

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL

Majandusteaduskond

Kaili Kirt

**SÜSINIKUMAKSU SEOS ÕHUEMISSIOONIDEGA SOOMES JA  
EESTIS**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Marit Rebane, PhD

Tallinn 2024

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 7648 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Kaili Kirt .....

(09.05.2024)

## SISUKORD

LÜHIKOKKUVÕTE .....	4
SISSEJUHATUS .....	5
1. SÜSINIKUMAKS .....	7
1.1. Süsinikumaks .....	7
1.2. Maksu kehtestamine .....	8
1.3. Reaktsioon maksule .....	9
1.4. Eelnevad empiirilised uuringud .....	10
2. KASUTATAVAD ANDMED JA METOODIKA .....	14
2.1. Andmete kirjeldus .....	14
2.2. Analüüsimeetodid .....	20
3. EMPIIRILINE ANALÜÜS .....	22
3.1. Aegridade töötlus .....	22
3.2. Korrelatsioonanalüüs .....	23
3.3. Soome regressioonanalüüs .....	25
3.4. Eesti regressioonanalüüs .....	28
3.5. Empiirilise analüüsi järelused .....	31
KOKKUVÕTE .....	34
SUMMARY .....	36
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU .....	39
LISAD .....	42
Lisa 1. Valitsemissektori lõpptarbimiskulutused aastatel 2010 kuni 2023 .....	42
Lisa 2. Reaalne SKP aastatel 2010 kuni 2023 .....	43
Lisa 3. Kodumajapidamiste lõpptarbimiskulutused aastatel 2010 kuni 2023 .....	44
Lisa 4. Lihtlitsents .....	45

# LÜHIKOKKUVÕTE

Käesolevas bakalaureusetöös uuritakse süsinikumaksu ja õhuemissioonide seost Soomes ja Eestis alates 2010. aasta esimesest kvartalist kuni 2023. aasta kolmanda kvartalini. Eesmärgiks on tuvastada, mis määral avaldab süsiniku maksumäär mõju õhuemissioonide kogusele valitud riikides.

Tuginedes töö eesmärgile püstitati järmised uurimisküsimused:

- Kas süsinikumaksu ja õhuemissioonide vaheline seos on statistiliselt oluline?
- Millised mudelisse kaasatud muutujad mõjutavad õhuemissioone enim?
- Kas süsinikumaksu seos kasvuhoonegaaside emissioonidega on erinev Soomes ja Eestis?

Arvestades varasemate tulemustega empiirilises kirjanduses, püstitati hüpotees, et süsiniku hinna tõusmisega vähenevad emissioonide kogused.

Analüüsimisel kasutatakse kvartaalseid sekundaarandmeid, mis on kättesaadavad Eurostat, World Bank ja Euroopa Keskpanga andmebaasidest. Uuringus on kaasatud varasema kirjanduse põhjal lisaks süsiniku maksumäärale sõltumatute muutujatena reaalne SKP, valitsemissektori lõpptarbimiskulutused ja kodumajapidamiste lõpptarbimiskulutused. Mudelisse lisati ka fiktiivne tunnus, et arvestada koroonapandeemia mõju. Andmetega viidi läbi korrelatsioon- ja regressioonanalüüs vähimruutude meetodil.

Regressioonanalüüsi tulemusena tuvastati, et Soomes on süsinikumaksu ja õhuemissioonide vaheline seos positiivne, kuid Eestis on see negatiivne. Soomes süsiniku maksumäära 1 protsendipunkti kasvu tõttu tõusevad õhuemissioonide kogused kvartal hiljem 0,176 protsendipunkti ning neli kvartalit hiljem 0,134 protsendipunkti. Eestis langevad õhuemissioonide kogused 0,472 protsendipunkti kolm kvartalit hiljem pärast süsiniku maksumäära 1 protsendipunktist tõusu.

Võtmesõnad: süsinikumaks, emissioonid, Soome, Eesti, regressioonanalüüs

## SISSEJUHATUS

2023. aasta oktoobris jõustus kõikides Euroopa Liidu riikides Energiatõhususe direktiiv, mille eesmärgiks on 2030. aastaks vähendada Euroopa Liidu energia lõpptarbimist 11,7% võrreldes 2020. aastaga. Energiakasutuse vähendamisel võib olla palju sotsiaalseid ja majanduslikke eeliseid, sealhulgas energiakulude vähenemine ja energiakasutusega seotud süsinikdioksiidi heitkoguste vähenemine (European Commission, 2023). See on põhjus, miks paljud riigid kogu maailmas peavad tähtsaks rakendada erinevaid energiasäästumeetmeid.

Üks tõhus strateegia kliimamuutusi soodustavate kasvuhoonegaaside heitkoguste vähendamiseks on süsinikumaks. Kuid süsinikumaksu loomine reaalses maailmas on äärmiselt keeruline. (Marron & Toder, 2014) Idee kasutada makse välismõjude arvessevõtmiseks pärineb Pigou seitsmekümne aasta tagusest kirjutistest, kuid nende maksude kavandamisel pole palju kogemusi ja veelgi vähem "Pigou maksu" puhul, mis kehtiks suurele majandusosale nagu näiteks süsinikumaks (Metcalf & Weisbach, 2009).

Riiklik ja regionaalne kasvuhoonegaaside poliitika võib mõnikord esineda vähem edukamana kui kõikehõlmav poliitika, sest tekib võimalus "lekkeks" või tööstuse ja heitkoguste liikumine kohtadest, mille suhtes kehtivad kaubanduseeskirjad, reguleerimata piirkondadesse. Seega võib heitekoguste vähenemine esitada olematuks suuremas pildis. (Fell & Maniloff, 2018) Sel põhjusel on oluline pidevalt jälgida, kuidas heitkoguste mahud muutuvad vastavalt süsinikuhindadele, et tuvastada võimalikke lekkeid. Samuti võimaldab see poliitikaloojatel pidevalt jälgida, kas maks täidab oma eesmärgi või on vaja teha kohandusi. Lisaks aitab see ka teadlastel jälgida, kas heitkoguste kontrolli all hoidmiseks on vaja rakendada innovaatilisemat lähenemisviisi tehnoloogiale. Käesolev töö püüab analüüsida, kuidas naaberriigid Soome ja Eesti heitkogused muutuvad seoses süsinikuhindadega. Uuritakse antud riike, sest Soome on esimesi riike, kus kehtestati eraldi riiklik süsinikumaks. Lisaks on Soome osa riikidest, kus süsinikumaks on kõrgeim. Eesti toetub süsinikdioksiidi heitkoguste vähendamiseks rohkem Euroopa Liidu heitkogustega kauplemise süsteemile ning riigis kehtestatud süsiniku maksumäär on üks madalaim

Euroopa Liidus. Soomes kehtestati esmakordselt süsinikumaks 1990. aastal ning Eestis jõustus maks 2000. aastal.

Käesoleva töö eesmärgiks on uurida, kas süsinikuhindade ja õhuemissioonide vahel eksisteerib seos ja millises ulatuses mõjutavad süsinikuhinnad Soome ja Eesti õhuemissioonide koguseid.

Lõputöö käigus soovitakse leida vastused järgmistele uurimusküsimustele:

- Kas süsinikumaksu ja õhuemissioonide vaheline seos on statistiliselt oluline?
- Millised mudelisse kaasatud muutujad mõjutavad õhuemissioone enim?
- Kas süsinikumaksu seos kasvuhoonegaaside emissioonidega on erinev Soomes ja Eestis?

Autor püstitab hüpoteesi toetudes varasemale kirjandusele, et süsinikuhinna tõusmisega vähenevad emissioonide kogused.

Antud bakalaureusetöös on kasutusele võetud kvartaalsed sekundaarandmed, mis on leitavad Eurostat, World Bank ja Euroopa Keskpannga andmebaasidest. Valim koosneb Soome ja Eesti andmetest alates 2010. aasta esimesest kvartalist kuni 2023. aasta kolmanda kvartalini. Uuritava perioodi dikteeris andmete kättesaadavus.

Kogutud andmetega viiakse esmalt läbi korrelatsioonanalüüs, mis aitab tuvastada, kas emissioonide ja seda mõjutavate tegurite vahel esineb statistiliselt oluline seos ning selle olemasolul tugevus ning selle suund. Selleks, et selgitada, kuidas erinevad tegurid mõjutavad kasvuhoonegaaside heitkoguseid Soomes ja Eestis, viiakse läbi kaks regressioonanalüüsi vähimruutude meetodil. Empiirilise analüüsi teostamiseks kasutatakse ökonomeetriapaketti *Gretl*.

Bakalaureusetöö koosneb kolmest peatükist. Esimese peatüki eesmärgiks on tutvustada süsinikumaksu aspekte ning esitada ülevaade süsinikumaksuga seonduvast varasemast teaduskirjandusest. Teine peatükk tutvustab kasutusele võetud andmeid ja uurimismeetodeid. Kolmas peatükk koosneb andmetega läbiviidavast empiirilisest analüüsist, selle tulemustest ning järeldustest.

# 1. SÜSINIKUMAKS

Käesolevas peatükis tutvustatakse süsinikumaksu, selle kehtestamisest ning inimeste reaktsiooni sellele. Lisaks tuuakse välja varasemaid empiirilisi uuringuid, kus on keskmeks olnud süsinikumaksu ja kasvuhoonegaaside heitkoguste seos. Tutvustatakse erinevate teaduskirjanduse autorite poolt avaldatud arusaamasid ja järeldusi.

## 1.1. Süsinikumaks

Süsinikumaksu kasutuselevõttu on arutletud juba alates 1980. Ökonomistid leidsid, et süsiniku maksu ei oleks mõistlik kehtestada, sest energiakasutuse mõjutamiseks peaks maks olema väga suur. Seetõttu nähti süsinikumaksu mitteaktsepteeritava meetmena, mis võib kahjustada isegi majanduslikku seisu. (Oreskes, 2011)

Põhiline erinevus süsiniku maksustamise ning saastekvootide piiramise ja kauplemise vahel on see, et süsiniku hinna suuruse määrab valitsus maksude kehtestamisel, kuid saastekvootidega kauplemise puhul hakkab süsinikdioksiidi turg dikteerima süsiniku hinda, mille puhul valitsus saab vaid kaudselt mõjutada antud hindu heite lubade kaudu (Wang *et al.*, 2015).

Pigou maksu teooriale tuginedes loodud süsinikumaks on tarbimismaksu liik, mis on suunatud CO<sub>2</sub> emissioonide vähendamisele. Erinevalt energiamaksust, sõltub süsinikumaks fossiilkütuste süsinikusisaldusele, mille tulemusena võib süsinikumaks ajendada alternatiivsete kütuste arendamist kui ka energiasäästu. (Lin & Li, 2011, viidatud Cansier & Krumm, 1997, lk 5138) Lühiajalise perspektiivis on eesmärgiks suunata ettevõtteid, valitsusi ja kodumajapidamisi heitkoguseid säästlikult vähendama (Boyce, 2018). Süsinikumaks suudab täita lühiajalist eesmärki, sest Andersson (2019) leidis, et Rootsis tehtud muudatused süsiniku maksumäärades kanduvad edasi täielikult tarbijateni. Pikemat perspektiivi silmas pidades on tõenäoline, et kõrge süsinikumaks ajendab innovaatsust, langetamaks heitkoguste vähendamise kulusid (Boyce, 2018). Kontseptuaalselt peaks süsiniku hinnakujundus julgustama saastajaid arvestama väliskuludega, vähendades seeläbi heitkoguseid (Aldy & Stavins, 2012).

## 1.2. Maksu kehtestamine

Baranzini *et al.* (2000) tõid välja kolm erinevat viisi, kuidas on võimalik läheda süsiniku maksustamisele. Fossiilkütuste maksustamisel vastab maksumäär süsiniku kogusele, mis tekib konkreetse kütuse põletamisel. Sellele sarnane on energiamaks, kus vaadeldakse samuti fossiilkütuseid, kuid kaasatakse ka tuuma- ja taastuvenergiaallikad. Kolmas lähenemine on otse süsinikdioksiidi heitkoguste maksustamine. (*Ibid.*)

Kuigi süsiniku- või energiamaksud on juba pikemat aega olnud võimalikud keskkondlikud poliitilised meetmed, siis väga vähesed riigid võtsid neid kasutusele enne Kyoto Protokolliga jõustumist (Baranzini *et al.*, 2000). Kyoto Protokolliga jõustumisega toimus muutus kliimamuutuste poliitikas, sest seaduslikult siduv kasvuhooonegaaside heitkoguste vähendamine kehtib enamikule OECD riikidele (*Ibid.*). Tol (2017) toob ka välja ühe suurejoonelise vea, kuigi Kyoto Protokolliga suudeti suunata fookus rikkamatele riikidele, siis ei loodud sanktsioone, mis oleks määratlenud tagajärjed riikidele, kes ei täitnud enda kohustusi.

Wang *et al.* (2015) uurisid süsinikumaksude mõju transpordi valikutele ja sotsiaalhoolekandele ning oma uuringute tulemusel nad ka järeldasid, et valitsuste jaoks osutub mõistlikumaks kehtestada karmim ja intensiivsem süsiniku maksustamise kord. Suurem osa kehtestatud süsinikuhindadest on tegelikult märgatavalt madalamad, kui kliimapoliitika analüütikute soovitatud tase, mille põhjuseks võib olla Pariisi kokkuleppes sisalduv ohutus kriteerium või ka neoklassikalise majandusteaduse efektiivsuse kriteerium (Boyce, 2018). Siiski, võrreldes Kyoto Protokolliga, pani Pariisi kokkulepe kindla kohustuse riikidele omada kliimapoliitikat (Tol, 2017, lk 434).

