

TALLINNA TEHNIKAÜLIKOOL

Majandusteaduskond

Liisi Truu

**OKUNI SEADUSE PAIKAPIDAVUS OECD RIIKIDE NÄITEL**

Bakalaureusetöö

Õppekava rakenduslik majandusteadus, peeriala majandusanalüüs

Juhendaja: Kaja Lutsoja, MA

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 6055 sõna sissejuhatusest kuni kokkuvõtte lõpuni.

Liisi Truu 09.05.2024

# SISUKORD

SISUKORD .....	3
LÜHIKOKKUVÕTE .....	4
SISSEJUHATUS .....	5
1. TEOREETILINE TAUST JA VARASEMAD EMPIIRILISED UURINGUD .....	7
1.1. Töötuse määra olemus .....	7
1.2. Sisemajanduse koguprodukti olemus .....	9
1.3. Ülevaade varasemastest empiirilistest uuringutest Okuni seaduse paikapidavuse kohta ...	10
2. KASUTATAVAD ANDMED JA METOODIKA .....	14
2.1. Kasutatavad andmed .....	14
2.2. Analüüsimeetodite kirjeldus .....	18
3. EMPIIRILINE ANALÜÜS .....	21
3.1. Regressioonanalüüs .....	21
3.2. Järeldused .....	24
KOKKUVÕTE .....	28
SUMMARY .....	30
KASUTATUD ALLIKATE LOETELU .....	32
LISAD .....	35
Lisa 1. Ülevaade varasematest empiirilistest uuringutest .....	35
Lisa 2. Lihtlitsents .....	36

## LÜHIKOKKUVÕTE

Bakalaureusetöö eesmärk oli uurida Okuni seaduse kehtivust OECD riikides ning selle toimimist majanduskriisi ajal. Autor analüüsis 11ne riigi andmeid aastatel 2010–2022, sealhulgas ka COVID-19 kriisi perioodi, kasutades OECD ja AMECO andmebaasidest pärinevaid andmeid.

Töö jaguneb kolmeks peatükiks. Esimeses peatükis käsitletakse töötuse määra ja sisemajanduse koguprodukti olemust ning antakse ülevaade varasematest empiirilistest uurimustest Okuni seaduse kehtivuse kohta. Teises peatükis tutvustatakse kasutatavaid andmeid ja uurimismeetodeid. Kolmandas peatükis viiakse läbi empiiriline analüüs, kus kirjeldatakse saadud tulemusi ning tehakse järeldused vastavalt töö alguses püstitatud uurimisküsimustele.

Empiirilise analüüsi raames kasutas autor regressioonanalüüsi, rakendades fikseeritud efektide ja juhuslike efektide mudeleid kahe Okuni seaduse mudeli jaoks: esimese diferentsi mudeli ja "lõhe" mudeli. Esimese diferentsi mudelis vaadeldi sisemajanduse koguprodukti *per capita* logaritmi diferentse kui sõltuvat muutujat ning töötuse määra diferentsi kui sõltumatut muutujat. "Lõhe" mudelis võeti sõltuvaks muutujaks sisemajanduse koguprodukti ja potentsiaalse SKP vahe ning sõltumatuks muutujaks töötuse määra ja naturaalse töötuse määra vahe.

Analüüsi tulemusena jõudis autor järeldusteni, et ühe protsendipunktiline muutus töötuse määras mõjutab sisemajanduse koguprodukti vastassuunaliselt ligikaudu 1,8 protsendipunkti võrra ning Okuni seadus kehtib küll majanduskriisi ajal, kuid vähemal määral kui stabiilsetes majandusoludes.

Võtmesõnad: Okuni seadus, sisemajanduse koguprodukt, töötuse määr, OECD riigid

## SISSEJUHATUS

Okuni seadus kirjeldab töötuse määra ja sisemajanduse kogutoodangu vahelist korrelatsioonilist seost. 1962. aastal pani Okun paika, et ühe protsendipunktiline muutus töötuse määras mõjutab vastassuunaliselt sisemajanduse koguprodukti kolme protsendipunkti võrra. (Lee, 2000) Töötuse määr näitab seda, kui suur osa aktiivsest elanikkonnast, kes tegelevad töö otsimisega, on antud ajahetkel töötud. Kuna Okun esitas antud seaduse esmakordselt 1962. aastal, siis on oluline uurida, kas see ka tänapäeval paika peab, sest riikide poliitikakujundajad kasutavad Okuni seadust mõõtmaks kulu, mida põhjustab kõrgem töötuse määr (Lee, 2000). Lisaks sellele on seose mõistmise abil võimalik rakendada ja muuta struktuurseid – ja stabilisatsioonipoliitika (Harris & Silverstone 2001).

Alates selle sajandi algusest on kogu maailmamajandus läbinud mitu erinevat kriisi, neist kõige hiljutisem 2020. aastal alanud koroonaviiruse puhang. See mõjutas riikide tööturgusi ja nende olemust väga palju, kuna paljud inimesed kaotasid oma töökoha tänu viirusega seotud piirangutele. Lisaks sellele on viimase aasta jooksul paljud riigid kogenud väga kõrget inflatsiooni ning tõusnud on ka jõudsalt intressimäärad ning samuti on koroonakriisi tagajärjel muutunud olukord tööturul. Seega on oluline uurida, kuidas peab paika Okuni seadus ühiskondlike ja majanduskriiside puhul. See teadmine aitaks majanduspoliitikutel tulevikus rakendada erinevaid poliitikameetmeid teadlikumalt ja efektiivsemalt.

Käesoleva bakalaureusetöö käigus uuritakse, kas Okuni seadus peab paika autori valitud OECD riikides ning kuidas peab seadus paika majanduskriisi perioodil. Tulenevalt töö eesmärgist on autor püstitanud järgnevad uurimisküsimused:

- Kas OECD riikides esineb ka tänapäeva majanduses Okuni seadusele vastav seos riigi töötuse määra ja sisemajanduse koguprodukti vahel?
- Kas OECD riikides peab Okuni seadus paika ka majanduskriisi perioodil?

Empiirilise analüüsi käigus viiakse läbi regressioonanalüüs kahe Okuni seaduse mudeli põhjal: esimese diferentsi mudel ning „lõhe mudel“. Kasutatakse kahte põhimuutujat: sisemajanduse

koguprodukti andmed on esitatud jooksevhindades dollarites *per capita* kohta ning töötuse määr on esitatud protsendina riigi kogutööjõust. Lisaks on vaja „löhe“ mudelisse lisada ka potentsiaalse sisemajanduse kogutoodangu näitaja ning naturaalne töötuse määr. Valimisse kuulub 11 OECD riiki: Austria, Belgia, Taani, Soome, Prantsusmaa, Saksamaa, Itaalia, Holland, Rootsi, Inglismaa ja Ameerika Ühendriigid. Analüüs viiakse läbi 2010–2022 aastate andmete põhjal, mis on pärit OECD ja AMECO andmebaasidest.

Käesolev töö jaguneb kolmeks peatükiks. Esimeses peatükis kirjeldatakse töötuse määra ja sisemajanduse koguprodukti olemust ning tuuakse välja ülevaade varasematest empiirilistest uurimustest Okuni seaduse paikapidavuse kohta. Teises peatükis antakse ülevaade analüüsis kasutatavatest andmetest ning uurimismeetoditest. Kolmandas peatükis viiakse läbi empiiriline analüüs ning kirjeldatakse analüüsi käigus saadud tulemusi. Lisaks tehakse tulemuste põhjal järeldused ning vastatakse töö alguses püstitatud uurimisküsimustele.

# 1. TEOREETILINE TAUST JA VARASEMAD EMPIIRILISED UURINGUD

Antud peatükis antakse ülevaade töötuse määra ja sisemajanduse koguprodukti olemusest ning Okuni seadusest. Samuti tuuakse välja varasemate empiiriliste uuringute tulemused ja järeldused Okuni seaduse paikapidavuse kohta. Kokkuvõttev ülevaade varasematest empiirilistest uuringutest on esitatud tabelina töö lisades.

## 1.1. Töötuse määra olemus

Töötuse määr iseloomustab töötute määra osakaalu kogu tööjõust ühiskonnas ning on väljendatud protsendina. Töötute alla kuuluvad tööeas olevad inimesed, kes on antud hetkel ilma tööta, kuid on võimelised töötama ja tegelevad aktiivselt töö otsimisega. Kogu tööjõud ühiskonnas on defineeritud töötavate ja töötute inimeste summana. (OECD, 2024) Antud näitaja omab suurt tähtsust fiskaal-, raha- ja avaliku tööhõive poliitikate kujundamises (Summers, 1981) ning avaldab mõju ühiskonna õnnelikkuse tasemele, vaimisele tervisele ja inflatsioonimäärade Philipsi kõvera kaudu (Fosten & Ghoshray, 2011). Cain (1979) on välja toonud, et töötuse määra abil on võimalik mõõta ka majandustsüklite esinemist. Hall *et al.* (1970) tõid oma töös välja, et madal töötuse määr toob endaga kaasa kõrged palga- ja inflatsioonimäärad ning nende näitajate stabiilsuse säilitamiseks on vajalik kõrgem töötuse määr. Seega on poliitikakujundajate jaoks tähtis identifitseerida töötuse määra põhjuseid selleks, et vältida poliitikate rakendamist valel ajal (Rissman, 1986).

