

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Majandusanalüüsi ja rahanduse instituut

Helina Piibelet

**KUZNETSI KESKKONNAKÕVER SÜSIHAPPEGAASI
EMISSIONI NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Heili Hein, MA

Tallinn 2021

Deklareerin, et olen koostanud lõputöö iseseisvalt ja olen viidanud kõikidele töö koostamisel kasutatud teiste autorite töödele, olulistele seisukohtadele ja andmetele, ning ei ole esitanud sama tööd varasemalt ainepunktide saamiseks. Töö pikkuseks on 6980 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Helina Piibeht

(allkiri, kuupäev)

Üliõpilase kood: 179513TAAB

Üliõpilase e-posti aadress: hpiibeht@gmail.com

Juhendaja: Heili Hein, MA:

Töö vastab kehtivatele nõuetele

.....

(allkiri, kuupäev)

Kaitsmiskomisjoni esimees:

Lubatud kaitsmisele

.....

(nimi, allkiri, kuupäev)

SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE	4
SISSEJUHATUS	5
1. KESKKONDLIKU KUZNETSI KÕVERA TEOREETILISI JA EMPIIRILISI KÄSITLUSI..	7
1.1. Keskkondlik Kuznetsi kõver.....	7
1.2. Ülevaade varasematest empiirilistest uuringutest	9
2. EMPIIRILINE METODOLOOGIA	15
2.1. Uuringu meetodika ja valimi tutvustus	15
2.2. Andmestik ja kirjeldav statistika.....	18
3. TÖÖ TULEMUSED	23
3.1. Uuringu tulemused	23
3.2. Uuringu järeldused, piirangud ja ettepanekud tulevastele uuringutele	30
KOKKUVÕTE	32
SUMMARY	34
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU.....	35
LISAD	38
Lisa 1. Kasutatud andmed	38
Lisa 2. FE mudeli aruanne.....	39
Lisa 3. FE mudeli aruanne (eemaldatud SKP tunnus)	40
Lisa 4. Kahesuunaline FE mudel (kohandatud standardvead ja ajaefekt).....	41
Lisa 4 järg	42
Lisa 4 järg	43
Lisa 5. Lihtlitsents.....	44

LÜHIKOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on välja selgitada, kas ja kuidas on seotud õhureostuse tase sissetulekutasemega ning kas keskkondliku Kuznetsi kõvera hüpotees kehtib antud valimi põhjal. Püstitatud hüpoteesi idee seisneb selles, et varajases majandusarengu staadiumis suurenevad nii sissetulekud kui keskkonnasaaste, kuid peale teatud künnisepunkti muutub trend nii, et sissetulekutaseme edasine kasv seostub keskkonnaseisundi paranemisega.

Antud eesmärgi ja hüpoteesi uurimiseks kasutatakse 30 kõrge sissetulekutasemega riigi sekundaarseid paneelandmeid, kus uuritavaks perioodiks on 1990-2014. Analüüsis rakendatakse kolme tüüpi paneelandmete mudeleid: juhuslike efektidega mudel, fikseeritud efektidega mudel ja paneelandmete sujuva ülemineku regressioonmudel. Varasemast kirjandusest tulenevalt valitakse sõltuvaks muutujaks süsinikdioksiidi heitkoguse tase ning seletavateks muutujateks sisemajanduse koguprodukt, energia ja taastuenergia tarbimine.

Andmete analüüsi tulemusena leitakse, et nii fikseeritud efektidega mudeli kui paneelandmete sujuva ülemineku regressioonmudeli korral ei ole statistiliselt olulist seost sisemajanduse koguprodukti ja süsinikdioksiidi heitkoguse vahel. Seletavatest muutujatest osutuvad oluliseks nii energia kui ka taastuenergia tarbimine. Taastuenergia tarbimine mõjutab süsinikdioksiidi heitkogust negatiivselt ja energia tarbimine positiivselt.

Võtmesõnad: Keskkondlik Kuznetsi kõver, CO₂ emissioon, majanduskasv, mittelineaarne regressioon

SISSEJUHATUS

Inimkonna majandustegevus mõjutab üha enam keskkonda. Fossiilkütuste põletamine, metsade maha raiumine, reostamine ja kariloomade kasvatamine on ühed paljudest viisidest, kuidas inimesed paiskavad tohutul hulgal kasvuhoonegaase atmosfääri, soodustades globaalset soojenemist. Sellest osaliselt põhjustatud ekstreemsed ilmastikunähtused nagu üleujutused, põuad, metsatulekahjud, orkaanid ja kuumalained on inimesi pannud mõistma, et kliimamuutus pole enam vaid tulevikuprobleem. Seetõttu on tänapäeval märkimisväärse tähelepanu alla sattunud teemad nagu kliima soojenemine, jätkusuutlikkus ning rohemajandus.

Aastakümneid on teada olnud, et kasvuhoonegaasid on kliimamuutuste üheks keskseks põhjustajaks. Peamiselt teatakse kasvuhoonegaasidest süsinikdioksiidi (CO₂), mille hulgalised kogused on tekkinud fossiilkütuste põletamisel, tööstuslikul tootmisel ja maakasutuse muutmisel. Kliimamuutuste halvimate mõjude vältimiseks tuleks maailmas vähendada heitkoguste emiteerimist taastuvenergia näol. Ühinenud Rahvaste Organisatsiooni (UN – *United Nations*) keskkonna programmi raporti andmetel uute või ajakohastatud riiklikult määratud panuste (NDC – *Nationally Determined Contributions*) lubadustel 2030. aastaks on globaalsetele heitkogustele vaid piiratud mõju, vähendades 2030. aastaks prognoositud heitkoguseid vaid 7,5 protsenti võrreldes varasemate tingimustega, samas kui oleks vaja 30 protsenti, et piirata soojenemist 2 kraadini ja 55 protsenti 1,5 kraadini (UNEP, UNEP DTU Partnership 2021, 16).

Keskkondliku Kuznetzi kõvera hüpotees viitab sellele, et majanduslik areng toob esialgu kaasa keskkonnaseisundi halvenemise, kuid pärast künnisepunkti ületamist hakkab ühiskond parandama oma suhet keskkonnaga ning keskkonnareostuse tase väheneb. Väga lihtsast vaatenurgast viitab antud kõvera hüpotees, et majanduskasv on keskkonnale hea. Ka maailma arenguaruanne populariseeris väidet, et esmalt tuleks riigil kasvada ning majanduskasvu tõusu järel tekib rahval keskkonna kvaliteedi parandamise nõudlus ja vahendid vastavate investeeringute jaoks saavad riigile kättesaadavaks (World Bank 1992). Selline hüpoteesitud seos on mõnikord olnud aluseks riikide majanduskasvu soodustamise põhjenduseks (Raymond 2004).

Käesoleva lõputöö eesmärgiks on välja selgitada, kas ja kuidas on omavahel seotud õhureostuse tase süsihappegaasi emissioonide näol ning riigi sissetulekutase ja hinnata keskkondliku Kuznetsi kõvera hüpoteesi paikapidavust. Autor on koostanud eesmärgi saavutamiseks järgmised uurimisküsimused:

- Kuidas on seotud sissetulekutase õhureostusega?
- Kas sissetulekutaseme suurenedes on võimalik vähendada keskkonnareostuse taset?
- Kas keskkondliku Kuznetsi kõvera hüpotees kehtib antud valimi põhjal?

Uurimisküsimustele vastamiseks on kasutatud paneelandmete modelleerimise mudeleid – fikseeritud efektidega (edaspidi FE – *fixed effects*), juhuslike efektidega (edaspidi RE – *random effects*) ja paneelandmete sujuva ülemineku regressioonimudelit (edaspidi PSTR – *panel smooth transition regression*). Mudelite koostamiseks on kasutatud kahte erinevat tarkvara – FE ja RE mudel on koostatud Gretl tarkvaras ning PSTR mudel RStudio tarkvaras.

Käesolev töö koosneb kolmest osast. Esimeses osas on välja toodud keskkondliku Kuznetsi kõvera teoreetiline taust ning teoreetiliste ja empiiriliste uuringute ülevaade. Teises osas antakse ülevaade empiirilise analüüsi metoodikast ning andmete valikust. Kolmandas osas viiakse läbi regressioonanalüüs, analüüsitakse saadud tulemusi ning tehakse järeldused.

1. KESKKONDLIKU KUZNETSI KÕVERA TEOREETILISI JA EMPIIRILISI KÄSITLUSI

Lõputöö esimene peatükk annab ülevaate keskkondliku Kuznetsi kõvera empiirilisest ja teoreetilisest käsitlusest ning õhureostuse ja elatustaseme seotusest toetudes varasemale teemakohasele kirjandusele.

1.1. Keskkondlik Kuznetsi kõver

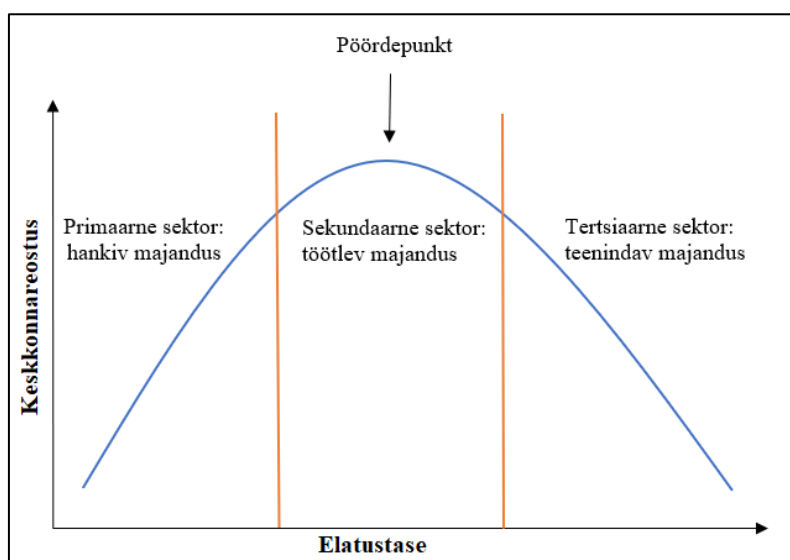
Keskkondlik Kuznetsi kõver (edaspidi EKC - *environmental Kuznets curve*) tugineb tänapäeva Valgevene aladel sündinud Ameerika majandusteadlase Simon Kuznetsi poolt püstitatud hüpoteesile riigi elatustaseme ja majandusliku ebavõrdsuse seose kohta. Kuznets (1955) kirjeldab nende kahe muutuja käitumist hüpoteesiga, et sissetulekute ebavõrdsus esialgu suureneb, kui sissetulek inimese kohta suureneb ja hakkab pärast pöördepunkti vähenema, järgides ümberpööratud U-kuju. Olles sarnane Kuznetsi poolt püstitatud seose liikumisega, nimetati keskkonnaseisundi halvenemise näitajate ja elatustaseme seos keskkondlikuks Kuznetsi kõveraks (Andreoni, Levinson 2001).

Kuznetsi keskkonnakõver on hüpoteesitud seos erinevate keskkonnaseisundi halvenemist peegeldavate näitajate ning elatustaseme (tavaliselt mõõdetud kui SKP inimese kohta) vahel. Varajases majanduskasvu staadiumis suurenevad nii elatustase kui keskkonnasaaste, kuid peale teatud pöördepunkti trend muutub nii, et kõrgema sissetuleku korral toob majanduskasv kaasa keskkonna paranemise. See tähendab, et keskkonnamõjud või heitkogused inimese kohta on elatustasemega ümberpööratud U-kujulises seoses.

Keskkondlik Kuznetsi kõver kujunes 1990. aastate põhiliseks mõisteks elatustaseme ja keskkonna halvenemise seose määratlemiseks (Gill *et al.* 2018). Esmakordselt määratleti EKC kontseptsioon Grossmani ja Kruegeri (1991) Põhja-Ameerika Vabakaubanduse Lepingu (NAFTA – *North American Free Trade Agreement*) uurimusega, kus hinnati kuidas mõjutaks lepingust tulenevad kaubandustõkete vähendamised keskkonnareostust. Antud artikli analüüsi aluseks oli 42 riigi

õhukvaliteedi ja majanduskasvu vaheline suhe, kus leiti, et andmed näitavad ümberpööratud U-kujulist seost saaste ja elatustaseme vahel. Autorid lisasid, et librealsema kaubandusrežiimi keskkonnamõjud ei sõltu ainult majanduskasvust, vaid ka poliitikamuutustest ja majandustegevuse sektorivahelistes kooskõlades ning kaupade tootmise ja teenuste pakkumise kasutatavates tehnoloogiates (Grossman, Krueger 1991).