Süsinikuhinna kehtestamisel võetakse arvesse ka eetikat (Boyce, 2018). Neoklassikalise majandusteaduse kohaselt, mille määravaks kriteeriumis on efektiivsus, on optimaalne hind selline, mis maksimeerib nüüdispuhasväärtust heitkoguste vähendamisest saadav kasu miinus selle maksumus. Optimaalset hinda väljendatakse kui süsiniku sotsiaalset kulu. Seda on võimalik arvutada ühendades klimatoloogia ja majanduse integreeritud hindamismudelite abil, mille tulemused esitatakse ettenähtud heitetrajektoori ja aja jooksul, mis on omavahel seotud koguse ja hinnavahelise oletatava suhtega. (*Ibid.*) Nendele mudelitele ei saa siiski täielikult toetuda, sest nad on liiga vigased, et omada kasulikkust abivahendina poliitikate analüüsimisel. Sellest olenemata,



on süsiniku sotsiaalne kulu mänginud suurt rolli poliitikate loomisel. (Boyce, 2018, viidatud Pindyck, 2013)

Üks alternatiivne lähenemine asjakohase süsinikuhinna määramisel on võtta aluseks heitkoguste eesmärkide saavutamise kulud järgides Pariisi kokkulepet, mille eesmärgiks on hoida globaalset keskmist temperatuuri 1,5-2 C võrra kõrgemal industriaalajastu eelsest tasemest. Sel stsenaariumi puhul tõstetakse esile pigem ohutus, mitte neoklassikaline tõhusus. Seda meetodit järgides on majandusteadlaste ülesandeks anda nõu kõige kuluefektiivsemate viiside kohta vähendamaks heitkoguseid. (Boyce, 2018)

Süsinikdioksiidi hinnakujundusega kaasneb erinevate inimeste poolt makstavad erinevad summad. Kodumajapidamiste fossiilkütuste otsene ja kaudne tarbimine ning nende kasutatavad kaubad ja teenused, mida toodetakse fossiilkütuste abil, aitavad kõik kaasa süsiniku jalajälje muutmisele. Suurema tarbimise korral kuulub maksmisele ka suurem summa ning vastupidi. (Boyce, 2018) Kui maksutulude ümberjaotus puuduks, siis süsinikumaksud tekitavad suure tõenäosusega saastajatele rohkem kulusid, kui kontrollmeetmed või saastekvootidega kauplemise süsteemid (Keohane *et al.*, 1997). Kulude suurenemise põhjustab kohustus maksta lisaks süsinikumaksule ka jääenergia kasutamisele kaasnevad makse (Baranzini *et al.*, 2000). Lisaks tuleb mainida, et ka valitsused tarbivad märkimisväärset hulgal fossiilkütuseid ning ka neil on kohustus kanda sellega kaasnevat kulusid (Boyce, 2018). Zhang *et al.* (2018) uuringu tulemusena avastati, et valitsemissektori kulutused avaldavad suurt samasuunalist mõju kasvuhooonegaasi metaani heitkogusele. Samas võiks arvata, et kui valitsus suunab raha keskkonnasõbralikumate lahenduste edendamisele erinevates sektorites, siis õhuemissioonide kogused sellest tulenevalt langeksid. Siiski valitsemissektori poolt tehtud kulutused aitavad kaasa majanduskasvule, mis viitab hoopis heitkoguste suurenemisele. Põhjused, et valitsemissektori kulutustel võib olla mitmene mõju riigi õhuemissioonidele, on käesoleva töö autor kaasanud empiirilisse analüüsi antud näitaja, mis võib aidata mõista täpsemalt näitaja mõju suunast õhuemissioonidele.

### **1.3. Reaktsioon maksule**

Sarnaselt teiste maksude kehtestamisega, on ka süsinikumaksu puhul inimestel ebakindlus selle kehtestamise osas (Murray & Rivers, 2015). Süsinikumaksu poliitika jätkusuutlikust võib ohustada tarbijate negatiivne reaktsioon fossiilkütuste hinna märgatavale tõusule, kuid seda võib

pehmenemise otsus, kuhu kogutud raha suunatakse (Boyce, 2018). Lisaks suureneb ka rahvapoolne toetus aja möödudes, kui neile tuua tõendusmaterjali asjaolu kohta, et süsinikumaks suudab vähendada heitekoguseid (Murray & Rivers, 2015). Siiski, jääb süsinikumaksu kehtestamine poliitiliselt keeruliseks, sest inimeste arvamused koonduvad teatud rühmadesse ning suurem osa valimisdemograafiast, maapiirkonnas keskmise ja madala sissetulekuga vanemad mehed, ei poolda käesolevat maksu (*Ibid.*). Inimeste toetus kliimamuutuse reguleerimise osas võib varieeruda nende poliitiliste uskumuste ja haridustaseme tagajärjena (Lee *et al.*, 2015). Suurem osa makse saab aga tutvustada maksumaksjatele ettevaatlikul moel, kehtestades algselt madalama maksu, mis aja möödudes tõuseb. Tol (2017) toob välja, et kuigi kõrgem süsinikumaks põhjustab suuremat muutust, siis algne süsinikumaks peaks olema tasemel, mis aitaks hallata kliimasoojenemise kriisi, kuid peaks tõusma vastavalt eesmärgi rangusega.

Ettevõtete seisukohast vaadates, süsinikdioksiidi heitekogustega seonduvad probleemid avaldavad halba mõju aktsionäride väärtusele, mille tulemusena suur hulk ettevõtteid püüavad osaleda aktiivselt heitekoguste vähendamiseks, et tõsta aktsionäride huvi (Jin *et al.*, 2018). Keskkonnasõbralikumate tootmisvõimaluste vahetumine võib nõuda suuri esialgseid investeeringuid, et soetada kõrgtehnoloogiat, mille tulemusel ettevõtete silmis võib muutus olla negatiivne. Seega on oluline rakendada erinevaid määruseid valitsuste ja organisatsioonide poolt, mis motiveeriks ettevõtteid suunduma rohelise energia kasutusele. (*Ibid.*)

#### **1.4. Eelnevad empiirilised uuringud**

Lin ja Li (2011) uurisid kuidas süsinikumaks mõjutab CO<sub>2</sub> heitekoguseid elaniku kohta viies Põhja-Euroopa riigis, kasutades 1981–2008 aasta andmeid nende SKP *per capita*, tööstuse struktuuri, energia hinna ja linnastumise taseme kohta. Lisaks kaasati ka tehnoloogiline tegur ning rakendati erinevus erinevustes meetodit, mis võimaldab ristanandmeid ja aegridasid vaadelda. Tulemused näitasid, et süsinikumaks Soomes mõjutab tugevalt ja negatiivselt CO<sub>2</sub> heitekoguseid elaniku kohta. Taanis, Rootsis ja Hollandis on süsinikumaksul küll negatiivne mõju kuid see ei osutunud oluliseks. Soomes süsinikumaksu olemasolu vähendab CO<sub>2</sub> emissioonide kasvu elaniku kohta 1,69% (*Ibid.*)

Norra 1990.-1999. aasta andmeid kasutades ning rakendades üldist tasakaalu mudelit (AGE), jõuti järeldusele, et süsinikumaksul on väike panus õhuemissioonide koguse vähendamisel. Nimelt oli

süsinikumaksu panus heitkoguste vähendamisel kõigest 2,3%. Töö autorid leidsid, et energia intensiivsuse kontrollimine ja erinevate energiaallikate kasutus aitas uuritud ajaperioodi jooksul vähendada CO<sub>2</sub> heitkoguseid lausa 14%, seega on see tõhusam versioon, kui süsinikumaksude kehtestamine. Toodi välja, et see on osati põhjustatud asjaolust, et fossiilkütust kasutavad intensiivsed tööstusharud said vabastuse süsinikumaksust, sest muretseti konkurentsivõime pärast. (Bruvoll & Larsen, 2004)

Andersson (2019) uuris Rootsis süsinikumaksu, tarnspordikütuse käibemaksu ning CO<sub>2</sub> emissioonide vahelist seost transpordi sektoris kasutades 1990-2005 aasta paneelandmeid ja sünteetilist kontrollmeetodit. Sõltumatu muutujana kasutas ta peale transpordivahenditega seonduvatele näitajatele, sarnaselt Lin ja Li (2011) uuringule, ka SKP *per capita*. (*Ibid.*) Sellest tulenevalt otsustas ka käesoleva töö autor kaasata empiirilises analüüsis ühe sõltumatu muutujana reaalse SKP. Lisaks analüüsis Andersson (2019) bensiini tarbimise ja hindade aegridu aastatel 1970-2011, et selgitada bensiini maksu- ja hinnaelastsust Rootsis. Autor leidis enda kvaasiekperimentaalne uuringuga, et süsinikumaksul on statistiliselt oluline seos heitkogustega, mis erineb teistest varasematest empiirilistest uuringutest nagu näiteks eelnevalt tutvustatud Lin ja Li (2011) uuring, mille kohaselt suuremas osas on maksudel väga väike või olematu mõju. Pärast mõlema maksu kehtestamist vähenesid Rootsis heitkogused transpordisektoris ligi 11 protsenti. Süsinikumaksu olemasolu vähendas heitkoguseid lausa 6 protsenti. Bensiini nõudluse süsinikumaksu elastsus on kolm korda suurem kui hinnaelastsus, mis kinnitab süsinikumaksu efektiivsust. (*Ibid.*) Nende kahe uuringu erinevus tulemustes võis sõltuda asjaolust, et Andersson uuris spetsiifiliselt transpordisektorit, kuid Lin ja Li uuring hõlmas kõiki sektoreid.

Pretis (2022) kasutas erinevaid meetodeid, et uurida kuidas Kanada Briti Columbia provintsi sektorid reageerisid süsinikumaksule CO<sub>2</sub> emissioonide näol. Keskendudes riigi poolt toodetud heitkogustele tervikuna, leidis autor, et süsinikumaks ei avalda statistiliselt olulist mõju emissioonidele, mis toetab Lin ja Li (2011) saadud tulemusi. Ka Eskander ja Fankhauser (2020) väitsid, et kliimapoliitika laiaulatuslik tõhusus on piiratud, uurides kliimaalaste õigusaktide lühi- ja pikaajalist mõju. Samas kui autor vaatles ainult transpordisektorit, siis analüüsi järeldused kattusid Anderssoni (2019) uuringuga, süsinikumaksu kehtestamisega toimus oluline vähenemine transpordist tekitatud heitkogustes. (*Ibid.*)

Lisaks Anderssonile (2019) otsustasid ka Rivers ja Schaufele (2015) uurida süsinikumaksu tõhusust transpordisektoris. Täpsemalt uuriti, kuidas Kanada Briti Columbia provintsis kehtestatud

süsinikumaks mõjutab kütuse nõudlust ning kuidas see omakorda mõjutab CO<sub>2</sub> emissioonide kogust. Kasutati log-lin mudelit, kuid analüüs viidi läbi ka log-log mudeliga, mille tulemused ei erinenud tähtsal määral (*Ibid.*). Seetõttu võetakse ka käesolevas uurimistöös kasutusele log-log mudel. Jõuti järelduseni, et esimese nelja aasta jooksul põhjustas süsinikumaks CO<sub>2</sub> emissioonide languse läbi kütuse tarbimise 2,4 mln tonni võrreldes stsenaariumiga, kus süsinikumaksu ei oleks eksisteerinud (Rivers & Schaufele, 2015).

Hájek *et al.* (2019) eesmärgiks oli kontrollida kas süsinikumaks pikaajaliselt on keskkonnasäästlik energiatööstuses, võttes vaatluse alla viis Euroopa Liidu riiki (Rootsi, Taani, Sloveenia, Soome ja Iirimaa). Uurimiseesmärgi saavutamiseks kasutati mitut paneelandmete regressioonanalüüsi arvestades ka majanduslike vahendite sünergiaid. Autorid valisid enda sõltumatuteks muutujateks 2005-2015 aastate saastekvootide hinna, ettevõtete investeeringud, taastuvenergia ja tahkekütuse tarbimise ning kodumajapidamiste lõpptarbimiskulutused. Analüüsi tulemused näitavad, et süsinikumaks osutub energiatööstustes keskkonnasäästlikuks, sest tõusva maksumäära puhul langesid heitkogused. Kasvuhoonegaaside heitkoguseid elaniku kohta mõjutasid negatiivselt kodumajapidamised. (*Ibid.*) See tulemus ei ole kooskõlas varasemalt mainitud teise uuringuga, kus uuriti, kuidas erinevate üksuste tarbimiskulud muudavad metaani heitkogust, teist suurimat kasvuhoonegaasi (Zhang *et al.*, 2018). Nimelt kajastas uuring, kuidas kodumajapidamiste tarbimine mõjutab heitkoguseid vastupidise suunaga ning on kõige tugevama mõjuga (*Ibid.*). Sellest inspireerituna kasutatakse käesoleva töö mudelis kodumajapidamiste lõpptarbimiskulutusi sõltumatu muutujana, et näha millise suunaga mõju esitab käesolev näitaja valitud riikides õhuemissioone.

Lisaks tuvastati, et süsinikumaksu pikem kehtivusaeg muudab antud poliitika tõhusamaks heitkoguste vähendamisel kui seda on Euroopa Liidu peamine vahend – saastekvootidega kauplemise süsteem (Hájek *et al.*, 2019). Selle üle arutlesid ka Baranzini *et al.* (2000), kes tõid välja, et süsinikumaksude esialgsed tulemused on madalad, kuid aja möödudes suureneb mõju ning olulisus. Nimelt süsinikumaksu tõstmine ühe euro võrra tonni kohta vähendaks aastaseid heitkoguseid elaniku kohta 11,58 kilogrammi võrra (Hájek *et al.*, 2019).

Kui varasemalt tutvustatud uuringud kasutavad peamiselt emissioone kirjeldava näitajana emissioonide kogust elaniku kohta, siis järgnev uuring vaatles ka CO<sub>2</sub> emissioonide kasvumäära aastatel 2012-2017 (Best *et al.*, 2020). Vaatluse alla kuulus 142 riiki ning lisaks uuriti täpsemalt kütuse põletamisest tekkinud emissioone *per capita* aastatel 1990-2017 (*Ibid.*). Sarnaselt Hájek

*et al.* (2019) uuringule, kinnitas ka see analüüs Baranzini *et al.* (2000) mõttekäiku süsinikumaksu mõju suurenemisest aastate vältel. 2012-2017 aasta andmetega viidi läbi riikidevaheline analüüs (Best *et al.*, 2020). Jõuti järelduseni, et CO<sub>2</sub> emissioonide kasvumäär on 2 protsendipunkti madalam riikides, kus on kehtestatud süsinikumaks ning selle tõusmine 1 euro võrra põhjustab kasvumäära languse 0,3 protsendipunkti võrra (*Ibid.*).