Töötuse määr koosneb kolmest erinevast tüübist: friksionaalne, tsükliline ja struktuurne töötus. Käesolevas töö kontekstis on kõige olulisem tsükliline töötuse määr, mis on seotud majandustsüklitega. Majanduslanguse ajal toimuv kogunõudluse langus põhjustab ka vähenenud nõudlust tööjõuturul ning see põhjustab töötuse määra suurenemist. Tsüklilist töötuse määra peetakse ajutiseks, kuna kui majandus jõuab tagasi oma normaalsele tasemele, siis taastub nõudlus tööjõu järele ning väheneb töötus. (Rissman, 1986) Cain (1979) tõi oma töös välja, et lisaks majandustsüklitest mõjutatud kõikumistele töötuse määras, mõjutavad näitajat veel

miinimumpalk, inimeste pühendumus töö tegemisele, mitme sissetulekuga iniviidid, noorte lastega emad ning koolis käivad noored, kes antud vanuses võiks juba olla osa tööturust. Tööturu olukorra hindamiseks kasutatakse ka naturaalselt töötuse määra, mis on defineeritud töötuse määrana stabiilse inflatsioonimäära korral ehk sellisel juhul, kui majanduses puuduksid tsüklilised fluaktsioonid. (Rissman, 1986)

Tihti nimetatakse naturaalselt töötuse määra ka majanduse tasakaaluseisundis esinevaks töötuse määraks, mis on tekib tänu olukorrale, kus inimeste töösuhe on lõppenud, kuid pole veel leitud uut töökohta (Hall, 1979). Kui majandus suudaks püsida tasakaalu tasemel, tähendaks see et, inflatsioonimäär oleks stabiilselt 3–4% juures ning töötuse määr oma loomulikul tasemel 4–5% vahel (Hall *et al.*, 1970). Loomulikku töötuse määra mõjutavad tugevalt ka värbamiskulutused, ettevõtete tööjõu vahetuse kulud, sobivate osapoolte kokkusobitamise efektiivsus ning töötuse kulud töötajate jaoks (Hall, 1979).

Naturaalselt töötuse määra on võimalik leida struktuurse ja friktsionaalse töötuse summana. Friktsionaalne töötus eksisteerib igas normaalses majanduses ning tekib tavapärase tööjõu liikuvuse tagajärjel, näiteks töökoha vahetuse, töö kaotuse või tööjõuturult lahkumise puhul. Sarnaselt mõjutavad friktsionaalset töötust ka töötud, kes leiavad uue töökoha või inimesed, kes esmakordselt sisenevad tööjõuturule. Struktuurne töötus iseloomustab muutusi erinevat tüüpi tööjõu nõudluses, näiteks ühe majandusharu lõikes. See põhjustab ajutise lahknevuse oskuste vahel, mida tööandjad otsivad ja mida töötajad tegelikult omavad. (Rissman, 1986)

Majanduse hetkeseisu hindamiseks, seoses maksimaalse tööhõive ja hinnastabiilsuse saavutamiseks, kasutavad poliitikakujundajad tihti töötuse määra ja selle võrdlusindeksi (*benchmark*) vahet. Crump *et al.* (2020) on välja pakkunud kaks peamist võrdlusindeksit. Esiteks, pikaajaline töötuse määr, mis kirjeldab sellist töötuse määra, mis jääb püsima peale seda, kui majandus on kohanenud majandustsükli shokkidega. Vahe töötuse määra ja selle pikaajalise võrdlusindeksi vahel aitab defineerida majandustsükli positsiooni, milles majandus hetkel on. Teise võrdlusindeksina on Crump *et al.* (2020) välja toonud töötuse määra, mis eksisteerib stabiilse hinnataseme korral. Siiski ei ole need näitajad otseselt vaadeldavad, kuna nende tuletamine nii minevikus, kui ka reaalsel ajal on keeruline.



## 1.2. Sisemajanduse koguprodukti olemus

Sisemajanduse koguprodukt (SKP) on majanduskasvu mõõtmiseks kasutatav näitaja, mis mõõdab kindla perioodi jooksul riigi territooriumil residentide ja mitteresidentide poolt toodetud kaupade ja teenuste lõppväärtust (Victor, 2014). Oluline on kasutada just lõppväärtust selleks, et vältida topeltarvestust ehk arvutamisel võetakse arvesse ainult tooted ja teenused, mida pole kasutatud teiste kaupade tootmiseks (Argandoña, 2016). Sisemajanduse koguprodukti näitajat kasutatakse tihti selleks, et mõista majanduse suurust ning selle üldist olukorda (Callen, 2012) ning seda seostatakse ka sotsiaalse heaoluga ja kasutatakse riigi elamisstandardite mõõtmiseks (Hudáková, 2017). Sisemajanduse koguprodukt on esmakordselt kirja pandud Simon Kuznetsi poolt järgneva valemiga (Fioramonti, 2013):

$$\text{SKP} = \text{tarbimine} + \text{investeeringud} + \text{valituse kulutused} + \text{eksport} - \text{import}$$

Sisemajanduse koguprodukt sisaldab endas nii tooteid ja teenuseid, mis on valmistatud müügiks, kui ka turuväliseid tooteid, näiteks haridus- ja riigikaitse kulutused (Callen, 2012). Näitaja arvutamise puhul on väga oluline eristada muutust, mis tuleneb toodete ja teenuste tootmiskoguste suurenemisest või vähenemisest ning antud toodete ja teenuste hindade muutust. Sisemajanduse koguprodukti, mis sisaldab endas nii tootmiskoguste- kui ka hinnatõusu nimetatakse nominaalseks ja seda, mis kajastab ainult tootmiskoguste muutust, reaalseks. (Victor, 2014) Et eristada reaalselt sisemajanduse koguprodukti nominaalsest, kasutatakse statistilist vahendit hinnadeflaator. Reaalse SKP kasvu peetakse märgiks, et majanduses läheb hästi ning ettevõtetel võtavad juurde uusi töötajaid ja seeläbi väheneb ka töötuse määr. (Callen, 2012)

Sisemajanduse koguprodukt võtab arvesse tootmiskoguseid, olenemata sellest kas toodang on mõeldud otseseks kasutamiseks, investeeringuteks või amortiseerunud varade asendamiseks. Tootmisprotsessi käigus toimub alati ka kapitali amortisatsioon ning selle lahutamisel kogu sisemajanduse koguproduktist on võimalik saada neto sisemajanduse koguprodukt, mis näitab kui palju tooteid ja teenuseid jõuab tegelikult tarbijateni. (Fioramonti, 2013)

Sisemajanduse koguprodukti mõõtmiseks on välja töötatud 3 erinevat meetodit. Esimene lähenemine summeerib lisandväärtuse igal tootmisetapil: see võrdub kogumüügi ja vahetoodete väärtuse vahega. Teine meetod põhineb kulutuste summeerimisel, liites kokku lõppkasutajate

(kodumajapidamiste, ettevõtete ja valitsuse) poolt tehtud ostude väärtuse. Viimane lähenemine summerib kõikide kodumajapidamiste sissetulekud ning ettevõtete kasumid. (Callen, 2012)

O'Neill (2014) on toonud välja mitmed probleemid seoses sisemajanduse koguprodukti näitajaga. Ühe põhilise probleemina on ta välja toonud, et SKP kaudu ei ole võimalik eristata häid ja halbu majandustehinguid ehk kõik tehingud võetakse arvesse võrdväärselt, arvestamata mõju ühiskonnale või keskkonnale. Samuti ei võta sisemajanduse koguprodukti näitaja arvesse näiteks vabatahtliku tööd, kuna keegi ei teeni selle kaudu tulu. Lisaks, ei anna SKP ülevaadet sissetulekute jaotuse kohta. Isegi kui SKP *per capita* tõuseb, ei tähenda see, et keskmine inimene seetõttu paremas majanduslikus olukorras on. (O'Neill, 2014) Callen (2012) toob välja, et toodangu tõus võib tuua endaga ka kaasa keskkonnakahjud või muud välised kahjud.

Riigi SKP kajastatakse enamasti antud riigi valuutas. Erinevate riikide sisemajanduse koguprodukti võrdlemiseks on vajalik teisendada kõik SKP näitajad ühtsele valuutale, enamasti Ameerika Ühendriikide dollaritesse. Selleks on võimalik kasutada valuutaturul kehtivat vahetuskurssi või ostujõu pariteedi kurssi, mille kohaselt saab mõlemas riigis osta samaväärselt koguse kaupu ja teenuseid. (Callen, 2012)

### **1.3. Ülevaade varasemastest empiirilistest uuringutest Okuni seaduse paikapidavuse kohta**

Okuni seadus kirjeldab töötuse määra muutuste ning sisemajanduse kogutoodangu vahelist korrelatsiooni äritsükli jooksul. 1962. aastal lõi Arthur M. Okun välja teooria, et ühe protsendipunktiline langus töötuse määras kajastub ligikaudu kolmeprotsendilises tõusus sisemajanduse kogutoodangus ja vastupidi. (Lee, 2000) See tähendab, et töötuse määra vähenemiseks ühe protsendipunkti võrra peab reaalne SKP kasvama kolme protsendipunkti võrra kiiremini kui potentsiaalne SKP (Ibragimov & Ibragimov, 2017). Oma töös lõi Freeman (2000) välja, et seadus kehtib iga lisanduva töötuse määra protsendipunkti puhul, mis ületab naturaalselt töötuse määra. Okuni seadust saab seletada selle abil, et töötuse määra suurenemine toob endaga kaasa tööjõu produktiivsuse languse ning seeläbi väheneb ka sisemajanduse kogutoodang (Elhorst & Emili, 2022).

Seos põhineb Okuni koefitsendil, mis mõõdab lühiajalise tööturu reageerimisvõime mõju kogutoodangu fluaktsioonidele (Ball *et al.*, 2019). Poliitikakujundajad kasutavad Okuni seadust mõõtmaks kulu, mida põhjustab kõrgem töötuse määr (Lee, 2000) ning seaduse abil on võimalik rakendada ja muuta struktuurseid- ja stabilisatsioonipoliitikaid (Harris & Silverstone 2001). Töötuse määra ja sisemajanduse koguprodukti seos on oluline ka otsuste tegemiseks nii turgude, ettevõtete kui ka keskmiste majandusagentide jaoks (Donayre, 2022). Lisaks tõid Harris & Silverstone (2001) välja, et Okuni seadus võib samuti aidata eristada alternatiivseid teooriaid töö- ja kaubaturu käitumise kohta ning seaduse asümmeetria mitte arvesse võtmine võib viia prognoosivigadeni. Ball *et al.* (2019) tõid oma töös välja, et kuigi üldised tööturu indeksid ning tooteturu paindlikus omavad mõju Okuni seaduse muutujatele, ei ole nendel siiski järjepidevat rolli.