Keskkondliku Kuznetsi kõvera puhul tuuakse välja kolm staadiumit (vt Joonis 1.1): töötleva majanduseelne aeg ehk hankiv majandus, töötlev majandus ning töötleva majanduse järgne aeg ehk teenindav majandus (Panayotou 1993). EKC esimeses etapis on elatustase inimese kohta madal – esineb vaesust, mille leevendamiseks on inimesed valmis enda kohalikku keskkonda reostama (Tanger *et al.* 2011). Ka industrialiseerimine ja linnastumine, mis tekitavad linna- ja tööstusjäätmeid, toimub majandusarengu varajases staadiumis, kus majanduskasv ja saaste on omavahel positiivselt seotud (Gill *et al.* 2018). Järgnevas perioodis industrialiseerumine jätkub, kuid tehnoloogiad paranevad: minnakse üle nii-öelda puhtale tööstusele. Üha rohkem majandustegevust toimub teenuste sektoris, mille tagajärjel hakkab keskkonnareostus vähenema. Viimases staadiumis, kui on saavutatud kõrgem elatustase, hakkavad inimesed hindama kvaliteetset keskkonda ning selle tulemusel investeeritakse keskkonnasäästlikusse eluviisi (Gill *et al.* 2018). Selle tulemusena võib väita, et EKC hüpoteesi sõnum on, et majanduskasv on nii keskkonnaprobleemide aluseks kui ka ravimiks (Galeotti *et al.* 2006).



Joonis 1.1. Keskkondlik Kuznetsi kõver
Allikas: Autori koostatud Panayotou (1993) põhjal

Keskkondliku Kuznetzi kõvera pooldajad väidavad, et riigid suudavad n-ö välja kasvada enda keskkonnapoliitilistest probleemidest (Raymond 2004). Samas tuuakse välja, et pole mingit garantiid, et majanduskasv toob kaasa keskkondlike probleemide paranemise – tihtipeale on vaja suunatud poliitikat ja hoiakut, et tagada majanduskasvu sobivus paraneva keskkonnaga (He, Lin 2019). Oluline on kasvu sisendite (keskkonnaressursside) ja väljundite (jäätmed) koostis – selle määravad majandusinstituutsioonid, mille piires inimtegevus toimub (Arrow *et al.* 1995). Jätkusuutliku majandustegevuse, mis toetab ökoloogilist elu, toimimiseks tuleks instituutsioonid kujundada nii, et need pakuksid õigeid stiimuleid ökoloogiliste süsteemide vastupanuvõime kaitseks (*Ibid.*).

Avalikus arutelus kliima soojenemise peatamiseks tuuakse välja mõned peamised argumendid: tuleks peatada kivisõetehased ja kasutada päikesepaneelide, lõpetada bensiiniautodega sõitmine ja käia rattaga tööl või sõita elektriautoga ning asendada liha söömist veganlusega. Keskkondliku Kuznetzi kõvera puhul tuuakse välja, et arenev riik peab ennem kasvama, et vähendada heitgaase ning muud keskkonna reostust. Vaesusest pääsemine ja keskklassi jõudmine tekitab vältimatut saastatust - raske on väita, et riik peaks kaitsma enda põlismetsasi ning kulutama raha puidu põletamise asemel päikesepaneelidele, kui vastav riik ei suuda isegi rahuldada olulise osa elanikkonna põhivajadustest.

1.2. Ülevaade varasematest empiirilistest uuringutest

Varasemad uuringud on välja toonud nii toetust kui ka kriitikat keskkondliku Kuznetzi kõvera suhtes. Kui EKC empiiriliste uuringute algusjärgus leidsid Grossman ja Krueger (1991; 1995) ning Panayotou (1993) toetust EKC-le, on pärast seda mitmed uuringud jõudnud lahkarvamusele. Üks võimalik põhjus, miks puudub üksmeel EKC olemasolus, on pikkade aegriididega paneelide kasutatavate uuringute puudumine (Churchill *et al.* 2018). Varasemad keskkondliku Kuznetzi kõvera uuringud olid sissetulekutetaseme lihtsad ruutfunktsioonid (Stern 2004). Lisaks on välja toodud, et varasemad empiirilised uuringud on välja jätnud asjakohased selgitavad muutujad (Galeotti *et al.* 2006). Kuigi EKC peetakse peamiselt empiiriliseks nähtuseks siis on ka eriarvamusi EKC teoreetilisel alusel.

Kuznetzi keskkonnakõvera fundamentaalsele teooriale on kriitikat välja toonud nii Stern (1998; 2004), Arrow *et al.* (1995) kui ka Gill *et al.* (2018). Üldine EKC arusaam, et sissetulekute kasvades

suureneb keskkonnaseisundi halvenemine kuni punktini, mille järel hakkab see paranema, on osutunud kehtivaks vaid saasteainete puhul, millel on lühiajalised kulud (nt väävel, tahked osakesed ja fekaalsed kolibakterid), mitte pikaajalised ja hajutatamad kulud (nt CO₂) (Arrow *et al.* 1995). Sealt tulenebki üks peamisi kriitikaid EKC kohta, et see kehtib vaid valitud keskkonnaseisundi halvenemise näitajate puhul. Gill *et al.* (2018) artiklis tuuakse välja, et mõnede saasteainete andmed ei ole levinud, mistõttu ei saa neid EKC uuringutesse kaasata, kuid võivad olla palju ohtlikumad keskkonnale ja inimeste tervisele. Lisaks ei ole osade andmete laadi tõttu võimalik empiirilisel hinnata mõningaid keskkonnaprobleeme nagu pinnase erosioon ja põhjavee reostus – seega ei saa üldistada EKC kohta tehtud empiirilisi uuringuid, mis põhinevad ainult osalistel saastemõõtmistel, sest tulemused sõltuvad suuresti uuritava saasteaine tüübist (*Ibid.*).

Kuznetzi keskkonnakõvera mudel eeldab, et tekitatud keskkonnakahjud on pöörduvad ning pöördepunkti ületades reostustase väheneb ja keskkond on automaatselt parem aga kui pole teada pöördepunkt, siis katsed kiiresti kasvada arengu varajases staadiumis, mil keskkonnaseisundi halvenemine suureneb, võib osutada jätkusuutmatuks (Stern 1998). Keskkonna halvenemise ja loodusresursside ammendumise tõttu ei ole EKC kasvustrategia ressursikasutuse mõttes efektiivne (Gill *et al.* 2018). Esmalt saasta ja kasva ning hiljem puhasta kallite tehnoloogiatega lisab majanduskasvu protsessile tohutut sotsiaal- ja keskkonnakulu, mis muudab esialgse majanduskasvu tähtsusetuks. Arenevad riigid peaksid valima arengutee, mis on jätkusuutlikum ja vähem hävitavam – majanduskasv koos keskkonnahoiuga (*Ibid.*).

Kui võrrelda omavahel arengumaade ja arenenud maade andmeid, siis keskkondliku Kuznetzi kõvera hüpoteesi kohaselt võib väita, et tänapäeva arengumaad on EKC tõusul, kui arenenud maad on juba EKC langusel ehk arengumaad on staadiumis, mille Ühendkuningriik ületas 150 aastat tagasi, Ameerika Ühendriigid (USA) 100 ja Jaapan 50 aastat tagasi (Panayotou 1993). Lisaks on keeruline riikide põhiselt andmeid kokku panna, kuna tihtipeale suured tööstusriigid püüavad leida kõige odavamat võimalust, et toota. Saasteparadiisi hüpoteesi (PHH - *pollution haven hypothesis*) kohaselt püüavad ettevõtted vältida rangetest keskkonnanormidest tulenevaid kulusid, paigutades tootmise riikidesse (tihtipeale arengumaad), kus keskkonnanormid on leebemad. Kuid on ka tõendeid, mis näitavad, et arengumaad tegelevad keskkonnaprobleemidega ning mõnikord võtavad arenenud riikide standardid kasutusele lühema ajaga ja tulemused on paremad kui mõnel rikkamal riigil (Stern 2004).

Keskkondliku Kuznetsi kõvera uurimisel on analüüsi aluseks olnud nii üksikud riigid kui ka grupp riike ning ainult majanduskasv ja CO₂ emissioonide tase kui ka sellele lisaks nii majanduslikud kui ka poliitilised tegurid, mis võiksid seletada kõvera vahelisi seoseid. Uuringud on andnud eriilmelisi tulemusi, kuna kasutatakse erisuguseid andmeid, mudeleid ja statistilise modelleerimise viise. He ja Lin (2019) toovad välja, et erineva majandusarengu tasemega riikidel on erinevad sissetulekutasemed, tööstusstruktuurid, tehnoloogilised progressid, keskkonnaregulatsioonid jne ning seetõttu on raske saada ühist EKC-d üksikute riikide vahel kui uuritakse koos arenenud ja arengumaid. Seepärast on mõistlikum analüüsida riike või piirkondi, mis on samaväärsel tasemel. Kuid kui leidub Kuznetsi keskkonnakõvera hüpoteesile toetavaid tõendeid, nii teoreetiliselt ja empiirilisel, võib see olla paljulubav mõju arengumaade jätkusuutlikule majanduskasvule tulevikus (*Ibid.*).

Andreoni ja Levinson (2001) modelleerisid lihtsa ja sirgjoonelise staatilise nii ühe- kui ka mitme inimese mudeli, kus kõver sõltub soovitud kauba tarbimisest ning selle reostuse vähendamise vahelise tehnoloogilise seose suurenemisest. Antud mudel keskendus tehnoloogia mõjudele, kuna paratamatult kauba tarbimine tekitab reostust ja ressursside kulutamine saaste vähendamisele leevendab seda. Nii ühe- kui ka mitme inimese mudel tõi välja tagurpidi-U-kujulise seose. Kuigi antud artikkel toetas EKC olemasolu, tõid autorid välja, et antud mudel ei toeta väidet, et vaadeldud tagurpidi-U-kujulised saasterajad õigustavad *laissez-faire* suhtumist reostusesse või et majanduskasv üksi lahendab saasteprobleemid, vaid keskkonnaregulatsioonide puudumisel võib saaste ning tulu seos olla tagurpidi-U-kujuline, kuid saaste hulk iga sissetuleku juures on ebaefektiivselt suur. (*Ibid.*)

On artikleid, kus keskkondliku Kuznetsi kõvera uurimise aluseks on süsinikdioksiidi (CO₂) emissioon (Ajmi *et al.* 2015; Aslanidis, Iranzo 2009; Galeotti *et al.* 2006; Churchill *et al.* 2018; Zoundi 2017; Fernández-Amador *et al.* 2017; Sarkodie, Strezov 2018; Shahbaz *et al.* 2013; Vollerbergh *et al.* 2009; Sugiawan, Managi 2016; Al-Mulali *et al.* 2016; Zortuk, Çeken 2016) ning on ka artikleid, kus uuritakse näiteks metsade hävitamise, vääveldioksiidi (SO₂), süsinikmonooksiidi (CO), ökoloogilise jalajälje jt. keskkondlike reostajate või poliitiliste näitajate kohta (Grossman, Krueger 1991; Panayotou 1993; Grossman, Krueger 1995; Harbaugh *et al.* 2002; He, Lin 2019; Álvarez-Herránz *et al.* 2017; Aydin *et al.* 2019; Giovanis 2012). Erinevusi tulemustes on tulnud nii sama kui ka erinevate keskkonna halvenemise näitajate poolt. Keeruline on ühtlustada tulemusi, kuna EKC empiiriline kirjandus on loonud erinevaid võimalusi isegi sama tüüpi heitmete uurimisel (Vollerbergh *et al.* 2009).

Kuznetsi keskkonnakõvera hüpoteesi olemasolu leidis Panayotou (1993) arengu- ja arenenud riikide metsade hävitamise ja õhusaaste ristlõike andmetel. Kuigi analüüsi tulemusel tuli EKC välja, nentis autor, et see ei pruugi olla optimaalne ökoloogiliste künniste tõttu, mida võidakse majanduskasvu tagajärjel pöördumatult ületada. Autor tõi välja, et arenguriigid saavad aidata enda keskkondliku Kuznetsi kõverat tasandada kui (*Ibid.*):

- kõrvaldada poliitikamoonutused;
- lisada keskkonnakulud neid tekitavatele tegevustele ning;
- määratleda ja jõustada omandiõigusi loodusvaradele.

Ka Grossman ja Krueger (1995) toovad välja, et tänapäeva madala sissetulekuga riikidel on võimalus õppida ajaloost seoses suurenenud teadlikkusega keskkonnoahtudest ja uute tehnoloogiate väljatöötamisest ning seeläbi vältida mõningaid varasemate riikide kasvukogemuste vigu.