## **2. KASUTATAVAD ANDMED JA METOODIKA**

Käesolevas peatükis tutvustatakse Soome ja Eesti andmeid, mis on uuringus kasutusele võetud. Tuuakse välja andmete mõõtühikud ja esitatakse kirjeldavad statistikad. Lisaks kuulub tutvustamisele ka bakalaureusetöö empiirilises osas kasutatavad analüüsimeetodid.

### **2.1. Andmete kirjeldus**

Käesoleva töö uurimisobjektiks on süsinikumaksude ja õhuemissioonide seos. Uurimise läbiviimiseks võetakse kasutusele Soome ja Eesti andmed. Soome andmed kaasati, sest tegu on esimese riigiga, kus kehtestati süsinikumaks, lisaks see on üks kõrgemaid olemas olevaist. Eesti kuulub vaatluse alla, sest süsinikumaks kehtestati võrreldes teiste riikidega suhteliselt varakult, kuid maksumäär on üks madalamaid. Kasutatavad sekundaarandmed kaasab ajaperioodi, mis algab 2010. aasta esimese kvartaliga ning lõpeb 2023. aasta kolmanda kvartaliga. Uuritav ajaperiood on määratletud andmete kättesaadavuse põhjal. Käesolev periood hõlmab 2008. aastal alanud ülemaailmse majanduskriisi järgset perioodi, Pariisi kokkulepet 2015. aastal ning ka 2020. aastal alanud koroonapandeemiat.

Töös viiakse läbi aegridade analüüs, mis tähendab üldistatult näitajate väärtuste hõlmamist erinevatel ajahetkedel. Analüüsi kaasatakse lisaks süsiniku maksumääradele ja kasvuhoonegaaside emissioonidele veel ka reaalse SKP turuhindades, valitsemissektori lõpptarbimiskulutused, kodumajapidamiste ja KTKTI (kodumajapidamisi teenindavad kasumitaotluseta institutsioonid) lõpptarbimiskulutused. Mainitud näitajate valikul tugineti varasematele empiirilistele uuringutele, mida kajastati eelnevas peatükis. Soome ja Eesti kohta kasutatavad andmed on kättesaadavad Eurostat ja World Bank andmebaasidest. Tabel 1 annab ülevaate töös kasutatavast viiest näitajast.

Tabel 1. Töös kasutatavad näitajad

Näitaja	Lühend	Ühik	Allikas
Süsiniku maksumäär	SM	EUR/t CO <sub>2</sub> e	World Bank
Kasvuhoonegaaside emissioonid	KHG	mln t	Eurostat
Reaalne SKP turuhindades	SKP	mld EUR	Eurostat
Valitsemissektori lõpptarbimiskulutused	VLK	mld EUR	Eurostat
Kodumajapidamiste ja KTKTI lõpptarbimiskulutused	KMP	mld EUR	Eurostat

Allikas: Autori koostatud

Antud töös on õhuemissioonid valitud sõltuvaks ehk endogeenseks muutujaks, mille kirjeldavaks näitajaks on võetud kasutusele Eurostat andmebaasist kasvuhoonegaaside emissioonide kogus väljendatud tuhandetes tonnides. Vältimaks andmete suurusjärkude liigset erinevust, teisendas autor emissioonide koguse miljoniteks tonnideks. Kvartaalsete andmete kasutusega võib esineda sesoonsuse olemasolu. Kõik teised töös kasutatavad andmed olid kättesaadavad andmebaasidest sesoonselt korrigeerituna, kuid kasvuhoonegaaside emissioonid on erandiks.

Ülejäänud näitajad on sõltumatud ehk eksogeensed muutujad. Reaalne SKP, valitsemissektori lõpptarbimiskulutused ning kodumajapidamiste ja KTKTI lõpptarbimiskulutused on kättesaadavad Eurostat andmebaasist esitatuna miljonites eurodes, kuid sarnaselt varasemale, et hoida arvandmeid sarnases suurusjärgus, teisendati nad miljarditesse eurodesse. Kõik sõltumatud muutujad, mis olid esitatud kvartaalselt, olid andmebaasis juba sesoonselt korrigeeritud. Süsinikumaksu andmed on välja toodud World Bank andmebaasis aastaselt, kuid kuna maksumäär ei muutu aasta jooksul, siis kõik ühe aasta kvartalite maksumäärad on omavahel võrdsed. Põhjusel, et kõik rahalised muutujad on esitatud eurodena, kuid süsiniku maksumäärad on esitatud andmebaasis USA dollarites tuhande tonni CO<sub>2</sub> heitkoguse kohta, teisendas autor dollarid eurodeks. Kuna valuutakursid muutuvad igapäevaselt, kasutati teisendusel kvartali esimese päeva EUR/USD kurssi, mis oli saadaval Euroopa Keskpanga andmebaasis.

Tabel 2. Eesti muutujate kirjeldav statistika

Näitaja	Miinumum	Maksimum	Aritmeetiline keskmine	Standardhälve	Variatsiooni-kordaja
Süsiniku maksumäär (EUR/t CO <sub>2e</sub> )	1,79	2,26	2,00	0,09	0,04
Kasvuhoonegaaside emissioonid (mln t)	2,59	6,42	4,89	1,15	0,23
Reaalne SKP turuhindades (mld EUR)	3,52	9,40	6,02	1,67	0,28
Valitsemissektori lõpptarbimiskulutused (mld EUR)	0,72	1,98	1,18	0,36	0,30
Kodumajapidamiste ja KTKTI lõpptarbimiskulutused (mld EUR)	1,89	4,97	3,06	0,86	0,28

Allikas: Eurostat (2024); World Bank (2024); autori arvutused veebitabelis Kirt (2024b) toodud andmete põhjal

Tabelis 2 on näha, et Eesti keskmine süsiniku maksumäär on 2 eurot ning madal standardhälve viitab sellele, et teiste ajahetkede tulemused ei erine palju nimetatud keskmisest. Kasvuhoonegaaside emissioonide kogus, mida Eesti keskmiselt toodab on 4,89 mln tonni kvartalis.

Eesti reaalne SKP oli madalaim Tabeli 2 kohaselt aastal 2010 esimeses kvartalis, nimelt 3,52 mld eurot. Nagu ka varasemalt mainitud, siis 2008. aastal algas majandussurutis, millest Eesti hakkas alles taastuma 2010. aasta lõpus. Eesti kõrgeim SKP oli uuritavas ajavahemikus 2023. aasta teises kvartalis 9,40 mld eurot. Keskmiselt on Eesti SKP käesoleva ajaperioodi jooksul 6,02 mld eurot. Valitsemissektori kulutused on väikse hajuvusega keskmisest 1,18 mld eurost. 2010. aasta teises kvartalis olid kulutused kõige väiksemad ning kõige rohkem tegi Eesti valitsemissektor kulutusi 2023. aasta kolmandas kvartalis. 2023. aasta valitsuse suuremad kulutused tulenevad suure tõenäosusega riigikogu valimiste tagajärjel, lisaks valimislubadustele oli eesmärgiks suurendada julgeolekut ning suurendada toetuseid (Rahandusministeerium, 2023). Eesti kodumajapidamised tarbisid kõige vähem majandussurutise tõttu 2010. aasta esimeses kvartalis, kuid tarbimine oli suurim 2023. aasta kolmandas kvartalis. Keskmiselt tarbivad Eesti kodumajapidamised kvartalis 3,06 mld euro ulatuses. Vaadates kõikide näitajate



variatsioonikordajaid, on näha, et nad kõik on vähese hajususega, kuid süsinikumaks on ikka kõige stabiilsem, mida kajastab ka Joonis 1.

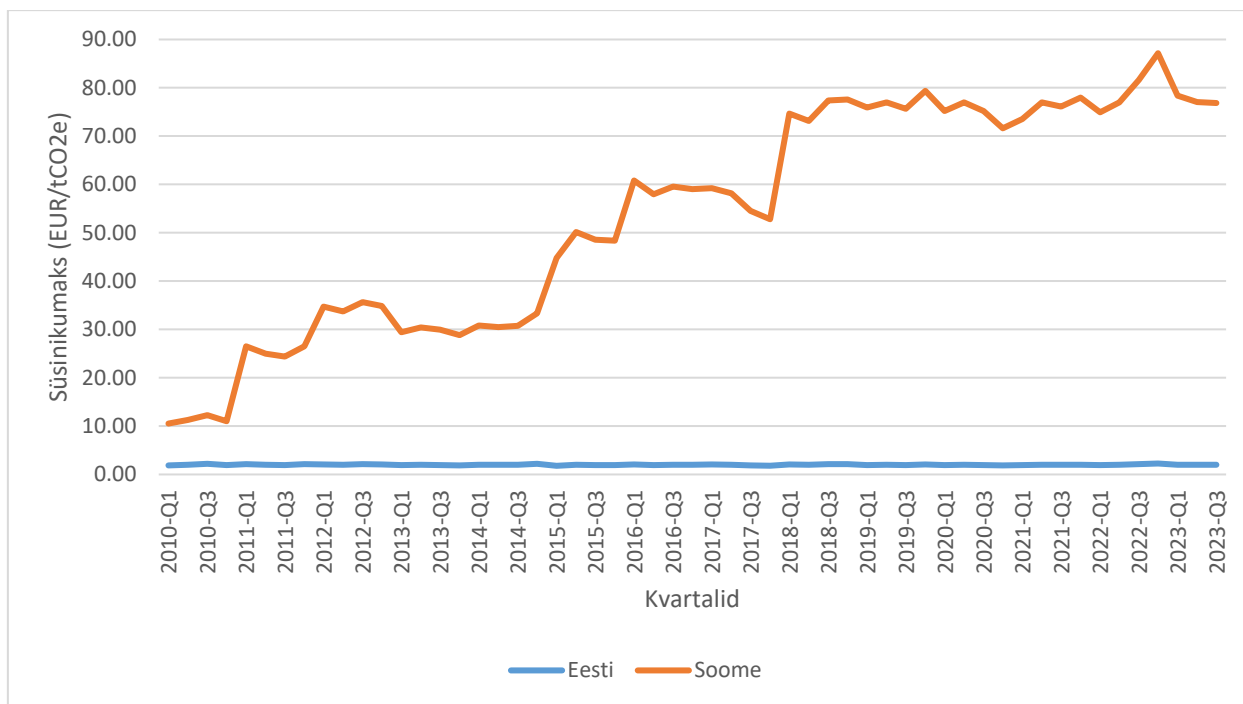
Tabel 3. Soome muutujate kirjeldav statistika

Näitaja	Miinumum	Maksimum	Aritmeetiline keskmine	Standardhälve	Variatsiooni-kordaja
Süsiniku maksumäär (EUR/tCO <sub>2</sub> e)	10,53	87,16	53,67	23,16	0,43
Kasvuhoonegaaside emissioonid (mln t)	10,11	22,51	14,96	2,73	0,18
Reaalne SKP turuhindades (mld EUR)	45,62	69,82	56,22	6,41	0,11
Valitsemissektori lõpptarbimiskulutused (mld EUR)	11,01	17,74	13,45	1,67	0,12
Kodumajapidamiste ja KTKTI lõpptarbimiskulutused (mld EUR)	24,10	36,01	29,77	2,98	0,10

Allikas: Eurostat (2024); World Bank (2024); autori arvutused veebitabelis Kirt (2024b) toodud andmete põhjal

Tabel 3 kajastab Soome näitajate kirjeldavat statistikat. Soomes osutub keskmiseks süsiniku maksumääraks 53,67 eurot, mis on tunduvalt kõrgem Eesti keskmisest. Seda erinevust on suurepäraselt näha ka Jooniselt 1. Teiste näitajate variatsioonikordajad näitavad, et nad on stabiilsemad kui seda on süsiniku maksumäär Soomes.