Välja on kujunenud kaks erinevat meetodit seose hindamiseks: esimese diferentsi mudel, mille puhul võetakse diferentsid töötuse määrast ning sisemajanduse koguprodukti näitajast (Lee, 2000). Teise meetodina kasutatakse Okuni koefitsendi leidmiseks „lõhe“ mudelit (Lee, 2000), kus muutujaid mõõdetakse tsükliliste komponentidena või erinevusena pikaajalistest trendidest (Silvapulle *et al.*, 2004). Okuni seaduse „lõhe“ mudelis arvutatakse välja reaalse ja potentsiaalse sisemajanduse koguprodukti vahe ning reaalse töötuse määra ja naturaalse töötuse määra vahe. Seeläbi saadakse sisemajanduse koguprodukti tsükliline tase ja tsükliline töötuse määr. Mõlemasse mudelisse on lisatud ka valge müra termin ning Okuni koefitsent, mille väärtus Okuni poolt väljapakutud teooria järgi peaks olema 3 lähedane. (Lee, 2000) Erinevad autorid on mudelit formuleerinud kahte pidi: esimesel juhul on sõltuvaks muutujaks võetud sisemajanduse koguprodukt ja sõltumatuks muutujaks töötuse määr. Teisel juhul on muutujad pandud mudelisse vastupidi. See tähendab, et Okuni koefitsient peab teisel juhul olema ligikaudu 1/3.

2010. aastal on Gordon välja toonud, et kogutoodangule reageerivate tsükliliste muutuste mõjud ja tootlikkus on viimase kahekümne aasta jooksul muutunud võrreldes Okuni poolt algsest väljapakutud seosega, kus kogutöötundide arvu ja tsüklilistele kõikumiste vaheline seos oli ligikaudu -0.75. Gordon (2010) leidis, et nüüd on sama seose koefitsent ligikaudu -1.25. Sellise muutuse põhjuseks võivad olla mitmed tegurid, näiteks immigratsiooni, impordi ja tervishoiukulude tõus ning ametiühingute populaarsuse vähenemine, mis on omakorda suurendanud ebavõrdsust ühiskonnas.

Ball *et al.* (2017) kasutasid oma töös Okuni seaduse hindamisel sõltumatute muutujatena lisaks töötuse määrale ning sisemajanduse kogutoodangule pikaajalise kogutoodangu jaoks potentsiaalset kogutoodangut ning pikaajalise töötuse määra näitajana naturaalselt töötuse määra. Potentsiaalset kogutoodangut hinnatakse riigi majanduse võimekuse kaudu, kus peamisteks mõjuteguriteks on tehnoloogia areng ning tootmisfaktorite akumulatsioon ning naturaalne töötuse määr on defineeritud läbi tööjõus osaleva elanikkonna.

Lee (2000) uuris oma töös Okuni seaduse paikapidavust 16ne OECD riigi näitel, sõjajärgsel perioodil, aastatel 1955–1996, kasutades analüüsi läbiviimiseks mõlemat eelnevalt väljatoodud mudelit. Ta tõi välja, et Okuni koefitsendi väärtuse hinnangud on kahe mudeli vahel kvalitatiivselt sarnased. Esimese diferentsi ning „lõhe“ mudelit kasutasid oma töös ka Aguiar-Conraria *et al.* (2019). „Lõhe“ mudeli jaoks kasutasid autorid töötuse määra ja pikaajalise naturaalse töötuse määra vahe ning reaalse sisemajanduse kogutoodangu ja potentsiaalse kogutoodangu vahe. Kõik näitajad on logaritmitud. Esimese diferentsi mudeli jaoks kasutasid autorid kogutoodangu kasvu, mis on leitud naturaallogaritmina sisemajanduse koguproduktist võrreldes eelmise kvartaliga ning vahe töötuse määra muutusest võrreldes eelneva kvartaliga. (Aguiar-Conraria *et al.*, 2019) Lee (2000) leidis et, kuigi üldjoontes esineb statistiliselt oluline seos töötuse määra ja sisemajanduse kogutoodangu vahel, siis pole seos nii tugev, kui Okun algselt välja on toonud, pakkudes välja, et Okuni seadus sobiks töötuse ja kogutoodangu vaatlemiseks rahvusvahelisest vaatepunktist. Samuti esineb suur varieeruvus riigiti Okuni koefitsendis, tuues välja Itaalia, kus koefitsent jääb alla ühe ning Jaapani, mille puhul ületab antud väärtus nelja. Aguiar-Conraria *et al.* (2019) jõudsid samuti tulemusele, et „lõhe“ versiooni puhul esineb tugev ja statistiliselt oluline Okuni seadus nii äritegevuse kui ka keskmiste ja pikkade majandustsüklite puhul. Esimese diferentsi mudeli puhul aga on seos statistiliselt oluline ainult äritegevuse tsüklite puhul.

Ibragimov & Ibragimov (2017) uurisid oma töös Okuni seaduse paikapidavust 6 Sõltumatute Riikide Ühenduse (CIS) riigi näitel, kasutades vähimruutude meetodit. Nad jõudsid järeldusele, et Venemaa puhul 1 protsendipunktiline kasv kvartaalses SKP kasvumääras vähendab töötuse määra võrreldes eelneva kvartaliga 0.06 protsendipunkti võrra. Ukraina puhul leiti Okuni koefitsendiks 0.05, Valgevenes -0,0057 ja Kazashtanis -0.0073. See tähendab, et CIS riikides küll esineb seos töötuse määra ja sisemajanduse koguprodukti vahel, kuid SKP peab kasvama vähemalt 13 protsendipunkti kiiremini, et saavutada sama töötuse määra langus, nagu Okun oma seaduses algselt on defineerinud. Töö autorite hinnangul võivad suure erinevuse põhjuseks olla riikide majanduse ja tööturu aeglane reageerimisvõime turul toimuvate muutuste osas.

Samuti on oma töös kasutanud Okuni seaduse hindamiseks „lõhe“ versiooni Grant (2018) ja Freeman (2000). Mõlemad autorid on analüüsi läbi viinud Ameerika Ühendriikide näitel. Grant (2018) on oma töös kasutatud kvartaalseteid sesoonselt korrigeeritud Ameerika Ühendriikide andmeid 1948–2016 aastatel. Kuna antud uurimisperioodi sisse jääb ka Suure Depressiooni periood, siis jõudis Grant (2018) tulemusteni, et sel perioodil langes Okuni koefitsent -2ni ning stabiilses majandusolukorras on jäänud -0,5 juurde. See järeldus toetab ka käesoleva töö autori uurimisküsimust Okuni seaduse paikapidavuse kohta majanduskriisi perioodil. Freeman (2000) on alusandmeteks võtnud Ameerika Ühendriikide kaheksa regiooni andmed aastatel 1977–1997. Analüüsi läbiviimisel leidis Freeman (2000), et Okuni koefitsendid eri regioonides jäid peamiselt -2 kuni -2,5 vahele, mis tähendab, et esialgselt Okuni poolt väljapakutud 3 protsendipunktiline kasv sisemajanduse kogutoodangus on Freemani tulemuste põhjal vähenenud 0,5-1 protsendipunkti võrra.

Regionaalselt on uurinud Okuni seaduse paikapidavust ka Villaverde & Maza (2008), kuid erinevalt Freemanist (2000) on analüüs läbi viidud Hispaania 17 regiooni põhjal aastatel 1980-2004. Antud töös on samuti kasutatud „lõhe“ versiooni, kus töötuse määra ja sisemajanduse koguprodukti vahed on leitud detrendeerimise meetodide kaudu. Kuigi regiooniti on Villaverde & Maza (2008) saadud tulemused päris erinevad, siis peab Okuni seadus paika siiski enamuses regioonides ja ka kogu Hispaania tasemel. Autorid on välja toonud, et suurem erinevus seadusest esineb just väiksemates regioonides ning nende puhul tuleks analüüsimisel arvesse võtta ka kehtivad poliitikameetmed.

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

Käesoleva töö teises peatükis antakse ülevaade töös kasutatavatest andmetest ning analüüsimeetodites, mida kasutatakse mudeli testimiseks. Tuuakse välja mudelisse kaasatud sõltuvad-, sõltumatud- ja lisamuutujad ning nende kirjeldav statistika. Seejärel antakse ülevaade töös kasutatavatest uurimismeetoditest.

### **2.1. Kasutatavad andmed**

Antud bakalaureusetöö empiirilises osas kasutab autor analüüsi läbiviimiseks sekundaarseid makroandmeid, mis pärinevad Majanduskoostöö ja Arengu Organisatsiooni (OECD – *Organization for Economic Co-operation and Development*) andmebaasist ning Euroopa Komisjoni Majandus- ja Rahandus Asjade Peadirektoraadile kuuluvast AMECO (*Annual Macroeconomic Database*) andmebaasist. Andmebaasid on valitud avaliku andmete kättesaadavuse järgi.

Andmeanalüüsi läbiviimiseks kasutatakse 11ne OECD riigi andmeid: Austria, Belgia, Taani, Soome, Prantsusmaa, Saksamaa, Itaalia, Holland, Rootsi, Inglismaa ja Ameerika Ühendriigid. Antud riikide andmete põhjal viis oma analüüsi läbi ka Lee (2000) ning seetõttu osutus ka autori valik, nende riikide kasuks, et oleks võimalik võrrelda käesoleva töö tulemusi Lee (2000) saadud tulemustega. Valimist on jäänud välja Austraalia, Kanada, Jaapan, Norra ning Šveits, mida Lee (2000) oma töös kasutas, kuna nende jaoks polnud saadaval AMECO andmebaasis naturaalse töötuse määra andmeid.

Vaatlusperioodiks on käesolevas töös võetud aastad 2010-2022, kuna see on piisavalt pikk periood, et saada ülevaade näitajate vahelistest seostest. Samuti oli nende aastate kohta võimalik kätte saada OECD ja AMECO andmebaasidest andmed kõikide riikide ja näitajate kohta. Andmed on võetud aastase sagedusega ning koguvaatluste arv on 143.

Tegemist on makroandmestikuga, mis on esitatud paneelandmetena. Empiirilise analüüsi käigus luuakse kaks erinevat regressioonimudelit, kus tulenevalt Okuni seaduse valemist on sõltuvaks muutujaks mudelisse võetud sisemajanduse koguprodukt ning sõltumatuks muutujaks on töötuse määr. Lisaks on vaja Okuni seaduse „lõhe“ mudelisse lisada ka potentsiaalne sisemajanduse koguprodukt ning naturaalne töötuse määr.