Vastakaid resultate on välja tulnud, kui vaadata süsinikdioksiidi (CO₂) uurimusi. Keskkondliku Kuznetsi kõvera olemasolu on leidnud Churchill *et al.* (2018), Galeotti *et al.* (2006), Sarkodie ja Strezov (2018), Shahbaz *et al.* (2013), Sugiawan ja Managi (2016), Al-Mulali *et al.* (2016) ja Zortuk, Çeken (2016). Vastupidiselt eelnevatele artiklitele ei ole leidnud EKC olemasolu CO₂ uuringutes Ajmi *et al.* (2015), Aslanidis, Iranzo (2009), Galeotti *et al.* (2006), Zoundi (2017), Fernández-Amador *et al.* (2017) ning Vollebergh *et al.* (2009). Harbaugh *et al.* (2002) ja Álvarez-Herránz *et al.* (2017) artiklites jõuti järeldusele, et EKC-l on vähe empiirilist tuge kui on seotud õhusaasteaine ja SKP, kuna hinnanguline seos on tundlik nii valimi kui ka empiirilise spetsifikatsiooni suhtes.

Churchill *et al.* (2018) kasutas paneelandmete modelleerimise meetodeid, mis arvestasid CO₂ heitkoguste, sissetulekutasemete ja muude selgitavate muutujate vahel ristlõike sõltuvust ja parameetrite heterogeensust 20 riigil ajavahemikus 1870-2014. Kuznetsi keskkonnakõvera hüpoteesile leiti toetust paneeli kui terviku kohta, kuid riikide põhised tulemused toetasid EKC-d ainult üheksas riigis 20-st. Üheksast viiel riigil oli traditsiooniline tagurpidi-U-kujuline suhe, kolmel N-kujuline suhe ning ühel tagurpidi-N-kujuline suhe (*Ibid.*). Türgi CO₂ heitkoguste, energiamahukuse, majanduskasvu ja globaliseerumist uuris Shahbaz *et al.* (2013), kus analüüsi tagajärjel kinnitati ka EKC olemasolu. Põhjusliku seose suunda uuriti vektor-veaparanduse mudeli (VECM - *vector error correction model*) ja Grangeri põhjuslikkuse lähenemise abil. Autorid

lisasid, et energiaintensiivsus on CO₂ heitkoguste peamine põhjus ja üleilmastumine parandab keskkonna kvaliteeti (*Ibid.*).

Galeotti *et al.* (2006) viis läbi uuringu, kus hinnati, kui tugev on analüüs, kui see viiakse läbi erinevas parameetriselises seadistuses ning kasutatakse CO₂ alternatiivseid heiteandmeid võrreldes eelneva kirjandusega. Analüüsi tulemusel võib väita, et EKC avaldatud tõendid ei näi sõltuvat andmete allikast ning kui kasutada alternatiivset funktsionaalselt vormi, on tõendeid tagurpidi-U-mustri kohta OECD riikide rühmas, millel on mõistlik pöördepunkt, olenemata kasutatavast andmekogumist. Siiski tõid autorid välja, et kui panna tulemused olemasoleva kirjanduse ja tõendite konteksti, võib empiiriliste leidude varieeruvusest järeldada, et fundamentaalne statistiline mudel on üsna habras (*Ibid.*).

CO₂ uuringutes, kus keskkondliku Kuznetsi kõvera hüpoteesi olemasolu ei leitud, vaadeldi seoseid energiatarbimise, CO₂ emissiooni ja SKP vahel (Ajmi *et al.* 2015), CO₂ tootmis- ja tarbimisvarusid, SKP ja CO₂ heitkoguseid (Fernández-Amador *et al.* 2017) ning saaste ja sissetuleku seost (Vollebergh *et al.* 2009).

Süsinikdioksiidi uuringutes taastuvenergia tähtsust keskkonnasäästlikkuses uuris Sarkodie ja Strezov (2018), Zoundi (2017), Sugiawan ja Managi (2016) ning Al-Mulali *et al.* (2016). Neist EKC hüpoteesi kinnitust leidis Sarkodie ja Strezov (2018), Sugiawan ja Managi (2016) ning Al-Mulali *et al.* (2016). Sugiawan ja Managi (2016) uurisid Indoneesia põhjal ajavahemikul 1971-2010 taastuvate energiaallikate rolli CO₂ heitkoguste vähendamisel. Tagurpidi-U-kujulise EKC seose CO₂ emissiooni ja majanduskasvu vahel leiti pikemas perspektiivis, mille hinnanguline pöördepunkt jäi näidisperioodist välja, kuid taastuvenergia kasulik mõju tuli välja nii lühi- kui ka pikemas perspektiivis (*Ibid.*). Taastuva energia tähtsuse tõi välja ka Al-Mulali *et al.* (2016), kus uuriti EKC hüpoteesi olemasolu seitsmes piirkonnas aastatel 1980-2010. Hüpotees leidis kinnitust viies piirkonnas, kus ka taastuvenergia tarbimine mõjutas oluliselt CO₂ emissioone (*Ibid.*). Sarkodie ja Strezov (2018) oma uuringus leidsid ka EKC-le toetust, uurides Austraalia, Hiina, Ghana ja USA kasvuhoonegaaside emissiooni soodustavaid tegureid ja nende arenguga soetud majanduslikke mõjusid. Kointegratsioonianalüüsiga ei leidnud CO₂ heitkoguste ja majanduskasvu EKC hüpoteesile toetust Zoundi (2017), kes uuris 25 valitud Aafrika riigi kohta aastatel 1980-2012. Siiski tõi autor välja, et üldised hinnangud näitavad, et taastuvenergia, millel on negatiivne mõju CO₂ heitkogustele, primaarenergiana tarbimisega toob kaasa rohkem globaalset sünergiat keskkonnaprobleemide ületamiseks (*Ibid.*).

Akadeemilistes uuringutes on kasutatud erinevaid mudeleid nagu autoregressiivse hajutatud viivituse (ARDL) lähenemist kointegratsioonile (Sugiawan, Managi 2016; Sarkodie, Strezov 2018), paneeli kointegratsioonianalüüs ja vastupidavustestid (Zoundi 2017; Shahbaz *et al.* 2013; Al-Mulali *et al.* 2016) ja Grangeri põhjuslikkuse analüüsi (Ajmi *et al.* 2015) kui nimetada mõningaid. Hilisemad uuringud on kasutusele võtnud paneeli sujuva ülemineku regressioonimudeli (PSTR). González *et al.* (2005) pakkus välja antud PSTR mudeli, mis võimaldab mudelis regressioonikordajate sujuvat üleminekut erinevate regressioonirežiimide vahel. See mudel on kasulik heterogeensete paneelide kirjeldamiseks, mille regressioonikoefitsendid on aja ja indiviidide lõikes erinevad. Sellise meetodi kasutamine kajastab paremini paneeliandmete mittelineaarseid omadusi ning väldib ka inimudeli spetsifikatsiooni subjektiivsust (He, Lin 2019).

He ja Lin (2019) testisid keskkondliku Kuznetsi kõvera olemasolu majanduskasvu ja vääveldioksiidi emissiooni (SO₂) vahel Hiina erinevate regioonide näitel aastatel 2003.-2017. PSTR mudeli seletavaks muutujaks oli emissiooni intentsiivsus, põhiliseks selgitavaks muutujaks SKP elaniku kohta, üleminekumuutujaks energiantensiivsus ning kontrollmuutujateks tööstuslik struktuur ja keskkonnaregulatsioonide intensiivsus. Antud empiirilise analüüsi tulemusena leiti mittelineaarne seos sissetulekutaseme ja saasteheite vahel, kinnitades EKC olemasolu. Autorid tõid välja soovitusel, et keskkonnajuhtimise üldidee peaks olema nii majanduskasvu kui ka keskkonnakaitse jaoks kasuliku olukorra saavutamise ning parandada tööstusharude arengu kvaliteeti ja vähendada energiamahukust (*Ibid.*).

PSTR mudelit kasutasid ka Aydin *et al.* (2019), Giovanis (2012), Aslanidis ja Iranzo (2009) ning Zortuk ja Çeken (2016), kuid keskkondliku Kuznetsi kõvera hüpoteesile kinnitust nad ei leidnud. Suuresti erinesid ka nende uurimisalused nii uuritava tunnuste kui ka piirkonna vahel. Kui Aydin *et al.* (2019) uuris 26 Euroopa Liidu riigi majanduskasvu mõju ökoloogilisele jalajäljele, siis Giovanis (2012) uuris Londoni linnas süsinikmonooksiidi (CO) ja vääveldioksiidi (SO₂) emissioone, Aslanidis ja Iranzo (2009) 77 mitte OECD riigi CO₂ emissioone ja majanduskasvu ning Zortuk ja Çeken (2016) 12 siirdemajandusriigi seost CO₂ heitkoguste, SKP, energiakasutuse ja linnarahvastiku vahel.

2. EMPIIRILINE METODOLOOGIA

Lõputöö teine peatükk annab ülevaate analüüsiks kasutatud andmetest, valimist ning uurimismetoodikast.

2.1. Uuringu meetodika ja valimi tutvustus

Antud lõputöö empiirilise analüüsi meetodiks on andmete statistiline modelleerimine, kus viiakse läbi paneelandmete regressioonanalüüs. Antud töös on kasutatud 30 riigi sekundaarseid balansseeritud paneelandmeid. Riigid on valitud 2018. aasta kõrgeima süsihappegaasi (CO₂) emissiooni (tonnides) emiteerijatest (World Bank 2021d). Kõik kasutatavad riigid on välja toodud tabelis 2.1. Analüüsi ajavahemikuks on 1990-2014. Paneelandmete aegridade pikkus on 25 ja objektide arv on 30, vaatluste koguarv on 750. Kuna objektide (riikide arv) on suurem kui ajaperioodide (aastate) arv, siis pole käesolevas lõputöös vaja aegridade statsionaarsust kontrollida (Baltagi 2005). Kõik andmed on pärit Maailmapanga (*World Bank*) andmebaasist ning on esitatud iga-aastase perioodilisusega. Perioodi ja riikide valik on põhjendatud andmete kättesaadavusega. Analüüsi läbiviimiseks kasutatakse regressioonanalüüsi ning Gretl ja RStudio tarkvarasid.

He ja Lin (2019) töid välja, et ühist EKC-d on raske saavutada, kui uurida ühes valimis koos nii arengumaid kui ka arenenud riike. Seetõttu on antud uurimistöös valitud grupp riike vastavalt Maailmapanga klassifikatsioonile – kõrge sissetulekutasemega (*high income*). Lisaks saab seletada kõrge sissetulekutasemega riikide valikut uuritava EKC hüpoteesiga: kui riik on kõrge elatustasemega, siis peaks olema antud riik mingil määral läbinud keskkondliku Kuznetsi kõvera teekonna.

Tabel 2.1. Empiirilises uuringus kasutatavad riigid

Ameerika Ühendriigid	Araabia Ühendemiraadid	Austraalia	Austria	Bahrein	Belgia
Hispaania	Holland	Iirimaa	Itaalia	Jaapan	Kreeka
Lõuna-Korea	Norra	Omaan	Poola	Portugal	Prantsusmaa
Rootsi	Saksamaa	Saudi Araabia	Singapur	Soome	Suurbritannia

Šveits	Taani	Trinidad ja Tobago	Tšehhi	Tšiili	Uus-Meremaa
--------	-------	--------------------	--------	--------	-------------

Paneelandmete analüüsimisel on kasutatud RE, FE ja PSTR mudeleid. RE ja FE mudelite puhul tehakse valik vastavalt mudeli olulisusele. Fikseeritud efektidega mudelit kasutatakse siis, kui ollakse kindlad, et erinevusi objektide vahel võib vaadelda kui regressioonifunktsiooni nihkeid ning juhusliku efektiga mudelit kasutatakse siis, kui uuritav objekt ei ole ainulaadne, vaid üks esindaja oma grupis (Vörk, 2003). Lisaks käsitletakse FE mudelis individuaalset heterogeenset efekti kui hinnatavat parameetrit, kuid RE mudelis käsitletakse seda kui juhuslikku muutujat (*Ibid.*). Hausmani testi läbiviimisel on võimalik kindlaks teha, kumba mudelit võib kasutada.

Fikseeritud efektidega mudeli matemaatiline valem on järgmine:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it} + u_{it} \quad (1)$$

kus

- y – sõltuv muutuja,
- α – vabaliige,
- β – parameeter,
- x – sõltumatu muutuja,
- u – vealiige,
- i – objekt,
- t – aeg.

Juhusliku efektiga mudeli matemaatiline valem on järgmine:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \alpha_i + u_{it} \quad (2)$$

kus

- y – sõltuv muutuja,
- β – parameeter,
- x – sõltumatu muutuja,
- α – vabaliige,
- u – vealiige,
- i – objekt,
- t – aeg.

Hausmani testi nullhüpoteesi (edaspidi H_0) kohaselt on õige juhusliku efektiga mudel ning sisuka hüpoteesi (edaspidi H_1) kohaselt on õige fikseeritud efektidega mudel:

- H_0 : puudub korrelatsioon objektispetsiifiliste veakomponentide ning regressoritega, RE hinnangud on mõjusad;
- H_1 : on korrelatsioon objektispetsiifiliste veakomponentide ning regressoritega, RE hinnangud ei ole mõjusad.