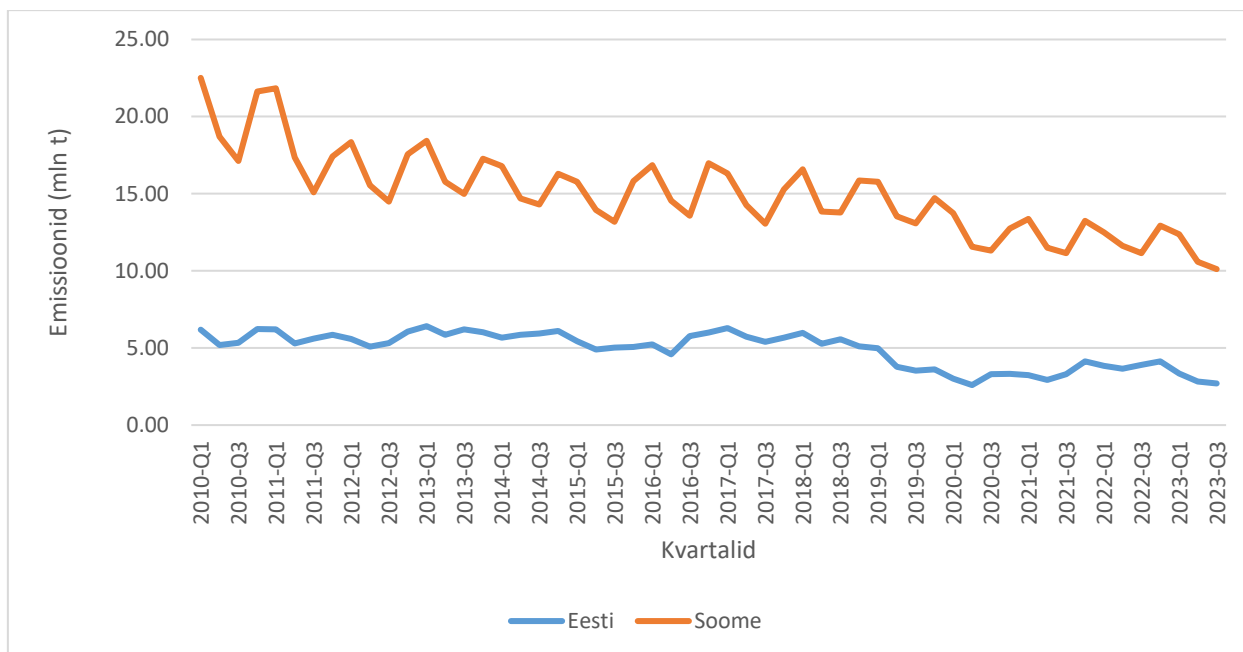
Keskmiselt on Soome reaalne SKP ajaperioodil 56,22 mld eurot. Sarnaselt Eestile, oli ka Soome reaalne SKP madalaim 2010. aasta esimeses kvartalis, kuid Soomes oli see 45,62 mld eurot. Siin saab põhjuseks tuua jälle 2008. aastal alanud ülemaailmse majanduskriisi, mis vaibus alles 2010. aastal. Kõrgeim reaalne SKP, 69,82 mld eurot, oli Soomes 2023. aasta teises kvartalis. Samal ajahetkel olid ka suurimad Soome valitsemissektori poolt tehtud kulutused, mis ulatusid 17,74 mld euron. Sarnaselt Eestile, toimus ka Soomes 2023. aasta kevadel Riigikogu valimised, mis üldjuhul tähendab kulutuste suurenemist. Kõige väiksemad valitsuse kulutused leidsid aga aset 2010. aasta teises kvartalis. Keskmiselt tarbivad kvartaalselt Soome kodumajapidamised 29,77 mld euro ulatuses. Majandussurutise tõttu tarbiti kõige vähem 2010. aasta esimeses kvartalis, 24,10 mld eurot. Suurimad kulutused tehti aga 36,01 mld euro väärtuses 2023. aasta teises kvartalis.



Joonis 1. Eesti ja Soome süsinikumaks

Allikas: World Bank (2024); autori arvutused veebitabelis Kirt (2024b) toodud andmete põhjal

Jooniselt 1 on näha, kuidas Soome süsiniku maksumäär on suurte kõikumistega, kuid siiski pikemas perspektiivis on antud maks tõusva trendiga. Kõige väiksem oli süsinikumaks ajaperioodi alguses, 2010. aasta esimeses kvartalis 10,53 eurot tuhande tonni CO<sub>2</sub> heitkoguse kohta. Kõrgeim süsinikumaks oli Soomes 2022. aastal neljandas kvartalis summaga 87,16 eurot. Võrreldes Eesti süsinikumaksu standardhällbega Tabelis 2, on Soome oma tunduvalt suurem Tabelis 3, seega hajuvam keskmisest. Eestis oli süsinikumaks madalaim 2015 aasta esimeses kvartalis väärtusega 1,79 eurot. Kõrgeim maksumäär oli 2,26 eurot, täpsemalt 2022 aasta neljandas kvartalis.



Joonis 2. Eesti ja Soome kasvuhoonegaaside emissioonid

Allikas: Eurostat (2024); autori arvutused veebitabelis Kirt (2024b) toodud andmete põhjal

Nii Eesti kui ka Soome õhuemissioonide puhul on Jooniselt 2 näha domineerivat langevat trendi. Samuti on kohaselt näha, kuidas eksisteerib mõlema riigi puhul sesoonsus, mida regressioonanalüüsi käigus peab modelleerima. Tabeli 2 kohaselt oli õhuemissioone Eestis kõige vähem 2020 aasta teises kvartalis 2,59 mln tonni ning kõige rohkem, 6,42 mln tonni heitkoguseid 2013 aasta esimeses kvartalis. Mõlemaid tulemusi võib siduda kvartalite jooksul esineva kliimaga, esimene kvartal hõlmab rohkem talvekuusid, mille jooksul on energiakasutus suurem ning kolmas kvartal koosneb suvekuudest, kus peaks toimuma vastupidine efekt. Kõige rohkem toodeti heitkoguseid Soomes 2010. aasta esimeses kvartalis, mis hõlmab jälle külmema ilmaga kuid. Seevastu väikseim heitkogus, mida tekitati Soomes oli 2023. aasta kolmandas kvartalis, nimelt 10,11 mln tonni. Vaadates Joonis 1 ja Joonis 2 korruga, on Soome puhul on vaatamata sesoonsuse olemasolust aru saada, kuidas süsinikumaksu tõusuga on õhuemissioonide kogused langenud, kuid Eesti puhul on keerulisem sama väita süsiniku maksumäära stabiilsuse tõttu. Samuti peaks mainima, et drastiline erinevus riikidevahelises emissioonide koguses on suure tõenäosusega tingitud rahvastiku suurusest, kui Eestis on see kuskil 1,3 miljonit, siis Soomes ulatub see 5,6 miljonini.

## 2.2. Analüüsimeetodid

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on uurida süsinikumaksude seost Eesti ja Soome õhuemissioonidega, kasutades kvartaalseid andmeid 2010. aastast kuni 2023. aastani. Püstitatud on uurimisküsimused, mille vastuste väljaselgitamiseks viiakse esmalt läbi korrelatsioonanalüüs, et tuvastada muutujate vahelise statistilise seose tugevust, olulisust ning suunda. Järgnevalt teostatakse regressioonanalüüs, mille tulemuseks on lõplik mudel, mis võimaldab täpsemalt kirjeldada mudeli usaldusväärsust ning sõltumatute muutujate mõju sõltuvale muutujale.

Korrelatsioonianalüüsi teostamisel leitakse lineaarne korrelatsioonikordaja  $r$ , mille väärtus on vahemikus 1 kuni -1. Märk korrelatsioonikordaja ees näitab seose suunda. Pluss märk viitab samasuunalisele liikumisele muutujate vahel, samas kui negatiivne kordaja tähendab vastupidist liikumist muutujate vahel. Seose tugevust illustreerib absoluutväärtus korrelatsioonikordajast, mida suuremaks osutub absoluutväärtus kordajast, seda tugevam on ka kahe muutuja vaheline seos. (Paas, 1995) Tähtis on kontrollida ka seose statistilist olulisust  $t$ -testi abil, sest isegi kui kahe muutuja vahel puudub seos, siis võib korrelatsioonikordaja tulemuseks tulla ikka nullist erinev väärtus. (Sauga, 2020)

Korrelatsioonanalüüsi puhul ei tehta vahet sõltuvatel ega sõltumatutel muutujatel, neid vaadatakse sümmeetriliselt (Gujarati & Porter, 2008, lk 42). Regressioonanalüüs aga võimaldab seda vahet teha ning selgitada nendevahelisi seoseid. Autor koostab kaks eraldi mudelit Soome ja Eesti kohta valemi 1 põhjal, millega viiakse läbi regressioonanalüüs vähimruutude meetodil (OLS – *ordinary least squares*).

$$\ln(KHG)_t = a + b1 \times VLK_t + b2 \times KMP_t + b3 \times SKP_t + b4 \times \ln(SM)_t + COVID_t + \varepsilon \quad (1)$$

kus

$KHG_t$  – kasvuhoonegaaside emissioonid,

$VLK_t$  – valitsemissektori lõpptarbimiskulutused,

$KMP_t$  – kodumajapidamiste ja KTKTI lõpptarbimiskulutused,

$SKP_t$  – reaalne SKP turuhindades,

$SM_t$  – süsiniku maksumäär,

$a$  – vabaliige,

$b$  – 1...4 lineaarliikme kordaja,

$COVID_t$  – fiktiivne muutuja arvestamiseks COVID-19 pandeemia mõju,

$\varepsilon$  – juhuslik liige.

Regressioonimudeli koostamisel võetakse arvesse muutujate statistilist olulisust. Mudeli parandamiseks hakatakse ükshaaval eemaldama statistiliselt mitteolulisi muutujaid, et jälgida, kuidas muutub teiste muutujate olulisus mudelis. Seejärel hakatakse saadud mudelit testimata alustades multikollineaarsuse olemasolu kontrollimisega varieeruvusindeksi VIF abil. Multikollineaarsus ei esine, kui VIF väärtus on väiksem kui 10. Vastasel juhul esineb multikollineaarsus ehk sõltumatute muutujate vaheline korrelatsioon on tugevam kui sõltuva muutujaga (Paas, 1995). Järgnevalt kontrollitakse White'i testiga heteroskedastiivsuse esinemist, kui testi p väärtus on suurem kui olulisuse nivoo 0,05, siis heteroskedastiivsust ei esine ehk kehtib nullhüpotees. Järgmiseks kontrollitakse jääkliikmete autokorrelatsiooni, milleks autor kasutab Breusch-Godfrey testi. Autokorrelatsioon puudub, kui LMF statistik on suurem kui kriitiline väärtus. Seejärel kontrollitakse, kas jääkliimed alluvad normaaljaotusele, mida teostatakse Doornik-Hanseni testi abil. Viimaseks testiks on Ramsey's RESET test, millega kontrollib autor saadud mudeli õigsust, mis saavutatakse kui kehtib nullhüpotees. Kõik eelmainitud testide puhul kasutatakse otsuste tegemiseks olulisuse nivood 0,05.

### 3. EMPIIRILINE ANALÜÜS

Viimane peatükk koosneb empiirilisest analüüsist. Kontrollitakse aegridade statsionaarsust, viiakse läbi korrelatsioonianalüüs seoste tuvastamiseks ning viimasena koostatakse regressioonmudelid Soome ja Eesti andmetega. Testitakse saadud mudeleid ning lõpuks esitatakse mudelitele tuginedes järeldused, mida võrreldakse eelnevate empiiriliste uuringutega.

#### 3.1. Aegridade töötlus

Esmalt tuleb kontrollida aegridade statsionaarsust, sest regressioonanalüüsi tagajärjel saadud tulemused ei pruugi kirjeldada reaalsust, kui kasutusel ilmnes mittestatsionaarseid aegridu. Aegridade statsionaarsuse seisu määrab ühikjuure olemasolu, kui aegrida on ühikjuureta, siis tegu on statsionaarse aegreaga, millega võib analüüsi jätkata. Ühikjuure olemasolu testimiseks kasutati kõikide aegridade puhul ADF testi, mille puhul ühikjuure esinemine on nullhüpotees.

Esimesena kontrolliti mõlema riigi logaritmitud kasvuhoonegaaside emissioonide statsionaarsust. Soome õhuemissioonide aegrida analüüsides saadi testi p-väärtuseks 0,00342, mis on väiksem kui olulisuse nivoo 0,05, seega lükati nullhüpotees ümber ja ühikjuurt ei esine. Eesti õhuemissioonide puhul saadi testi p-väärtuseks  $0,222 > 0,05$ , mis tähendab, et aegrida ei ole statsionaarne. Ühikjuurest vabanemiseks võeti aegreast esimest järku diferents, mis osutus edukaks.

Seejärel hinnati riikide logaritmitud süsiniku maksumäära statsionaarsust. Soome aegrea puhul esines ühikjuur, sest p-väärtuseks saadi 0,181, mis on suurem kui 0,05. Võttes esimest järku diferents, saadi taas ühikjuures lahti. Eesti aegrida analüüsides ühikjuurt ei esinenud, sest p-väärtus  $3,585 \times 10^{-8} < 0,05$ .

Järgmisena kontrolliti riikide reaalse SKP statsionaarsust. Soome aegrida analüüsides saadi p-väärtuseks  $0,887 > 0,05$ , seega esineb ühikjuur, millest vabaneti esimest järku diferentsiga, saades

p- väärtuseks siis  $5,38 \times 10^{-16}$ . Samuti esines ühikjuur Eesti aegrea puhul saades p-väärtuse 0,965. Pärast esimese järku diferentsi saadi p-väärtuseks  $1,182 \times 10^{-6} < 0,05$ , seega eemaldati ühikjuur.

Soome kodumajamajapidamiste lõpptarbimiskulutuse aegrida analüüsides esines ühikjuur, sest p-väärtus oli 0,173. Taaskord võeti näitajast esimest järku diferents, millega vabaneti ühikjuurest, sest p-väärtus oli sel juhul  $1,025 \times 10^{-20}$ . Sarnane situatsioon esines ka Eesti aegreaga, p-väärtuseks saadi algselt 0,973, kuid pärast esimese järku diferentsi rakendamist saavutati statsionaarsus p-väärtusega  $3,29 \times 10^{-11}$ .

Viimasena kontrolliti riikide valitsemissektorite lõpptarbimiskulutuste aegridade statsionaarsust. Soome aegrea analüüsil saadi p-väärtuseks 1, seega esineb ühikjuur, millest vabaneti esimest järku diferentsiga, saades nüüd p-väärtuseks  $2,334 \times 10^{-15}$ . Eesti aegrea puhul ilmnes samuti ühikjuur, sest p-väärtus oli 1, kuid nüüd ei aidanud esimest järku diferentsi võtmine, sest p-väärtus oli 0,908. Katsetati ka teist järku diferentsiga, mille tulemusel õnnestuti vabaneda ühikjuurest, p-väärtuseks saadi nüüd 0,0409. Kui mudelis on veel ka teist järku diferents, siis on tulemuste tõlgendamine raskendatud. Selle tõttu prooviti logaritmidagi Eesti valitsemissektori lõpptarbimiskulutusi, kuid samuti vabaneti ühikjuurest alles teist järku diferentsiga. Seega otsustas autor mitte kasutada logaritmitud valitsemissektori lõpptarbimiskulutusi ning esmalt jätkata analüüsi teist järku diferentsiga.

Kuna koroonapandeemia puhul oli tegu ülemaailmse kriisiga, siis otsustas autor arvestada ka sellega, lisades fiktiivse tunnuse, et tuvastada COVID-19 mõju. Soome valitsuse kohaselt algas koroonapandeemiakriis 2020. aasta esimesest kvartalist, ning eriolukord lõpetati 2022. aasta teise kvartaliga (Soome valitsus, 2022). Eesti puhul kestis koroonapandeemia sama ajaperioodi vältel (Terviseamet, 2022).