Empiirilises analüüsis kasutatakse kahte põhimuutujat. Sisemajanduse koguprodukti andmed on esitatud jooksevhindades dollarites *per capita* kohta ning töötuse määr on esitatud protsendina riigi kogutööjõust. Lisaks on vaja „lõhe“ mudelisse lisada ka potentsiaalse kogutoodangu näitaja, mis on autori poolt välja arvatud kogutoodangu lõhe ja sisemajanduse koguprodukti muutujate põhjal. Kogutoodangu lõhe andmed on esitatud OECD andmebaasis tegeliku ja potentsiaalse SKP erinevusena potentsiaalsest sisemajanduse koguproduktist. Samuti on mudelis vajalik töötuse määra lõhe arvutamiseks naturaalne töötuse määr, millena töö autor kasutab NAWRU (*nonaccelerating wage rate of unemployment*) näitajat, mis on samuti esitatud protsendina kogu tööjõust. See iseloomustab tööpuuduse määra, mis eksisteeriks sel juhul kui puuduks palgainflatsioon.

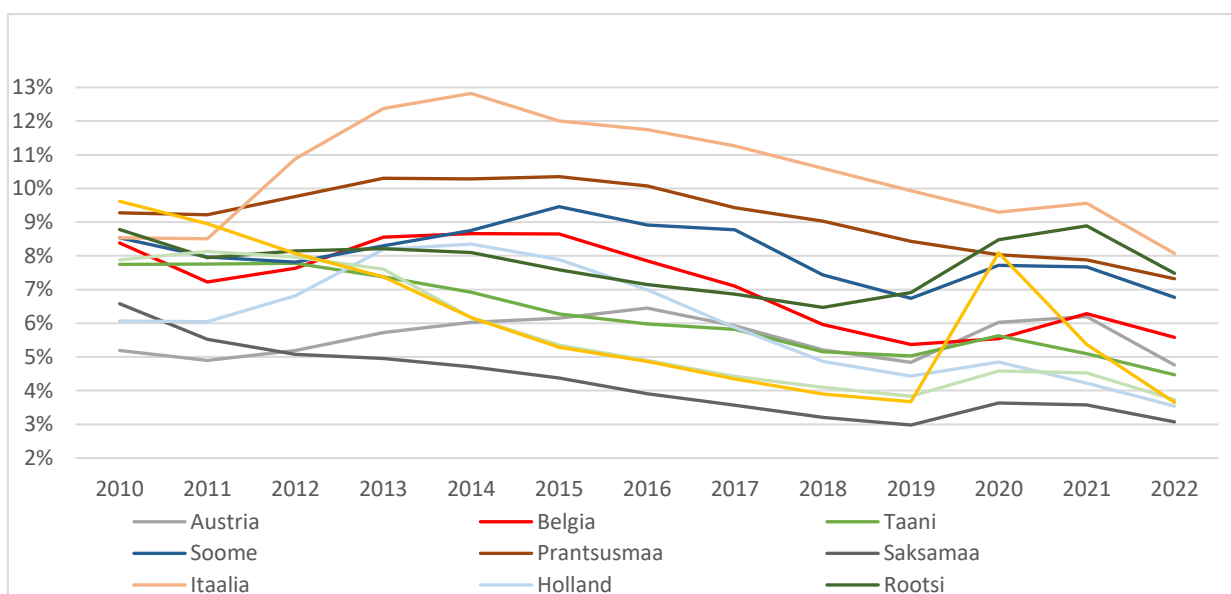
Antud Tabelis 1 on välja toodud kõikide töös kasutatavate muutujate kirjeldav statistika, kus antakse ülevaade kõikide muutujate aritmeetilisest keskmisest, mediaanist, maksimum- ja miinimumväärtustest, standardhälbest ning variatsioonikordajast. Variatsioonikordaja näitab standardhälbe ja aritmeetilise keskmise suhet ning selle abil on võimalik võrrelda tabelis toodud tunnuste hajumist. Näitajad on lühenditena defineeritud järgnevalt: töötuse määr UNEMP, sisemajanduse koguprodukt SKP, potentsiaalne sisemajanduse koguprodukt PSKP ja naturaalne töötuse määr NAWRU.

Tabel 1. Empiirilises analüüsis kasutatavate muutujate kirjeldav statistika

Näitaja	Keskmine	Mediaan	Maksimum	Miinumum	Standardhälve	Variatsiooni-kordaja
SKP ( <i>per capita</i> USD)	50376,57	49103,00	77915,00	34834,00	9299,90	0,18
UNEMP (%)	6,94%	7,00%	12,82%	2,98%	2,13%	0,31
PSKP ( <i>per capita</i> USD)	51076,27	50106,58	76984,53	35409,39	9261,89	0,18
NAWRU (%)	6,39%	6,01%	9,87%	3,13%	1,65%	0,26

Allikas: OECD andmebaas; AMECO andmebaas; autori koostatud tabel Truu (2024)

Kõige kõrgem töötuse määr 12,82% ning naturaalse töötuse määr esineb 2014. aastal Itaalias, kus antud ajahetkel oli riigi majandus langusfaasis. Samade näitajate kõige madalam väärtus eksisteerib Saksamaal 2019. aastal, vahetult enne koroonapuhangu algust. SKP *per capita* kõige kõrgem väärtus 77915 oli 2022. aastal Taanis, kus see ületas ka riigi potentsiaalset sisemajanduse koguprodukti, mis antud olukorras võib olla indikatsioon kõrgemale inflatsioonile ja majanduslikule ebastabiilsusele. Kõige suurema variatsioonikordajaga näitaja on töötuse määr ning potentsiaalse sisemajanduse koguprodukti ja sisemajanduse koguprodukti näitajate variatsioonikordajad on mõlema puhul 0,18, mis tähendab, et antud näitajad on kõige väiksema hajuvusega.



Joonis 1. Töötuse määr (%) aastatel 2010-2022

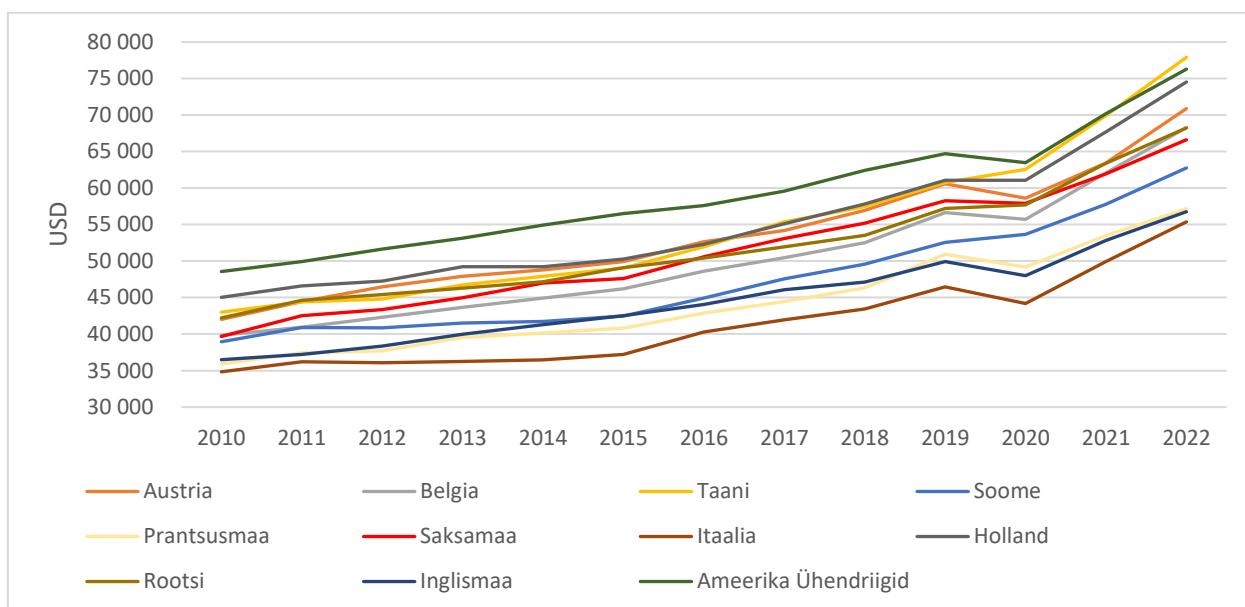
Allikas: OECD ja AMECO andmebaasid; autori koostatud veeblisas Truu (2024) olevate andmete põhjal

Joonisel 1 on välja toodud töötuse määra muutumine riikide kaupa antud bakalaureusetöös uuritaval ajaperioodil. On näha et, suurem erinevus teistest riikidest on Itaalias, kus töötuse määr püsib peaaegu kogu vaadeldava ajaperioodi jooksul kõige kõrgem ning eriti kõrgele tasemele on see tõusnud 2014. aastal. Samuti on järsk tõus toimunud Itaalia töötuse määras 2012. aastal. Lisaks on suurem muutus toimunud Ameerika Ühendriikide töötuse määras 2020. aastal, kus see on tõusnud palju järsemalt, kui teistes vaadeldavates riikides. Seda tõusu saab seostada koroonakriisist tingitud suure töökaotusega ühiskonnas ning jooniselt järeldub, et eriti tugevalt mõjutas see just Ameerika Ühendriike, kuna teistes vaadeldavates riikides ei ole väga suurt tõusu näha. Üldjoontes on töötuse määr kõigis riikides siiski pigem langustrendis. Alates 2012. aastast



on kõige madalam töötuse määr olnud Saksamaal, mis on ka üks Euroopa Liidu stabiilsema ja parema majandusolukorraga riikidest.