Järgnevalt on välja toodud paneelandmete sujuva ülemineku regressioonimudel:

$$y_{it} = \mu_i + \beta_0' x_{it} + \beta_1' x_{it} g(q_{it}; \gamma, c) + u_{it} \quad (3)$$

kus

- y – sõltuv muutuja,
- x – sõltumatu muutja,
- β – muutuja koefitsient,
- μ – individuaalsed fikseeritud efektid,
- u – vealiige,
- i – objekt,
- t – aeg,
- $g(q_{it}; \gamma, c)$ – ülemineku funktsioon.

Ülemineku funktsiooni matemaatiline valem on järgmine:

$$g(q_{it}; \gamma, c) = \left(1 + \exp\left(-\gamma \prod_{j=1}^m (q_{it} - c_j)\right)\right)^{-1}, \gamma > 0 \text{ ja } c_1 < c_2 < \dots < c_m \quad (3a)$$

kus

- q – vaadeldava muutuja pidev funktsioon,
- i – objekt,
- t – aeg,
- γ – ülemineku sujuvus,
- c – künnisepunkt,
- m – künnisepunktide arv.

Valemis (3) on välja toodud PSTR üldine mudel ning valemis (3a) on lahti kirjutatud ülemineku funktsioon. PSTR mudel on kasulik heterogeensete paneelide kirjeldamiseks, mille regressioonikoefitsendid on indiviidide lõikes ja aja jooksul erinevad (Gonzalez *et al.* 2005). PSTR mudeli koostamise protseduur koosneb kolmest etapist: spetsifikatsioon (*specification*), parameetrite hinnang (*estimation*) ja mudeli hindamine (*evaluation*).

Spetsifikatsiooni etapis testitakse homogeensust, tehakse üleminekumuutuja valimine ja homogeensuse tagasilükkamise korral üleminekumuutuja sobiva vormi määramine. Selle etapi eesmärgiks on testida mudeli homogeensust võrreldes PSTR mudeli alternatiividega. Mudelile rakendatakse lineaarsuse test ning seejärel, kui lineaarsus on tagasi lükatud, määratakse teise etapina mittelineaarsuse testiga kõige sobivam üleminekufunktsioonide arv. Parameetrite hindamiseks kasutatakse mittelineaarseid vähimruutusid ning hindamise etapis tehakse hinnangulise mudeliga väärspetsifikatsiooni testid, et kontrollida, kas see kirjeldab andmeid adekvaatselt. (Gonzalez *et al.* 2005)

Viimases etapis testitakse nullhüpoteesi (Gonzalez *et al.* 2005):

- H0: parameetrid on püsivad, pole järelejäänud heterogeensust, puudub vigade autokorrelatsioon;
- H1: parameetrid ei ole püsivad, on järelejäänud heterogeensus, on vigade autokorrelatsioon.

2.2. Andmestik ja kirjeldav statistika

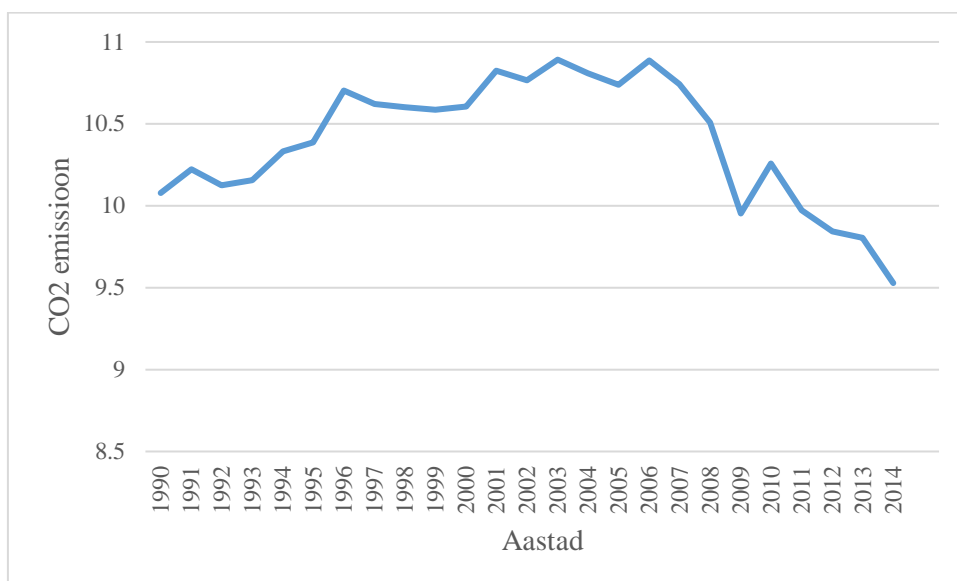
Sõltuvaks tunnuseks on valitud süsihappegaasi (CO₂) heitkogus (tonni elaniku kohta). Seletavateks tunnusteks on sisemajanduse koguprodukt elaniku kohta, energiatarbimine (kg naftaekvivalenti elaniku kohta) ning taastuvenergia tarbimine (% kogu energia lõpptarbimisest). Valitud seletavad tunnused on kooskõlas varasemate empiiriliste uuringutega (Zoundi 2017; Al-Mulali *et al.* 2016). Kasutatud andmed on välja toodud lisas 1.

Peamine inimtekkeline kasvuhoonegaas, mis mõjutab Maa atmosfääri on süsinikdioksiid (CO₂) ning see moodustab suurima osa globaalset soojenemist ja kliimamuutusi soodustavatest kasvuhoonegaasidest. Maailmapanga andmebaasist saadud CO₂ heitkogusse arvatakse fossiilkütuste põletamisest ja tsemendi valmistamisest tulenevad heitkogused. Need hõlmavad tahkete, vedelate ja gaaskütuste tarbimisel ning gaasi põletamisel tekkivat süsinikdioksiidi. Keskkondliku Kuznetsi kõvera olemasolu CO₂ alusel on uurinud ka Ajmi *et al.* 2015, Aslanidis, Iranzo 2009, Galeotti *et al.* 2006, Churchill *et al.* 2018, Zoundi 2017, Fernández-Amador *et al.* 2017, Sarkodie, Strezov 2018, Shahbaz *et al.* 2013, Vollerbergh *et al.* 2009, Sugiawan, Managi 2016, Al-Mulali *et al.* 2016, Zortuk, Çeken 2016.

Majanduskasvu seletavaks muutujaks on sisemajanduse koguprodukt (SKP) elaniku kohta. Peamiselt mõõdetakse majanduskasvu SKP alusel ning mida suurem on see näitaja, seda parem on riigi ja seal elavate inimeste elatustase. Seletavateks muutujateks on ka energiatarbimine ja taastuvenergia tarbimine. Energiatarbimise kujutab endast primaarenergia kasutamist enne muudeks lõpptarbimiskütusteks ümberkujundamist, mis võrdub omamaise toodanguga, millele on lisatud import ja varude muutused. Maha on arvatud eksport ja rahvusvahelise transpordiga tegelevatele laevadele ja õhusõidukitele tarnitud kütused. Taastuvenergia tarbimine on taastuvenergia osatähtsus kogu energia lõpptarbimisest. Taastuvenergia kasutamine on viimastel aastatel üha enam leidnud toetust, et pidurdada globaalse soojenemise kasvu ning taastumatute loodusvarade hävinemist.

Tulenevalt Kuznetzi keskkonnakõvera teoreetilisest käsitlusest, kasutatakse mudelis nii sisemajanduse koguprodukti kui ka selle ruutväärtust. Ruutväärtuse kasutamine tuleneb oletusest, et kui riigi elatustase kasvab, siis künnisepunkti saabumisel hakkab õhusaastatus vähenema samal ajal kui riigi majandus kasvab edasi. Lisaks logaritmitakse nii CO₂ kui ka SKP tunnused. Mittelineaarsete seostega muutujate modelleerimisel võivad vigade tekkimise võimalused olla samuti negatiivsed. Logaritmitud kujul näitajaid on mudelites kasutanud ka He, Lin (2019), Al-Mulali et al. (2016), Zortuk ja Çeken (2016), Sugiawan ja Managi (2016) ning Zoundi (2017).

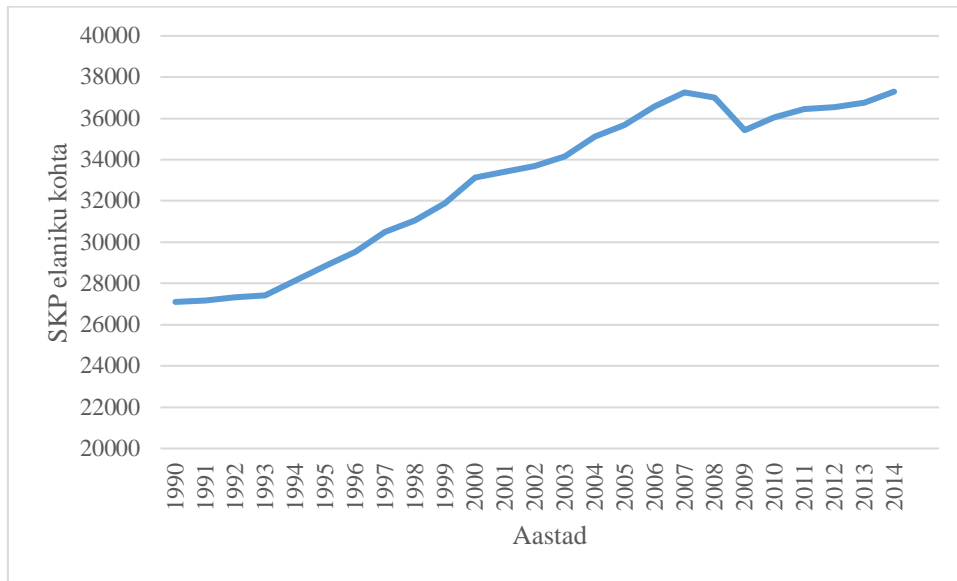
Järgneval joonisel (vt Joonis 2.1) on kajastatud keskmise CO₂ emissiooni tase tonni elaniku kohta kõrge sissetulekuga riikides. Jooniselt on näha, et riikide keskmine CO₂ emissiooni tase järgib tagurpidi U-kujulist liikumist. Langustrendi võib märgata alates 2007. aastast – selle mõjutajaks antud valimis võivad olla Ameerika Ühendriigid ning suur ülemaailmne majandussurutis. 2010. aasta tõusu võib seostada majandussurutises väljatulekut ning sellele järgnenud langust stabiliseerumisega üle maailma. Võrreldes 1990. aastaga on 2014. aastaks siiski keskmine CO₂ emissioonide tase elaniku kohta vähenenud – minnes 10,08 tonni elaniku kohta 9,53 peale ehk vähenedes 5,45%.



Joonis 2.1. Keskmine CO₂ emissiooni tase kõrge sissetulekuga riikides perioodil 1990-2014
Allikas: (World Bank 2021c); autori arvutused

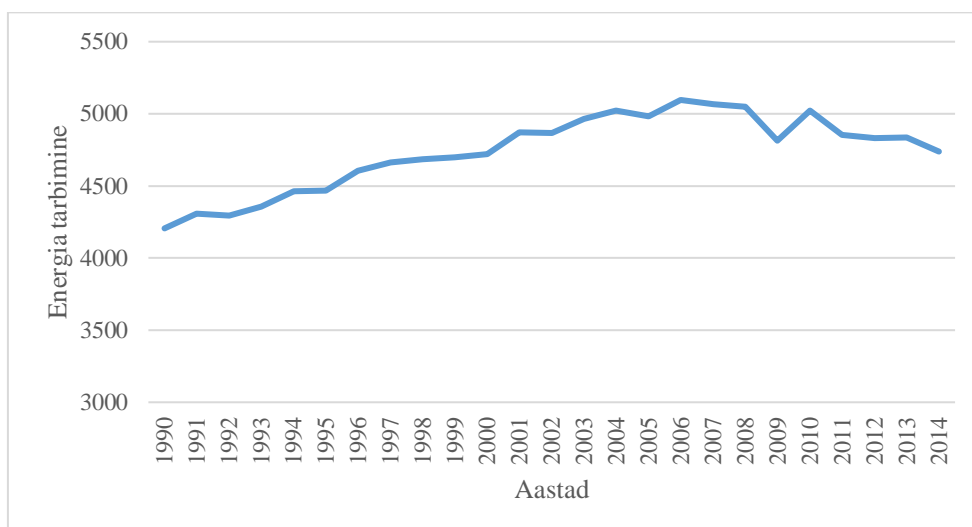
Keskmise SKP elaniku kohta kõrge sissetulekuga riikides on näha järgneval joonisel (vt Joonis 2.2). Jooniselt on näha, et riikide keskmine SKP elaniku kohta on pigem tõusu trendis. Langust on märgata 2008.-2009. aastatel, mis oli mõjutatud ülemaailmsest majandussurutisest. Kui võrrelda

2014. aastast 1990. aastaga, siis keskmine SKP elaniku kohta on tõusnud 38% ehk läinud 27,10 tuhande USA dollari pealt 37,30 tuhande USA dollari peale.