### **3.2. Korrelatsioonanalüüs**

Kui aegridade statsionaarsus sai saavutatud, siis autor viis läbi korrelatsioonanalüüsi mõlema riigi muutujatega. Selle tulemusena saadakse aimu analüüsis kasutatavate muutujate vaheliste seoste tugevusest ja suunast ning võimalikust multikollineaarsusest. Korrelatsioonanalüüs viiakse läbi statsionaarsete aegridadega, milleni jõuti eelmises alapeatükis.

Tabelis 4 on välja toodud Soome korrelatsioonimaatriks, mille põhjal näeb, et seosed sõltuva ja sõltumatute muutujate vahel on pigem nõrga tugevusega. Kõige tugevam seos õhuemissioonidel on süsinikumaksuga. Nendevaheline korrelatsioonikordajaks on 0,3499. Varasemate uuringutega võrreldes on seose suund erinev. Kui varasemalt on valdavalt tuvastatud, et süsinikumaksu tõusmisega langevad õhuemissioonide kogused, siis käesolev maatriks viitab vastupidisele (Andersson 2019; Hájek *et al.* 2019; Lin & Li 2011). Kriitilise korrelatsioonikordajaga on võimalik määrata, kas seosed on statistiliselt ka olulised. Soome puhul on selleks kordajaks 0,2681, mille kohaselt on õhuemissioonidega statistiline oluline seos ainult süsinikumaksul, sest korrelatsioonikordaja on suurem kui kriitiline korrelatsioonikordaja. Samas võib regressioonanalüüsiga tuvastada, et ka valitsemissektori kulutustel on statistiliselt oluline seos, sest korrelatsioonikordaja on väga ligidial kriitilisele kordajale. Selle seose suund on negatiivne ning seose suund ei kattu Zhang *et al.* (2018) uuringus leituga.

Tabel 4. Soome muutujate korrelatsioonimaatriks

d_fin_VLK	d_fin_SKP	d_fin_KMP	l_fin_KHG	d_l_fin_SM	
1,0000	0,1634	0,0902	-0,2630	-0,1506	d_fin_VLK
	1,0000	0,8571	-0,0305	-0,0140	d_fin_SKP
		1,0000	0,0119	0,0256	d_fin_KMP
			1,0000	0,3499	l_fin_KHG
				1,0000	d_l_fin_SM

Allikas: Autori koostatud Kirt (2024a, aruanne 1) põhjal

Eesti korrelatsioonimaatriksit kirjeldab Tabel 5. Kõige tugevamini korreleeruvad õhuemissioonid reaalse SKP-ga. Näitajate vaheline korrelatsioonikordaja on 0,3896 ning tegu on positiivse suunaga, mille kohaselt SKP tõusuga, tõuseb ka kasvuhoonegaaside kogus. See suund ei ole üllatav, sest ka varasemas kirjanduses on jõutud selle tulemuseni (Andersson, 2019).

Tabel 5. Eesti muutujate korrelatsioonimaatriks

d_d_est_VLK	d_est_SKP	d_est_KMP	d_l_est_KHG	l_est_SM	
1,0000	0,1800	0,0440	0,1070	-0,1230	d_d_est_VLK
	1,0000	0,8173	0,3896	0,0912	d_est_SKP
		1,0000	0,2723	0,0310	d_est_KMP
			1,0000	0,1503	d_l_est_KHG
				1,0000	l_est_SM

Allikas: Autori koostatud Kirt (2024a, aruanne 17) põhjal



Taas leiti kriitiline korrelatsioonikordaja, et hinnata millised seosed omavad statistilist olulisust. Kriitilisest korrelatsioonikordajast olid suuremad kaks seost. Õhuemissioonide vaheline seos reaalse SKP-ga ja seos kodumajapidamiste lõpptarbimiskulutustega. Kodumajapidamiste tarbimiskulutustega on õhuemissionidel positiivne seos. See kattub Zhang *et al.* (2018) leituga, kuid erineb Hájek *et al.* (2019) tulemusest, kus tuvastati negatiivne seos kahe näitaja vahel.

### 3.3. Soome regressioonanalüüs

Regressioonanalüüsi puhul lisati mudelisse algselt kõik muutujatega seotud statsionaarsed aegread. Mudelisse lisati veel kvartaleid kirjeldavad fiktiivsed tunnused, valides baaskvartaliks 4. kvartali, et modelleerida kvartaalset sesoonsust, mis esineb õhuemissioonide koguse puhul. Vaadates esimese mudeli t-testi olulisuse tõenäosuseid selgus, et osa sõltumatuid muutujaid ei olnud statistiliselt olulised olulisuse nivool 0,05. Nendeks osutusid esimest järku diferentsitud logaritmitud süsiniku maksumäära, kodumajapidamiste lõpptarbimiskulutuste ning reaalse SKP aegread. Nagu varasemalt mainitud, eemaldatakse statistiliselt mitteolulisi muutujaid ükshaaval alustades kõige kõrgema p- väärtusega muutujast, milleks oli reaalne SKP. Kui algselt oli mudeli kirjeldusvõimet näitav determinatsioonikordaja 0,568, siis nüüd vähenes see 0,567-le. Vaadates korrigeeritud determinatsioonikordajat, siis see tõusis 0,491-lt 0,501-le. Järgmine suurima p- väärtusega muutuja oli aga esimest kvartalit kirjeldav fiktiivne tunnus. Üksikult antud tunnust ei saa eemaldada, ainult terve fiktiivsete tunnuste komplekti, mida võib ainult siis eemaldada kui kitsendatud ja ning kitsendamata mudelite võrdluse *F*-testi väärtus on suurem kui olulisuse nivoo 0,05. Testi tulemuseks saadi p-väärtus 0,00044, seega komplekti ei või eemaldada. Seega eemaldati järgmisena mudelist hoopis kodumajapidamiste lõpptarbimiskulutuste esimest järku diferentsitud aegrida, mille tulemusel determinatsioonikordaja langes 0,561-le, kuid korrigeeritud determinatsioonikordaja tõusis 0,505-le. Selle tulemusena jäid mudelisse muutujad, mis olid statistiliselt olulised nivool 0,1; 0,05 ning 0,01. Mudeli determinatsioonikordaja on 0,561 ning mudeli statistilist olulisust näitab selle p-väärtus, milleks on  $4,13 \times 10^{-7}$ , seega saadud mudel on oluline.

Järgmisena hakati saadud mudelit testima eelmises peatükis kirjeldatud testidega. Esmalt testiti, kas mudelis esineb multikollineaarsust VIF näitajaga. Testi tulemusena selgus, et multikollineaarsust ei esine, sest kõikide muutujate varieeruvusindeksite väärtused olid madalamad kui 10. Seega liikus autor edasi heteroskedatiivsuse olemasolu tuvastamisega White'i

testiga. Kuna testi p- väärtus oli  $0,805 > 0,05$ , siis kehtib nullhüpotees ehk heteroskedastiivsust ei esine. Breusch-Godfrey testiga kontrolliti jääkliikmete autokorrelatsiooni 4. järguni. Tuli vastu võtta sisukas hüpotees, et autokorrelatsioon eksisteerib, sest olulisuse tõenäosus  $4,80 \times 10^{-11} < 0,05$ . Autor otsustas selle tõttu kasutada kohandatud standardvigu, mis küll ei eemalda autokorrelatsiooni, kuid arvestab selle olemasoluga. Edasi liiguti Doornik-Hanseni testiga, et kontrollida jääkliikmete allumist normaaljaotusele. Kuna testi p-väärtus oli  $0,016$ , mis on väiksem kui  $0,05$ , siis saab järeldada, et jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Viimasena kontrolliti mudeli õigsust Ramsey's RESET testiga, millega saadi p-väärtuseks  $0,979 > 0,05$ , seega mudeli kuju on õige.

Tabel 6. Soome regressioonimudel enne viitaegu

Sõltuv muutuja: l_fin_KHG			
Näitaja	Parameetri hinnang	Parameetri standardviga	Olulisuse tõenäosus
Konstant	2,8147	0,0341	$1,67 \times 10^{-52}***$
dq1	-0,0164	0,0404	0,6873
dq2	-0,1202	0,0333	0,0007***
dq3	-0,1884	0,0376	$7,93 \times 10^{-6}***$
COVID19	-0,2042	0,0336	$2,18 \times 10^{-7}***$
d_l_fin_SM	0,2108	0,0901	0,0235**
d_fin_VLK	-0,1594	0,0936	0,0951*
Determinatsioonikordaja ( $R^2$ )			0,5611
Korrigeeritud determinatsioonikordaja (adj. $R^2$ )			0,5051
F-testi olulisuse tõenäosus			$9,36 \times 10^{-15}***$
Vaatluste arv			54

Allikas: Autori koostatud Kirt (2024a, aruanne 8) toodud andmete põhjal

Märkused:

- \* – näitaja on statistiliselt oluline nivool 10%
- \*\* – näitaja on statistiliselt oluline nivool 5%
- \*\*\* – näitaja on statistiliselt oluline nivool 1%

Tabelis 6 on näha Soome regressioonimudelit, kui ei ole lisatud veel viitaegu. Mudel on statistiliselt oluline olulisuse nivool  $0,01$  ning determinatsioonikordaja kohaselt suudab antud mudel kirjeldada õhuemissioonide varieerumist  $56,11\%$  ulatuses. Kuigi mudeli kuju on testist lähtudes õige, siis autor soovib lisada süsinikumaksule viitaegu, sest Davis ja Kilian (2011), kes uurisid kütusemaksu ja õhuemissioonide vahelist seost, tuvastasid, et maksud avaldavad mõju pigem viitajaga. Best *et al.* (2020) lisasid kahe ja kolme aastased viitajad. Viitaegade lisamise tulemusena võib mudel muutuda paremaks ning on võimalus, et jääkliikmed alluvad siis ka normaaljaotusele.

Viitaja pikkuse selgitamiseks lisas autor mudelisse 1-4 kvartali pikkuseid viitaegu. Sobivate viitaegade valikul lähtuti korrigeeritud determinatsioonikordaja suurusest.

Uues mudelis jäid statistiliselt oluliseks muutujateks koroonapandeemiat kirjeldav fiktiivne tunnus olulisuse nivool 1%, süsinikumaksumäär olulisuse nivool 5%, süsiniku maksumäär 1 kvartalise viitajaga olulisuse nivool 10% ja samal nivool ka valitsemissektori lõpptarbimiskulutused. Konstant oli oluline olulisuse nivool 1%. White'i testiga tehti kindlaks, et heteroskedatiivsust ei esine. Breush-Godfrey testi tulemusena tuli võtta vastu taas sisukas hüpotees, mis tähendab autokorrelatsiooni esinemist. Seega rakendati ka selle mudeli puhul kohandatud standardvead, et arvestada autokorrelatsiooni olemasoluga. Seejärel viies läbi Doornik-Hanseni testi, saadi teada, et jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Multikollineaarsust kontrollides VIF testiga kinnitati, et multikollineaarsust ei esine. Viimasena kontrolliti taas mudeli kuju õigsust Ramsey's RESET testiga, mis kinnitas, et saadud mudel on õige kujuga, saades p-väärtuseks  $0,956 > 0,05$ .

Tabel 7. Lõplik Soome regressioonimudel

Sõltuv muutuja: l_fin_KHG			
Näitaja	Parameetri hinnang	Parameetri standardviga	Olulisuse tõenäosus
Konstant	2,7858	0,0237	$71,51 \times 10^{-54}***$
dq1	-0,0116	0,0300	0,7016
dq2	-0,1385	0,0332	0,0001***
dq3	-0,1830	0,0335	$2,35 \times 10^{-6}***$
COVID19	-0,1732	0,0310	$1,55 \times 10^{-6}***$
d_1_fin_SM_1	0,1755	0,0984	0,0818*
d_1_fin_SM_4	0,1343	0,0608	0,0326**
d_fin_VLK	-0,1561	0,0822	0,0645*
Determinatsioonikordaja (R <sup>2</sup> )			0,6391
Korrigeeritud determinatsioonikordaja (adj. R <sup>2</sup> )			0,5790
F-testi olulisuse tõenäosus			$1,45 \times 10^{-16}$
Vaatluste arv			50

Allikas: Autori koostatud Kirt (2024a, aruanne 11) toodud andmete põhjal

Märkused:

- \* – näitaja on statistiliselt oluline nivool 10%
- \*\* – näitaja on statistiliselt oluline nivool 5%
- \*\*\* – näitaja on statistiliselt oluline nivool 1%

Tabelis 7 on näha Soome lõpliku regressioonimudelit. F-testi kohaselt on mudel tervikuna statistiliselt oluline nivool 1%. Determinatsioonikordaja põhjal, saab väita, et antud mudel suudab kirjeldada õhuemissioonide varieerumist 63,91% protsendi ulatuses. Saadud mudeli järgi

koroonapandeemia tõttu langesid Soomes õhuemissioonide kogused 0,173 protsendipunkti. Valitsemissektori lõpptarbimiskulutuste tõus 1 protsendipunkti võrra vastupidiselt langetab õhuemissioonide kogust 0,156 protsendipunkti võrra. Käesoleva töö eesmärgiks oli tuvastada süsinikumaksu ja õhuemissioonide koguse seos. Soome andmetega regressioonanalüüsiga tuvastati, kahe näitaja vaheline seos on positiivne ning süsiniku maksumäära tõusmisel tõuseb õhuemissioonide kogus 1 kvartal hiljem 0,176 protsendipunkti ning 4 kvartalit hiljem 0,134 protsendipunkti.