Sisemajanduse koguprodukti andmete dünaamika on esitatud Joonisel 2. Kogu vaadeldava perioodi ajal püsib sisemajanduse koguprodukt *per capita* näitaja kõige kõrgem Ameerika Ühendriikides ning kõige madalam Itaalias. Siiski on kõikides riikides SKP *per capita* tase kogu vaadeldava perioodi jooksul pidevas tõusutrendis. Ainuke nähtav trendist kõrvalekalle on 2020. aastal, mille põhjuseks saab samuti tuua ülemaailmse koroonakriisi tagajärjed, mis põhjustasid muutusi inimeste tarbimises ja kaupade ning teenuste tarneahelates. Siiski on sisemajanduse koguprodukti näitaja järgnevatel aastatel kõigis vaadeldavates riikides kiiresti taastunud ja jätkab oma tõusutrendi.



Joonis 2. Sisemajanduse koguprodukt *per capita* (USD)

Allikas: OECD ja AMECO andmebaasid; autori koostatud veebilisas Truu (2024) olevate andmete põhjal

Töötuse määra ja sisemajanduse kogutoodangu *per capita* jooniste vaatamisel võib öelda, et antud muutujate vahel eksisteerib vastassuunaline seos. Vaadeldava perioodi jooksul on SKP *per capita* olnud pidevas tõusutrendis, kuid töötuse määr nähtavas langustrendis. See on vastavuses ka Okuni poolt esialgselt pakutud teooriaga, et ühe protsendipunktiline langus töötuse määras kajastub ligikaudu kolme protsendilises tõusus sisemajanduse kogutoodangus (Lee, 2000). Kuna Itaalias on peaaegu kogu vaadeldava perioodi jooksul olnud kõige kõrgem töötuse määr, kuid kõige madalam

sisemajanduse koguprodukt elaniku kohta, siis arvab autor, et antud riigis võib esineda kõrvalekalle teistest riikidest ka Okuni koefitsendis.

## 2.2. Analüüsimeetodite kirjeldus

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks on leida, kas Okuni seadus peab paika 11 nes valitud OECD riigis. Eelnevalt väljatoodud empiirilistest uuringutest selgub, et esineb kaks eri mudelit Okuni seaduse testimiseks: esimese diferentsiaali mudel ning „lõhe“ mudel (Lee, 2000). Mõlema mudeli põhjal viib autor läbi regressioonanalüüsi. Analüüsi teostamiseks kasutab autor ökonomeetriliste mudelite analüüsimiseks mõeldud programmi *Gretl* ning andmetöötlus programmi *Microsoft Excel* andmete õigele kujule viimiseks.

Tabel 2. Empiirilises analüüsis kasutatavate tunnuste nimetused, ühikud, lühendid ja allikad

Tunnuse nimetus, ühik	Lühend	Allikas
Sisemajanduse koguprodukt, USD <i>per capita</i>	SKP	OECD
Potentsiaalne sisemajanduse koguprodukt, USD <i>per capita</i>	POT_SKP	OECD
Töötuse määr, %	UNEMP	OECD
Naturaalne töötuse määr, %	NAWRU	AMECO
Sisemajanduse koguprodukti logaritm	l_SKP	OECD, autori arvutused
Potentsiaalse sisemajanduse koguprodukti logaritm	l_POT_SKP	OECD, autori arvutused
Sisemajanduse koguprodukti logaritmi diferents	d_l_SKP	OECD, autori arvutused
Töötuse määra diferents	d_UNEMP	OECD, autori arvutused

Allikas: OECD ja AMECO andmebaasid; autori koostatud veebilisus Truu (2024) olevate andmete põhjal

Ülalpool esitatud tabelis on toodud mudelite analüüsi käigus kasutatavate muutujate lühendid, ühikud ning allikad. Sisemajanduse koguprodukti ja potentsiaalse sisemajanduse koguprodukti andmed tuleb mudelis viia logaritmitud kujule selleks, et andmed oleks töötuse määra andmetega samal kujul. Esimese diferentsi mudeli puhul tuleb võtta diferents töötuse määra ning logaritmitud sisemajanduse koguprodukti näitajatest.

Erinevad autorid on mudelit formuleerinud mitmet moodi, kuid antud töös kasutab autor Lee (2000) väljatoodud mudeleid.

Valemis 1 on esitatud Okuni seaduse „lõhe“ mudeli üldkuju:

$$Y_t - Y_{t^*} = -\beta_l (U_t - U_{t^*}) + \varepsilon_t$$

kus

$Y_t$  – sisemajanduse koguprodukt

$Y_{t^*}$  – potentsiaalne sisemajanduse koguprodukt

$\beta_l$  – Okuni koefitsent

$U_t$  – töötuse määr

$U_{t^*}$  – naturaalne töötuse määr

$\varepsilon_t$  – juhuslik liige

Valemis 2 on esitatud Okuni seaduse esimese diferentsi mudeli üldkuju:

$$\Delta Y_t = -\beta_l \Delta U_t + \varepsilon_t$$

kus

$\Delta Y_t$  – sisemajanduse koguprodukti diferents

$\beta_l$  – Okuni koefitsent

$\Delta U_t$  – töötuse määra diferents

$\varepsilon_t$  – juhuslik liige

Okuni koefitsendid leitakse mõlema valemi puhul grupisisese fikseeritud efektidega mudeli või juhuslike efektidega mudeli kaudu, olenevalt sellest kumb mudeli kuju on parem. Antud mudelid annavad võimaluse võrrelda erinevate riikide Okuni koefitsente ajaperioodil 2010-2022. Selleks tuleb leida iga riigi kohta eraldi grupi keskmine ja kohandada mudelit leitud tõusuparameetrite hinnangutega.

Kõigepealt tuleb vaadelda mudeli regressorite olulisuse F-testi, mis näitab, et kui teststatistikule vastav olulisuse tõenäosus on väiksem kui 0,05, siis on vähemalt üks regressor statistiliselt oluline. Samuti tuleb võrrelda fikseeritud efektidega mudelit ühendatud mudeliga. Juhuslike efektidega mudeli puhul saab seda hinnata Bresch-Pagani testi abil. Kui teststatistiku olulisuse tõenäosuse väärtus on väiksem, kui 0,05, siis tuleb vastu võtta sisukas hüpotees: fikseeritud või juhuslike efektidega mudeli kuju on parem, kuna objektispetsiifilised vabaliikmed on statistiliselt olulised. (Gurjati, 2004)

Järgnevalt tuleb testida mudelit grupiviisilise heteroskedastiivsuse esinemise vastu. Selleks kasutatakse Waldi testi. Nullhüpoteesiks on, et grupiviisilist heteroskedastiivsust ei esine ning sisukaks hüpoteesiks, et esineb grupiviisiline heteroskedastiivsus. Kui testi olulisuse tõenäosuse väärtus on väiksem kui 0,05, siis tuleb vastu võtta sisukas hüpotees. Juhul, kui esineb heteroskedastiivsus, tuleb see eemaldada ning kui seda ei õnnestu eemaldada tuleb mudeli analüüsimisel kasutada kohandatud standardvigu. (Gurjati, 2004)

Samuti tuleb testida jääkliikmete normaaljaotust. Nullhüpoteesiks on, et jääkliikmed alluvad normaaljaotusele ja sisukaks hüpoteesiks, et jääkliikmed ei allu normaaljaotusele. Kui olulisuse tõenäosus on suurem kui 0,05, tuleb vastu võtta nullhüpotees. Normaaljaotuse testimiseks viiakse läbi Doornik-Hanseni test kõikide mudelisse lisatavate tunnuste kohta. (Gurjati, 2004)

Seejärel tuleb testida ka autokorrelatsiooni esinemist, kuna selle esinemine põhjustab valesi parameetrite standardvigu. Testimiseks kasutatakse Durbin-Watsoni statistikut. Nullhüpoteesiks on, et puudub esimest järku autokorrelatsioon ja sisukaks hüpoteesiks, et esineb esimest järku autokorrelatsioon. Nullhüpoteesi saab vastu võtta, kui DW statistik jääb kriitiliste väärtuste vahele. (Gurjati, 2004)

Lisaks võrreldakse fikseeritud efektidega mudelit ka juhuslike efektidega mudeli vastu, et olla kindel selles, kas tuleb kasutada fikseeritud efektidega mudelit või juhuslike efektidega mudelit. Selleks viiakse läbi Hausmani test, mille abil on võimalik neid kahte mudelit võrrelda. Kui testi läbiviimise tulemusel tuleb vastu võtta sisukas hüpotees, et hinnangutes esineb erinevus, siis ei tohi kasutada juhuslike efektidega mudelit ning peab kasutama fikseeritud efektidega mudelit. Sisuka hüpoteesi saab vastu võtta siis, kui teststatistiku p väärtus on väiksem kui 0,05. Kui tuleb vastu võtta nullhüpotees võtab autor kasutusele juhuslike efektidega mudeli, kuna sel juhul on mudeli efektiivsed hinnangud ka mõjusad. (Gurjati, 2004)

### 3. EMPIIRILINE ANALÜÜS

Antud peatüki esimeses osas annab autor detailse ülevaate regressioonanalüüsi sammudest ning tulemustest ja teises osas toob välja tulemustel põhinevad järeldused ning võrdleb neid varasemas kirjanduses väljatoodud tulemustega.

#### 3.1. Regressioonanalüüs

Saamaks teada, milline on riigi kogutoodangu ja töötuse määra suhet kirjeldav Okuni koefitsent autori valitud OECD riikides aastatel 2010-2022, kasutatakse grupisisesest fikseeritud efektidega või juhuslike efektidega ökonomeetrist mudelit, olenevalt sellest, kumb mudeli kuju on sobivam.

„Lõhe” mudeli puhul on sõltuvaks muutujaks sisemajanduse kogutoodangu lõhe, mis on leitud sisemajanduse koguprodukti ja potentsiaalse sisemajanduse koguprodukti logaritmid vahena. Sõltumatuks muutujaks on töötuse määra lõhe, mis on defineeritud töötuse määra ja naturaalse töötuse määra vahena.