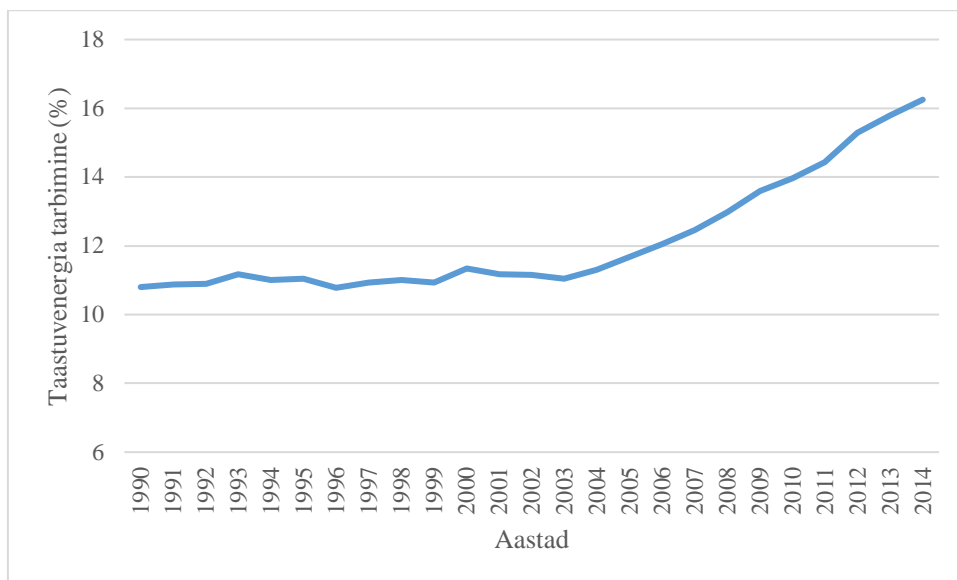
Joonis 2.2. Keskmine SKP elaniku kohta kõrge sissetulekuga riikides perioodil 1990-2014
Allikas: (World Bank 2021e); autori arvutused

Järgmine joonis näitab riikide keskmist energia tarbimist kg naftaekvivalenti elaniku kohta (vt Joonis 2.3.). Sama moodi nagu eelnevate joonistega on näha langust 2008.-2009. aastatel ja tõusu 2010. aastal. Energia tarbimine on aastatega olnud pigem tõusu trendis ning mingil määral on näha ka langust hilisemas ajajärgus. Võrreldes 1990. aastat 2014. aastaga, siis energia tarbimine elaniku kohta on tõusnud 13% ehk läinud 4,21 pealt 4,74 tuhande kg naftaekvivalenti elaniku kohta peale.



Joonis 2.3. Keskmine energia tarbimine kõrge sissetulekuga riikides perioodil 1990-2014
Allikas: (World Bank 2021a); autori arvutused

Kuna taastuenergia kasutamine on läinud aastatega üha enam aktuaalsemaks, siis on märgata stabiilset tõusutrendi alates 2004. aastast (vt Joonis 2.4). Keskmise protsentuaalne taastuenergia tarbimine kogu energia lõpptarbimisest on tõusnud 51% võrreldes 1990. aastaga ehk läinud 10,80% pealt 16,25% peale.



Joonis 2.4. Keskmise taastuenergia tarbimine kõrge sissetulekuga riikides perioodil 1990-2014
Allikas: (World Bank 2021b), autori arvutused

Tabelis 2.2. on välja toodud antud uurimuses kasutatud tunnuste kirjeldav statistika. Tabelis on välja toodud CO₂ emissiooni tase tonni elaniku kohta (edaspidi PCO₂), sisemajanduse koguprodukt (edaspidi PGDP) elaniku kohta (konstantne 2015. aasta USA dollar), taastuenergia protsentuaalne osa kogu energia lõpptarbimisest (edaspidi REN) ja energia tarbimine kg naftaekvivalenti elaniku kohta (edaspidi ENE) aritmeetiline keskmine, mediaan, variatsioonikordaja, standardhälve, maksimum ning miinimum.

Nii mediaan kui ka aritmeetiline keskmine mõõdavad valimi keskset tendentsi, kuid kõrvalekalded (ebatavaliselt suured või väiksed väärtused) mõjutavad mediaani vähem kui keskmist. Kui andmed on sümmeetrilised, siis aritmeetiline keskmine ja mediaan on sarnased. Variatsioonikordaja on hajuvusmõõdik ning kasutatakse siis, kui on vajalik võrrelda eri tunnuseid. Variatsioonikordaja näitab valimi standardhälbe ja aritmeetilise keskmise suhet. Mida suurem on kordaja, seda varieeruvam on andmekogum.

Aritmeetilise keskmise ja mediaani põhjal on PCO₂, PGDP ja ENE ligikaudselt sümmeetrilise jaotusega kui REN on asümmeetrilise jaotusega ning kalduvusega paremale. Variatsioonikordaja põhjal võib väita, et kõikidel tunnustel on väga hajuv andmekogum. Võrreldes teiste tunnustega on taastuvenergia tarbimine (REN) kõige varieeruvam tunnus andmekogumis. Maksimum ja miinimum väärtuste põhjal võib ka väita, et kõik tunnused on üsna varieeruvad.

Tabel 2.2. Empiirilises uuringus kasutatud tunnuste kirjeldav statistika.

Valimi maht = 750	PCO ₂	PGDP	REN	ENE
Ühik	tonni elaniku kohta	elaniku kohta (konstantne 2015. aasta USA dollar, tuhandetes)	% kogu energia lõpptarbimisest	tuhat kg naftaekvivalenti elaniku kohta
Aritmeetiline keskmine	10,40	32,94	12,16	4,74
Mediaan	9,18	32,30	7,09	4,74
Variatsioonikordaja	0,50	0,50	1,18	0,51
Maksimum	31,75	84,35	61,38	15,11
Miinimum	2,19	4,74	0,00	1,06

Allikas: World Bank (2021a, 2021b, 2021c, 2021e); autori arvutused

3. TÖÖ TULEMUSED

Lõputöö kolmandas peatükis antakse ülevaade läbiviidud empiirilise uuringu analüüsist ning saadud tulemustest. Leitakse vastused sissejuhatuses püstitatud uurimisküsimustele ning tehakse järeldused tulemuste põhjal.

3.1. Uuringu tulemused

Antud bakalaureusetöö esimese sammuna koostati korrelatsioonimaatriks. Maatriks näitab kõigi tabelis olevate võimalike väärtuspaaride vahelist korrelatsioonikordajat. Tunnusteks on logaritmitud CO₂ emissiooni tase elaniku kohta (L_PCO₂), logaritmitud SKP elaniku kohta (L_PGDP) ning selle logaritmitud ruutväärtus (L_PGDP²), taastuenergia kasutamine kogu energia lõpptarbimisest (REN) ja energia tarbimine elaniku kohta (ENE). Tabelis 3.1. on välja toodud antud valimi korrelatsioonimaatriks. Tabelist on võimalik välja tuua kaks kõige tugevama korrelatsioonikordajaga tunnust: REN ja ENE. Sõltuva muutuja L_PCO₂ ja REN vahel on näha tugevat vastassuunalist seost ehk ühe tunnuse suurenedes teine tunnus väheneb. Ka tunnus ENE on tugevas seoses sõltuva muutujaga L_PCO₂, kuid positiivses korrelatsioonis ehk ühe suuruse kasvades suureneb ka teine suurus. Korrelatsioonanalüüsi tulemuste põhjal võib ühtlasi väita, et multikollineaarsus sõltumatute tunnuste vahel pole käesolevas töös probleemiks, sest kõikide sõltumatute tunnuste paaride vaheliste korrelatsioonikordajate absoluutväärtused on alla 0,8 (Kennedy 2008).

Tabel 3.1. Korrelatsioonimaatriks

Valimi maht=750	L PCO2	L PGDP	L PGDP2	REN	ENE
L_PCO2	1,00	0,19	0,19	-0,52	0,76
L_PGDP	-	1,00	1,00	0,23	0,23
L_PGDP2	-	-	1,00	0,23	0,23
REN	-	-	-	1,00	-0,18
ENE	-	-	-	-	1,00

Allikas: World Bank (2021a, 2021b, 2021c, 2021e); autori arvutused

Järgmisena viidi läbi fikseeritud efektidega ja juhuslike efektidega mudeli analüüsid, et teha õige mudeli valik. Kui kasutada juhusliku efektiga mudelit kui fikseeritud efektidega mudel on õige, siis võib tekkida mudeli spetsifikatsiooniviga ning kui teha vastupidine valik ja juhusliku efektiga mudel on õige, siis saadud parameetrite hinnangud ei ole efektiivsed (Vörk 2003). Selleks, et teha valik, kumb mudel on antud andmete ja valimi juures õige, tuleb kasutada Hausmani spetsifikatsiooni testi, millega kontrollitakse, kas juhuslikud efektid on teistest eksogeensetest muutujatest sõltumatud (*Ibid.*).

Nii fikseeritud kui ka juhuslike efektidega mudeli sõltuvaks muutujaks on L_PCO2. Seletavateks muutujateks on L_PGDP, L_PGDP2, REN ja ENE. Antud mudelis on statistiliselt olulised näitajad nivool 0,05.

Järgnevalt koostati esialgne fikseeritud efektidega mudel, kuhu on lisatud kõik seletavad tunnused. Gretl tarkvaras viiakse läbi automaatselt kaks testi: kitsenduste F-test regressorite olulisuse testimiseks ning kitsenduste F-test objektispetsiifiliste vabaliikmete olulisuse testimiseks. Tabelis 3.2. on välja toodud esialgne mudel fikseeritud efektidega.

Tabel 3.2. Esialgne fikseeritud efektidega mudel

Sõltumatu muutuja	Parameetri hinnang	Parameetri standardviga	T-statistik	T-testi olulisuse tõenäosus
Vabaliige	1,20	0,21	5,79	$1,05 \times 10^{-8}$
L_PGDP	0,10	0,02	4,38	$1,40 \times 10^{-5}$
L_PGDP2	-	-	-	-
REN	-0,03	0,00	-21,40	$6,17 \times 10^{-79}$
ENE	7,70	4,00	19,24	$8,07 \times 10^{-67}$
Teststatistikule vastav olulisuse tõenäosus	$p=4,12 \times 10^{-166}$			
F-testi olulisuse tõenäosus	$p=2,08 \times 10^{-303}$			

Allikas: World Bank (2021a, 2021b, 2021c, 2021e); autori arvutused

Analüüsisist tulenes, et kõik näitajad on statistilised olulised – t-testi olulisuse tõenäosus antud näitajatel oli kõikidel väiksem olulisuse nivoost 0,05. Lisaks on ka mudel on statistiliselt oluline – F-testi statistilise olulisuse tõenäosus väiksem kui 0,05. Mudeli kirjeldusvõime on ligikaudu 66%, kuna grupisisene determinatsioonikordaja väärtus on 0,66. Logaritmitud ruutväärtus SKP elaniku kohta eemaldati mudelist täpse kollineaarsuse tõttu. Negatiivses seoses sõltuva muutujaga on ainult taastuenergia tarbimine, mis tähendab, et selle näitaja suurenedes väheneb sõltuva muutuja

väärtus. Positiivses seoses sõltuva muutujaga on SKP elaniku kohta ja energia tarbimine, mis tähendab, et nende näitajate suurenedes suureneb ka sõltuva muutuja väärtus.

F-testi abil on võimalik kindlaks teha, kas on parem kasutada ühendatud või fikseeritud efektidega mudelit. Nullhüpoteesi korral on vabaliikmed samad ning tuleb kasutada ühendatud mudelit. Antud testi olulisuse tõenäosuseks on $2,08 \times 10^{-303}$, mis tähendab, et tuleb vastu võtta sisukas hüpotees ning tuleb kasutada fikseeritud efektidega mudelit. Järgmiseks tuleb kindlaks teha, kas antud mudel on parem kui juhusliku efektiga mudel.

Juhusliku efektiga mudel on üles ehitatud sarnaselt fikseeritud efektidega mudelile. Esialgse juhusliku efektiga mudel on välja toodud tabelis 3.3. Automaatselt viiakse läbi kolm testi: regressorite statistiline olulisus (Waldi test), Breusch-Pagani test RE ja ühendatud mudeli võrdlemiseks ja Hausmani test RE mudeli eelduse kehtivuse kohta.