### 3.4. Eesti regressioonanalüüs

Regressioonanalüüsi alustati ka Eesti mudeli puhul kõikide statsionaarsete aegridade lisamisega mudelisse. Sarnaselt Soome regressioonanalüüsile, lisati ka sellesse mudelisse kvartaleid kirjeldavad fiktiivsed tunnused sesoonsuse modelleerimiseks, valides 4. kvartali baaskvartaliks. Statistiliselt mitteolulised olid süsiniku maksumäär, valitsemissektori ja kodumajapidamiste lõpptarbimiskulutused ning lisatud COVID-19 fiktiivne tunnus. Samuti ei olnud oluline ka konstant ja 3. kvartalit kirjeldav fiktiivne tunnus. Kõrgeim  $p$ -väärtus oli 3. kvartalit kirjeldaval fiktiivtunnusel, 0,945. Kuna eemaldada võib ainult tervet fiktiivsete tunnuste komplekti, siis viidi läbi taas kitsendatud ja ning kitsendamata mudelite võrdlus.  $F$ -testi väärtus oli väiksem kui 0,05, seega komplekti ei või eemaldada. Mudelist eemaldati esimesena valitsemissektori kulutused, mille tulemusel korrigeeritud determinatsioonikordaja tõusis 0,507-le. Seejärel eemaldati süsiniku maksumäär ning determinatsioonikordaja tõusis taas. Järgmisena pidi eemaldama mudelist koroonapandeemiat kirjeldava fiktiivse tunnuse ning peale seda eemaldati ka kodumajapidamiste lõpptarbimiskulutused. Fiktiivse tunnuse eemaldamisel korrigeeritud determinatsioonikordaja tõusis, kuid järgneva statistiliselt mitteolulise muutujaga kordaja langes. Saadud mudelisse jäi ainult üks muutuja, reaalne SKP, mis on statistiliselt oluline olulisuse nivool 1%. Konstant on statistiliselt mitteoluline. Mudel ise on statistiliselt oluline.

White'i testiga kontrolliti esmalt heteroskedastiivsust. Sai võtta vastu nullhüpooteesi, et heteroskedastiivsust ei esine, sest testi  $p$ -väärtus on 0,930. Multikollineaarsust testiti VIF testiga, mille tulemusel saadi teada, et multikollineaarsust ei esine, sest muutujate varieeruvusindeksite väärtused olid madalamad kui 10. Breusch-Godfrey testiga kontrolliti autokorrelatsiooni esinemist. Testi  $p$ -väärtuseks saadi 0,912, millest võib järeldada, et autokorrelatsiooni samuti ei esine. Jääkliikmed alluvad normaoljaotusele, sest  $p$ -väärtus oli 0,197. Viimasena kontrolliti ka mudeli

kuju õigsust Ramsey's RESET testiga, mille p-väärtus oli 0,229, seega saadud mudel oli õige kujuga.

Tabel 8. Eesti regressioonimudel enne viitaegu

Sõltuv muutuja: l_fin_KHG			
Näitaja	Parameetri hinnang	Parameetri standardviga	Olulisuse tõenäosus
Konstant	0,0225	0,0229	0,3314
dq1	-0,0938	0,0299	0,0029***
dq2	-0,1594	0,0296	$2,01 \times 10^{-6}$ ***
dq3	0,0031	0,0293	0,9153
d_est_SKP	0,2318	0,0743	0,0030***
Determinatsioonikordaja (R <sup>2</sup> )			0,5487
Korrigeeritud determinatsioonikordaja (adj. R <sup>2</sup> )			0,5120
F-testi olulisuse tõenäosus			$4,90 \times 10^{-8}$ ***
Vaatluste arv			54

Allikas: Autori koostatud Kirt (2024a, aruanne 22) toodud andmete põhjal

Märkused:

- \* – näitaja on statistiliselt oluline nivool 10%
- \*\* – näitaja on statistiliselt oluline nivool 5%
- \*\*\* – näitaja on statistiliselt oluline nivool 1%

Tabelis 8 on toodud välja Eesti regressioonimudel, kuhu autor lisab veel süsiniku maksumäärade viitaegasid, sest nagu varasemalt ka mainitud, siis maksud avaldavad tihti mõju viitega (Davis & Kilian, 2011). Kuigi mudel on testide põhjal õige, siis lisatakse viitajad lootusega, et nii süsikumaks kui ka konstant omab siiski statistilist olulisust selle järgselt. Samuti võib see parandada mudelit üldiselt. Käesolev mudel aga suudab determinatsioonikordaja kohaselt seletada 54,87% ulatuses Eesti õhuemissioonide varieerumist. Lisaks on see mudel ikkagist statistiliselt oluline olulisuse nivool 1%.

Sarnaselt Soome regressioonanalüüsile, lisati jälle mudelisse 1-4 kvartali pikkuseid viitaegu, et tuvastada viitaja pikkus. Lähtuti korrigeeritud determinatsioonikordaja suurusest sobivate viitaegade valikul. Viitaegade lisamisega muutus konstant statistiliselt oluliseks nivool 5%, reaalne SKP jäi statistiliselt oluliseks nivool 1%. Süsiniku maksumäär 3 kvartalise viitajaga oli nüüd statistiliselt oluline olulisuse nivool 10%.

Liiguti edasi lõpliku mudeli testimisega. Esimesena kasutati VIF näitajat, et kontrollida multikollineaarsuse olemasolu. Ka selle mudeli puhul on kõikide muutujate varieeruvusindeksite

väärtused väiksemad kui 10, seega saab järeldada, et multikollineaarsust ei esine. Järgmisena testitakse White'i testiga heteroskedatiivsuse esinemist. Käesolevas mudelis ei esine heteroskedatiivsust, sest testi p-väärtus on 0,992, mis on suurem kui olulisuse nivoo 0,05. Seejärel testiti jääkliikmete autokorrelatsiooni 4. järguni Breusch-Godfrey testiga, mille p-väärtuseks saadi 0,927 > 0,05, mis tähendab, et kehtib nullhüpotees, mille kohaselt autokorrelatsioon puudub. Eelviimasena kasutati Doornik-Hanseni testi, et kontrollida, kas jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. Testi p- väärtus on 0,573, mis on suurem kui 0,05, seega jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. Viimasena viidi läbi Ramsey's RESET test, et kontrollida kas saadud mudel on ka õige. Kuna testi p-väärtuseks saadi 0,507, mis on suurem kui 0,05, siis lõpliku Eesti mudeli kuju on õige. Tabelis 9 on välja toodud Eesti regressioonanalüüsi tulemused, kus on näha, et mudeli olulisuse tõenäosus on väiksem kui 0,05, seega mudel on ka statistiliselt oluline.

Tabel 9. Lõplik Eesti regressioonmudel

Sõltuv muutuja: d_l_est_KHG			
Näitaja	Parameetri hinnang	Parameetri standardviga	Olulisuse tõenäosus
Konstant	0,3447	0,1618	0,0385**
dq1	-0,0895	0,0294	0,0038***
dq2	-0,1471	0,0298	1,11×10 <sup>-5</sup> ***
dq3	0,0159	0,0298	0,5947
l_est_SM_3	-0,4724	0,2348	0,0501*
d_est_SKP	0,2252	0,0731	0,0035***
Determinatsioonikordaja (R <sup>2</sup> )			0,5728
Korrigeeritud determinatsioonikordaja (adj. R <sup>2</sup> )			0,5264
F-testi olulisuse tõenäosus			1,30×10 <sup>-7</sup>
Vaatluste arv			52

Allikas: Autori koostatud Kirt (2024a, aruanne 28) toodud andmete põhjal

Märkused:

- \* – näitaja on statistiliselt oluline nivool 10%
- \*\* – näitaja on statistiliselt oluline nivool 5%
- \*\*\* – näitaja on statistiliselt oluline nivool 1%

Tabelist 9 on näha Eesti lõpliku regressioonmudelit. Determinatsioonikordaja 0,5728 näitab, et mudel suudab kirjeldada 57,28% Eesti õhuemissioonide muutusest. Eesti regressioonmudeli kohaselt tõusevad kasvuhoonegaaside emissioonid 0,225 protsendipunkti võrra, kui reaalne SKP kasvab ühe protsendipunkti võrra. Regressioonanalüüsi tulemused viitavad sellele, et süsinikumaksude ja õhuemissioonide vahel on Eestis negatiivne seos, mis on erinev

korrelatsioonianalüüsis tuvastatud seosest. Kui süsinikumaks tõuseb Eestis 1 protsendipunkt, siis selle tulemusena langeb kolm kvartalit hiljem õhuemissioonide kogus 0,472 protsendipunkti võrra.

### 3.5. Empiirilise analüüsi järeldused

Käesoleva töö eesmärgiks oli uurida, milline on süsinikumaksude ja õhuemissioonide vaheline seos Soomes ja Eestis. Korrelatsioonianalüüsiga tuvastati, et kõige tugevam ja samasuunaline seos on Soome õhuemissioonidel süsinikumaksuga. See, et näitajate seos on samasuunaline, oli vägagi üllatav. Eesti puhul oli tugevaim ja samasuunaline seos riigi reaalse SKP-ga. Selline tulemus ei olnud üllatav, sest varasemalt Andersson (2019) kinnitas, et nende kahe näitaja vaheline seos on Rootsis positiivne ja tugev, kuid pikema perioodi ajal võib seos nõrgeneda. Lisaks sellele, korrelatsioonianalüüsis tuli välja, et Eesti süsinikumaksu ja õhuemissioonide vahel puudub statistiliselt oluline seos, mis võib olla tingitud asjaolust, et Eestis on süsinikumaks selle kehtestamise ajast püsinud tänapäevani pidevalt kahe euro lähedal.

Soome regressioonanalüüsi käigus tuvastati algselt, et analüüsi kaasatud muutujatest statistilist olulisust omavad fiktiivne tunnus COVID-19, süsinikumaks ja valitsemissektori lõpptarbimiskulutused. Kuigi mudeli kuju oli õige, siis lisati süsinikumaksule ka viitajad, et mudelit muuta paremaks. Seda tehti eeldusel, et maksu kehtestamisega ei toimu tegelikult koheseid muutuseid, sest maksumaksjatel võtab aega, et kohaneda muutustega, mida rõhutasid ka Davis ja Kilian (2011). Süsinikumaksu viitaegade lisamisega jõuti parema mudelini. Soome situatsiooni kirjeldava lõpliku mudeli sõltumatuteks muutujateks jäid süsinikumaks ühe ja nelja kvartalise viitajaga, fiktiivne tunnus COVID-19 ning valitsemissektori kulutused. Lõplik mudel oli statistiliselt oluline olulisuse nivool 0,05. Suurem osa mudelis olevatest muutujatest olid samuti olulised samal nivool, kuid valitsemissektori lõpptarbimiskulutused ja süsinikumaks ühe kvartalise viitajaga olid statistiliselt olulised nivool 0,1.

Mudeli kohaselt mõjutab Soomes süsinikumaks positiivselt õhuemissioonide kogust 1 ja 4 kvartalise viitajaga. Kui süsinikumaks tõuseb 1 protsendipunkti võrra, siis kvartal hiljem tõuseb emissioonide kogus 0,176 protsendipunkti ning neli kvartalit hiljem tõuseb see 0,134 protsendipunkti võrra. See tulemus ei ühti varasemate uuringutega seose suuna tõttu. Kõik tuvastatud varasemad empiirilised tööd tuvastasid negatiivse seose, isegi kui see osutus statistiliselt mitteoluliseks (Lin & Li 2011; Andersson 2019; Hájek *et al.* 2019; Rivers & Schaufele

2015). Lühiajaliselt võib antud seos olla positiivne, kui riigis esineb suurem majanduskasv, mille tõttu leiab aset suurejoonelisem tootmine ja ka tarbimine, kuid tegu on pigem haruldase juhtumiga ning käesolevas töös uuritav periood on piisavalt pikk, et sellist ebatavalist situatsiooni ei tekiks. Antud mudel oli testide kohaselt õige kujuga, siiski osutub murekohaks asjaolu, et mudelis esineb jääkliikmete autokorrelatsioon ning jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Huvitav järeldus, mille saab lõpliku mudeli põhjal teha on see, et COVID-19 pandeemia mõjutas õhuemissioone negatiivselt. See võib olla tingitud asjaolust, et pandeemiaga kaasneva karantiiniga vähenesid transpordisektori heitkogused, sest inimesed ei võinud pidevalt väljaspool enda elukohta liigelda.

Algselt omas Eesti regressioonanalüüsi tulemusena mudelis olulisust ainult reaalne SKP. Ka selle mudeli kuju oli õige ning statistiliselt oluline. Siiski lisati taas süsinikumaksu viitajad, et kontrollida, kas mudel paraneb ning süsinikumaksu statistiliselt oluliseks muutumist. Süsinikumaksu viitaja lisamisega jõuti taas parema mudelini, mis oli statistiliselt oluline nivool 0,05. Samal olulisuse nivool oli statistiliselt oluline reaalne SKP ning süsinikumaks 3 kvartalise viitajaga oli statistiliselt oluline nivool 0,1. Need kaks sõltumatut muutujat olid ainukesed, mis jäid mudelisse.

Eesti mudelit vaadates on näha, et süsinikumaks 3 kvartalise viitajaga mõjutab õhuemissioonide kogust negatiivselt, mis erineb korrelatsioonianalüüsis tuvastatud seose suunast. Siiski on see loogilisem, et süsinikumaks avaldab negatiivset mõju. See tulemus erineb ainult osati Lin ja Li (2011) poolt läbiviidud analüüsiga, kus leiti, et Taani, Rootsi ja Hollandi andmetega süsinikumaks ei oma statistilist olulisust, siiski Soome andmetega oli seos negatiivne ja oluline. Mudeli kohaselt, kui süsinikumaks Eestis tõuseb 1 protsendipunkti võrra, siis õhuemissioonid reageerivad sellele kolm kvartalit hiljem 0,472 protsendipunktilise langusega. Seega saab Eestis arvestada süsinikumaksu hea vahendina, et kaitsta keskkonda ning reguleerida õhku paisatavaid heitkoguseid. Sarnasele järeldusele jõudis ka Alper (2018), kes uuris valitud Euroopa riike tervikuna ning tuvastas, et keskkonnamaksude 1%-ne kasv põhjustab 0,9%-se languse emissioonides.