Tabel 3. OECD riikide paneelandmete põhjal koostatud fikseeritud efektidega ja juhuslike efektidega Okuni seaduse „lõhe“ mudel

Selgitav muutuja	(1) FE	(2) RE	(3) FE, HAC	(4) RE, HAC
Konstant	-0,0133*** (0,0017)	-0,0134*** (0,0025)	-0,0133*** (0,0004)	-0,0134*** (0,0024)
UNEMP_GAP (UNEMP- NAWRU)	-0,1844** (0,0818)	-0,1626** (0,0711)	0,1844** (0,0791)	-0,1626** (0,0759)
Vaatluste arv	143	143	143	143
Riikide arv	11	11	11	11
R <sup>2</sup>	0,0374	0,0325	0,0374	0,0351

Allikas: Autori arvutused veebilisas Truu (2024) olevate andmete põhjal

Fikseeritud efektidega mudeli F-testi olulisuse tõenäosust näitav teststatistiku väärtus on  $p=0,0116 < 0,05$ , seega on mudel statistiliselt oluline. Mudeli kirjeldusvõimet iseloomustava determinatsioonikordaja väärtus on 0,0374, mis tähendab, et mudeli kirjeldusvõime on väga väike.

Regressorite olulisuse F-testi tulemusel sai autor, et  $p=0,0258 < 0,05$ , seega vähemalt üks regressor on statistiliselt oluline. Fikseeritud efektidega ja ühendatud mudeli võrdlemiseks kasutatud F-testi tulemuseks sai autor, et  $p=0,0358 < 0,05$ . Seega tuleb vastu võtta sisukas hüpotees: fikseeritud või juhuslike efektidega mudeli kuju on parem, kuna objektispetsiifilised vabaliikmed on statistiliselt olulised.

Seejärel testis autor grupisisese heteroskedastiivsuse esinemist fikseeritud efektidega „lõhe“ mudelis Waldi testi abil ning sai tulemuseks, et tuleb vastu sisukas hüpotees, et esineb heteroskedastiivsus, kuna  $p=1,10 \times 10^{-8} < 0,05$ , seega tuleb antud mudeli puhul kasutada heteroskedastiivsusega arvestamiseks kohandatud standardvigu.

Normaaljaotust testiti Doornik-Hanseni testi abil eraldi logaritmitud SKP lõhe ja töötuse määra lõhe puhul. Sisemajanduse koguprodukti lõhe näitaja ei allu normaaljaotusele, kuna teststatistiku olulisuse tõenäosuseks saadi  $1,414 \times 10^{-6}$ . Töötuse määra lõhe puhul saadi teststatistiku olulisuse tõenäosuseks  $p=0,8814$ , seega allub antud näitaja normaaljaotusele. Kuna mudeli valim on piisavalt suur ( $n > 100$ ), siis alluvad teststatistikud asümptootiliselt ikkagi standardsetele jaotusseadustele ning testimise tulemused on õiged. Autokorrelatsiooni testimisel saadi Durbin-Watson teststatistiku väärtuseks 1,73. Kuna see väärtus on  $d_l$  ja  $d_u$  väärtuste vahel ei ole võimalik antud testi abil otsustada, kas autokorrelatsioon esineb või mitte. Seega viis autor läbi lisaks Woolridge testi, mille tulemusel sai, et  $p=5,6966 \times 10^{-5}$ . Saab järeldada, et antud mudeli puhul autokorrelatsioon esineb.

Mudeli kuju sobivuse kontrollimiseks koostas autor ka samasuguse juhuslike efektidega mudeli ning viis läbi Hausmani testi, mille tulemusena  $p=0,5834 > 0,05$ , seega tuleb vastu võtta sisukas hüpotees, et hinnangud on mõjusad ning tohib kasutada juhuslike efektidega mudelit. Antud mudeli regressorite olulisuse Waldi testi tulemusel saadi teststatistikule vastavaks olulisuse tõenäosuseks  $p=0,0221 < 0,05$ , seega vähemalt üks regressor on statistiliselt oluline. Breush-Pagan testi tulemusel saadi  $p$  väärtuseks  $2,638 \times 10^{-26}$ , seega on juhuslike efektidega mudel parem kui ühendatud mudel.

Mudeli kirjeldusvõimet iseloomustav  $R^2=0,0325$ , seega on ka selle mudeli kirjeldusvõime väga väike. Normaaljaotuse tulemused on samad mis esimese mudeli puhul. Autokorrelatsiooni testimisel oli tulemus sama nagu fikseeritud efektidega mudeli puhul.

Tulenevalt antud testidest tuleb mõlema mudeli puhul kasutada kohandatud standardvigu ning uute mudelite tulemused on toodud Tabelis 3, koos esialgsete mudelite tulemustega.

Seejärel viib autor läbi analüüsi Okuni seaduse esimese diferentsi mudeli kohta. Sõltuvaks muutujaks on logaritmitud sisemajanduse koguprodukti diferents ja sõltumatuks muutujaks on töötuse määra diferents.

Tabel 4. OECD riikide paneeländmete põhjal koostatud fikseeritud efektidega ja juhuslike efektidega Okuni seaduse esimese diferentsi mudel

Selgitav muutuja	(1) FE	(2) RE	(3) FE, HAC	(4) RE, HAC
Konstant	-0,0345*** (0,0026)	-0,0346*** (0,0026)	-0,0345*** (0,0005)	-0,0346*** (0,0013)
d_UNEMP	-1,8743*** (0,3378)	-1,8211*** (0,3248)	-1,8743*** (0,2504)	-1,8211*** (0,2431)
Vaatluste arv	132	132	132	132
Riikide arv	11	11	11	11
R <sup>2</sup>	0,1903	0,1832	0,1924	0,1833

Allikas: Autori arvutused veebilisas Truu (2024) olevate andmete põhjal

Mudeli seletusvõimet kirjeldav  $R^2=0,1903$  fikseeritud efektidega mudeli põhjal. Statistilist olulisust iseloomustava teststatistiku p väärtus on  $0,0016 < 0,05$ , seega on mudel statistiliselt oluline. Heteroskedastiivsust kontrolliti Waldi testi abil ning saadi tulemuseks, et p väärtus on  $3,7965 \times 10^{-5} < 0,05$  ehk tuleb vastu võtta sisukas hüpotees: esineb heteroskedastiivsus ja tuleb kasutada kohandatud standardvigu.

Fikseeritud efektidega mudeli puhul on Durbin-Watson statistiku väärtus 1,97, mis jääb kriitilise väärtuse  $d_u=1,7552$  ja kahe vahele, seega saab vastu võtta nullhüpoteesi ja esimest järku autokorrelatsiooni ei esine. Normaaljaotuse testimisel saadi logaritmitud sisemajanduse koguprodukti diferentsi puhul Doornik-Hanseni teststatistiku olulisuse tõenäosuseks 0,3342, seega saab vastu võtta nullhüpoteesi: antud näitaja jääkliikmed alluvad normaaljaotusele. Töötuse määra puhul  $p=3,8595 \times 10^{-10}$ , mis tähendab, et jääkliikmed ei allu normaaljaotusele ja vastu tuleb võtta sisukas hüpotees.

Et võrrelda fikseeritud efektidega mudelit juhuslike efektidega mudeli vastu, tuleb viia läbi Hausmani test. Hausmani testi puhul  $p=0,2996 > 0,05$ , seega saab vastu võtta nullhüpoteesi ning juhuslike efektidega mudeli eeldus on täidetud ning seda mudelit tohib kasutada. Regressorite

olulisuse testi tulemuseks saadi  $p=2,0641 \times 10^{-8}$ , seega on vähemalt üks regressoritest oluline. Kõik mudeli liikmed alluvad normaaljaotusele nagu ka fikseeritud efektidega mudeli põhjal ning Durbin-Watson teststatistiku väärtus on 1,97, seega autokorrelatsiooni ei esine. Mudeli kirjeldusvõimet iseloomustav  $R^2=0,1832$ , seega on esimese diferentsi mudelite kirjeldusvõime palju parem kui „lõhe“ mudelite puhul kuid siiski päris madal. Lee (2000) on oma töös välja toonud  $R^2$  näitajad ka riikide kaupa ning ka tema mudelite puhul on enamus mudeli kirjeldusvõime kordajaid vahemikus 0,1-0,5. Samuti on Ball *et al.* (2019) oma analüüsi puhul välja toonud  $R^2$  väärtuse enamus riikide puhul vahemikus 0,03-0,6.

Nii fikseeritud efektidega kui ka juhuslike efektidega esimese diferentsi mudeli puhul tuleb kasutada kohandatud standardvigu, et võtta arvesse heteroskedastiivsuse mõjudega. Kohandatud standardvigadega mudelite tulemused on toodud Tabelis 4.

Okuni seaduse „lõhe“ mudeli ja esimese diferentsi mudeli hindamiseks on sobilik kasutada nii juhuslike efektidega kui ka fikseeritud efektidega mudelit. Tulenevalt mõlema mudeli Hausmani testi tulemustest on korrektne kasutada juhuslike efektidega mudelit, kuna mudeli efektiivsed hinnangud on ka mõjusad. Kuna Okuni seaduse „lõhe“ mudeli kirjeldusvõimet iseloomustava  $R^2$  väärtus on mõlemal juhul ainult ligikaudu 3%, siis otsustas autor teha järeldusi ainult esimese diferentsi mudeli põhjal, et vältida valesi järeldusi. Seega kasutatakse lõplikute järelduste tegemiseks juhuslike efektidega esimese diferentsi mudelit, mille puhul on kasutatud kohandatud standardvigu.

### **3.2. Järeldused**

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks oli regressioonanalüüsi abil saada teada, kas Okuni seadus peab paika ka tänapäeval autori valitud OECD riikides. Töö eesmärgiks oli teada saada, kas ka tänapäeva majanduses esineb Okuni seadusele vastav seos töötuse määra ja sisemajanduse koguprodukti vahel. Töö eesmärgi saavutamiseks sõnastas autor kaks uurimisküsimust, kas riigi töötuse määra ja sisemajanduse koguprodukti vahel esineb Okuni seadusele vastav seos ning kas antud seos peab paika ka kriisiperioodidel. Analüüsi valim põhines 11ne OECD riigi andmetel 2010-2022 aastatel ja koguvaatluste arv on 143.