Tabel 3.3. Juhuslike efektidega mudel

Sõltumatu muutuja	Parameetri hinnang	Parameetri standardviga	Z-statistik	Z-testi olulisuse tõenäosus
Vabaliige	1,24	0,21	6,02	$1,77 \times 10^{-9}$
L_PGDP	0,09	0,02	4,22	$2,48 \times 10^{-5}$
L_PGDP2	-	-	-	-
REN	-0,02	0,00	-21,35	$4,11 \times 10^{-101}$
ENE	7,92	3,92	20,19	$1,17 \times 10^{-90}$
Waldi test	$p=2,34 \times 10^{-305}$			
Breusch-Pagan test	$p=0$			
Hausmani test	$p=1,29 \times 10^{-4}$			

Allikas: World Bank (2021a, 2021b, 2021c, 2021e); autori arvutused

Analüüsisist tulenes, et kõik näitajad on statistilised olulised – z-testi olulisuse tõenäosus antud näitajatel oli kõikidel väiksem olulisuse nivoost 0,05. Samamoodi nagu ka fikseeritud efektide mudeli korral, eemaldati logaritmitud ruutväärtus SKP elaniku kohta mudelist täpse kollineaarsuse tõttu. Waldi test näitab, et vähemalt üks regressoritest on statistiliselt oluline – antud mudelil on tesstatistikule vastav olulisuse tõenäosus $2,34 \times 10^{-305}$, mis on väiksem kui 0,05. Breusch-Pagani test näitab, et nullhüpotees objektispetsiifiliste vealiikmete puudumise kohta on ümber lükatud kuna olulise tõenäosus antud mudelil on 0 ehk RE mudel on parem kui ühendatud mudel. Hausmani test näitab, kas tuleks kasutada fikseeritud efektidega või juhuslike efektidega mudelit. Antud mudelil tuleb võtta sisukas hüpotees, kuna testi olulisus on väiksem kui 0,05 ($1,29 \times 10^{-4}$), ning kasutada tuleks fikseeritud efektidega mudelit, kuna RE mudeli hinnangud ei ole mõjusad.

Järgnevalt testiti fikseeritud efektiga mudeli heteroskedastilisust: Wald test viidi läbi grupipõhiselt ning sellest ilmnes, et test on statistiliselt oluline ($p=6,16 \times 10^{-3} < 0,05$), ehk mudelis esineb heteroskedastilisust. See ilmneb, kui prognoositud muutuja standardhälbed, mida jälgitakse sõltumatu muutuja erinevate väärtuste või eelnevate ajaperioodidega seostatuna, ei ole konstantsed. Järgmisena testiti, kas mudelis esineb autokorrelatsiooni. Selle ilmnemisel on standardvea hinnangute keskväärtus väiksem kui tegelik viga ehk parameetri standardvea hinnang on nihkega. Autokorrelatsiooni statistilise olulisuse testimise nullhüpooteesiks on, et kõik autokorrelatsioonikordajad kuni viitajani on nullid ning sisuka hüpoteesi korral esineb autokorrelatsioon. Durbin-Watsoni statistikut kasutatakse regressioonmudeli jääkliikmete autokorrelatsiooni hindamiseks. Durbin-Watson statistiku väärtuseks antud FE mudelil on 0,23. Durbin-Watsoni statistiku kriitilised väärtused on autori poolt välja arvatud Gretl tarkvaras ning alumine ja ülemine kriitiline väärtus on vastavalt 1,87 ja 1,89. Kuna statistiku väärtus on väiksem kui alumine kriitiline väärtus, siis on olemas statistiline tõend, et veaterminid on positiivselt autokorrelatsioonis – kasvamisele järgneb kasvamine ning kahanemisele järgneb kahanemine.

Heteroskedastilisuse ja autokorrelatsiooni arvestamiseks kasutatakse mudelis kohandatud standardvigude (*robust standard errors*). Kohandatud standardvigude lisamisel tuli välja, et nii konstant kui ka SKP ei ole statistiliselt olulised tunnused. Täpse kollineaarsuse tõttu eemaldati mudelist ka SKP ruutväärtus. Mudeli aruanne on välja toodud lisas 2. Esmalt eemaldati mudelist SKP ruutväärtuse tunnus. Taas kasutati mudelis robustseid standardvigude ning tuli välja taaskord, et nii konstant kui ka ruutväärtus SKPst ei ole statistiliselt olulised tunnused. Vastava mudeli aruanne on välja toodud lisas 3. Järgnevalt jäeti mudelisse ainult taastuvenergia ja energia tarbimise tunnused ning antud mudeli tulemused on välja toodud tabelis 3.4.

Tabel 3.4. Eemaldatud tunnustega ning kohandatud standardvigudega fikseeritud efektidega mudel

Sõltumatu muutuja	Parameetri hinnang	Parameetri standardviga	T-statistik	T-testi olulisuse tõenäosus
Vabaliige	2,10	0,14	14,37	$1,01 \times 10^{-14}$
REN	-0,02	0,00	-10,59	$1,75 \times 10^{-11}$
ENE	$8,75 \times 10^{-5}$	$2,85 \times 10^{-5}$	3,07	$4,60 \times 10^{-3}$
Teststatistikule vastav olulisuse tõenäosus	$p=1,20 \times 10^{-12}$			
F-testi olulisuse tõenäosus	$p=2,27 \times 10^{-194}$			

Allikas: World Bank (2021a, 2021b, 2021c, 2021e); autori arvutused

FE mudeli viimase sammuna kasutati nii kohandatud standardvigu kui ka ajaefekti (*time dummies*). Mudelisse lisati ka ajaefekt, kuna vaadeldavasse perioodi jäävad erinevad majandussündmused: Must Kolmapäev Suurbritannias, 2000.aastate alguse majanduslangus (sh *dot-com* mull), Suur majandussurutus aastatel 2007-2009 ning erinevate riikide finantskriisid. Vastava mudeli aruanne on välja toodud lisas 4. Statistiliselt oluliseks osutusid tunnused, mis vastasid aastatele 1995-2007. Tunnused oli olulised nivool 0,1 ja 0,05. Võrreldes omavahel kohandatud standardvigadega FE mudelit ja kahe-suunalist FE mudelit, siis mudeli kirjeldusvõime suurenes (determinatsioonikordaja vastavalt 0,65 ja 0,67 ehk 65% ja 67%). Kahe-suunalisel FE mudelil viidi läbi ka Wald test, hindamaks, kas ajaefekt on mudelis oluline või mitte. Testi tulemuseks tuli $p=2,29 \times 10^{-26} < 0,05$, mis tähendab, et ajaefekt on oluline ning neid fiktiivseid tunnuseid mudelist eemaldada ei tohiks.

Seega saab viimase mudeli põhjal välja tuua järeldused, et SKP ei ole statistiliselt oluline tunnus antud valimi põhjal, mis tähendab, et CO₂ emissiooni tase ei ole mõjutatud SKPst. Statistiliselt on olulised tunnused REN ja ENE, mis on vastavalt taastuenergia tarbimise % kogu lõpptarbimisest ja energia tarbimine kg naftaekvivalenti elaniku kohta. Künnepunkt leidmine siinkohal pole oluline, kuna EKC hüpoteesi kohaselt leitakse künnepunkt majanduskasvu põhised. Seega võib väita, et FE mudelil EKC hüpotees ei kehti. Siiski mõjutab CO₂ emissiooni taset elaniku kohta taastuenergia tarbimise % kogu lõpptarbimisest ning energia tarbimine kg naftaekvivalenti elaniku kohta. Mudelist tulenevalt taastuenergia tarbimise kasvuga ühe protsendipunkti võrra langeb CO₂ emissiooni tase 0,02 protsendipunkti võrra ning energia tarbimise suurenemine ühe protsendipunkti võrra suurendab CO₂ emissiooni taset $8,75 \times 10^{-5}$ protsendipunkti võrra.

Järgnevalt viidi läbi paneelandmete sujuva ülemineku regressioonmudeli modelleerimine. PSTR mudeli koostamine koosneb 2.1. peatükis välja toodud etappide põhjal (spetsifikatsioon, parameetrite hinnang, mudeli hindamine). Kuna FE mudelis esineb heteroskedastilisus ja autokorrelatsioon, siis PSTR mudeli testides hüpoteeside kontrollimiseks on kasutatud heteroskedastilisuse ja autokorrelatsiooni suhtes kohandatud F-statistiku ja χ^2 väärtusi. Linearsustestid tehakse ülemineku muutuja suhtes, seetõttu on tehtud linearsustestid nii REN kui ka ENE muutujatega. Erinevalt FE ja RE mudelile, ei kasutata PSTR mudelis SKP ruutväärtust, mis on kooskõlas ka eelnevate empiiriliste uuringutega (He, Lin 2019; Giovanis 2012; Zortuk, Çeken 2016).

Järgnevalt testitigi PSTR mudelis lineaarsust. Testi tulemused on esitatud tabelis 3.5. Kännisepunktide arvu valimiseks tuleb teha selline valik, mille juures nullhüpoteesi kummutamine on tugevaim. Antud juhul tuleks valida ülemineku muutujaks tunnus ENE ehk energia tarbimine kg naftaekvivalenti elaniku kohta ning kännisepunktide arvuks üks. Seega tuleb mudel järgmine: sõltuv muutuja logaritmitud CO₂ emissioon, sõltumatu muutuja logaritmitud SKP, ülemineku muutuja energiatarbimine ENE ja kontrollmuutuja taastuvenergiatarbimine REN. Üleminekumuutujaks seatud energiatarbimine eeldab, et tulu mõju saasteheitele varieerub sõltuvalt energiatarbimise muutusest. Logaritmitud sõltuv muutuja ja sõltumatu muutuja on kooskõlas eelnevate empiiriliste uuringutega (He, Lin 2019; Zortuk, Çeken 2016).

Tabel 3.5. PSTR lineaarsuse testi tulemused kogupalimi lõikes

	Üks kännisepunkt		Kaks kännisepunkti	
	χ^2	F	χ^2	F
Muutuja REN	3,00	0,95	8,08	1,27
Muutuja ENE	6,28*	1,99	8,91	1,41

Allikas: World Bank (2021a, 2021b, 2021c, 2021e); autori arvutused

Märkus: * tähendab H₀ kummutamist olulisuse nivool 0,1

Järgmise etapina tehakse parameetrite hinnang. Mudeli parameetrite hinnangud on välja toodud tabelis 3.6. Parameetri hinnangu testi tulemuste põhjal viiakse läbi viimane etapp, milleks on mudeli hindamine.

Tabel 3.6. PSTR parameetri hinnangu testi tulemused kogupalimi lõikes

Muutuja	Lineaarne komponent	Lineaarse komponendi standardviga	Mittelineaarne komponent	Mittelineaarse komponendi standardviga
L GDP	-0,12	0,08	0,11	0,06
REN	-0,17	0,00	$3,26 \times 10^{-4}$	0,01
ENE	$4,80 \times 10^{-4}$	$1,90 \times 10^{-4}$	$-3,82 \times 10^{-4}$	$1,70 \times 10^{-4}$
Kännisepunkt	4089			
Sujuvus	$5,28 \times 10^{-4}$			

Allikas: World Bank (2021a, 2021b, 2021c, 2021e); autori arvutused

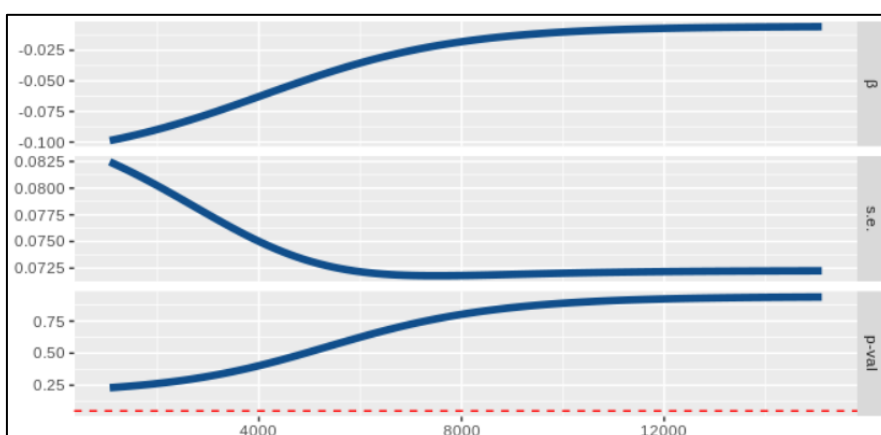
Mudeli hindamisel viiakse läbi kahte tüüpi hindamistestide. Esimest tüüpi testid teevad ajas muutuvaid hindamistestide. Teist tüüpi testid teevad järelejäädud mittelineaarsuse hindamistestid, mis põhinevad üleminekumuutuja vektoril. Hindamistestide tulemused on välja toodud järgnevas tabelis 3.7.

Tabel 3.7. PSTR mudeli hindamistestide tulemused

	χ^2	χ^2 p-väärtus	F	F p-väärtus
Ajas muutuv hindamistest	7,81	0,25	1,23	0,29
Mittelineaarsus hindamistest	3,50	0,74	1,16	0,77

Allikas: World Bank (2021a, 2021b, 2021c, 2021e); autori arvutused

Antud hindamistestide tulemusest tuleb välja, et mudel tervikuna on statistiliselt ebaoluline. Selle kinnitamiseks on autor koostanud joonised, kus on välja toodud iga tunnuse suhe üleminekumuutuja funktsiooni suhtes. Joonistelt on võimalik näha koefitsienti (esimene rida), standardvigasid (teine rida) ja p-väärtust (kolmas rida).