Soome mudeli, kus rakendati kohandatud standardvead autokorrelatsiooni olemasolu tõttu, determinatsioonikordaja väärtus oli 0,6391, mis viitab suhteliselt heale seletusvõimele. Siiski põhjusel, et jääkliikmed ei allu normaaljaotusele oletab autor, et analüüsist on välja jäänud mõni oluline näitaja. Kuigi Eesti lõpliku mudeli determinatsioonikordaja oli 0,5728 ning mingeid probleeme ei esine, siis võiks ka selle mudeli puhul proovida tõsta seletusvõimet näitajate



lisamisega. Autor pakub välja ühe võimaliku muutujana tehnoloogilise innovatsiooni taseme, sest Hiina firmade tasemel on tuvastatud, et tehnoloogilise innovatsiooni tase mõjutab tugevalt ja negatiivselt heitkoguseid (Chen *et al.* 2022). Lisaks võiks proovida lisada viitaegu ka teistele muutujatele.

Kuigi käesolevas töös ei valitud näitajaid mis kirjeldaksid koguseid elaniku kohta, sest kvartaalsete andmete leidmine nende puhul oli keerukas, siis soovitaks autor kaasata just selliseid näitajaid. Paljud varasemalt nimetatud empiirilised uuringud kasutasid *per capita* andmeid, mis võimaldavad saavutada täpsemaid tulemusi, mis on ka riikide vahel paremini võrreldavamad. Lisaks, kui andmebaasides avalikustatakse pikemaajaliselt kvartaalseid andmeid, siis võiks kaasata ka aastaid, mil süsinikumaks ei olnud veel riigis kehtestatud. Uurides varasemaid analüüse on valdavalt kasutatud aastaseid andmeid, seega andmete olemasoluga oleks huvitav näha rohkem kvartaalseid uuringuid, mis võivad võimaldada täpsemaid tulemusi. Täpsemate tulemuste saavutamiseks võiks uurida ka erinevaid sektoreid eraldi, siin töös oli kaasatud kõikide riigi sektorite õhuemissioonide summa.

## KOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks oli uurida süsinikumaksu ja õhuemissioonide vahelist seost Soomes ja Eestis. Süsinikumaksu ja õhuemissioonide koguse vahelist seost on oluline pidevalt analüüsida, sest see aitab poliitikakujundajatel teha kohandusi, kui maksumäär ei täida enam oma eesmärki. Analüüsis kasutatakse kvartaalseid andmeid, mis on kättesaadavad Eurostat, World Bank ja Euroopa Keskpanga andmebaasidest. Analüüsitavaks ajaperioodiks kujunes andmete kättesaadavuse tõttu 2010. aasta esimene kvartal kuni 2023. aasta kolmas kvartal. Uuritakse Soome ja Eesti andmeid, sest mõlemad riigid kehtestasid maksu varakult, kuid Soome süsiniku maksumäär on üks kõrgemaid olemas olevaist, samas kui Eesti oma on üks madalamaid.

Lähtudes püstitatud eesmärgist soovis autor leida vastused järgmistele uurimisküsimustele:

- Kas süsinikumaksu ja õhuemissioonide vaheline seos on statistiliselt oluline?
- Millised mudelisse kaasatud muutujad mõjutavad õhuemissioone enim?
- Kas süsinikumaksu seos kasvuhoonegaaside emissioonidega on erinev Soomes ja Eestis?

Lisaks püstitati töö alguses ka hüpotees, et süsinikuhinna tõusmisega vähenevad õhuemissioonide kogused.

Töö empiiriline osa koosneb aegridade korrelatsioon- ja regressioonanalüüsist, viimane neist viidi läbi vähimruutude meetodil. Regressioonanalüüsis valiti sõltuvaks muutujaks kasvuhoonegaaside kogused. Tuginedes varasemale teaduslikule kirjandusele kaasati analüüsi sõltumatute muutjatena süsiniku maksumäär, reaalne SKP ning valitsemissektori- ja kodumajapidamiste lõpptarbimiskulutused. Lisaks kaasati ka koroonapandeemia mõju kirjeldav fiktiivne tunnus, mis hõlmas ajaperioodi 2020. aasta esimesest kvartalist 2022. aasta teise kvartalini.

Esmalt kontrolliti aegridade statsionaarsust ning vajadusel eemaldati ühikjuur diferentsi võtmisega. Korrelatsioonianalüüsiga tuvastati Soome õhuemissioonide puhul tugevaim statistiliselt oluline positiivne seos süsiniku maksumääraga, mis on ebaloogiline. Lisaks esines

statistiliselt oluline negatiivne seos ka valitsemissektori lõpptarbimiskulutustega. Eesti õhuemissioonide puhul tugevaim statistiliselt oluline positiivne seos oli reaalse SKP-ga. Seosed ülejäänud näitajatega mõlema riigi puhul ei olnud statistiliselt olulised.

Korrelatsioonanalüüsile järgnes regressioonanalüüs mõlema riigi kohta. Mõlema riigi mudeli puhul kaasati ka kvartaleid kirjeldavad fiktiivsed tunnused, et modelleerida õhuemissioonide aegreas esinevat sesoonsust, valides 4. kvartali baaskvartaliks. Teised näitajad olid kättesaadavad juba sesoonselt korrigeerituna. Soome esialgne mudel oli kujult õige, kuid jääkliikmed ei allunud normaaljaotusele. Eesti esialgse mudeli kuju oli samuti õige, kuid süsinikumaks oli statistiliselt mitteoluline. Seega lisati mõlemasse mudelisse viitajad süsinikumaksule, lähtudes korrigeeritud determinatsioonikordajast, lootusega muuta mudelit paremaks. Lõplik Soome regressioonmudelis olid statistiliselt olulised muutujad COVID-19 mõju kirjeldav fiktiivtunnus, valitsemissektori lõpptarbimiskulutused, ning süsiniku maksumäär 1 ja 4 kvartalise viitajaga. Mudel ise oli samuti statistiliselt oluline ning kirjeldusvõimega 63,91%. Mudeli kohaselt süsiniku maksumäära tõusmisel 1 protsendipunkti võrra tõusevad ka õhuemissioonide kogused 1 kvartali pärast 0,176 protsendipunkti ning 4 kvartalit hiljem 0,134 protsendipunkti. Seose suund ei ühti varasema kirjandusega ning on ebaloogiline.

Eesti lõplikus regressioonmudelis omasid statistilist olulisust reaalne SKP ja süsiniku maksumäär 3 kvartalise viitajaga. Ka see mudel oli statistiliselt oluline ning mudeli kirjeldusvõime on 57,28%. Tuginedes mudelile saab väita, et kui Eestis tõuseb süsiniku maksumäär 1 protsendipunkt, siis kolm kvartalit hiljem langevad riigi õhuemissioonid 0,472 protsendipunkti. Selline seos on kooskõlas varasemate uuringutega ning ka loogiline. Nii Soome kui ka Eesti regressioonmudeli kohaselt avaldab riigi õhuemissioonidele kõige suuremat mõju süsiniku maksumäär, erinevus tuleb maksu viitaja pikkusest ning seose suunast.

Kõik varasemalt püstitatud uurimisküsimused leidsid analüüsi tulemuste järgselt vastused ning töö eesmärk täideti. Töö alguses püstitatud hüpoteesi kohaselt, ei õnnestunud näidata, et Soome süsinikuhindade tõusmisega vähenevad riigi õhuemissioonid. Eesti puhul on tulemus vastupidine. Kuna Soome lõplikus mudelis esines autokorrelatsioon ning jääkliikmed ei allunud normaaljaotusele on võimalusi mudelit arendada lisades teisi muutujaid. Üheks muutujaks pakkus autor tehnoloogilise innovatsiooni taseme. Lisaks võib keskenduda kindlale sektorile, pikendada vaadeldavat perioodi andmete uuenemisel ning kui võimalik kasutada *per capita* andmeid.

## **SUMMARY**

### **THE RELATION BETWEEN CARBON TAX AND AIR EMISSIONS IN FINLAND AND ESTONIA**

Kaili Kirt

The aim of this bachelor's thesis was to examine the relationship between carbon tax and air emissions in Finland and Estonia. It is important to constantly analyze the relationship between carbon tax and the quantity of air emissions, as it helps policymakers make adjustments if the tax rate no longer fulfills its purpose. Quarterly data available from Eurostat, the World Bank, and the European Central Bank databases were used in the analysis. The period under investigation extended from the first quarter of 2010 to the third quarter of 2023 due to data availability. Data from Finland and Estonia are examined because both countries introduced the tax early on, but Finland's carbon tax rate is one of the highest, while Estonia's is one of the lowest.

Based on the stated objectives, the author aimed to find answers to the following research questions:

- Is the relationship between carbon tax and air emissions statistically significant?
- Which variables included in the model have the greatest impact on air emissions?
- Is the effect of carbon tax on greenhouse gas emissions different in Finland and Estonia?

Additionally, at the beginning of the study, a hypothesis was formulated that increasing carbon prices would lead to a decrease in air emissions.

The empirical part of the study consists of time-series correlation and regression analysis, with the latter being conducted using the least squares method. In the regression analysis, greenhouse gas emissions were selected as the dependent variable. Based on previous scientific literature, independent variables included in the analysis were carbon tax rate, real GDP and government and household final consumption expenditures. Additionally, an observation range dummy describing

the impact of the COVID-19 pandemic was included, covering the period from the first quarter of 2020 to the second quarter of 2022.

First, the stationarity of the time series was checked, and if necessary non-stationary was made stationary. In the correlation analysis, the strongest statistically significant positive correlation with carbon tax rate was found for air emissions in Finland, which is illogical. Additionally, a statistically significant negative correlation was found with government final consumption expenditure. For air emissions in Estonia, the strongest statistically significant positive correlation was observed with real GDP. The relationships with the remaining indicators were not statistically significant for both countries.

Following the correlation analysis, regression analysis was conducted for both countries. For both countries' models, fictitious variables describing quarters were included to model the seasonality of air emissions time series, with the 4th quarter chosen as the base quarter. Other indicators were already available as seasonally adjusted. The initial model for Finland had the appropriate functional form, but the residuals did not follow a normal distribution. The initial model for Estonia also had the appropriate functional form, but the carbon tax was statistically insignificant. Therefore, lags for carbon tax were added to both models based on the adjusted coefficient of determination, with the hope of improving the model. In the final regression model for Finland, statistically significant variables included a fictitious variable describing the impact of COVID-19, government final consumption expenditure, and carbon tax with 1- and 4-quarter lags. The model itself was also statistically significant with an explanatory power of 63.91%. According to the model, an increase of 1 percentage point in the carbon tax rate leads to an increase in air emissions by 0.176 percentage points a quarter later and by 0.134 percentage points four quarters later. The direction of this relationship does not align with previous literature and is illogical.

In the final regression model for Estonia, statistically significant variables were real GDP and carbon tax with a 3-quarter lag. This model was also statistically significant, with an explanatory power of 57.28%. Based on the model, it can be argued that if the carbon tax rate in Estonia increases by 1 percentage point, air emissions in the country decrease by 0.472 percentage points three quarters later. Such a relationship is consistent with previous studies and is logical. Both the regression models for Finland and Estonia suggest that the carbon tax rate has the most significant impact on the countries' air emissions, with differences arising from the length of the lag in the tax variable and the direction of the relationship.

All of the research questions posed at the beginning of the study found answers based on the analysis results, thus fulfilling the objective of the study. According to the hypothesis formulated at the beginning of the study, it was not possible to demonstrate that the increase in carbon prices in Finland leads to a decrease in the country's air emissions. The result is the opposite for Estonia.

Since autocorrelation was present in the final model for Finland and the residuals did not follow a normal distribution, there are opportunities to improve the model by adding other variables. One variable suggested by the author is the level of technological innovation. In addition, focusing on a specific sector, extending the observation period as data updates, and, if possible, using per capita data could be considered.

## KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Aldy, J. E., & Stavins, R. N. (2012). The Promise and Problems of Pricing Carbon: Theory and Experience. *Journal of Environment & Development*, 21(2), 152–180. <https://doi.org/10.1177/1070496512442508>
- Alper, A. E. (2018). Analysis of Carbon Tax on Selected European Countries: Does Carbon Tax Reduce Emissions?. *Applied Economics and Finance*, 5(1), 29–36. <https://doi.org/10.11114/aef.v5i1.2843>
- Andersson, J. J. (2019). Carbon Taxes and CO2 Emissions: Sweden as a Case Study. *American Economic Journal: Economic Policy*, 11(4), 1–30. <https://doi.org/10.1257/pol.20170144>
- Baranzini, A., Goldemberg, J., & Speck, S. (2000). A future for carbon taxes. *Ecological Economics*, 32, 395–412. [https://doi.org/10.1016/S0921-8009\(99\)00122-6](https://doi.org/10.1016/S0921-8009(99)00122-6)
- Best, R., Burke, P. J., & Jotzo, F. (2020). Carbon Pricing Efficacy: Cross-Country Evidence. *Environmental and Resource Economics*, 77, 69–94. <https://doi.org/10.1007/s10640-020-00436-x>
- Boyce, J. K. (2018). Carbon Pricing: Effectiveness and Equity. *Ecological Economics*, 150, 52–61. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2018.03.030>
- Bruvoll, A., & Larsen, B. M. (2004). Greenhouse gas emissions in Norway: do carbon taxes work? *Energy Policy*, 32, 493–505. [https://doi.org/10.1016/S0301-4215\(03\)00151-4](https://doi.org/10.1016/S0301-4215(03)00151-4)
- Chen, F., Wang, M., & Pu, Z. (2022). The impact of technological innovation on air pollution: Firm-level evidence from China. *Technological Forecasting & Social Change*, 177. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2022.121521>
- Eskander, S. M. S. U., & Fankhauser, S. (2020). Reduction in greenhouse gas emissions from national climate legislation. *Nature Climate Change*, 10, 750–756. <https://doi.org/10.1038/s41558-020-0831-z>
- European Central Bank. (2024). Euro foreign exchange reference rates. Kasutatud 8. aprill 2024 [Euro foreign exchange reference rates \(europa.eu\)](https://www.ecb.europa.eu/press/pr/20240408_euro_fx_rates_en)
- European Commission. (2023). *Energy efficiency targets*. Kasutatud 13. veebruar 2024 [Energy efficiency targets \(europa.eu\)](https://ec.europa.eu/energy/electricity/energy-efficiency-targets_en)
- Eurostat. (2024). Air emissions accounts for greenhouse gases by NACE Rev. 2 activity – quarterly data. Kasutatud 8. aprill 2024 [Statistics | Eurostat \(europa.eu\)](https://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&code=sdg_13_3_10&plugin=1)