Okuni koefitsendi leidmiseks kasutati kahte erinevat mudelit: „lõhe“ mudel ning esimese diferentsi mudel. Mõlema mudeli kohta viidi läbi regressioonanalüüs fikseeritud efektidega ja juhuslike efektidega mudeli põhjal. Samuti leiti mudelite jaoks kirjeldusvõimet iseloomustav  $R^2$ , võrreldi erinevaid mudeli kujusid ja viidi läbi testid heteroskedastiivsuse, autokorrelatsiooni ja normaaljaotuse kohta. Kõik mudelid olid statistiliselt olulised, kuid kuna „lõhe“ mudeli kirjeldusvõime nii fikseeritud efektidega kui ka juhuslike efektidega mudeli põhjal oli ligikaudu 3%, siis autor antud mudelit järelduste tegemiseks ei kasuta. Kuna nii „lõhe“ mudeli kui ka esimese diferentsi mudeli puhul esines heteroskedastiivsus ja „lõhe“ mudeli puhul ka autokorrelatsioon, siis kasutas autor lõplikutes mudelites kohandatud standardvigu.

Kogu valimi keskmiseks Okuni koefitsiendiks esimese diferentsi mudeli põhjal sai autor -1,82114, mis tähendab, et ühe protsendipunktiline muutus töötuse määras mõjutab vastassuunaliselt sisemajanduse koguprodukti ligikaudu 1,8 protsendipunkti võrra. Autori leitud Okuni koefitsient erineb esialgselt väljatoodud seadusest 1,2 protsendipunkti võrra. Antud tulemus on sarnane Freemani (2000) poolt väljatoodud järeldustele, kelle tulemuste põhjal jäid Okuni koefitsendid eri regioonides peamiselt -2 ja -2,5 vahele, mis tähendab, et esialgselt Okuni poolt väljapakutud kolme protsendipunktiline kasv sisemajanduse kogutoodangus on Freemani tulemuste põhjal vähenenud 0,5-1 protsendipunkti võrra. Samuti on tulemus väga sarnane Lee (2000) saadud tulemustele, kes sai Kalamani filtri abil leitud keskmiseks Okuni koefitsiendiks 1,82. Seega saab tuua välja vastuse autori poolt töö alguses püstitatud esimesele uurimisküsimusele, et Okuni seadus peab küll paika tänapäeva majanduses, kuid väiksemal määral, kui Okun esialgselt välja on pakkunud.

Tabel 5. Okuni koefitsendid riikide kaupa esimese diferentsi mudeli põhjal

Riik	$\beta_1$ esimese diferentsi mudeli põhjal
Austria	-1,834
Belgia	-1,858
Taani	-1,866
Soome	-1,843
Prantsusmaa	-1,840
Saksamaa	-1,886
Itaalia	-1,830
Holland	-1,870
Rootsi	-1,837
Inglismaa	-1,885
Ameerika Ühendriigid	-1,933

Allikas: Autori arvutused veebilisas Truu (2024) olevate andmete põhjal

Et võrrelda Okuni koefitsente kõigis valimisse kuuluvates riikides on autor arvanud välja tulemused ka iga riigi kohta eraldi. Tabelist 5 on näha, et Okuni koefitsendid on erinevates riikides väga sarnased. Ainus riik, mille puhul on näha suuremat erisust on Ameerika Ühendriigid, kus esineb ka kõige tugevam seos töötuse määra ja sisemajanduse koguprodukti vahel. Kõige nõrgem seos esineb Itaalias. Lee (2000) läbiviidud analüüsi tulemustest järeldus samuti, et kõige väiksem Okuni koefitsient esines Itaalias. Selle põhjuseks võib olla, et Itaalias esines peaaegu terve vaatlusperioodi jooksul kõige kõrgem töötuse määr ning kõige madalam sisemajanduse koguprodukti näitaja. Ameerika Ühendriikide puhul võib seose tugevust toetada ka valitud riikidest kõige kõrgem sisemajanduse koguprodukti *per capita* näitaja ning päris madal töötuse määr.

Tabel 6. Okuni koefitsendid aastate kaupa esimese diferentsi mudeli põhjal

Aasta	$\beta_1$ esimese diferentsi mudeli põhjal
2010	-
2011	-1,880
2012	-1,795
2013	-1,786
2014	-1,857
2015	-1,875
2016	-1,885
2017	-1,904
2018	-1,941
2019	-1,885
2020	-1,684
2021	-1,875
2022	-2,021

Allikas: Autori arvutused veebilisas Truu (2024) olevate andmete põhjal

Selleks, et leida vastus teisele uurimisküsimusele on autor toonud välja Okuni koefitsendid iga aasta kohta perioodil 2011-2022. 2010. aasta kohta pole võimalik tulemust välja tuua, kuna polnud võimalik arvutada antud aasta kohta diferentsi.

Kõige kõrgem on Okuni koefitsient aastal 2022, kus näitaja ületab ainukese korrana kahte, mis võib viidata sellele, et seos töötuse määra ja sisemajanduse koguprodukti vahel on tugevnemas, kuid samas võib olla ka tegemist erindiga. Kõige madalam Okuni koefitsient on aastal 2020, kus näitaja väärtus on -1,68. Ülejäänud aastatel on Okuni koefitsendid suhteliselt sarnases suurusjärgus. Seega saab autor tuua välja vastuse teisele töö alguses püstitatud uurimisküsimusele, et töötuse määra ja riigi sisemajanduse kogutoodangu vahel esineb Okuni seadusele vastav seos

ka majanduskriisi perioodil, kuid seos on nõrgem, kui stabiilses majandusolukorras. Kuna autoril ei olnud võimalik uurida pikemat ajaperioodi andmete puudumise tõttu potentsiaalse sisemajanduse koguprodukti kohta siis soovitaks autor mudeli edasiarendusena võtta vaatluse alla pikem periood, kus on ajaperioodi sisse jäänud rohkem kui üks majanduskriisi olukord, et saada parem ülevaade Okuni seaduse dünaamikast ja paikapidavusest just majanduskriisi perioodidel.

## KOKKUVÕTE

Käesoleva bakalaureusetöö eesmärgiks oli uurida, kas Okuni seadus, mis kirjeldab vastassuunalist seost töötuse määra ja sisemajanduse koguprodukti vahel, peab paika autori valitud OECD riikides ning kuidas peab seadus paika majanduskriisi perioodil. Seaduse paikapidavuse uurimine tänapäeva majanduses on oluline, kuna seadus on esitatud väga pikka aega tagasi ning see on oluline riigi poliitikakujundajate jaoks, et rakendada ja muuta struktuurseid- ja stabilisatsioonipoliitikaid. Tulenevalt töö eesmärgist on autor töö alguses toonud välja järgnevad uurimisküsimused:

- Kas OECD riikides esineb ka tänapäeva majanduses Okuni seadusele vastav seos riigi töötuse määra ja sisemajanduse koguprodukti vahel?
- Kas OECD riikides peab Okuni seadus paika ka majanduskriisi perioodil?

Analüüsi läbiviimiseks kasutati sekundaarseid makroandmeid, mis pärinevad Majanduskoostöö ja Arengu Organisatsiooni (OECD – *Organization for Economic Co-operation and Development*) andmebaasist ning Euroopa Komisjoni Majandus – ja Rahandus Asjade Peadirektoraadile kuuluvast AMECO (*Annual Macroeconomic Database*) andmebaasist. Uuritavaks ajaperioodiks olid aastad 2010-2022, kuhu sisse jäi ka COVID-19 kriisiperiood. Valimisse kuuluvad riigid olid järgnevad: Austria, Belgia, Taani, Soome, Prantsusmaa, Saksamaa, Itaalia, Holland, Rootsi, Inglismaa ja Ameerika Ühendriigid.

Empiirilise analüüsi käigus viidi läbi regressioonanalüüs fikseeritud efektidega ja juhuslike efektidega mudeli abil kahe Okuni seaduse mudeli põhjal: esimese diferentsi mudel ning „lõhe“ mudel. Esimese diferentsi mudelis oli sõltuvaks muutujaks diferents logaritmitud sisemajanduse koguprodukt *per capitast* ja sõltumatuks muutujaks diferents töötuse määrast. „Lõhe“ mudeli puhul võeti sõltuvaks muutujaks sisemajanduse koguprodukti lõhe, mille arvutas autor sisemajanduse koguprodukti ja potentsiaalse SKP vahena. Sõltumatuks muutujaks oli töötuse määra ja naturaalse töötuse määra vahe. Kõikide mudelite puhul viidi läbi ka testid heteroskedastiivsuse, normaaljaotuse ja autokorrelatsiooni kohta.

Kuna „lõhe“ mudeli kirjeldusvõime oli väga madal siis selle põhjal järeldusi teha ei saanud, kuid esimese diferentsi mudeli põhjal saadud järeldused ühtisid mitme varasemas kirjanduses välja toodud autorite tööde tulemustega. Analüüsi tulemusel leiti vastused ka töö alguses püstitatud uurimisküsimustele.

Esimese uurimisküsimuse vastuseks leidis autor, et ühe protsendipunktiline muutus töötuse määras mõjutab vastassuunaliselt sisemajanduse koguprodukti ligikaudu 1,8 protsendipunkti võrra. Teisele uurimisküsimusele tõi autor vastuseks, et Okuni seadus peab paika küll majanduskriisi olukorras, kuid väiksemal määral, kui stabiilses majandusolukorras.

Teema edasiarenduseks pakub autor välja uurida Okuni seadust ja selle dünaamikat pikema ajaperioodi jooksul, sest nii oleks võimalik lisada analüüsi rohkem majanduskriisi perioode. Seeläbi oleks võimalik paremini mõista Okuni koefitsendi muutusi just ebastabiilsetes majandusoludes.

# SUMMARY

## VALIDITY OF OKUN'S LAW IN OECD COUNTRIES

Liisi Truu

The aim of this bachelor's thesis was to examine whether Okun's law, which describes an inverse relationship between the unemployment rate and gross domestic product, holds true in the selected OECD countries and how it holds during economic crises. Investigating the validity of the law in today's economy is crucial since it was proposed a long time ago and is significant for policymakers to implement and modify structural and stabilization policies. Based on the aim of the study, the author posed the following research questions at the beginning:

- Does an Okun's law-compliant relationship between the unemployment rate and gross domestic product exist in OECD countries in today's economy?
- Does Okun's law hold true in OECD countries during economic crises?