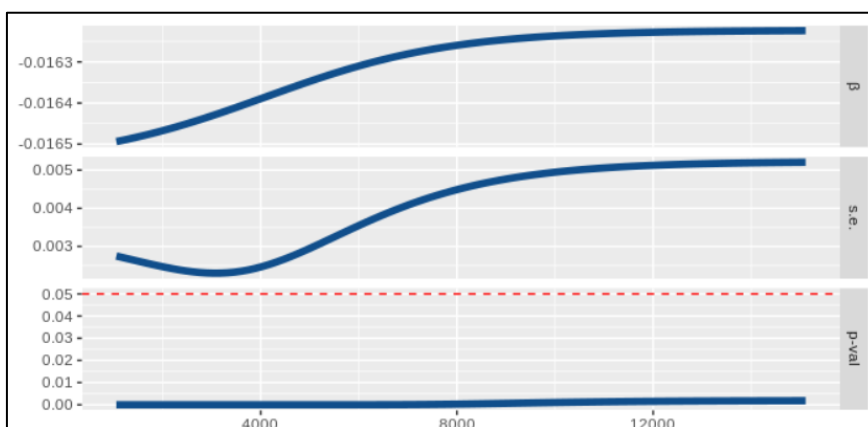


Joonis 3.1. SKP tunnuse suhe üheminekumuutuja suhtes

Allikas: World Bank (2021a, 2021b, 2021c, 2021e); autori arvutused

Märkus: Joonisel on väärtustes esitatud komakohad punktadena

Jooniselt 3.1. on võimalik näha, et SKP muutuja ei ole statistiliselt oluline üleminekumuutuja suhtes. P-väärtus antud tunnusel on üle olulisuse nivoo 0,05, mis on joonisel märgitud kriipsutatud punase joonega.



Joonis 3.1. Taastuvenergia tunnuse suhe üheminekumuutuja suhtes

Allikas: World Bank (2021a, 2021b, 2021c, 2021e); autori arvutused
Märkus: Joonisel on väärtustes esitatud komakohad punktidenä

Vastupidiselt SKP muutujale on taastuenergia tunnus statistiliselt oluline üleminekumuutuja suhtes – p-väärtus antud muutujal on nullilähedane. Koefitsendi põhjal võib välja tuua, et taastuenergiatarbimise vähenedes suureneb energia tarbimine kg naftaekvivalenti elaniku kohta, mis omakorda suurendab CO₂ emissiooni taset elaniku kohta. Seega võib väita, et ka PSTR mudeli korral keskkondliku Kuznetsi kõvera hüpotees ei kehti ning majanduskasvu ja CO₂ emissiooni taseme vahel statistiliselt olulist seost ei ole.

3.2. Uuringu järeldused, piirangud ja ettepanekud tulevastele uuringutele

Käesoleva bakalaureusetöö sissejuhatuses on püsitatud kolm uurimisküsimust seoses majanduskasvu ja õhureostuse vahelise suhtega ning keskkondliku Kuznetsi kõvera hüpoteesi kehtivusega. Antud peatükis tuuakse välja uurimisküsimustele vastused vastavalt läbiviidud analüüsi põhjal.

Empiirilise uuringu käigus kasutati kolme mudelit, millest kaks läksid lõplikku analüüsi – FE mudel ja PSTR mudel. Fikseeritud efektidega mudeli puhul kasutati nii kohandatud standardvigu kui ka ajaefekti. Statistiliselt oluliseks osutusid taastuenergia ja energia tarbimise tunnused ning ebaoluliseks osutus SKP tunnus. Ka PSTR mudelil osutusid statistiliselt oluliseks taastuenergia ja energia tarbimise tunnused ning ebaoluliseks SKP tunnus. Sellest saab järeldada, et antud valimi põhjal majanduskasv ja õhureostatus pole omavahel statistiliselt seotud ning ei saa statistiliselt kinnitada, kas majanduskasvu suurenedes on võimalik vähendada keskkonnareostuse taset. Ka EKC hüpoteesi ei saa antud valimi põhjal kinnitada. Harbaugh *et al.* (2002) ja Álvarez-Herránz *et al.* (2017) töid välja, et EKC hüpoteesil võib olla vähe empiirilist tuge kui on seotud õhusaasteaine ja SKP, kuna hinnanguline seos on tundlik nii valimi kui ka empiirilise spetsifikatsiooni suhtes. Kuigi valimisse valitud riigid olid kõik Maailmapanga klassifikatsiooni alusel kõrge sissetulekutasemega, siis võivad erineda antud riikide keskkonnapoliitikad ja infrastruktuurid, mis muudab keeruliseks ühise EKC leidmise. Lisaks võivad tulla andmestikku erisusi saasteparadiisi hüpoteesist, mille kohaselt viivad ettevõtted tootmise teise riiki, kus on tihtipeale keskkonnanormid leebemad ning suurendatakse sealset keskkonnasaastet, samal ajal saades koduriigis tulu.

Eelnevalt EKC hüpoteesi ning majanduskasvu ja õhureostuse vahelist suhet PSTRi mudeliga uurinud empiirilised uuringud leidsid ka vastakaid tulemusi. He ja Lin (2019) leidsid Hiina alusel EKC hüpoteesile kinnitust, kuid Aydin et al. (2019), Giovanis (2012), Aslanidis ja Iranzo (2009) ning Zortuk ja Çeken (2016) ei leidnud keskkondliku Kuznetsi kõvera hüpoteesile kinnitust. Suuresti erinesid ka nende uurimisalused ja uuritavad tunnused. Siiski võib välja tuua, et taastuenergia tarbimine on tähtis muutuja CO₂ heitkoguste vähendamiseks, seda toodi välja nii Sugiawan ja Managi (2016), Al-Mulali *et al.* (2016) kui Zoundi (2017) artiklites.

Teoreetilises käsitluses toodi eelnevalt ka välja, et EKC hüpoteesile on keeruline leida ühist vastust kuna empiirilised uuringud erinevad väga palju uuritava ajaperioodi, tunnuste, valimi ja meetoodika põhjal. Seetõttu järgnevates uuringutes tuleks riikide valimi põhjal leida struktuurselt ja sissetuleku taseme poolest sarnaseid riike või uurida ainult ühe riigi põhiselt. Lisaks sellele viia läbi PSTR mudeli mitmeid erinevaid variatsioone, kus on kasutatud ainult SKP tunnust või SKP tunnust ning mitmeid erinevaid seletavaid muutujaid. Mudelisse võiks lisada ka majandusliku heaolu näitavaid ja infrastruktuuri tunnuseid ning kuna suur osa kliimamuutuste vastu võitlemiseks on erinevate organisatsioonide ja liitude poliitikad, siis tuleks valimisse leida kas sama organisatsioonide või liitude riigid.

KOKKUVÕTE

Olulist tähelepanu on viimastel aastakümnetel leidnud kliima soojenemine, jätkusuutlikkus ning rohemajandus. Alates 1990. aastatest on seost keskkonnareostatuse ja sissetulekute taseme ja kasvu kohta palju uuritud. Keskkondliku Kuznetsi kõvera hüpoteesi kohaselt toob majanduslik areng esialgu kaasa keskkonnaseisundi halvenemise, kuid pärast teatud künnisepunkti ületamist hakkab kõrgem sissetulekutase keskkondlikku seisundit parandama ning reostatuse tase hakkab vähenema. Kuigi antud teemat on uuritud aastakümneid, siis ühisele arusaamale pole jõutud. Paljud empiirilised uuringud on keskkondliku Kuznetsi kõvera hüpoteesi kinnitanud, kuid mitmed teoreetilised ja empiirilised käsitlused on jõudnud ka teistsugustele seisukohtadele.

Antud bakalaureusetöö eesmärgiks oli uurida õhureostuse ja sissetulekute taseme vahelist suhet ning välja selgitada, kas keskkondliku Kuznetsi kõvera hüpotees peab paika valitud andmete puhul. Eesmärgini jõudmiseks töi autor välja teemakohase teoreetilise ja empiirilise kirjanduse selgitamiseks välja, kas ja kuidas on õhureostus ja majanduskasv seotud ning milliseid muutujaid, valimeid ja meetodikaid on kasutatud varasemate uuringute puhul. Empiiriliseks analüüsiks kasutati 30 riigi sekundaarseid balansseeritud paneelandmeid ajaperioodil 1990-2014 ehk vaatluste koguarvuks oli 750. Valimi moodustasid Maailmapanga klassifikatsiooni alusel kõrge sissetulekuga riigid: Ameerika Ühendriigid, Araabia Ühendemiraadid, Austraalia, Austria, Bahrein, Belgia, Hispaania, Holland, Iirimaa, Itaalia, Jaapan, Kreeka, Lõuna-Korea, Norra, Omaan, Poola, Portugal, Prantsusmaa, Rootsi, Saksamaa, Saudi Araabia, Singapur, Soome, Suurbritannia, Šveits, Taani, Trinidad ja Tobago, Tšehhi, Tšiili ja Uus-Meremaa. Sõltuvaks muutujaks osutus logaritmitud CO₂ heitkogus (tonni elaniku kohta) ning seletavateks tunnusteks olid logaritmitud SKP elaniku kohta ja selle ruutväärtus, energiatarbimine (kg naftaekvivalenti elaniku kohta) ja taastuvenergia tarbimine (% kogu energia lõpptarbimisest).

Töös viidi läbi FE, RE ja PSTR mudeli regressioonanalüüs. Hausmani spetsifikatsiooni testi tulemusena valiti FE mudeli analüüsimiseks üle RE mudeli. FE mudelis esines heteroskedastilisus ja autokorrelatsioon, mistõttu lisati mudelisse ka robustsed standardvead. Lisaks, et vältida ajaperioodist tulenevaid erisusi andmetes, lisati mudelisse ka ajaefekt. Statistiliselt ebaoluliseks

osutusid SKP ja selle ruutväärtus ning oluliseks energia ja taastuenergia tarbimine. Mudelist tuli välja, et taastuenergia tarbimise kasvuga ühe protsendipunkti võrra langeb CO₂ emissiooni tase 0,02 protsendipunkti võrra ning energia tarbimise suurenemine ühe protsendipunkti võrra suurendab CO₂ emissiooni taset $8,75 \times 10^{-5}$ protsendipunkti võrra. Antud mudeli kirjeldusvõime oli 67%. PSTR mudeli analüüsist tulenes sarnaselt FE mudelile, et statistiliselt ebaoluliseks osutus SKP tunnus ning oluliseks energia ja taastuenergia tarbimise tunnused. Seega võib mõlema mudeli puhul väita, et antud valimis ei ole sissetulekute tasemel ja õhureostusel statistiliselt vastastikulist suhet ning ei saa kinnitada ka keskkondliku Kuznetsi kõvera hüpoteesi.

Antud bakalaureusetöö autor leiab, et järgnevates uuringutes tuleks kasutada mitmeid erinevaid PSTR mudeli variatsioone, kus on kasutatud ainult SKP tunnust või SKP tunnust ja sellele lisaks erinevaid seletavaid muutujaid. Samuti tuleks käsitleda põhjalikumalt eelnevaid empiirilisi uuringuid ning nende meetodeid, arvestada nendes olevaid probleeme ning vältida neid.

SUMMARY

ENVIRONMENTAL KUZNETS CURVE AND CARBON DIOXIDE EMISSIONS

Helina Piibeleht

The aim of this thesis is to find out whether and how the level of air pollution is related to income level and whether the hypothesis of the environmental Kuznets curve is valid on the basis of the selected sample. The idea of the hypothesis is that in the early stages of economic development, both income and environmental pollution increase, but after a certain threshold, the trend changes so that further growth in income levels is associated with an improvement in the state of the environment.

Secondary panel data from 30 high-income countries with the study period 1990-2014 is being used to investigate the aim of the thesis and the environmental Kuznets curve hypothesis. Three types of panel data models have been used in the analysis: the random effects model, the fixed effects model and the panel smooth transition regression model. Based on the previous literature, the level of CO₂ emissions is chosen as the dependent variable and the gross domestic product, energy and renewable energy consumption are the explanatory variables.

As a result of the data analysis, it is found that both the fixed effects model and the panel smooth transition regression model does not have a statistically significant relation between economic growth and CO₂ emissions. Explanatory variables energy and renewable energy consumption has been proven to be statistically significant in reference to CO₂ emissions. Renewable energy consumption has a negative effect on CO₂ emission, while energy consumption has a positive effect.

