Akaike criterion	4306,468		
Schwarz criterion	4543,360	Hannan-Quinn	4398,727		
rho	0,757831	Durbin-Watson	0,395560		

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(4, 32) = 30,5884$

with $p\text{-value} = P(F(4, 32) > 30,5884) = 1,59336e-010$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(32, 198,4) = 168,47$

with p-value = $P(F(32, 198,4) > 168,47) = 1,82107e-126$

Wald joint test on time dummies -

Null hypothesis: No time effects

Asymptotic test statistic: Chi-square(17) = 129,6

with p-value = $2,23733e-019$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: Chi-square(33) = 20045,6

with p-value = 0

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: Chi-square(2) = 133,215

with p-value = $1,18252e-029$

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

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

Test statistic: $F(1, 32) = 42,2852$

with p-value = $P(F(1, 32) > 42,2852) = 2,55321e-007$

Lisa 4. Lõplik kahesuunaline standardvigadega korrigeeritud mudel

Model 73: Fixed-effects, using 594 observations

Included 33 cross-sectional units

Time-series length = 18

Dependent variable: SO2_EM

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	-29,0315	7,08999	-4,095	0,0003	***
ENE_C	0,0153306	0,00155901	9,834	<0,0001	***
dt_2	-2,29772	0,826572	-2,780	0,0090	***
dt_3	-4,38877	1,22468	-3,584	0,0011	***
dt_4	-5,88166	1,67264	-3,516	0,0013	***
dt_5	-7,19988	2,23643	-3,219	0,0029	***
dt_6	-8,24969	2,54746	-3,238	0,0028	***
dt_7	-10,7152	2,64961	-4,044	0,0003	***
dt_8	-13,8068	2,61713	-5,276	<0,0001	***
dt_9	-13,9051	3,01861	-4,606	<0,0001	***
dt_10	-16,4316	3,07148	-5,350	<0,0001	***
dt_11	-15,7680	3,00520	-5,247	<0,0001	***
dt_12	-17,2850	3,31802	-5,209	<0,0001	***
dt_13	-16,4368	3,21461	-5,113	<0,0001	***
dt_14	-18,6428	3,14567	-5,926	<0,0001	***
dt_15	-16,7374	3,39198	-4,934	<0,0001	***
dt_16	-16,5501	3,70194	-4,471	<0,0001	***
dt_17	-19,0136	3,34667	-5,681	<0,0001	***
dt_18	-18,1722	3,57503	-5,083	<0,0001	***

Mean dependent var	24,61498	S.D. dependent var	36,45054
Sum squared resid	41565,00	S.E. of regression	8,749112
LSDV R-squared	0,947245	Within R-squared	0,635272
Log-likelihood	-2104,545	Akaike criterion	4311,091
Schwarz criterion	4534,822	Hannan-Quinn	4398,224
rho	0,761787	Durbin-Watson	0,395381

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(18, 32) = 184,612$

with p-value = $P(F(18, 32) > 184,612) = 3,21006e-027$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(32, 198,4) = 274,202$

with p-value = $P(F(32, 198,4) > 274,202) = 9,28527e-147$

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: Chi-square(33) = 6601,51

with p-value = 0

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -
Null hypothesis: No first-order autocorrelation ($\rho = -0.5$)
Test statistic: $F(1, 32) = 47,0554$
with p-value = $P(F(1, 32) > 47,0554) = 9,24312e-008$

Lisa 5. Lihtlitsents

Lihlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina _____ (autori nimi)

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose

(lõputöö pealkiri)

mille juhendaja on _____,

(juhendaja nimi)

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.

_____ (kuupäev)

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