Secondary macroeconomic data from the Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) database and the Annual Macroeconomic Database (AMECO) belonging to the Economic and Financial Affairs Directorate-General of the European Commission were used for analysis. The study period ranged from 2010 to 2022, including the COVID-19 crisis period. The countries included in the sample were Austria, Belgium, Denmark, Finland, France, Germany, Italy, the Netherlands, Sweden, the United Kingdom, and the United States.

Empirical analysis was conducted using regression analysis with fixed effects and random effects models based on two Okun's law models: the first difference model and the gap model. In the first difference model, the dependent variable was the difference of the logarithm of GDP *per capita*, and the independent variable was the difference of the unemployment rate. In the gap model, the dependent variable was the gap of GDP, calculated as the difference between GDP and potential GDP and the independent variable was the difference between the unemployment rate and the

natural unemployment rate. Tests for heteroscedasticity, normality of residual and autocorrelation were conducted for all models.

Since the gap model had very low descriptive power, no conclusions could be drawn from it. However, the conclusions drawn from the first difference model were consistent with the results of several previous studies cited in the literature. As a result of the analysis, answers to the research questions posed at the beginning of the study were found.

In response to the first research question, the author found that a one percentage point change in the unemployment rate affects GDP inversely by approximately 1.8 percentage points. Regarding the second research question, the author concluded that Okun's law holds true during economic crises but to a lesser extent than in stable economic conditions.

As a suggestion for further research, the author proposes to investigate Okun's law and its dynamics over a longer period to include more economic crisis periods. This would enable a better understanding of changes in the Okun coefficient in unstable economic conditions.

## KASUTATUD ALLIKATE LOETELU

- Aguiar-Conraria, L., Martins, M. M. F. & Soares, M. J. (2020). Okun's Law across time and frequencies. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 116.  
<https://doi.org/10.1016/j.jedc.2020.103897>
- Argandoña, A. (2016). *Gross Domestic Product (GDP) and Gross National Product (GNP)*. Encyclopedia of Business Ethics and Society, Forthcoming, 1153-E.
- Ball, L., Furceri, D., Leigh, D. & Lougani, P. (2019). Does One Law Fit All? Cross- Country Evidence on Okun's Law. *Open Economies Review*, 30, 841- 874.  
<https://doi.org/10.1007/s11079-019-09549-3>
- Ball, L., Leigh, D. & Loungani, P. (2017) Okun's Law: Fit at 50? *Journal of Money, Credit and Banking*, 49(7) <https://doi.org/10.1111/jmcb.12420>
- Cain, G. G. (1979). The unemployment rate as an economic indicator. *Monthly Labor Review*, 102(3), 24-35.
- Callen, T. (2008). What Is Gross Domestic Product. *Finance & Development*, 45(4), 48- 49.
- Crump, R. K., Nekarda, C. J. & Petrosky-Nadeau, N. (2020). Unemployment Rate Benchmarks. *Finance and Economics Discussion Series*, 2020(072).  
<https://doi.org/10.17016/FEDS.2020.072>
- Donayre, L. (2022). On the behavior of Okun's law across business cycles. *Economic Modelling*, 112. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2022.105858>
- Fioramonti, L. (2013). *Gross Domestic Problem: The Politics Behind the World's Most Powerful Number*. Bloomsbury Publishing
- Fosten, J. & Ghoshray, A. (2011). Dynamic persistence in the unemployment rate of OECD countries. *Economic Modelling*, 28(3), 948-954.  
<https://doi.org/10.1016/j.econmod.2010.11.007>
- Elhorst, J. P. & Emili, S. (2022). A spatial econometric multivariate model of Okun's law. *Regional Science and Urban Economics*, 93.  
<https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2021.103756>
- Freeman, D. G. (2000). Regional tests of Okun's law. *International Advances in Economic Research*, 6, 557-570
- Gordon, R. J. (2010). Okun's law and productivity innovations. *American Economic Review*, 100(2), 11-15. DOI: 10.1257/aer.100.2.11



- Grant, A. L. (2018). The Great Recession and Okun's law. *Economic Modelling*, 69, 291-300. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2017.10.002>
- Gurjati, Damorodar. N. (2004). Basic Econometrics.
- Hall, R. E. (1979). A theory of the natural unemployment rate and the duration of employment. *Journal of Monetary Economics*, 5(2), 153-169. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(79\)90001-1](https://doi.org/10.1016/0304-3932(79)90001-1)
- Hall, R. E., Gordon, R. A., Holt, C. (1970). Why Is the Unemployment Rate So High at Full Employment? *Brookings Papers on Economic Activity*, 1970(3), 369-410 <https://doi.org/10.2307/2534138>
- Harris, R. & Silverstone, B. (2001). Testing for asymmetry in Okun's law: A cross-country comparison. *Economics Bulletin*, 5(2), 1-13
- Hudakova, J. (2017). Relationship between gross domestic product and human development index. *The Proceeding of 4th International Multidisciplinary Scientific Conferences on Social Sciences & Arts SGEM*.
- Ibragimov, M. & Ibragimov, R. (2017). Unemployment and output dynamics in CIS countries: Okun's law revisited. *Applied Economics*, 49(34), 3452-3479. <https://doi.org/10.1080/00036846.2016.1262519>
- Lee, J. (2000). The robustness of Okun's law: Evidence from OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, 22(2), 331-356. [https://doi.org/10.1016/S0164-0704\(00\)00135-X](https://doi.org/10.1016/S0164-0704(00)00135-X)
- OECD Data. Unemployment rate. Gross domestic product. Kasutatud 19.03.2024 <https://data.oecd.org/gdp/gross-domestic-product-gdp.htm>
- OECD Data. Unemployment rate. Kasutatud 10.03.2024. <https://data.oecd.org/unemp/unemployment-rate.htm>
- O'Neill, D. (2014). *Degrowth: A Vocabulary for a New Era: Gross domestic product*. Routledge.
- Rissman, E. R. (1986). What is the natural rate of unemployment? *Economic Perspectives*, 10, 3-17.
- Silvapulle, P., Moosa, I. A & Silvapulle, M. J. (2004). Asymmetry in Okun's law. *Canadian Journal of Economics*, 37(2). <https://doi.org/10.1111/j.0008-4085.2004.00006.x>
- Summers, L. H. (1981). Measuring Unemployment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1981(2), 609-620. <https://doi.org/10.2307/2534348>
- Truu, L. (2024). *Bakalaureusetöö lisad*. Kättesaadav: <https://drive.google.com/file/d/1-0YcWGP-1bTv41IN839bEagPgmpvYf3z/view>

Victor P. A. (2014). *Degrowth: A Vocabulary for a New Era: Growth*. Routledge.

Villaverde, J. & Maza, A. (2016). The robustness of Okun's law in Spain, 1980–2004. Regional evidence. *Journal of Policy Modeling*, 31(2), 289-297.  
<https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2008.09.003>

## LISAD

### Lisa 1. Ülevaade varasematest empiirilistest uuringutest

Töö autorid	Uuritav andmestik	Meetodid	Tulemused
Lee (2000)	aastad 1955–1996, 16 OECD riiki	esimese diferentsi mudel ja „lõhe“ mudel, „Lõhe“ mudeli puhul kasutati Kalamani, HP ja BN filtrit	Okuni seadusele vastav seos eksisteerib vaadeldavates riikides, kuid pole nii tugev, kui esialgselt arvatud. Keskmised Okuni koefitsendid on vastavalt meetoditele 2,04, 1,82, 1,9 ja 2,3
Freeman (2000)	USA aastased ja kvartaalsed andmed 1958-1998 ja 1977-1997 perioodidel	„lõhe“ mudel, kus sõltuvaks muutujaks on SKP ja sõltumatuks muutujaks töötuse määr	Okuni koefitsentideks saadi 1958-1998 aastaste andmete põhjal 1,99 ja 1,91 ning kvartaalsete andmete põhjal 1,99. Aastatel 1977-1997 saadi koefitsentideks 2,25 ja 1,92
Villaverde & Maza (2008)	aastad 1980-2004, 17 Hispaania regiooni	„lõhe“ mudel, kus sõltuvaks muutujaks on töötuse määr ja sõltumatuks muutujaks SKP	Hispaania keskmisteks Okuni koefitsentideks saadi erinevaid trendi eristamise meetodeid kasutades -0,96, -0,91 ja -0,74
Grant (2018)	USA kvartaalsed andmed aastatel 1948-2016	„lõhe“ mudel, kus sõltuvaks muutujaks on töötuse määr ja sõltumatuks muutujaks SKP	uurimisperioodi alguses oli Okuni koefitsient -2,5, kuid perioodi lõpuks tõusis -0,5ni
Ibragimov & Ibragimov (2017)	6 CIS riiki, kvartaalsed andmed, aastatel 1947-2011	„lõhe“ mudel, kus sõltuvaks muutujaks on SKP ja sõltumatuks muutujaks töötuse määr	Okuni koefitsendid erinevates riikides jäid vahemikku 0,006–0,07
Aguiar-Conraria <i>et al.</i> (2019)	USA 1949-2018 aastate kvartaalsed andmed	esimese diferentsi mudel ja „lõhe“ mudel, kus sõltuvaks muutujaks on töötuse määr ja sõltumatuks muutujaks SKP	Okuni koefitsendid kahe mudeli põhjal ning erinevate pikkusega äri-tsükli jooksul jäid vahemiku 0,2-1,0
Ball <i>et al.</i> (2017)	71 riigi andmed, millest 29 on arenenud riigid ja 42 arengumaad	„lõhe“ mudel, kus sõltuvaks muutujaks on SKP ja sõltumatuks muutujaks töötuse määr	keskmine Okuni koefitsient arengumaades on -0,2 ja arenenud riikides -0,4

Allikas: Autori koostatud tabel peatükis 1.3 toodud allikate põhjal

## Lisa 2. Lihtlitsents

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

Mina Liisi Truu

1. Annan Tallinna Tehnikaülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose „Okuni seaduse paikapidavus OECD riikide näitel“,

mille juhendaja on Kaja Lutsoja,

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. ja 1.2, siis lihtlitsents nimetatud tähtaja jooksul ei kehti.