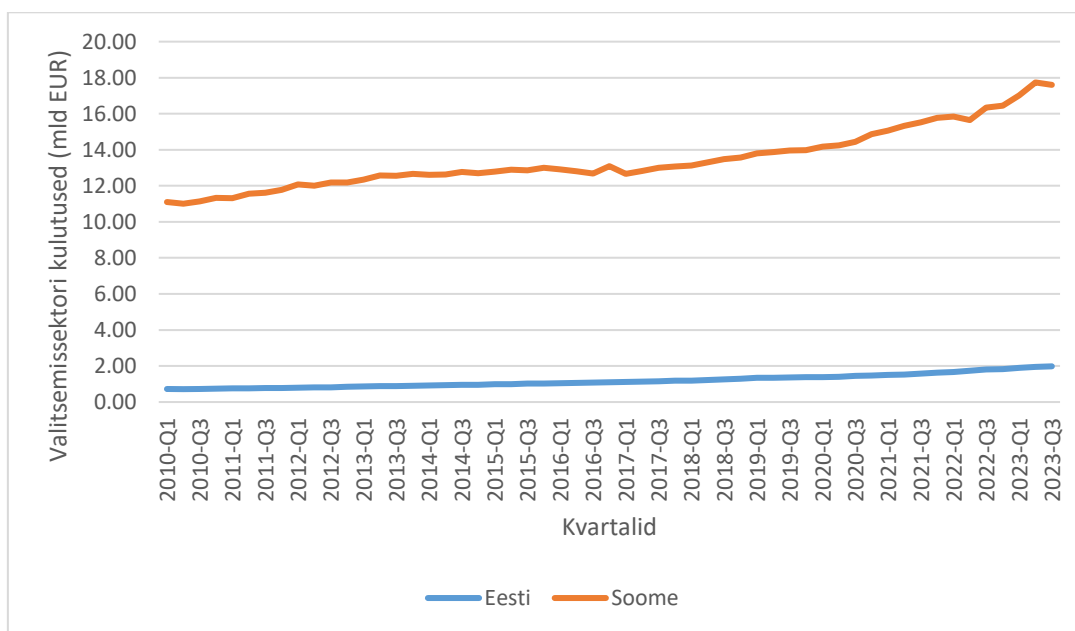
- Eurostat. (2024). GDP and main components (output, expenditure and income). Kasutatud 8. aprill 2024 [Statistics | Eurostat \(europa.eu\)](https://ec.europa.eu/eurostat/tgm/table.do?tab=table&init=1&language=en&code=sdg_13_10_1&plugin=1)
- Fell, M., & Maniloff, P. (2018). Leakage in regional environmental policy: The case of the regional greenhouse gas initiative. *Journal of Environmental Economics and Management*, 87, 1–23. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2017.10.007>
- Finnish Government. (2022). *Restrictions during the coronavirus epidemic*. Kasutatud 8. aprill 2024 [Current restrictions \(archive.org\)](https://www.finland.fi/en/about/foreign-affairs/immigration-restriction)
- Gujarti, D. N., & Porter, D. C. (2008). *Basic Econometrics* (5th ed). The McGraw-Hill Companies.
- Hájek, M., Zimmermannová, J., Helman, K., & Rozenský, L. (2019). Analysis of carbon tax efficiency in energy industries of selected EU countries. *Energy Policy*, 134. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2019.110955>
- Jin, M., Shi, X., Emrouznejad, A., & Yang, F. (2018). Determining the optimal carbon tax rate based on data envelopment analysis. *Journal of Cleaner Production*, 172, 900–908. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2017.10.127>
- Keohane, N.O., Revesz, R.L., & Stavins, R.N. (1997). The Positive Political Economy of Instrument Choice and Environmental Policy. *Discussion Paper*, No. 97–25. Resources for the Future. 10.22004/ag.econ.10759
- Kirt, K. (2024a). *Analüüsi aruanded*. Kättesaadav: [https://docs.google.com/document/d/1N0AvfaSIkgiHPb5PLuO9\\_UYn1DvcSBsw/edit?usp=sharing&oid=108205120515747465842&rtpof=true&sd=true](https://docs.google.com/document/d/1N0AvfaSIkgiHPb5PLuO9_UYn1DvcSBsw/edit?usp=sharing&oid=108205120515747465842&rtpof=true&sd=true), 2. mai 2024.
- Kirt, K. (2024b). *Analüüsis kasutatavad andmed*. Kättesaadav: <https://docs.google.com/spreadsheets/d/13bq4YM5oEJeMq6oXrkCQ6uM7ABu7TnXa/edit?usp=sharing&oid=108205120515747465842&rtpof=true&sd=true>, 01. mai 2024.
- Lee, T. M., Markowitz, E. M., Howe, P. D., Ko, C. Y., & Leiserowitz, A. A. (2015). Predictors of public climate change awareness and risk perception around the world. *Nature Climate Change*, 5, 1014–1020. <https://doi.org/10.1038/nclimate2728>
- Lin, B., & Li, X. (2011). The effect of carbon tax on per capita carbon CO2 emissions. *Energy Policy*, 39, 5137–5146. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2011.05.050>
- Marron, D. B., & Toder, E. J. (2014). Tax Policy issues in Designing a Carbon Tax. *American Economic Review*, 104(5), 563–568. <http://dx.doi.org/10.1257/aer.104.5.563>
- Metcalf, G. E., & Weisbach, D. A. (2009). The Design of Carbon Tax. *Reg-Markets Center Working Paper*, No. 9–5. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1327260>
- Murray, B., & Rivers, N. (2015). British Columbia’s revenue-neutral carbon tax: A review of the latest “grand experiment” in environmental policy. *Energy Policy*, 86, 674–683. <http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2015.08.011>



- Oreskes, N. (2011). Metaphors of warfare and the lessons of history: time to revisit a carbon tax?. *Climatic Change*, 104, 223–230. <https://doi.org/10.1007/s10584-010-9887-5>
- Paas, T. (1995). *Sissejuhatus ökonomeetriasse*. Tartu Ülikooli kirjastus.
- Pretis, F. (2022). Does a Carbon Tax Reduce CO<sub>2</sub> Emissions? Evidence from British Columbia. *Environmental and Resource Economics*, 83, 115–144. <https://doi.org/10.1007/s10640-022-00679-w>
- Zhang, B., Zhao, X., Wu, X., Han, M., Guan, C. H., & Song, S. (2018). Consumption-Based Accounting of Global Anthropogenic CH<sub>4</sub> Emissions. *Earth's Future*, 6, 1349–1363. <https://doi.org/10.1029/2018EF000917>
- Terviseamet. (2022). Terviseamet lõpetab tervisehoiualase hädaolukorra. Kasutatud: 8. aprill 2024 [Terviseamet lõpetab tervisehoiualase hädaolukorra | Terviseamet](#)
- The World Bank. (2024). State and Trends of Carbon Pricing Dashboard. Kasutatud 8. aprill 2024 [Price | Carbon Pricing Dashboard \(worldbank.org\)](#)
- Tol, R. S. J. (2017). The structure of the climate debate. *Energy Policy*, 104, 431–438. <http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2017.01.005>
- Rahandusministeerium. (2023). Rahandusministeeriumi Kevadine Majandusproгноos. Kasutatud 8. aprill 2024 [Rahandusministeeriumi majandusproгноos | Rahandusministeerium \(fin.ee\)](#)
- Rivers, N., & Schaufele, B. (2015). Salience of carbon taxes in the gasoline market. *Journal of Environmental Economics and Management*, 74, 23–36. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jeem.2015.07.002>
- Sauga, A. (2020). *Statistika õpik majanduseriala üliõpilastele* (teine väljaanne). Taltech kirjastus.
- Wang, M., Liu, K., Choi, T. M., & Yue, X. (2015). Effects of carbon emission taxes on transportation mode selections and social welfare. *IEEE Transactions on Systems, Man and Cybernetics: Systems*, 45(11), 1413–1423. [10.1109/TSMC.2015.2411577](https://doi.org/10.1109/TSMC.2015.2411577)

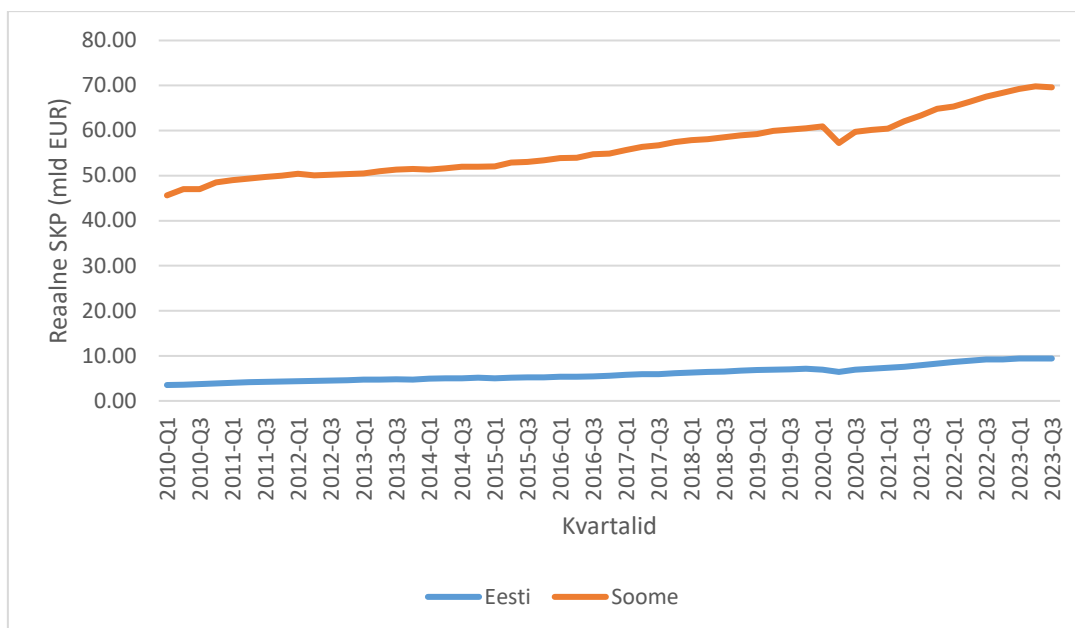
## LISAD

Lisa 1. Valitsemissektori lõpptarbimiskulutused aastatel 2010 kuni 2023



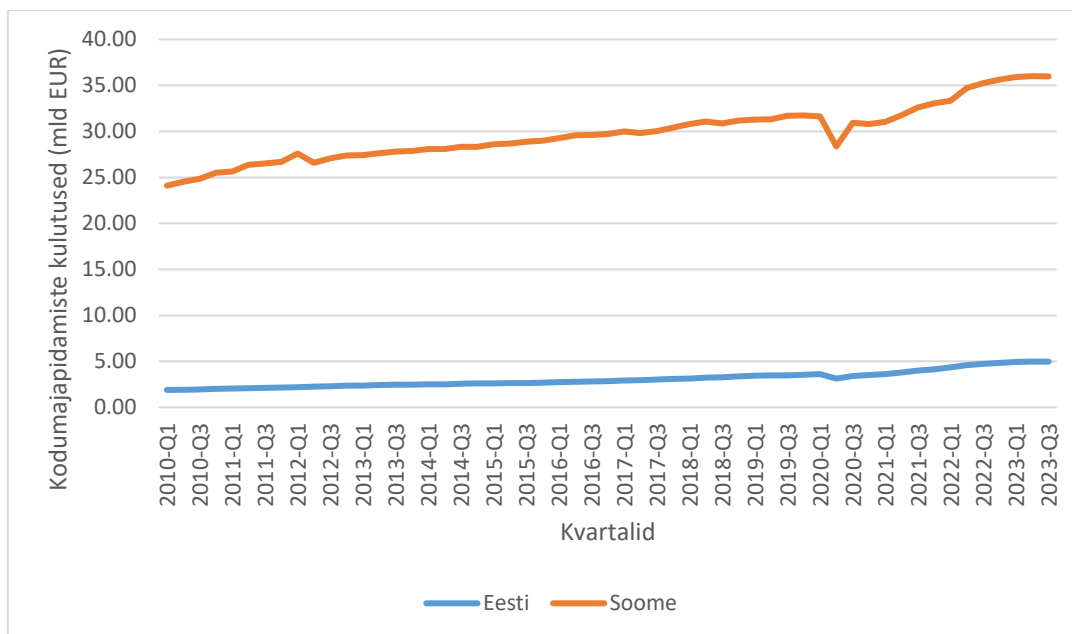
Allikas: Eurostat andmebaas (2024); autori poolt koostatud veebitabelis Kirt (2024b) välja toodud andmete põhjal

## Lisa 2. Reaalne SKP aastatel 2010 kuni 2023



Allikas: Eurostat andmebaas (2024); autori poolt koostatud veebitabelis Kirt (2024b) välja toodud andmete põhjal

### Lisa 3. Kodumajapidamiste lõpptarbimiskulutused aastatel 2010 kuni 2023



Allikas: Eurostat andmebaas (2024); autori poolt koostatud veebitabelis Kirt (2024b) välja toodud andmete põhjal

## Lisa 4. Lihtlitsents

### Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks<sup>1</sup>

Mina, Kaili Kirt

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Süsinikumaksu seos õhuemissioonidega Soomes ja Eestis“, mille juhendaja on Marit Rebane,

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.

---

09.05.2024

---

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