Keywords: Environmental Kuznets curve, CO₂ emissions, economic growth, non-linear regression

KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Ajmi, A. N., Hammoudeh, S., Nguyen, D. K., Sato, J. R. (2015). On the relationships between CO₂ emissions, energy consumption and income: The importance of time variation. *Energy Economics*, 49, 629-638.
- Al-Mulali, U., Ozturk, I., Solarin, S. A. (2016). Investigating the environmental Kuznets curve hypothesis in seven regions: The role of renewable energy. *Ecological Indicators*, 67, 267-282.
- Álvarez-Herránz, A., Balsalobre, D., Cantos, J. M., Shahbaz, M. (2017). Energy Innovations-GHG Emissions Nexus: Fresh Empirical Evidence from OECD Countries. *Energy Policy*, 101, 90-100.
- Andreoni, J., Levinson, A. (2001). The simple analytics of the environmental Kuznets curve. *Journal of Public Economics*, 80 (2), 269-286.
- Aslanidis, N., Iranzo, S. (2009). Environment and development: is there a Kuznets curve for CO₂ emissions? *Applied Economics*, 41 (6), 803-810.
- Aydin, C., Esen, Ö., Aydin, R. (2019). Is the ecological footprint related to the Kuznets curve a real process or rationalizing the ecological consequences of the affluence? Evidence from PSTR approach. *Ecological Indicators*, 98, 543-555.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (3rd ed). Chichester, UK: John Wiley & Sons Ltd.
- Churchill, S. A., Inekwe, J., Ivanovski, K., Smyth, R. (2018). The Environmental Kuznets Curve in the OECD: 1870-2014. *Energy Economics*, 75, 389-399.
- Fernández-Amador, O., Francois, J. F., Oberdabernig, D. A., Tomberger, P. (2017). Carbon Dioxide Emissions and Economic Growth: An Assessment Based on Production and Consumption Emission Inventories. *Ecological Economics*, 135, 269-279.
- Galeotti, M., Lanza, A., Pauli, F. (2006). Reassessing the environmental Kuznets curve for CO₂ emissions: A robustness exercise. *Ecological Economics*, 57 (1), 152-163.
- Gill, A. R., Viswanathan, K. K., Hassan, S. (2018). The Environmental Kuznets Curve (EKC) and the environmental problem of the day. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 81 (2), 1636-1642.
- Giovanis, E. (2012). Environmental Kuznets Curve and Air Pollution In City of London: Evidence From New Panel Smoothing Transition Regressions. *International Journal of Pure and Applied Mathematics*, 79 (3), 393-404.

- Gonzalez, A., Teräsvirta, T., van Dijk, D. (2005). *Panel Smooth Transition Regression Models*. Sydney: University of Technology Sydney.
- Grossman, G. M., Krueger, A. B. (1991). Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. *National Bureau of Economic Research*, No. 3914.
- Grossman, G. M., Krueger, A. B. (1995). Economic Growth and the Environment. *The Quarterly Journal of Economics*, 110 (2), 353-377.
- Harbaugh, W. T., Levinson, A., Wilson, D. M. (2002). Reexamining the Empirical Evidence for an Environmental Kuznets Curve. *The Review of Economics and Statistics*, 84 (3), 541-551.
- He, Y., Lin, B. (2019). Investigating environmental Kuznets curve from an energy intensity perspective: Empirical evidence from China. *Journal of Cleaner Production*, 234, 1013-1022.
- Kennedy, P. (2008). *A Guide to Econometrics* (6th ed). Malden: Wiley-Blackwell Publishing.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, 45 (1), 1-28.
- Panayotou, T. (1993). Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development. *ILO Working Papers*, No. 992927783402676. Geneva: International Labour Office.
- Raymond, L. (2004). Economic Growth as Environmental Policy? Reconsidering the Environmental Kuznets Curve. *Journal of Public Policy*, 24 (3), 327-348.
- Sarkodie, S. A., Strezov, V. (2018). Empirical study of the Environmental Kuznets curve and Environmental Sustainability curve hypothesis for Australia, China, Ghana and USA. *Journal of Cleaner Production*, 201, 98-110.
- 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.
- Stern, D. I. (1998). Progress on the environmental Kuznets curve? *Environment and Development Economics*, 3, 173-196.
- Stern, D. I. (2004). The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve. *World Development*, 32 (8), 1419-1439.
- Sugiawan, Y., Managi, S. (2016). The environmental Kuznets curve in Indonesia: Exploring the potential of renewable energy. *Energy Policy*, 98, 187-198.
- Zortuk, M., Çeken, S. (2016). Testing Environmental Kuznets Curve in the Selected Transition Economies with Panel Smooth Transition Regression Analysis. *Amfiteatru Economic Journal*, 18 (43), 537-547.

- Zoundi, Z. (2017). CO₂ emissions, renewable energy and the Environmental Kuznets Curve, a panel cointegration approach. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 72, 1067-1075.
- Tanger, S. M., Zeng, P., Morse, W., Laband, D. N. (2011). Macroeconomic conditions in the U.S. and congressional voting on environmental policy: 1970-2008. *Ecological Economics*, 70 (6), 1109-1120.
- UNEP, UNEP DTU Partnership. (2021). *The Heat is On. A world of climate promises not yet delivered*. Kättesaadav: <https://www.unep.org/resources/emissions-gap-report-2021>, 22. november 2021.
- Vollebergh, H. R. J, Melenberg, B., Dijkgraaf, E. (2009). Identifying reduced-form relations with panel data: The case of pollution and income. *Journal of Environmental Economics and Management*, 58 (1), 27-42.
- Võrk, A. (2003). *Staatilised paneelandmete mudelid*. Kättesaadav: <https://docplayer.net/54534682-Staatilised-paneelandmete-mudelid-andres-vork.html>, 10. detsember 2021.
- World Bank. (1992). *World Development report 1992*. Kättesaadav: <https://documents1.worldbank.org/curated/en/995041468323374213/pdf/105170REPLACEMENT0WDR01992.pdf>
- World Bank. (2021a). EG.USE.PCAP.KG.OE Energy use (kg of oil equivalent per capita) [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/>, (26. november 2021)
- World Bank. (2021b). EG.FEC.RNEW.ZS Renewable energy consumption (% of total final energy consumption) [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/>, (26. november 2021)
- World Bank. (2021c). EN.ATM.CO2E.KT CO₂ emissions (kt) [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/>, (26. november 2021)
- World Bank. (2021d). EN.ATM.CO2E.KT Total CO₂ emissions (thousand metric tons of CO₂ excluding Land-Use Change and Forestry) [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/>, (26. november 2021)
- World Bank. (2021e). NY.GDP.PCAP.KD GDP per capita (constant 2015 US\$) [E-andmebaas]. Kättesaadav: <https://data.worldbank.org/>, (26. november 2021)

LISAD

Lisa 1. Kasutatud andmed

Kasutatud andmed on kättesaadavad lingil:

<https://docs.google.com/spreadsheets/d/1NqBjB4nmmUZDSmUQchntleK-NKK8e0d3/edit?usp=sharing&oid=117541110688535234594&rtpof=true&sd=true>

Lisa 2. FE mudeli aruanne

Model 5: Fixed-effects, using 750 observations

Included 30 cross-sectional units

Time-series length = 25

Dependent variable: L_PCO2

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	1.20042	0.920960	1.303	0.2027	
L_PGDP	0.0953405	0.0992138	0.9610	0.3445	
REN	-0.0250514	0.00342801	-7.308	<0.0001	***
EN	7.69430e-05	3.16880e-05	2.428	0.0216	**
Mean dependent var	2.238417	S.D. dependent var		0.447263	
Sum squared resid	4.623296	S.E. of regression		0.080300	
LSDV R-squared	0.969144	Within R-squared		0.657061	
Log-likelihood	844.1581	Akaike criterion		-1622.316	
Schwarz criterion	-1469.854	Hannan-Quinn		-1563.569	
rho	0.854404	Durbin-Watson		0.235303	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(3, 29) = 60.2934$

with p-value = $P(F(3, 29) > 60.2934) = 1.41332e-012$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(29, 256.3) = 338.988$

with p-value = $P(F(29, 256.3) > 338.988) = 7.20052e-187$

Lisa 3. FE mudeli aruanne (eemaldatud SKP tunnus)

Model 6: Fixed-effects, using 750 observations

Included 30 cross-sectional units

Time-series length = 25

Dependent variable: l_PCO2

Robust (HAC) standard errors

	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-ratio</i>	<i>p-value</i>	
const	1.20042	0.920960	1.303	0.2027	
L_PGDP2	0.0476703	0.0496069	0.9610	0.3445	
REN	-0.0250514	0.00342801	-7.308	<0.0001	***
EN	7.69430e-05	3.16880e-05	2.428	0.0216	**
Mean dependent var	2.238417	S.D. dependent var		0.447263	
Sum squared resid	4.623296	S.E. of regression		0.080300	
LSDV R-squared	0.969144	Within R-squared		0.657061	
Log-likelihood	844.1581	Akaike criterion		-1622.316	
Schwarz criterion	-1469.854	Hannan-Quinn		-1563.569	
rho	0.854404	Durbin-Watson		0.235303	

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(3, 29) = 60.2934$

with p-value = $P(F(3, 29) > 60.2934) = 1.41332e-012$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(29, 256.3) = 338.988$

with p-value = $P(F(29, 256.3) > 338.988) = 7.20052e-187$

Lisa 4. Kahesuunaline FE mudel (kohandatud standardvead ja ajaefekt)

Model 11: Fixed-effects, using 750 observations

Included 30 cross-sectional units

Time-series length = 25

Dependent variable: l_PCO2

Robust (HAC) standard errors

	coefficient	std. error	t-ratio	p-value	
const	2.11921	0.139943	15.14	2.63e-015	***
REN	-0.0253947	0.00421809	-6.020	1.51e-06	***
EN	8.11071e-05	2.77497e-05	2.923	0.0067	***
dt_2	0.0127568	0.00938270	1.360	0.1844	
dt_3	0.0102859	0.00965530	1.065	0.2955	
dt_4	0.0109330	0.0100802	1.085	0.2870	
dt_5	0.0151274	0.0135038	1.120	0.2718	
dt_6	0.0278451	0.0136564	2.039	0.0507	*
dt_7	0.0416298	0.0171130	2.433	0.0214	**
dt_8	0.0370360	0.0196162	1.888	0.0691	*
dt_9	0.0359810	0.0179644	2.003	0.0546	*
dt_10	0.0411479	0.0185270	2.221	0.0343	**
dt_11	0.0517887	0.0205032	2.526	0.0173	**
dt_12	0.0527996	0.0231431	2.281	0.0300	**
dt_13	0.0495401	0.0240491	2.060	0.0485	**
dt_14	0.0533580	0.0247633	2.155	0.0396	**
dt_15	0.0534102	0.0275378	1.940	0.0622	*
dt_16	0.0580016	0.0275398	2.106	0.0440	**
dt_17	0.0696828	0.0324608	2.147	0.0403	**
dt_18	0.0718855	0.0336244	2.138	0.0411	**
dt_19	0.0625211	0.0370646	1.687	0.1024	
dt_20	0.0407209	0.0393810	1.034	0.3097	

Lisa 4 järg

dt_21	0.0634131	0.0386830	1.639	0.1120
dt_22	0.0564984	0.0438247	1.289	0.2075
dt_23	0.0636727	0.0474831	1.341	0.1903
dt_24	0.0641114	0.0504244	1.271	0.2137
dt_25	0.0435612	0.0504214	0.8639	0.3947

Mean dependent var 2.238417 S.D. dependent var 0.447263
Sum squared resid 4.500412 S.E. of regression 0.080528
LSDV R-squared 0.969964 Within R-squared 0.666176
Log-likelihood 854.2602 Akaike criterion -1596.520
Schwarz criterion -1337.796 Hannan-Quinn -1496.828
rho 0.854748 Durbin-Watson 0.231453

Joint test on named regressors -

Test statistic: $F(2, 29) = 24.8331$

with p-value = $P(F(2, 29) > 24.8331) = 5.19802e-007$

Robust test for differing group intercepts -

Null hypothesis: The groups have a common intercept

Test statistic: Welch $F(29, 255.8) = 557.928$

with p-value = $P(F(29, 255.8) > 557.928) = 1.18527e-213$

Wald joint test on time dummies -

Null hypothesis: No time effects

Asymptotic test statistic: Chi-square(24) = 182.639

with p-value = 2.29386e-026

Distribution free Wald test for heteroskedasticity -

Null hypothesis: the units have a common error variance

Asymptotic test statistic: Chi-square(30) = 5858.29

with p-value = 0

Lisa 4 järg

Wooldridge test for autocorrelation in panel data -

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

Test statistic: $F(1, 29) = 70.2832$

with p-value = $P(F(1, 29) > 70.2832) = 3.06529e-009$

Test for normality of residual -

Null hypothesis: error is normally distributed

Test statistic: $\text{Chi-square}(2) = 110.014$

with p-value = $1.29031e-024$

Lisa 5. Lihtlitsents

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks¹

Mina Helina Piibelegt

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Kuznetsi keskkonnakõver süsihappegaasi emissiooni näitel“,

mille juhendaja on Heili Hein,

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.

16. detsember 2021

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